

EDUARDO LEONEL BOTTEGA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE DE SOJA E DOS
ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO SOB ROTAÇÃO
DE CULTURAS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2011

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

B751v
2011

Bottega, Eduardo Leonel, 1985-

Variabilidade espacial da produtividade de soja e dos atributos do solo em sistema de plantio direto sob rotação de culturas / Eduardo Leonel Bottega. – Viçosa, MG, 2011. xiv, 128f. : il (algumas col.) ; 29cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Daniel Marçal de Queiroz.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Inclui bibliografia.

1. Agricultura de precisão. 2. Produtividade agrícola.
3. Geologia - Métodos estatísticos. I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22. ed. 631.3

EDUARDO LEONEL BOTTEGA

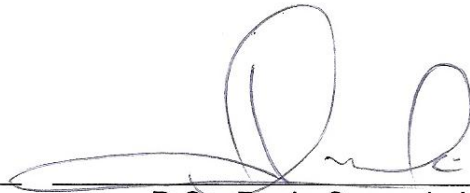
**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE DE SOJA E DOS
ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO SOB ROTAÇÃO
DE CULTURAS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

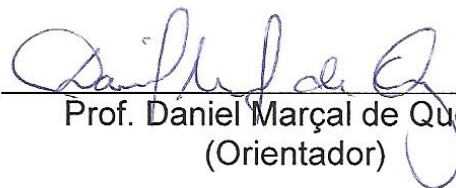
APROVADA: 11 de fevereiro de 2011.



Prof. Francisco de Assis de
Carvalho Pinto
(Coorientador)



D.Sc. Paulo Cesar de Lima



Prof. Daniel Marçal de Queiroz
(Orientador)

A Deus, fonte de todo saber, Senhor e Criador de tudo, principal responsável desta conquista e de todas que vem preenchendo minha caminhada, graças a suas bênçãos e seu amor incondicional temos forças para lutar e vencer os desafios de nossa jornada.

Aos meus amados pais Danilo José Bottega e Solange Inês Bottega pelos valores familiares ensinados, pela atenção, dedicação, amor, confiança, fé e incentivo depositados em mim.

Ao meu avô Mário José Bottega, exemplo de humildade, generosidade, bondade, luta e fé, ser humano espetacular.

As minhas irmãs, sempre dispostas a ajudar nas horas difíceis, pelo carinho, amor e companheirismo incondicional.

A minha namorada Priscilla, companheira, amiga, confidente, cúmplice e amor da minha vida, por toda atenção e paciência.

Aos meus queridos amigos Cristiano e Leidy, pela dedicação, orientação, incentivo e confiança em meu potencial, desde o início de minha caminhada acadêmica.

*“Leva tempo para alguém ser bem sucedido
porque o êxito não é mais do que
a recompensa natural pelo tempo gasto
em fazer algo direito.”
(Joseph Ross)*

AGRADECIMENTOS

A Universidade Federal de Viçosa, em especial ao Departamento de Engenharia Agrícola, pela confiança depositada em meu potencial me aceitando no curso de mestrado.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão de bolsa de estudos e pelo financiamento desta pesquisa.

Ao professor Daniel Marçal de Queiroz, pela oportunidade de convívio, amizade, confiança, incentivo e orientação no desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores Cristiano Márcio Alves de Souza, Francisco de Assis de Carvalho Pinto e Nerilson Terra Santos, pela amizade, confiança e empenho para que a qualidade deste estudo fosse primordial, contribuindo com importantes sugestões e solucionado várias dúvidas que surgiram no decorrer do desenvolvimento deste.

Aos professores Haroldo Fernandes, Pedro Hurtado e Fábio Santos pelo convívio, amizade, apoio e contribuições sugeridas no decorrer do desenvolvimento deste trabalho.

Aos irmãos Lúcio e Gabriel Basso, por acreditarem e apoiarem este estudo, fornecendo a área e todas as informações requeridas durante o seu desenvolvimento, bem como o excepcional apoio logístico.

Ao Engenheiro Agrônomo M.Sc. Justino Sidronio Franco Ribeiro e toda equipe da empresa Cerrado Desenvolvimento Agropecuário LTDA, responsáveis pelo contato e apresentação da proposta de pesquisa ao Sr.

Lúcio Basso, também pela atenção, dedicação e empenho na realização do presente estudo.

Ao estudante de Agronomia da Universidade Federal da Grande Dourados, Rafael Barbosa, pela dedicação e auxílio durante a coleta de dados em campo, primordial etapa para realização desta pesquisa.

Aos amigos da Mecanização Agrícola, Samuel, Mário (Gerente), Marcelo, Frederico, Wagner (Peixe), Cleyton, Denis, Lalá, Selma, André, Raphael, Marcus (Barba), Amanda, Robson (Japoneis), Daniel (Sorriso), Paulinha, Wevergton (Gigante), Geice, Enrique, Sárvio, Wagner, Gustavo, Antônio, Lorena, Marley, Gracielly e Jeferson pelo convívio, amizade, ajuda e companheirismo no dia a dia de laboratório.

Aos amigos da República Capivara, Marcelo, Vinicius, Rodolpho, Frederico e Emílio, pelo convívio e amizade.

A todos que de forma direta ou indireta contribuíram na realização deste estudo.

BIOGRAFIA

EDUARDO LEONEL BOTTEGA, filho de Danilo José Bottega e Solange Inês Bottega, nasceu em Fátima do Sul, MS, no dia 29 de abril de 1985.

Em março de 2004 ingressou no curso de Agronomia, na Universidade Federal da Grande Dourados, em Dourados-MS, obtendo o título de Engenheiro Agrônomo em dezembro de 2008.

Em Março de 2009 ingressou no curso de Mestrado em Engenharia Agrícola, área de concentração em Mecanização Agrícola, na Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se a defesa de dissertação em fevereiro de 2011.

SUMÁRIO

RESUMO.....	x
ABSTRACT	xiii
1.INTRODUÇÃO GERAL	1
1.1.Objetivos	4
1.2.Justificativas.....	4
1.3.Disposição do trabalho.....	5
2.REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	6
CAPÍTULO 1 - VARIABILIDADE ESPACIAL E CORRELAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS, FÍSICOS E DA CONDUTIVIDADE ELÉTRICA APARENTE DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO	9
1.1.INTRODUÇÃO	9
1.2.MATERIAL E MÉTODOS.....	12
1.2.1.Área de estudo.....	12
1.2.2.Determinação da condutividade elétrica aparente do solo (CE)	13
1.2.3.Determinação das características físicas e químicas do solo	15
1.2.4.Análise estatística e geoestatística dos dados.....	16

1.3.RESULTADOS E DISCUSSÃO	19
1.3.1.Estatística descritiva	19
1.3.2.Correlação entre a condutividade elétrica e os atributos do solo	23
1.3.3.Análise geoestatística e confecção dos mapas temáticos	28
1.4.CONCLUSÕES	36
1.5.REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	37
CAPÍTULO 2 - VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRODUTIVIDADE DE SOJA E SUA CORRELAÇÃO COM ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO.....	43
2.1.INTRODUÇÃO	43
2.2.MATERIAL E MÉTODOS	46
2.2.1.Área de estudo.....	46
2.2.2.Determinação da condutividade elétrica aparente do solo (CE)	47
2.2.3.Determinação das características físicas e químicas do solo	49
2.2.4.Obtenção e análise dos mapas de produtividade	50
2.2.5.Análise estatística clássica e geoestatística dos dados	51
2.3.RESULTADOS E DISCUSSÃO	55
2.3.1.Estatística descritiva	55
2.3.2.Correlação entre a produtividade, condutividade elétrica aparente e atributos físicos e químicos do solo	58
2.3.3.Análise da variabilidade espacial e temporal da produtividade.....	60
2.4.CONCLUSÕES	66
2.5.REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	67

CAPÍTULO 3 - INFLUÊNCIA DE DIFERENTES GRADES AMOSTRAIS NA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DOS ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO	71
3.1.INTRODUÇÃO	71
3.2.MATERIAL E MÉTODOS.....	74
3.2.1.Área de estudo.....	74
3.2.2.Obtenção das diferentes grades amostrais.....	75
3.2.3.Determinação das características físicas e químicas do solo	76
3.2.4.Análise estatística e geoestatística dos dados.....	79
3.3.RESULTADOS E DISCUSSÃO	82
3.3.1.Estatística descritiva	82
3.3.2.Análise geoestatística e confecção dos mapas temáticos	87
3.3.3.Correlação entre os mapas de atributos do solo.....	103
3.4.CONCLUSÃO	105
3.5.REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	106
4.CONCLUSÃO GERAL.....	110
APÊNDICES.....	113
APÊNDICE A - VARIOGRAMAS EXPERIMENTAIS.....	114
APÊNDICE B - GRÁFICOS DE VALIDAÇÃO CRUZADA	122

RESUMO

BOTTEGA, Eduardo Leonel, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2011. **Variabilidade espacial da produtividade de soja e dos atributos do solo em sistema de plantio direto sob rotação de culturas.** Orientador: Daniel Marçal de Queiroz. Coorientadores: Cristiano Márcio Alves de Souza, Francisco de Assis de Carvalho Pinto e Nerilson Terra Santos.

Os objetivos deste trabalho foram analisar a variabilidade espacial dos atributos do solo em um sistema de produção agrícola, analisar a variabilidade espacial e temporal da produtividade e sua correlação com os atributos do solo e estudar a influência de diferentes grades amostrais na modelagem da dependência espacial dos atributos do solo. A coleta de dados foi realizada em uma propriedade localizada no cerrado brasileiro, importante na produção de cereais. A área amostral utilizada no estudo possui aproximadamente 90 hectares. A grade amostral utilizada foi composta por dois pontos por hectare. Foram coletadas 181 amostras de solo compostas por quatro amostras simples cada, representativas da profundidade de 0 – 0,20 m. Em cada ponto amostral foram realizadas três leituras da condutividade elétrica aparente do solo utilizando um aparelho portátil. Para a análise da variabilidade temporal da produtividade foram utilizados mapas de produtividades representativos de três

safras de soja. Na análise da influência de diferentes configurações de grades amostrais, a área foi dividida em células de 2,9 e 4,7 hectares. Utilizou-se um receptor GPS topográfico com correção diferencial para georeferenciamento dos pontos amostrais. Os mapas de produtividade foram adquiridos por uma colhedora de grãos combinada, marca CaseIH, modelo 8010, equipada com o sistema de mapeamento de produtividade AFS[®] modelo Pro 600. Para a análise estatística e geoestatística utilizou-se os programas computacionais *Statistica 7* e *GS+* 9. A análise da variabilidade temporal e a filtragem dos mapas de produtividade foram realizadas utilizando ferramentas de análise do programa *ArcGis* 9.3. A condutividade elétrica aparente do solo apresentou correlação positiva e significativa com os atributos químicos fósforo, fósforo remanescente e zinco. Não foi detectada dependência espacial para as variáveis condutividade elétrica aparente do solo, acidez ativa em água, alumínio, acidez potencial, saturação por alumínio, saturação por bases e matéria orgânica. As melhores estimativas de valores para locais não amostrados foram observadas para os atributos físicos do solo. As técnicas de geoestatística utilizadas possibilitaram o ajuste dos modelos teóricos que melhor representaram a semivariância experimental, possibilitando assim a construção de mapas temáticos da distribuição espacial dos valores dos atributos do solo estudado. A condutividade elétrica aparente do solo não apresentou correlação significativa com a produtividade de soja da safra 2009/2010. Correlação positiva significativa entre a produtividade de soja da safra de 2009/2010 foi observada com os atributos químicos do solo: potássio, cálcio, soma de bases, capacidade efetiva de troca de cátions e saturação de bases. Correlação negativa significativa entre a produtividade de soja da safra de 2009/2010 foi observada com os micronutrientes: ferro, manganês e cobre. Foi detectada dependência espacial da produtividade de soja para as três safras avaliadas. A melhor estimativa de valores de produtividade de soja em locais não amostrados foi observada para produtividade da safra 2007/2008. Na análise da variabilidade temporal da produtividade foi detectado que 12,7% da área apresentou produtividade instável. Utilizando a grade amostral de um ponto para cada 2,9 hectares foi possível detectar a variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo, dentro das condições estudadas. Com a utilização da grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares, foi possível

detectar a variabilidade espacial apenas dos atributos físicos do solo, dentro das condições estudadas. Todos os mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos do solo apresentaram correlação significativa entre si, independente da grade amostral utilizada, porém, foram suavizados à medida que a o número de pontos amostrais foi diminuindo.

ABSTRACT

BOTTEGA, Eduardo Leonel, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, february, 2011. **Spatial variability of soybean yield and soil properties in a no-tillage in the crop rotation.** Adviser: Daniel Marçal de Queiroz. Co-advisers: Cristiano Márcio Alves de Souza, Francisco de Assis de Carvalho Pinto and Nerilson Terra Santos.

The objectives of this study were analyze the spatial variability of soil attributes in a system of agricultural production, analyze the spatial and temporal variability of productivity and its correlation with soil properties and study the influence of different sampling grids in modeling the spatial dependency of soil attributes. Data collection was performed on a farm located in the Brazilian cerrado, which is important in cereal production. The sample used in the study area has approximately 90 hectares. The sampling grid used consisted of two points per hectare. We collected 181 soil samples composed of four single samples each, representing the 0 - 0.20 m. At each sampling point were three readings of soil apparent electrical conductivity using a portable device. For the analysis of temporal variability in productivity yield maps were used representing three crops of soybean. In analyzing the influence of different configurations of sampling grids, the area was divided into cells of 2.9 and 4.7 hectares. We used a GPS receiver with differential correction for topographic

geo-referencing of sampling points. The yield maps were acquired by a grain harvester CaseIH, model 8010, equipped with the yield mapping system AFS Pro[®] model 600. Statistical analysis and geostatistics were used the softwares Statistica version 7 and GS+ 9. Analysis of variability and temporal filtering of yield maps were performed using analysis tools of software ArcGIS 9.3. The apparent soil electrical conductivity showed significant positive correlation with the chemical phosphorus, phosphorus and zinc balance. Was not detected spatial dependence for variables apparent soil electrical conductivity, active acidity in water, aluminum, potential acidity, aluminium saturation and organic matter. The best estimates of values for unsampled locations were found for soil physical properties. Geostatistics techniques used made it possible to fit the theoretical models that best represented the experimental semivariance, thus enabling the construction of thematic maps of spatial distribution of attribute values of these soils. The apparent soil electrical conductivity was not significantly correlated with soybean harvest 2009/2010. Significant positive correlation between the soybean harvest in 2009/2010 was observed with the chemical attributes of soil potassium, calcium, total bases, effective capacity cation exchange and base saturation. Significant negative correlation between the soybean harvest in 2009/2010 was observed with the micronutrients iron, manganese and copper. Spatial dependence was detected soybean yields for the three crop seasons. The best estimate value of soybeans in areas not sampled was observed for the 2007/2008 crop productivity. In the analysis of temporal variability in productivity was found that 12.7% of the area showed unstable productivity. Using a sampling grid of one point for each 2.9 hectares was possible to detect the spatial variability of chemical and physical properties of soil, under the conditions studied. Using the sampling grid of one point for every 4.7 acres, could only detect the spatial variability of soil physical properties, within the conditions studied. All thematic maps of spatial distribution of soil attributes were significantly correlated with each other, regardless of the sampling grid used, however, have been softened as the number of sampling points was decreasing.

1. INTRODUÇÃO GERAL

Segundo estimativa realizada pela CONAB (2010), a área cultivada com as principais culturas de verão (algodão, arroz, feijão, milho e soja) está em torno de 47,33 milhões de hectares. No Centro-Oeste estima-se que a produção de grãos ocupa uma área de 15,29 milhões de hectares, dos quais 2,8 milhões de hectares encontram-se no estado de Mato Grosso do Sul.

A cultura da soja vem se destacando em crescimento de área plantada no país, apresentando aumento de 7,9% (1,73 milhões de hectares) bem com sua produção, com crescimento de 19,8% ou 11,31 milhões de toneladas sobre a produção de 2008/09. No Mato Grosso do Sul estima-se uma produção de 8,43 milhões de toneladas, 19% maior que a produção da safra passada, reflexo do comportamento climático, que beneficiou as lavouras (CONAB, 2010). As exportações de soja do Brasil atingiram em abril de 2010, um recorde para o mês, 4,91 milhões de toneladas, superior a melhor marca para o período registrado em 2009, quando o país exportou 4,49 milhões de toneladas, segundo dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX, 2010).

O sistema de produção de grãos brasileiro vem passando por melhorias que tem resultado em ganhos de produtividade e em redução de custos. Um dos sistemas que vem sendo muito praticado é o plantio direto. O sistema de plantio direto é uma das mais eficientes estratégias para aumento da qualidade e do potencial produtivo do solo agrícola. No entanto, isso não se manifesta de forma homogênea em toda a área, pois, em uma mesma lavoura,

é possível encontrar subáreas com diferentes níveis de qualidade e, portanto, com diferentes potenciais produtivos, embora as práticas de manejo adotadas tenham sido aplicadas uniformemente (AMADO *et al.*, 2005).

Alguns avanços na agricultura vêm buscando aperfeiçoar o sistema produtivo de forma a incrementar a produtividade, reduzir os custos de produção e os impactos ambientais causados por esta atividade. A agricultura de precisão surgiu com estes objetivos, nela as dosagens de insumos são aplicados de forma variável visando atender as necessidades específicas de cada local, otimizando o processo de produção e reduzindo os impactos ambientais causados pelas práticas agrícolas.

No Brasil, a agricultura de precisão vem se restringindo à aplicação de fertilizantes a taxa variável. Essa tecnologia tem resultado em ganhos para o produtor. Entretanto, a recomendação de fertilizantes tem sido realizada a partir de análise de solo obtida por amostragem em malhas que nem sempre detectam com exatidão a variabilidade espacial dos atributos analisados. Empresas prestadoras de serviços em agricultura de precisão para regiões do Cerrado têm utilizado malhas amostrais com células de 5 a 10 ha, que podem não estar representando a variabilidade espacial dos atributos analisados (RESENDE *et al.*, 2006).

Silva *et al.* (2002) sugeriram o uso de 14 amostras por hectare para identificação da variabilidade espacial da fertilidade do solo. Trabalhando com simulação de grades amostrais menos densas na região do Cerrado, Resende *et al.* (2006) encontraram dependência espacial para a maioria dos atributos de fertilidade do solo com uma amostra a cada 2,25 ha. Para a matéria orgânica do solo (MOS), obteve-se dependência espacial com amostragem em células de até 4,0 ha.

Li *et al.* (2007) destacam que um sistema de amostragem ótimo, em qualquer estudo deve proporcionar uma estimativa com menor custo de amostragem sem, no entanto, deixar de representar a variabilidade existente nos campos de produção. Para obtenção de mapas de fertilidade do solo, é desejável uma quantidade mínima de pontos que possibilitem a detecção da variabilidade espacial dos atributos analisados, caso contrário, uma grade amostral mais densa (maior quantidade de pontos) deve ser implantada.

A condutividade elétrica aparente do solo tornou-se uma das ferramentas muito utilizada para caracterizar a variabilidade espacial do campo, devido a sua facilidade de medição e confiabilidade (CORWIN & LESCH, 2003). Machado *et al.* (2006), avaliando a variabilidade espacial da condutividade elétrica de um Latossolo Vermelho em sistema de plantio direto, relacionaram os valores de condutividade elétrica com a variação dos teores de argila. Verificou-se que o mapa de condutividade elétrica reflete a variação nos teores de argila, podendo ser utilizado para a delimitação de zonas de manejo.

O mapa de produtividade é uma informação importante quando se quer otimizar o sistema de produção agrícola em uma determinada área. A produtividade das culturas varia espacialmente, determinar as causas desta variabilidade é um dos desafios que os profissionais que atuam com agricultura de precisão enfrentam (FARIAS *et al.*, 2002).

Os mapas de produtividade podem ser utilizados na tomada de decisão sobre como o solo deve ser manejado (MOLIN, 1997). Milani *et al.* (2006) relatam que a utilização do manejo localizado tende a apresentar produtividades mais homogêneas e superiores ao manejo realizado utilizando-se dosagens uniforme. Porém, esta forma de manejo, requer acompanhamento e análise de mapas de produtividade, considerando um histórico de várias safras e de diferentes culturas para que sejam contempladas as variabilidades temporal e espacial (BLACKMORE *et al.*, 2003).

A caracterização da variabilidade na produtividade deve ser feita considerando a análise de, ao menos, três anos de mapeamento, para que, a tomada de decisão referente ao manejo a ser empregado possa ser feita de forma precisa e eficaz (SANTI, 2007). No entanto, Amado *et al.* (2007) relatam que no Brasil ainda são escassas as áreas que possuem um conjunto de mapas de produtividade que permitam esta análise temporal.

A região do cerrado brasileiro é uma das mais importantes no cenário nacional de produção de grãos. Essa região geralmente apresenta solos de baixa fertilidade natural, o que demanda a utilização de grandes quantidades de fertilizantes por parte dos produtores e faz com que os fertilizantes sejam um importante componente no custo de produção. Regiões com essas características apresentam potencial para o emprego de técnicas de agricultura de precisão. Entretanto, a pesquisa envolvendo a análise da variabilidade

espacial da produtividade e dos atributos do solo, a fim de otimizar o processo de produção de grãos, nessa região, é incipiente.

1.1. Objetivos

Este trabalho foi realizado com o objetivo de analisar a variabilidade espacial dos atributos do solo bem como a variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja em sistema de plantio direto sob rotação de culturas.

Objetivou-se, especificamente com este estudo:

- Analisar a variabilidade espacial e a correlação entre os atributos químicos, físicos e a condutividade elétrica aparente do solo;
- Analisar a variabilidade espacial e temporal da produtividade e sua correlação com atributos do solo;
- Analisar a influência de diferentes grades amostrais na dependência espacial dos atributos do solo.

1.2. Justificativas

A demanda crescente pela produção de alimentos, associada à preocupação ambiental e ao elevado custo dos fertilizantes, vem exigindo dos produtores técnicas capazes de proporcionar incremento na produtividade, reduzirem os impactos ambientais e de diminuir os elevados custos de produção, oriundos da atividade agrícola. Neste cenário, vem destacando-se uma prática conhecida como agricultura de precisão. Esta nova tecnologia de produção permite ao produtor identificar áreas heterogêneas em sua lavoura, que, até então, era manejada de forma homogênea.

Das técnicas utilizadas na agricultura de precisão, destaca-se o estudo da variabilidade espacial de atributos do solo. Por meio de amostragens de solo em grades pré-estabelecidas e com o uso de técnicas geoestatística, é possível mapear as diferenças existentes no solo, sejam de atributos químicos ou físicos.

Em posse de tais mapas, o produtor pode realizar, por exemplo, a aplicação de fertilizantes na dose certa e no lugar certo, ou seja, o que antes era aplicado de forma uniforme em área total, agora pode ser aplicado à taxa

variada dentro da mesma área. Com isso, consegue-se reduzir o custo com este produto e também o impacto ambiental causado por essa atividade.

Esta aplicação de agricultura de precisão já vem sendo utilizada por empresas prestadoras de serviços agrícolas. Tais empresas usam malhas amostrais pré-estabelecidas para mapear atributos do solo e diagnosticar aplicações de fertilizantes, porém nem sempre tais malhas esboçam a dependência espacial dos atributos amostrados, isso porque o uso de análise geoestatística dos dados não é realizado, apenas se confeccionam mapas.

1.3. Disposição do trabalho

O presente trabalho é constituído de três capítulos. Inicialmente, é apresentada uma breve introdução e justificativa da importância de sua realização, dos objetivos e tópicos abordados em cada capítulo.

O primeiro capítulo trata do estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos e da condutividade elétrica aparente do solo, bem como a correlação entre estes fatores. O segundo capítulo refere-se ao estudo da variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja das safras de 2007/2008, 2008/2009 e 2009/2010. Apresenta também um estudo de correlação entre os atributos do solo e a produtividade de soja da safra de 2009/2010.

No terceiro e último capítulo é apresentado um estudo referente à influência do tamanho da grade amostral na modelagem da dependência espacial dos atributos químicos e físicos do solo. É apresentada também a correlação entre os mapas confeccionados a partir da utilização de diferentes grades amostrais. Para finalizar, é apresentada uma visão geral do estudo fragmentado nos três capítulos descritos anteriormente juntamente com uma conclusão geral a respeito dos resultados obtidos em cada capítulo.

2. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADO, T. J. C.; NICOLOSO, R.; LANZANOVA, M.; SANTI, A. L.; LOVATO, T. A compactação pode comprometer os rendimentos de áreas sob plantio direto. **Revista Plantio Direto**, v.89, p.34-42, 2005.

AMADO, T. J. C.; PONTELLI, C. B.; SANTI, A. L.; VIANA, J. H. M.; SULZBACH, L. A. S. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, n.8, p.1101-1110, ago. 2007.

BLACKMORE, B. S.; GODWIN, R.J.; FOUNTAS, S. The analysis of spatial and temporal trends in yield map data over six years. **Biosystems Engineering**, v.84, p.455-466, 2003.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento de safra brasileira: grãos, décimo primeiro levantamento, agosto 2010**. Companhia Nacional de Abastecimento. – Brasília : Conab, 2010. 42 p.

CORWIN, D. L.; S. M. LESCH. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p. 471-471. 2003.

FARIAS, P. R. S.; BARBOSA, J. C.; VIEIRA, S. R.; SÁNCHEZ-VILA, X.; FERRAZ, L. C. C. B. Geostatistical analysis of the spatial distribution of

Rotylenchulus reniformis on cotton cultivated in crop rotation. **Russian Journal of Nematology**. Moscow, v.10, p.1-9, 2002.

LI, Y.; SHI, Z.; LI, F. Delineation of Site-Specific Management Zones Based on Temporal and Spatial Variability of Soil Electrical Conductivity. **Soil Science Society of China**. Pedosphere, v.17, n.2, p.156-164. 2007.

MACHADO, P. L. O. A.; BERNARDI, A. C. C.; VALENCIA, L. I. O.; MOLIN, J. P.; GIMENEZ, L. M.; SILVA, C. A.; ANDRADE, A. G.; MEDARI, B. E.; MEIRELLES, M. S. P. Mapeamento da condutividade elétrica e relação com a argila de Latossolo sob plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.41, n.6, p.1023-1031, jun. 2006.

MILANI, L.; SOUZA, E. G.; URIBE-OPAZO, M. A.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J. A.; PEREIRA, J. O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Scientiarum Agronomy**, v.28, p.591-598, 2006.

MOLIN, J. P. Agricultura de precisão, parte I: o que é e estado da arte em sensoriamento. **Engenharia Agrícola**, v.17, p.97-107, 1997.

RESENDE, A. V. S.; HIRATSUCHI, L. S.; SENA, M. C.; KRAHL, L. L.; OLIVEIRA, J. V. E.; CORRÊA, R. F.; ORO, T. Grades amostrais para fins de mapeamento da fertilidade do solo em área de cerrado. In: Congresso Brasileiro de Agricultura de Precisão, 2. 2006. São Pedro - SP. **Anais...** Piracicaba: Esalq 2006. CD-Rom.

SANTI, A. L. **Relações entre indicadores de qualidade do solo e a produtividade das culturas em áreas com agricultura de precisão**. 2007. 150p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

SECEX. Secretaria de Comércio Exterior. <http://www.desenvolvimento.gov.br/si tio/interna/noticia.php?area=5¬icia=9786>. Acesso em 26-maio-2010.

SILVA, C. A.; MACHADO, P. L. O. A.; BERNARDI, A. C. C.; CARMO, C. A. F. S.; VALENCIA, L. I. O.; ANDRADE, A. G.; MEIRELLES, M. S. **Amostragem de solo em área de soja sob plantio direto: uso de técnicas de agricultura de precisão**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2002. 8p. (Embrapa Solos. Comunicado Técnico, 10).

CAPÍTULO 1

VARIABILIDADE ESPACIAL E CORRELAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS, FÍSICOS E DA CONDUTIVIDADE ELÉTRICA APARENTE DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO

1.1. INTRODUÇÃO

A crescente demanda mundial por alimentos bem como a preocupação com a preservação ambiental vem exigindo do produtor rural a busca de técnicas que incrementem a produtividade sem que haja a necessidade de desmatamento para abertura de novas áreas e aumento no uso de fertilizantes. Neste contexto, conhecer a variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo torna-se uma importante ferramenta, capaz de otimizar o processo produtivo reduzindo os custos de produção e os impactos ambientais.

A agricultura de precisão vem sendo utilizada como importante técnica de manejo localizado da fertilidade do solo. As dosagens de insumos são aplicados de forma variável visando atender as necessidades específicas de

cada local, otimizando o processo de produção e reduzindo os impactos ambientais causados pelas práticas agrícolas. Para tanto, é indispensável à caracterização da variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo através de amostragem capaz de representar tais variações.

O conhecimento da variabilidade espacial de atributos químicos é importante para se realizar o manejo do solo, planejamento de esquemas de amostragem e gerenciamento de práticas agrícolas. Antes de buscar qualquer relação destes atributos com a cultura, é importante avaliar a extensão e a intensidade da dependência espacial desta variação, isoladamente ou em conjunto com outros parâmetros (GANDAH, 2000).

O estudo da variabilidade espacial dos atributos do solo é particularmente importante em áreas onde ele está submetido a diferentes manejos. A análise geoestatística pode indicar alternativas, não só para reduzir os efeitos da variabilidade sobre a produção das culturas (TRANGMAR *et al.*, 1985), como também, para aumentar a possibilidade de se estimar respostas em função de determinadas práticas de manejo (OVALLES & REY, 1994).

A variabilidade espacial dos solos é resultado de processos pedogenéticos e pode ser demonstrada por resultados dos levantamentos e análises, bem como pelas diferenças encontradas nas produções das plantas (SILVA *et al.*, 2010). Dessa forma, o estudo da variabilidade espacial, com a finalidade de sensoriamento da área, torna-se parte essencial da agricultura de precisão.

A caracterização da variabilidade espacial de atributos do solo no campo pode ser realizada por meio de amostragem e análise de solo, este processo além de exigir muito tempo, é de custo elevado. A medição e a caracterização da variabilidade da condutividade elétrica aparente do solo tem se mostrado uma importante ferramenta, pois trata-se de um processo relativamente fácil, rápido e confiável (CORWIN & LESCH, 2003).

Alguns pesquisadores (CORWIN & LESCH, 2003; CORWIN *et al.*, 2003; CORWIN & LESCH, 2005; LI *et al.*, 2007; LI *et al.*, 2007b) demonstraram a importância desempenhada pelas propriedades elétricas do solo para explicar a variabilidade da produtividade agrícola e das propriedades físico-químicas do solo. Machado *et al.* (2006) realizaram estudos utilizando o mapeamento da condutividade elétrica aparente do solo e observaram que o

mapa produzido refletiu a variação nos teores de argila, podendo ser utilizado para a delimitação das zonas de manejo, por exemplo, para aplicação de calcário em doses variadas.

A estatística clássica permite a descrição de um atributo sem considerar a posição espacial do local da coleta. Como o manejo do solo não é uniforme em toda área, torna-se importante avaliar também a distribuição espacial destes atributos. Desta forma, a geoestatística tem por base a verificação da condição de existência da variabilidade espacial através do semivariograma (VIEIRA & LOMBARDI NETO, 1995).

A geoestatística tem-se mostrado de grande utilidade na ciência do solo para caracterizar e estudar a variação espacial de suas propriedades. Assim, ao se estudar a fertilidade de um solo, há de se fazer um levantamento completo da mesma e caracterizar sua variabilidade espacial. Neste contexto, a utilização de variogramas e métodos de interpolação, como a krigagem, definem o grau de dependência no espaço de uma grandeza medida e o domínio de cada amostragem (MANZIONE *et al.*, 2002).

Objetivou-se com este estudo, analisar a variabilidade espacial e a correlação dos atributos químicos, físicos e condutividade elétrica aparente do solo, em uma área de produção agrícola cultivada com sistema de plantio direto e rotação de culturas.

1.2. MATERIAL E MÉTODOS

1.2.1. Área de estudo

A coleta de dados foi realizada na Fazenda Recanto, localizada no município de Sidrolândia, Mato Grosso do Sul, zona 21 Sul, com coordenadas UTM 702879,040 m *Leste* e 7673084,461 m *Norte*, no *datum* SIRGAS 2000. Essa propriedade possui uma área total de 2.491,07 hectares, destinados à agricultura, onde se cultiva soja (*Glycine max*), milho (*Zea mays*) e algodão (*Gossypium hirsutum L.*), em sistema de rotação de culturas, realizado através de plantio direto, há mais de 5 anos. Para o estudo, utilizou-se uma área de aproximadamente 90 hectares, localizada no talhão 7 da propriedade.

A altitude média em relação ao nível do mar é de 490 m. O relevo é considerado levemente ondulado. O solo predominante é do tipo Latossolo Vermelho distroférico (EMBRAPA, 2006). O clima que predomina é classificado como chuvoso de savana, caracterizado por uma distribuição anual das chuvas que se concentram nos meses de novembro, dezembro e janeiro, com ocorrência bem definida de um período seco nos meses mais frios do ano (junho/julho). A precipitação pluviométrica anual da região está entre 1.078 e 1.336 mm. A temperatura média anual é de 22,7 °C (EMBRAPA, 2010).

Para o mapeamento dos atributos físicos, químicos e da condutividade elétrica do solo, foi utilizada uma grade com densidade de dois pontos por hectare, conforme apresentado na Figura 1.1.



Figura 1.1. Área de estudo e respectivos pontos amostrais.

Os pontos amostrais foram georeferenciados utilizando-se um aparelho receptor GPS Topográfico (L1), Marca Magellan, Modelo Promark 3, com correção diferencial pós-processada. Para correção diferencial foram utilizados os dados da base da RBMC (Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo) do IBGE, localizada no município de Campo Grande/MS, utilizou-se o *datum* SIRGAS 2000, a correção foi realizada utilizando o programa computacional GNSS Solutions[®] fornecido pelo fabricante do receptor GPS.

1.2.2. Determinação da condutividade elétrica aparente do solo (CE)

Para a determinação da condutividade elétrica aparente do solo utilizou-se o método da resistividade elétrica. A condutividade elétrica foi obtida introduzindo na superfície do solo quatro eletrodos igualmente espaçados. Nos eletrodos externos foi aplicada uma corrente elétrica e a diferença de potencial foi medida nos eletrodos internos, conforme apresentado na Figura 1.2. Essa configuração é denominada *Matriz de Wenner* (CORWIN & HEDRICKX, 2002; CORWIN & LESH, 2003).

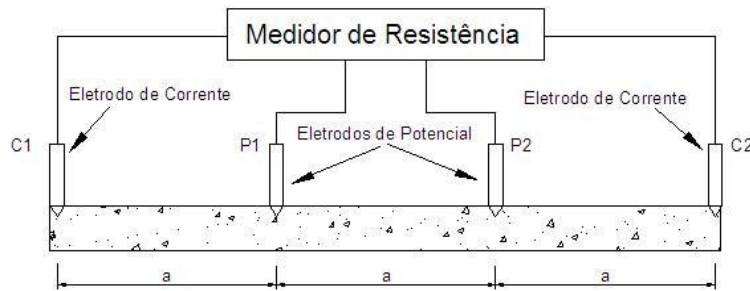


Figura 1.2. Diagrama esquemático do método da resistividade elétrica com quatro eletrodos: dois eletrodos de corrente (C1 e C2) e dois eletrodos potenciais (P1 e P2) (CORWIN & LESH, 2003).

A resistividade obtida utilizando a *Matriz de Wenner* foi calculada pela Equação 1:

$$\rho = \frac{2 \cdot \pi \cdot a \cdot \Delta V}{i} \quad (1.1)$$

em que,

ρ = Resistividade, Ohm.m⁻¹;

a = Espaçamento entre eletrodos, m;

ΔV = Diferença de potencial medida, V; e

i = Corrente elétrica aplicada, A.

A condutividade elétrica aparente do solo é o inverso da resistividade, sendo calculada pela Equação 2.

$$CE_a = \frac{1}{\rho} \quad (1.2)$$

em que,

CE_a = Condutividade elétrica aparente do solo, S.m⁻¹.

Para obtenção da condutividade elétrica aparente do solo utilizou-se um medidor de condutividade elétrica portátil, marca Landviser®, modelo LandMapper® ERM-02 (Figura 1.3), com quatro eletrodos arranjados de forma a obter medições a 0,20 m de profundidade. Para construção da estrutura de suporte dos eletrodos, foram utilizados tubos de PVC, parafusos de aço para

os eletrodos e fios flexíveis em cores diferentes para eletrodos de corrente e eletrodos usados na determinação da diferença de potencial. As leituras foram realizadas com o teor de água do solo próximo a capacidade de campo. Na Figura 1.4 é apresentada a configuração de eletrodos construída para realização do trabalho.



Figura 1.3. Medidor de condutividade elétrica aparente do solo modelo ERM-02, de fabricação da *Landviser*.



Figura 1.4. Configuração da *Matriz de Wenner* com espaçamentos entre eletrodos de 0,20 m.

1.2.3. Determinação das características físicas e químicas do solo

Para cada ponto amostrado, retirou-se uma amostra de solo composta por outras quatro amostras simples, representativas na faixa de 0 – 0,20 m de profundidade. As amostras simples foram coletadas em um raio de 3 m do ponto georeferenciado, misturadas em um recipiente plástico e retirado aproximadamente 300 g de solo, colocado em embalagem plástica e identificado. Para a retirada das amostras, utilizou-se um trado do tipo holandês.

As amostras de solo foram enviadas ao Laboratório de Análise de Solos da Universidade Federal de Viçosa para a determinação da composição textural (Argila, Silte, Areia Grossa e Areia Fina), a condutividade elétrica do extrato de saturação (1:5) e a análise química do solo (pH, acidez potencial, teores de Ca, Mg, K, P, Al, P-remanescente, matéria orgânica, soma de bases, a capacidade de troca catiônica e a saturação por bases, índice de saturação de alumínio, e os micronutrientes Zn, Fe, Mn e Cu).

1.2.4. Análise estatística e geoestatística dos dados

Os dados de condutividade elétrica aparente do solo, bem como os atributos físicos e químicos primeiramente foram submetidos a uma análise exploratória para verificar a presença de valores discrepantes. Foi utilizado metodologia proposta de Libardi *et al.* (1996), segundo a qual o limite crítico para estes valores é definido a partir da dispersão interquartil (DQ), sendo o limite superior definido por $(Q3 + 1,5 \times DQ)$ e o inferior por $(Q1 - 1,5 \times DQ)$, em que Q1 e Q3 são o primeiro e o terceiro quartil, respectivamente.

Em seguida, os dados foram analisados por meio de estatística descritiva, calculando-se a média, mediana, valor mínimo, valor máximo, coeficiente de variação, quartil inferior, quartil superior, desvio padrão, coeficiente de assimetria e de curtose, buscando assim caracterizar a distribuição dos dados. A normalidade foi testada pelo teste Shapiro-Wilk's ($p < 0,05$).

Utilizando-se os dados de condutividade elétrica aparente, observados na faixa de profundidade de 0 – 0,20 m e os valores das análises químicas e físicas do solo foram determinados os coeficientes de correlação de Pearson. Os pontos amostrais utilizados para análise de correlação são apresentados na Figura 1.5, selecionou-se aleatoriamente 30 pontos dos 181 amostrados (MONTGOMERY & RUNGER, 2009).

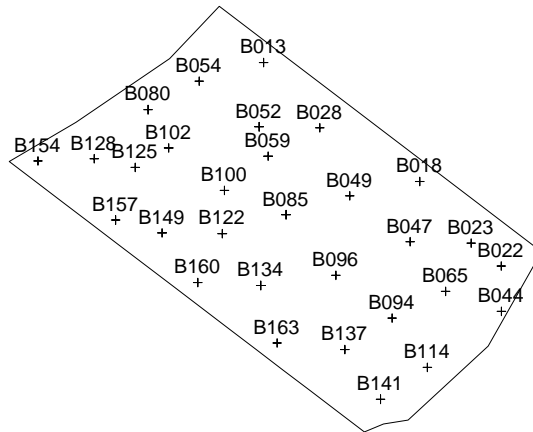


Figura 1.5. Distribuição espacial dos pontos amostrais utilizados na análise de correlação de Pearson.

A dependência espacial foi avaliada pelos ajustes de variogramas, pressupondo a estacionariedade da hipótese intrínseca, definida pela equação 1.3. Nesta análise foram utilizados os 181 pontos amostrais, exceto os que apresentaram valores discrepantes,

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (1.3)$$

em que,

$\hat{\gamma}(h)$ = semivariância em função da distância de separação (h) entre pares de pontos;

h = distância de separação entre pares de pontos, m;

$N(h)$ = número de pares experimentais de observações $Z(x_i)$ e $Z(x_i+h)$ separados por uma distância h .

O variograma é representado pelo gráfico $\gamma(h)$ versus h . Ajustou-se o modelo que melhor representou a relação entre $\gamma(h)$ e h , podendo assim determinar os parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C$) e alcance (A).

O índice de dependência espacial dos atributos (IDE), foi determinado e classificado, segundo Zimback (2001), utilizando a equação 4 e assumindo, assim, os seguintes intervalos: dependência espacial baixa para $IDE < 25\%$, moderada para $25\% \leq IDE \leq 75\%$ e forte para $IDE > 75\%$.

$$IDE = \left(\frac{C}{C_0 + C} \right) 100 \quad (1.4)$$

As análises de correlação e a estatística clássica foram realizadas no programa *Statistica*, versão 7. Os modelos dos semivariogramas das variáveis estudadas foram ajustados utilizando o programa de computador *GS+*, versão 9 (ROBERTSON, 2008), bem como a confecção dos mapas temáticos da distribuição espacial das variáveis que apresentaram dependência espacial. A interpolação dos valores foi realizada utilizando krigagem ordinária.

1.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

1.3.1. Estatística descritiva

Observa-se, na análise exploratória dos dados, que todas as variáveis analisadas apresentaram valores discrepantes (Tabela 1.1), valores estes que influenciaram as medidas de dispersão e posição, sendo assim, removidos da base de dados utilizada para análises subsequentes. Hoaglin *et al.* (1983) afirmam que esses valores discrepantes, na maioria dos casos, alteram os valores de medidas sensíveis a estas observações, como a média, amplitude, o desvio-padrão e a assimetria da distribuição dos dados. Libardi *et al.* (1996) afirmam que o procedimento de retirada dos valores discrepantes favorece a obtenção de um resumo estatístico mais confiável, capaz de melhor representar a variabilidade dos dados, principalmente no que diz respeito às medidas de tendência central.

Tabela 1.1. Número total dos valores das análises químicas e físicas do solo e respectivos valores discrepantes

Variáveis	Número total de valores	Número de valores discrepantes
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	181	1
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	181	6
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	181	2
Silte (dag kg ⁻¹)	181	3
Argila (dag kg ⁻¹)	181	4
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	181	3
pH ⁽³⁾	181	3
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	181	3

Potássio (K) (mg dm ⁻³)	181	3
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	181	4
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	181	4
Alumínio (Al ³⁺) (cmolc dm ⁻³)	181	6
Acidez Potencial (H+Al) (cmolc dm ⁻³)	181	4
SB ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	181	4
t ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	181	3
T ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	181	2
V ⁽⁷⁾ (%)	181	4
m ⁽⁸⁾ (%)	181	3
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	181	2
P-rem ⁽⁹⁾ (mg L ⁻¹)	181	2
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	181	6
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	181	4
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	181	4
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	181	3

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Soma de Bases; ⁽⁵⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁶⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁷⁾Saturação por Bases; ⁽⁸⁾Saturação por Alumínio; ⁽⁹⁾Fósforo remanescente.

Na Tabela 1.2 são apresentados os valores de estatística descritiva e distribuição de frequência dos atributos de solo. Observa-se que 12 das 25 variáveis analisadas apresentam distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade. Na estatística clássica é exigido que as hipóteses básicas de normalidade de erros, homogeneidade de variâncias e independência de erros sejam atendidas para sua eficiente aplicação, quando não atendidas provavelmente levarão a inferências que carecem de confiança e precisão (GUIMARÃES, 2000). No entanto, para Cressie (1993), a geoestatística não exige normalidade dos dados para ser aplicada, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas.

Analisando os valores do coeficiente de curtose (Ck), parâmetro que indica o achatamento da distribuição de frequência dos dados, observou-se que apresentaram distribuição leptocúrtica (curva de distribuição alongada) as variáveis areia grossa, alumínio e saturação por alumínio (CK > 1). As demais variáveis tenderam a distribuição mesocúrtica (nem alongada, nem achatada), com valor de Ck abaixo de 1.

Observou-se também que, com exceção das variáveis fósforo, potássio, ferro e manganês, todas as variáveis estudadas apresentaram valores de medidas de tendência central (média e mediana) próximos, indicando que os dados tendem a uma distribuição simétrica. Quando este coeficiente é negativo, indica que os valores de mediana são maiores que a média, ou seja, há uma tendência de que a maior parte dos dados esteja

abaixo da média. Porém, como esses valores de assimetria negativa são bem próximos de zero o afastamento da distribuição é mínimo, sendo o contrário também verdadeiro.

Os coeficientes de variação (CV%) variaram de 1,23 a 143,09%. De acordo com a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), os valores de (CV) para altitude, argila, acidez ativa em água, capacidade de troca de cátions a pH 7 e matéria orgânica são classificados como baixos (CV < 12%). Como valores altos (CV > 60%) foram classificados as variáveis: fósforo, alumínio e saturação por alumínio. As demais e maioria das variáveis apresentaram valores de CV% classificados como coeficiente de média variação (12% < CV < 60%), resultados semelhantes foram observados por Valente (2010) em estudos realizados em um Latossolo Vermelho amarelo, em área montanhosa cultivada com café.

Os valores médios dos atributos químicos do solo foram classificados, segundo Embrapa (2008) para região central do Brasil, em elevados para cálcio, magnésio, fósforo, potássio, fósforo remanescente, acidez potencial, matéria orgânica, zinco, ferro, manganês e cobre; médios para soma de bases, capacidade efetiva de troca de cátions, capacidade de troca de cátions a pH 7, saturação por bases e acidez ativa em água e baixos para alumínio e saturação por alumínio. Os bons resultados observados podem ser explicados pelo sistema de manejo adotado na propriedade, plantio direto com rotação de culturas. Alguns pesquisadores (PAIVA *et al.*, 1997; SOUZA & ALVES, 2003; SILVEIRA & STONE, 2001) enfatizam que o sistema plantio direto, quando associados à rotação de culturas anuais, alteram as propriedades químicas do solo, com aumento dos teores de matéria orgânica, variações no pH do solo, na capacidade de troca catiônica, bem como nas bases trocáveis e no P disponível, além da diminuição do alumínio trocável, melhorando as condições do solo.

Tabela 1.2. Estatística descritiva e distribuição de frequência dos atributos de solo

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV%	Quartil Inferior	Quartil Superior	s ⁽¹⁰⁾	Cs ⁽¹¹⁾	Ck ⁽¹²⁾	w
Altitude (m)	491	491,3	477,4	502,3	1,2	486,6	495,9	6,1	-0,10	-0,91	*
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	6,64	7,11	1,02	9,90	35,36	5,15	8,64	2,35	-0,63	-0,59	*
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	2,37	2,00	1,00	5,00	34,00	2,00	3,00	0,80	1,45	2,18	*
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	10,19	10,00	7,00	13,00	14,14	9,00	11,00	1,44	0,02	-0,80	*
Silte (dag kg ⁻¹)	23,84	24,00	16,00	32,00	15,77	21,00	27,00	3,76	-0,09	-0,59	*
Argila (dag kg ⁻¹)	63,51	64,00	56,00	70,00	4,22	62,00	65,00	2,68	-0,35	0,26	*
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	8,57	8,55	5,00	12,60	14,97	7,70	9,50	1,28	0,13	0,02	ns
pH ⁽³⁾	5,50	5,50	4,88	6,10	3,70	5,36	5,61	0,20	0,01	0,36	ns
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	24,37	19,15	5,20	70,90	62,94	14,40	29,70	15,34	1,32	0,88	*
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	200,55	194,00	71,00	354,00	27,22	168,00	220,00	54,60	0,60	0,56	*
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	3,63	3,60	2,25	5,47	15,37	3,29	3,97	0,56	0,21	0,33	ns
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,92	0,91	0,48	1,43	22,00	0,77	1,07	0,20	0,12	-0,60	ns
Alumínio (Al ³⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,05	0,00	0,00	0,30	134,98	0,00	0,10	0,07	1,49	2,35	*
Acidez Potencial (H+Al) (cmolc dm ⁻³)	6,13	6,00	3,80	8,50	14,83	5,50	6,70	0,91	0,19	0,06	ns
SB ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,07	4,98	3,20	7,24	14,86	4,60	5,61	0,75	0,14	0,04	ns
t ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,14	5,07	3,35	7,24	13,70	4,68	5,63	0,70	0,22	0,11	ns
T ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	11,19	11,23	8,96	13,18	7,25	10,60	11,73	0,81	-0,04	-0,40	ns
V ⁽⁷⁾ (%)	45,33	45,40	28,10	65,00	14,24	41,30	49,20	6,45	0,02	0,31	ns
m ⁽⁸⁾ (%)	1,27	0,00	0,00	8,60	143,10	0,00	2,10	1,82	1,84	3,62	*
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	3,77	3,80	3,14	4,44	6,88	3,64	3,93	0,26	-0,08	-0,27	*
P-rem ⁽⁹⁾ (mg L ⁻¹)	20,12	20,50	13,30	26,30	13,38	18,30	22,00	2,69	-0,24	-0,48	ns
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	3,83	3,39	1,01	8,90	42,85	2,71	4,75	1,64	0,95	0,43	*
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	23,57	22,80	12,70	39,50	24,75	19,00	27,80	5,83	0,50	-0,56	*
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	39,80	38,30	16,60	71,20	23,89	32,80	45,90	9,51	0,41	0,13	ns
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	9,00	8,90	4,77	12,62	15,79	8,02	10,11	1,42	0,10	-0,17	ns

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Soma de Bases; ⁽⁵⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁶⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁷⁾Saturação por Bases; ⁽⁸⁾Saturação por Alumínio; ⁽⁹⁾Fósforo remanescente; ⁽¹⁰⁾Desvio-padrão; ⁽¹¹⁾Coeficiente de assimetria; ⁽¹²⁾Coeficiente de curtose, *distribuição não normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade; e ns distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade.

1.3.2. Correlação entre a condutividade elétrica e os atributos do solo

A análise de correlação de Pearson entre a condutividade elétrica e os atributos químicos e físicos do solo é apresentada na Tabela 1.3. Pode-se observar que a condutividade elétrica aparente do solo se correlacionou positivamente com as variáveis: fósforo e zinco, ao nível de 5% de probabilidade. Correlação positiva ao nível de 1% de probabilidade foi observada com fósforo remanescente. Correlações positivas indicam que valores crescentes de uma variável estão associados a valores crescentes da outra, contudo, não se pode estimar uma variável em função da outra, como ocorre quando se realiza regressão linear, pois o coeficiente de correlação, como o nome sugere, apenas mede o grau e a direção da correlação linear de 1º grau entre duas variáveis.

O fósforo remanescente e o teor de argila devem ser analisados para interpretação da disponibilidade de fósforo. Particularmente em Latossolo, quanto mais argiloso e mais oxídico, maior a capacidade de adsorção de fósforo e menor o valor de fósforo remanescente. Se o silte e a areia fossem constituídos de somente minerais primários, era de se esperar que apresentassem baixa capacidade de adsorção de fósforo. Entretanto, em Latossolos apresentam microagregados do tamanho do silte formado pela ação cimentante dos óxidos de Fe e Al³⁺. Este fato leva a superestimar o percentual de silte em relação ao da argila. Dessa forma, o fósforo remanescente se torna uma alternativa para estimativa do fósforo disponível (DONOGEMMA *et al.*, 2008).

Estudos realizados por Eberhardt *et al.* (2008) atribuíram a correlação da condutividade elétrica aparente do solo com o fósforo remanescente à variabilidade das propriedades físico-químicas, mineralógicas e granulométricas do solo. Não se realizou regressão linear neste estudo, pois nenhuma das variáveis foi controlada, apenas mediu-se o que havia no solo.

Vários autores obtiveram alta correlação entre a condutividade elétrica aparente do solo e o teor de argila (LESCH *et al.*, 2005; MOLIN & CASTRO, 2008), porém em algumas pesquisas (MORARI *et al.*, 2009; AIMRUN *et al.*, 2007), incluindo o presente trabalho, esta correlação foi inexistente ou muito

baixa, assim como a correlação da condutividade elétrica com as demais variáveis físicas do solo. Valente (2010), após pesquisa realizada em área montanhosa sob cultivo de café, observou baixas correlações entre condutividade elétrica e teor de argila, geralmente, quando o coeficiente de variação do teor de argila apresentou-se baixo. Nesse caso, a condutividade elétrica se correlaciona com diferentes propriedades do solo. Quando a área apresenta alta variabilidade do teor de argila, geralmente, há forte correlação entre essa propriedade e a condutividade elétrica aparente do solo. Outro fator da falta de correlação pode estar associado ao erro de amostragem. O erro de amostragem pode ter sido superior a variação encontrada entre valores medidos de condutividade elétrica aparente do solo.

Não foi observado correlação entre a condutividade elétrica aparente do solo com a condutividade elétrica do extrato de saturação. Este fato pode ser explicado porque, em medições no campo, a condutividade elétrica aparente do solo sofre influência de determinadas características físicas do solo, como por exemplo, compactação, porosidade e densidade. Como efeito destas características, observa-se valores inferiores de condutividade elétrica medidos em campo quando comparados aos medidos em laboratório, em condições controladas (Tabela 1.2.). Lezzi (2008), em seu trabalho testou a aplicabilidade do sensor de resistividade elétrica do solo em campo, e os resultados evidenciaram que o sensor pode ser aplicado para medida de resistividade elétrica do solo, porém, seu uso deve se limitar à avaliação de áreas onde o solo é mais arenoso e pouco compactado.

É observado, em vários trabalhos, correlação significativa da condutividade elétrica do solo com a maioria dos atributos químicos e físicos. Em contrapartida, o valor do coeficiente de correlação, na maioria das vezes, está muito próximo a zero. Montgomery & Runger (2009) enfatizam que o número de pontos utilizados na análise de correlação influencia de forma tendenciosa o teste de hipótese. Quanto maior o número de pontos, maior a chance de rejeição da hipótese de nulidade. A maioria dos trabalhos que analisam a correlação da condutividade elétrica do solo com atributos físicos e químicos, não informa o número de pontos utilizados nesta análise.

O valor mais elevado de coeficiente de correlação observado para os atributos físicos do solo foi de -0,82, entre silte e areia fina (significativo a 1%

de probabilidade). Este comportamento é explicado pelo fato de que onde se observa maiores quantidades de partículas de silte (0,05 a 0,002 mm), menores serão as quantidades de partículas de areia fina (0,2 a 0,05 mm). Isso ocorre devido ao processo de pedogênese, ou seja, formação do solo (SILVA, *et al.* 2002).

Silva (2009) relata que o conjunto areia grossa, areia fina e silte apresenta correlação inversa ao conjunto formado pela argila. Em locais onde há maior concentração de argila as demais frações se apresentam em menores concentrações, sendo o inverso verdadeiro. De acordo com Souza *et al.* (2004), as frações do solo geralmente apresentam comportamento inverso, principalmente de distribuição, pois como são medidos em porcentagem quando há acréscimo de um ocorre redução de outro.

Tabela 1.3. Coeficiente de correlação de Pearson entre a condutividade elétrica aparente a 0,20 m de profundidade e as propriedades físicas e químicas do solo

	CE20 ⁽¹⁾	Areia Grossa	Areia Fina	Silte	Argila	CEe1:5 ⁽²⁾	pH ⁽³⁾	P ⁽⁴⁾	K ⁽⁵⁾	Ca ²⁺ ⁽⁶⁾	Mg ²⁺ ⁽⁷⁾	Al ³⁺ ⁽⁸⁾
CE20 ⁽¹⁾	1,00											
Areia Grossa	-0,34	1,00										
Areia Fina	-0,25	0,51**	1,00									
Silte	0,27	-0,62**	-0,82**	1,00								
Argila	-0,10	0,15	0,46	-0,81**	1,00							
CEe1:5 ⁽²⁾	0,04	0,31	0,29	-0,53**	0,53**	1,00						
pH ⁽³⁾	-0,03	-0,24	0,02	0,26	-0,32	-0,48**	1,00					
P ⁽⁴⁾	0,38*	-0,16	-0,14	0,06	0,08	0,09	0,03	1,00				
K ⁽⁵⁾	0,10	0,12	0,05	-0,19	0,22	0,37*	-0,14	0,18	1,00			
Ca ²⁺ ⁽⁶⁾	0,02	-0,21	0,31	-0,08	0,06	-0,29	0,78**	0,19	-0,12	1,00		
Mg ²⁺ ⁽⁷⁾	0,18	-0,23	0,15	-0,02	0,07	-0,13	0,54**	0,50**	-0,03	0,71**	1,00	
Al ³⁺ ⁽⁸⁾	-0,20	0,57**	0,04	-0,31	0,17	0,31	-0,60**	-0,09	0,33	-0,53**	-0,41*	1,00
H+Al ⁽⁹⁾	-0,03	0,26	0,05	-0,33	0,37*	0,53**	-0,76**	-0,03	0,35	-0,72**	-0,41*	0,46*
SB ⁽¹⁰⁾	0,09	-0,20	0,29	-0,11	0,11	-0,19	0,73**	0,32	0,11	0,95**	0,83**	-0,46*
t ⁽¹¹⁾	0,07	-0,15	0,31	-0,14	0,13	-0,17	0,70**	0,33	0,15	0,94**	0,83**	-0,38*
T ⁽¹²⁾	0,06	0,10	0,36*	-0,50**	0,56**	0,43*	-0,16	0,30	0,53**	0,12	0,37*	0,08
V ⁽¹³⁾	0,06	-0,26	0,13	0,11	-0,12	-0,39*	0,83**	0,22	-0,11	0,94**	0,70**	-0,50**
m ⁽¹⁴⁾	-0,19	0,52**	-0,04	-0,23	0,12	0,32	-0,67**	-0,10	0,28	-0,61**	-0,48**	0,99**
MO ⁽¹⁵⁾	0,18	-0,09	-0,06	-0,13	0,31	0,31	-0,24	0,35	0,17	0,08	0,24	0,16
P-rem ⁽¹⁶⁾	0,46**	0,17	0,22	-0,20	0,11	-0,04	0,09	0,44*	0,08	0,20	0,37*	0,03
Zn ⁽¹⁷⁾	0,37*	-0,19	-0,01	-0,14	0,35	0,25	0,12	0,67**	0,22	0,28	0,36	-0,24
Fe ⁽¹⁸⁾	-0,09	0,25	0,25	-0,45*	0,47**	0,50**	-0,18	0,00	0,02	-0,07	0,16	-0,04
Mn ⁽¹⁹⁾	0,22	-0,33	-0,33	0,28	-0,08	-0,01	0,31	-0,05	0,12	0,07	0,04	-0,28
Cu ⁽²⁰⁾	0,09	-0,08	-0,19	-0,02	0,21	0,23	0,06	0,10	0,24	-0,12	0,12	-0,13

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez ativa em água; ⁽⁴⁾Fósforo; ⁽⁵⁾Potássio; ⁽⁶⁾Cálcio; ⁽⁷⁾Magnésio; ⁽⁸⁾Acidez Trocável; ⁽⁹⁾Acidez Potencial; ⁽¹⁰⁾Soma de Bases; ⁽¹¹⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽¹²⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽¹³⁾Saturação por Bases; ⁽¹⁴⁾Saturação por Alumínio; ⁽¹⁵⁾Matéria Orgânica; ⁽¹⁶⁾Fósforo remanescente; ⁽¹⁷⁾Zinco; ⁽¹⁸⁾Ferro; ⁽¹⁹⁾Manganês; ⁽²⁰⁾Cobre, *Significância ao nível de 5% de probabilidade, **Significância ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 1.3. (Continuação) Coeficiente de correlação de Pearson entre a condutividade elétrica aparente a 0,20 m de profundidade e as propriedades físicas e químicas do solo

	H+Al	SB	t	T	V	m	MO	P-rem	Zn	Fe	Mn	Cu
H+Al	1,00											
SB	-0,60**	1,00										
t	-0,58**	1,00**	1,00									
T	0,58**	0,31	0,33	1,00								
V	-0,88**	0,90**	0,89**	-0,13	1,00							
m	0,52**	-0,55**	-0,48**	0,05	-0,59**	1,00						
MO	0,13	0,16	0,19	0,32	0,03	0,16	1,00					
P-rem	-0,14	0,28	0,29	0,11	0,24	-0,06	0,13	1,00				
Zn	0,03	0,36	0,35	0,40*	0,21	-0,26	0,35	0,42*	1,00			
Fe	0,28	-0,01	-0,01	0,33	-0,14	-0,05	-0,05	-0,03	0,11	1,00		
Mn	-0,02	0,09	0,06	0,06	0,07	-0,28	0,07	-0,22	0,28	0,24	1,00	
Cu	0,28	-0,01	-0,03	0,32	-0,14	-0,12	-0,08	-0,16	0,26	0,66**	0,68**	1,00

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez ativa em água; ⁽⁴⁾Fósforo; ⁽⁵⁾Potássio; ⁽⁶⁾Cálcio; ⁽⁷⁾Magnésio; ⁽⁸⁾Acidez Trocável; ⁽⁹⁾Acidez Potencial; ⁽¹⁰⁾Soma de Bases; ⁽¹¹⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽¹²⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽¹³⁾Saturação por Bases; ⁽¹⁴⁾Saturação por Alumínio; ⁽¹⁵⁾Matéria Orgânica; ⁽¹⁶⁾Fósforo remanescente; ⁽¹⁷⁾Zinco; ⁽¹⁸⁾Ferro; ⁽¹⁹⁾Manganês; ⁽²⁰⁾Cobre, *Significância ao nível de 5% de probabilidade, **Significância ao nível de 1% de probabilidade.

1.3.3. Análise geoestatística e confecção dos mapas temáticos

A Tabela 1.4 apresenta os parâmetros dos variogramas ajustados aos modelos teóricos que melhor descrevem o comportamento da variabilidade espacial das variáveis estudadas. São apresentados os seguintes parâmetros: modelo; alcance (a); patamar (C_0+C); efeito pepita (C_0); índice de dependência espacial (IDE), soma de quadrados do resíduo e coeficiente de determinação (R^2).

A menor distância entre pontos amostrais foi de 49,98 metros. As variáveis condutividade elétrica aparente do solo a 0,20 m de profundidade, acidez ativa em água, alumínio, acidez potencial, saturação por alumínio, saturação por bases e matéria orgânica não apresentaram dependência espacial. A falta de dependência é um indicativo de que o valor de semivariância é igual ao patamar, para qualquer valor de distância. A ausência total de dependência espacial é chamada de efeito pepita puro. O efeito pepita puro indica que a distribuição espacial da variável na área de estudo é aleatória ou a malha amostral utilizada não possui pontos suficientes para detectar a dependência, que, se existir, será manifestada a distâncias menores que o menor espaçamento entre amostras (GUIMARÃES, 2004).

Todos os modelos apresentaram um elevado coeficiente de determinação, acima de 0,95, e foram selecionados após análise de validação cruzada. O modelo que apresentou melhor ajuste para as variáveis físicas do solo foi o gaussiano. O modelo gaussiano é representativo de fenômenos extremamente contínuos (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989), indica suave variação em pequenas distâncias de observação. O maior alcance foi observado para argila (910 m). Foi constatada forte dependência espacial para as variáveis areia fina e silte (IDE de 84 e 83) e moderada para areia grossa e argila (IDE de 51 e 63), de acordo com classificação proposta por Zimback (2001).

O modelo teórico que melhor ajustou à semivariância em função da distância para a maior parte das variáveis químicas analisadas foi o exponencial. A semivariância experimental das variáveis potássio, magnésio e capacidade de troca de cátions efetiva foi ajustada ao modelo esférico e fósforo remanescente ao modelo gaussiano.

A continuidade da variabilidade de atributos químicos é menor que a continuidade da variabilidade dos atributos físicos. O modelo exponencial e o modelo esférico representam, respectivamente, média e baixa continuidade, já o modelo gaussiano, representa elevada continuidade. Estes ajustes podem ser explicados pela facilidade de alteração dos atributos químicos em relação aos atributos físicos do solo, causando maior variação em pequenas distâncias.

O maior alcance (1349 m) e o menor alcance (62 m) foram observados, respectivamente, para magnésio e cobre. Os valores de alcance podem influenciar na qualidade das estimativas, uma vez que ele determina o número de valores usados na interpolação, assim, estimativas feitas com interpolação por krigagem ordinária utilizando valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, apresentando mapas que representem melhor a realidade (CORÁ *et al.*, 2004). Zanão Júnior *et al.* (2007) destacam que a variabilidade espacial dos nutrientes pode não ser igual entre eles. Alguns nutrientes necessitam de números maiores de amostras que outros para que se possa conhecer o seu comportamento em relação a uma determinada área. Isso acontece pois as variações nos teores dos elementos do solo não é uniforme para todos.

A variável cobre apresentou o maior IDE (88) e a variável condutividade elétrica do extrato de saturação o menor (37), sendo classificados, respectivamente, como variáveis de forte e moderada dependência espacial. As demais variáveis apresentaram dependência espacial classificada como moderada (Zimback, 2001). Todos os valores do coeficiente de determinação estão acima 0,54. Vale lembrar que somente este valor não é indicativo de que o ajuste obtido é o que melhor representa a variabilidade espacial do atributo em estudo. Este coeficiente pode ser utilizado como parâmetro na decisão de qual modelo melhor se ajustou a semivariância experimental.

Tabela 1.4. Parâmetros dos modelos teóricos de semivariância ajustados para CE20 e os atributos físicos e químicos do solo

Variáveis	Modelo	Alcance (a)	Patamar (C ₀ +C)	Efeito Pepita (C ₀)	IDE ⁽¹¹⁾ [C/(C ₀ +C)]*100	SQR ⁽¹²⁾	R ² ⁽¹³⁾
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	490	0,76	0,37	51	0,01	0,96
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	748	4,16	0,66	84	0,09	0,99
Silte (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	858	31,04	5,21	83	19	0,96
Argila (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	910	13,01	4,77	63	5,04	0,95
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	Exponencial	820	1,78	1,12	37	0,10	0,79
pH ⁽³⁾	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	Exponencial	178	241,10	120,50	50	812	0,91
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	Esférico	205	2353	1176	50	138515	0,62
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Exponencial	116	0,21	0,09	57	0,00	0,61
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Esférico	1349	0,05	0,03	51	0,00	0,96
Acidez trocável (Al ³⁺) (cmolc dm ⁻³)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
H + Al ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
SB ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	Exponencial	125	0,46	0,24	48	0,01	0,55
t ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	Esférico	274	0,38	0,19	50	0,01	0,75
T ⁽⁷⁾ (cmolc dm ⁻³)	Exponencial	108	0,50	0,21	58	0,01	0,78
V ⁽⁸⁾ (%)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
m ⁽⁹⁾ (%)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
P-rem ⁽¹⁰⁾ (mg L ⁻¹)	Gaussiano	1125	11,53	5,76	50	10,70	0,72
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	Exponencial	96	1,70	0,61	64	0,19	0,67
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	Exponencial	1160	52,60	24,24	54	11	0,96
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	Exponencial	237	76	38	50	118	0,84
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	Exponencial	62	2,17	0,26	88	0,04	0,90

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Acidez Potencial; ⁽⁵⁾Soma de Bases; ⁽⁶⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁷⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁸⁾Saturação por Bases; ⁽⁹⁾Saturação por Alumínio; ⁽¹⁰⁾Fósforo remanescente; ⁽¹¹⁾Índice de dependência espacial; ⁽¹²⁾Soma de quadrados do resíduo; ⁽¹³⁾Coeficiente de determinação.

São apresentados na Tabela 1.5 os parâmetros da validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para as propriedades do solo da área amostrada. Os parâmetros apresentados são: coeficiente de regressão; intercepto; erro quadrático e coeficiente de determinação.

Pode-se observar que, na estimativa dos atributos físicos do solo, os menores coeficientes de determinação ocorrem para as variáveis argila (0,30) e areia grossa (0,43), estas mesmas variáveis apresentaram valores do coeficiente de regressão mais distantes de 1, respectivamente, 1,09 e 0,98. As variáveis, areia fina e silte apresentaram valores próximos ao ideal, tanto para o coeficiente de regressão (1,01 e 1,02) quanto para o coeficiente de determinação (0,65 e 0,61). Todas as variáveis apresentaram de erro quadrático bem próximo a zero, o que, associado aos demais parâmetros, demonstra que o modelo ajustado teve uma boa precisão na estimativa de valores destas variáveis em locais não amostrados.

Observa-se uma pequena diferença entre os valores do coeficiente de determinação, o menor valor encontrado é de 0,11, para as variáveis condutividade elétrica do extrato de saturação, potássio e cálcio, e o maior valor é observado para a variável capacidade de troca de cátions a pH 7 (0,26). O maior coeficiente de regressão foi observado para a validação cruzada da variável fósforo remanescente (0,90) e o menor para a variável zinco (0,49).

O baixo coeficiente de regressão é decorrente da dispersão da nuvem de pontos em torno da reta ideal. A variável zinco apresentou um dos menores valores de erro quadrático, pois, embora dispersa a nuvem de pontos, os mesmos mantêm um padrão de dispersão uniforme, não sendo observada a presença de pontos discrepantes ao arranjo da nuvem. Assim como as variáveis físicas, as variáveis químicas do solo apresentaram valores de erro quadrático bem próximo a zero, porém, um pouco maiores que os observados para a validação das variáveis físicas.

Tabela 1.5. Parâmetros da validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para as propriedades do solo da área amostrada

Variáveis	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro Quadrático (SE)	R ² (⁶)
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	1,09	-0,2	0,096	0,43
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	1,01	-0,11	0,056	0,65
Silte (dag kg ⁻¹)	1,02	-0,39	0,061	0,61
Argila (dag kg ⁻¹)	0,98	0,36	0,114	0,30
CEe1:5 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	0,78	1,83	0,174	0,11
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	0,85	3,36	0,138	0,19
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	0,70	58,57	0,151	0,12
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,69	1,13	0,157	0,11
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,84	0,15	0,145	0,16
SB ⁽²⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,76	1,22	0,158	0,12
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,81	0,97	0,128	0,19
T ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,79	2,37	0,103	0,26
P-rem ⁽⁵⁾ (mg L ⁻¹)	0,90	1,99	0,135	0,20
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	0,49	1,77	0,109	0,15
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	0,80	4,97	0,144	0,15
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	0,76	9,26	0,146	0,15
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	0,66	3,08	0,135	0,12

⁽¹⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽²⁾Soma de Bases; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁵⁾Fósforo remanescente; ⁽⁶⁾Coefficiente de determinação.

Baseado nos modelos de semivariância e levando-se em consideração os parâmetros ajustados para as variáveis químicas e físicas do solo, utilizando a técnica de krigagem ordinária, foram interpolados os valores amostrados a fim de se construir os mapas das variáveis estudadas. Os mapas são apresentados na Figura 1.6 e foram confeccionados utilizando 5 classes de divisão, a fim de buscar uma melhor representação da distribuição dos valores na área de estudo.

Os mapas de areia grossa e areia fina apresentam similaridade na localização dos maiores e menores valores destes atributos, porém, em diferentes proporções de área. A geoespacialização de silte apresenta-se com distribuição contrária a distribuição dos valores de areia grossa e areia fina, ou seja, onde se observa maiores concentrações de areia, menores as concentrações de silte, e vice-versa, o mesmo é observado em estudos realizados por Valente (2010) e pode ser explicado pela análise de correlação de Pearson apresentada na Tabela 1.3.

O mapa de argila, quando comparado aos mapas de condutividade elétrica do extrato de saturação, capacidade de troca de cátions efetiva e ferro mostra que a concentração dos maiores valores está localizada em regiões similares, o mesmo é válido para menores valores. Isso ocorre porque a capacidade de troca de cátions, bem como a condutividade elétrica do extrato de saturação aumenta em função do teor de argila e da qualidade da argila. Na área estudada, é predominante a presença de hematita (óxido de ferro), comum em solos de cerrado, o que explica a similaridade do mapa de argila com o mapa de ferro (CIOTTA *et al.*, 2003).

Pequenas manchas observadas nos mapas da distribuição espacial dos atributos químicos são reflexos da baixa precisão na estimativa de valores em regiões não amostradas, o mesmo pode ser confirmado analisando os baixos valores dos parâmetros de ajuste da validação cruzada e dos modelos teóricos de semivariância. O contrário é observado para os mapas temáticos de distribuição espacial das variáveis físicas do solo, os quais apresentam uma maior continuidade da distribuição dos valores ao longo da área amostrada.

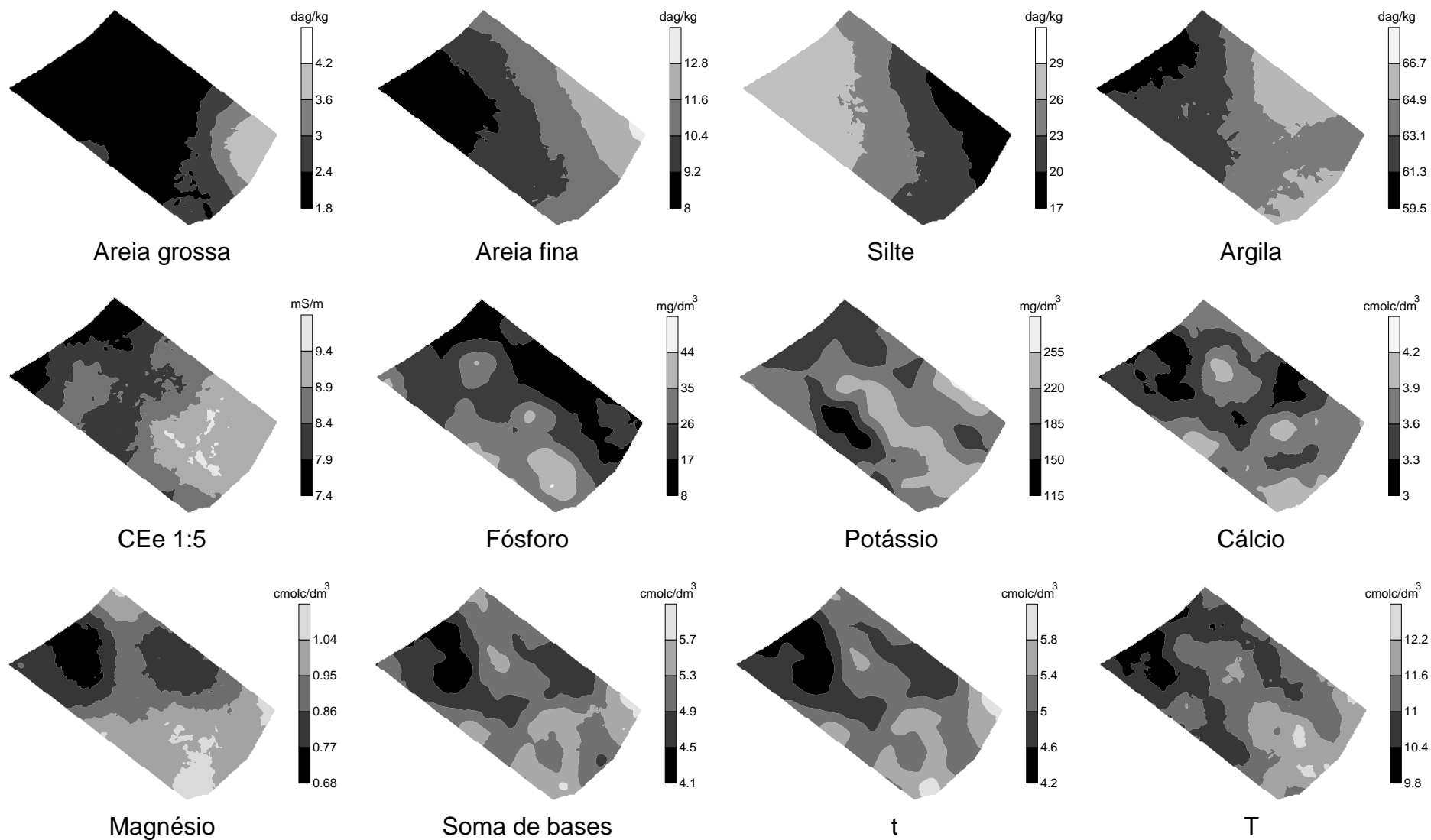


Figura 1.6. Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo.

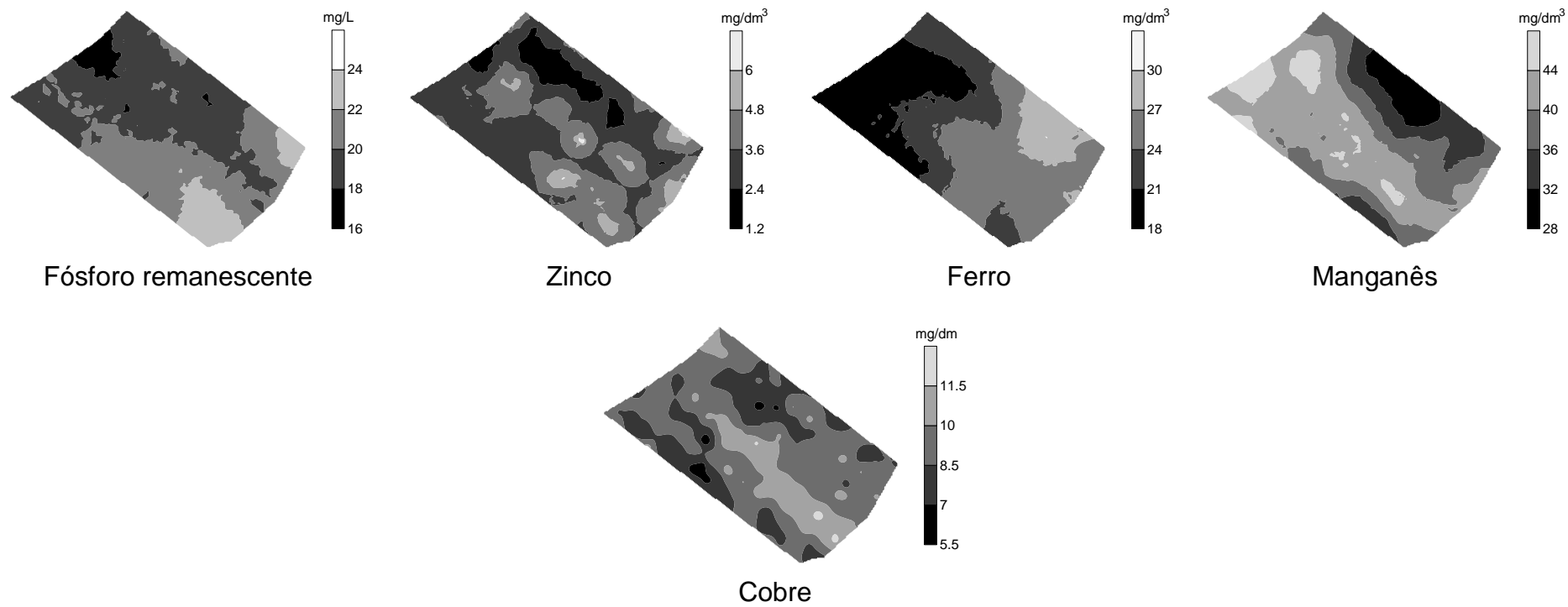


Figura 1.6 (Continuação). Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo.

1.4. CONCLUSÕES

A maioria das variáveis estudadas apresentou coeficiente de variação classificado como médio.

A condutividade elétrica aparente do solo apresentou correlação positiva e significativa com os atributos químicos fósforo, fósforo remanescente e zinco.

Não foi detectada dependência espacial para as variáveis condutividade elétrica aparente do solo, acidez ativa em água, alumínio, acidez potencial, saturação por alumínio, saturação por bases e matéria orgânica.

As melhores estimativas de valores para locais não amostrados foram observadas para os atributos físicos do solo, os quais apresentaram os melhores parâmetros de ajuste dos variogramas e da validação cruzada.

As técnicas de geoestatística utilizadas possibilitaram o ajuste dos modelos teóricos que melhor representaram a semivariância experimental, possibilitando assim a construção de mapas temáticos da distribuição espacial dos valores dos atributos do solo estudado.

1.5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AIMRUN, W.; AMIN , M. S. M.; AHMAD, D.; HANAFI, M. M.; CHAN, C. S. Spatial variability of bulk soil electrical conductivity in a Malaysian paddy field: key to soil management. **Paddy Water Environ**, v.5, p.113-121, 2007.

CORÁ, J. E.; ARAUJO, A. V.; PEREIRA, G. T.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.6, p.1013-1021, 2004.

CIOTTA, M. N.; BAYER, C.; FONTOURA, S. M. V.; ERNANI, P. R.; ALBUQUERQUE, J. A. Matéria orgânica e aumento da capacidade de troca de cátions em solo com argila de atividade baixa sob plantio direto. **Ciência Rural**, v.33, n.6, p.1161-1164, 2003.

CORWIN, D. L.; HENDRICKX, J. M. H. Electrical Resistivity: Wenner Array. In: SILVA, J.S. Methods of Soil Analysis Part 4 Physical Methods, Madison, Wisconsin, USA : **SSSA Book Series**, n. 5, p.1282-1287. 2002.

CORWIN, D. L.; LESCH, S. M. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p. 471-471. 2003.

CORWIN, D. L.; LESCH, S. M.; SHOUSE, P. J.; SOPPE, R.; AYARS, J. E. Identifying soil properties that influence cotton yield using soil sampling directed by apparent soil electrical conductivity. **Agronomy Journal**. v.95, n.2, p.352-364. 2003.

CORWIN, D. L.; LESH, S. M. Apparent soil electrical conductivity measurements in agricultural. **Computers and Electronics in Agriculture**. v.46, p.11-43. 2005.

CRESSIE, N. A. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley & Sons, 1993. 900 p.

DONOGEMMA, G. K.; RUIZ, H. A.; ALVAREZ V., V. H., KER, J. C.; FONTES, M. P. F. Fósforo remanescente em argila e silte retirados em latossolos após pré-tratamentos na análise textural. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.32, p.1785-1791, 2008.

EBERHARDT, D. N.; VENDRAME, P. R. S.; BECQUER, T.; GUIMARÃES, M. F. Influência da granulométrica e da mineralogia sobre a retenção do fósforo em latossolos sob pastagens no cerrado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.32, p. 1009-1016, 2008.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Monitoramento por Satélite. Disponível em <http://www.bdclima.cnpm.embrapa.br/resultados/balanco.php?UF=&COD=107>. Acesso em 10-Nov-2010.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Rio de Janeiro, 2006. 412p.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Embrapa Soja: Embrapa Cerrados: Embrapa Agropecuária Oeste. Tecnologias de produção de soja para região central do Brasil. Londrina, 2008. 262p.

GANDAH, M. Dynamics of spatial variability of millet growth and yields at three sites in Niger, west Africa and implications for precision agriculture research. **Agricultural Systems**, Oxon, v.63, n.2, p.123-140, 2000.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho Amarelo-escuro, textura argilosa, da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. 2000. 85 f. Tese (Doutorado) - UNICAMP. Campinas, 2000.

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

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

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

LESCH, S. M.; CORWIN, D. L.; ROBINSON, D. A. Apparent soil electrical conductivity mapping as an agricultural management tool in arid zone soils. **Computer and Electronics in Agriculture**, v.46, p.351-378, 2005.

LEZZI, P. B. T. **Teste de aplicabilidade de sonda de eletrorresistividade na avaliação de salinização secundária de solos**. 2008. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Geociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

LI, Y.; SHI, Z.; LI, F. Delineation of Site-Specific Management Zones Based on Temporal and Spatial Variability of Soil Electrical Conductivity. **Soil Science Society of China**. *Pedosphere*, v.17, n.2, p.156-164. 2007.

LI, Y.; SHI, Z.; WU, C.; LI, F.; LI, H. Optimised Spatial Sampling Scheme for Soil Electrical Conductivity Based on Variance Quad-Tree (VQT) Method. **Agricultural Sciences in China**. v.6, n.12, p.1463-1471. 2007b.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O. TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v. 20, n.1, p. 1-12, 1996.

MACHADO, P. L. O. A.; BERNARDI, A. C. C.; VALENCIA, L. I. O.; MOLIN, J. P.; GIMENEZ, L. M.; SILVA, C. A.; ANDRADE, A. G.; MEDARI, B. E.; MEIRELLES, M. S. P. Mapeamento da condutividade elétrica e relação com a argila de Latossolo sob plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.41, n.6, p.1023-1031, jun. 2006.

MANZIONE, R. L.; RODRIGUES, J. B. T.; ZIMBACK, C. R. L. Análise espacial multivariada na avaliação de parâmetros químicos do solo. 23p. 2002. In: BALASTREIRE, L. A. **Avanços na Agricultura de Precisão no Brasil no período de 1999-2001**. Piracicaba, 347 p. 2002.

MOLIN, J. P.; CASTRO, C. N. Establishing management zones using soil electrical conductivity and other soil properties by the fuzzy clustering technique. **Scientia Agricola**, v.65, n.6, p.567-573, 2008.

MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. **Estatística aplicada e probabilidade para engenheiros**. ed. 4, 493 p. Rio de Janeiro, editora LTC. 2009.

MORARI, F.; CASTRIGNANÒ, A.; PAGLIARIN, C. Application of multivariate geostatistics in delineating management zones within a gravelly vineyard using geoelectrical sensors. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.68, p.97-107, 2009.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad en suelos de la depresión del Lago de Valencia. **Agronomía Tropical**, Maracay, v.44, p.41-65, 1994.

PAIVA, P. L. R.; FURTINI NETO, A. E.; VALE, F. R.; FAQUIN, V. Efeito do manejo do solo sobre os teores de matéria orgânica, nitrogênio mineral, fósforo e bases trocáveis. **Ciência e Agrotecnologia**, v.21, p.35-43, 1997.

ROBERTSON, G. P. GS+: **Geostatistics for the environmental sciences - GS+ User's Guide**. Plainwell, Gamma Design Software, 2008. 152p.

SILVA, M. S. L.; KLAMT, E.; CAVALCANTI, A. C.; KROTH, P. L. Adensamento subsuperficial em solos do semi-árido: processos geológicos e/ou pedogenéticos. **R. Bras. Eng. Agríc. Ambiental**, Campina Grande, v.6, n.2, p.314-320, 2002.

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

SILVA, S. A. **Variabilidade espacial de atributos de solo e folhas em lavouras de café arábica utilizando análise multivariada e geoestatística**. 2009. 106 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) – Universidade Federal do Espírito Santo. Alegre, 2009.

SILVEIRA, P. M.; STONE, L. F. Teores de nutrientes e matéria orgânica afetados pela rotação de culturas e sistema de preparo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.25, p.387-394, 2001.

SOUZA, Z. M.; ALVES, M. C. Propriedades químicas de um Latossolo Vermelho distroférico de cerrado sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.27, p.133-139, 2003.

SOUZA, Z. M. MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Variabilidade espacial da textura de um Latossolo Vermelho Amarelo eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal. V.24, n2. p.309-319, 2004.

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

VALENTE, D. S. M. Desenvolvimento de um sistema de apoio à decisão para definir zonas de manejo em cafeicultura de precisão. 2010. 122 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2010.

VIEIRA, S. R.; LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial de potencial de erosão das chuvas do Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.54, n.2, p.405-412, 1995.

ZANÃO JÚNIOR, L. A.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C.. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidade em um Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, v. 37, p. 1000-1007, 2007.

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

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed). **Applications of soil physics**. New York: Academic, 1980. Cap.2, p.319-344.

CAPÍTULO 2

VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA PRODUTIVIDADE DE SOJA E SUA CORRELAÇÃO COM ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO

2.1. INTRODUÇÃO

Práticas conservacionistas de manejo do solo podem conduzir, gradualmente, a uma melhoria da qualidade do solo agrícola até alcançar a excelência expressa por, entre outras propriedades, elevado potencial produtivo. Em sentido oposto, práticas de exploração intensiva e desagregadora do solo podem conduzir a um processo de redução da qualidade do solo até alcançar a degradação, que se expressa por baixas produtividades.

O sistema de plantio direto é uma das mais eficientes estratégias para melhoria da qualidade e do potencial produtivo do solo agrícola. No entanto, esta melhoria não se manifesta de forma homogênea em toda a área. Em uma mesma lavoura é possível encontrar subáreas com diferentes níveis de qualidade e, portanto, com diferentes potenciais produtivos, embora as práticas

de manejo adotadas tenham sido aplicadas uniformemente (AMADO *et al.*, 2005).

Para determinação da produtividade de soja, três parâmetros precisam ser medidos: a massa de grãos, área colhida e o teor de água do produto. Para confecção de um mapa, a informação de localização também é necessária. O monitor de produtividade geralmente incorpora dados dos sensores de massa, de umidade do produto, de velocidade de deslocamento e da posição geográfica. Com base nas informações obtidas por estes sensores e informações pré-definidas, como largura de corte da plataforma de colheita, é possível determinar a produtividade.

O mapa de produtividade é uma informação importante quando se quer otimizar o sistema de produção agrícola em uma determinada área. Farias *et al.* (2002) destacam que a produtividade das culturas varia espacialmente e, determinar as causas desta variabilidade é um dos desafios que os profissionais que atuam com agricultura de precisão enfrentam.

Os mapas de produtividade podem ser utilizados na tomada de decisão sobre como o solo deve ser manejado, auxiliando na prescrição de aplicação de fertilizantes a doses variadas (McKINION *et al.*, 2010). Milani *et al.* (2006) relatam que o manejo localizado tendeu a apresentar produtividades mais homogêneas e superiores ao manejo realizado utilizando-se dosagem uniforme. Porém, esta forma de manejar o solo requer acompanhamento e análise de mapas de produtividade, considerando um histórico de várias safras e de diferentes culturas para que sejam contempladas as variabilidades temporal e espacial (BLACKMORE *et al.*, 2003).

A caracterização da variabilidade na produtividade deve ser feita considerando a análise de, ao menos, três anos de mapeamento, para que, a tomada de decisão referente ao manejo a ser empregado possa ser feita de forma precisa e eficaz (SANTI, 2007). No entanto, Amado *et al.* (2007) relatam que no Brasil ainda são escassas as áreas que possuem um conjunto de mapas de produtividade que permitam esta análise temporal.

A região do cerrado brasileiro é uma das mais importantes no cenário nacional de produção de grãos. Essa região geralmente apresenta solos de baixa fertilidade natural, o que demanda a utilização de grandes quantidades de fertilizantes por parte dos produtores e faz com que os fertilizantes sejam

um importante componente no custo de produção. Regiões com essas características apresentam potencial para o emprego de técnicas de agricultura de precisão. Entretanto, a pesquisa envolvendo a análise da variabilidade espacial da produtividade e dos atributos do solo, a fim de otimizar o processo de produção de grãos nessa região ainda é incipiente.

O objetivo do presente estudo foi analisar a variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja, em uma área situada no cerrado brasileiro, onde se adota o sistema de plantio direto e rotação de culturas. Objetivou-se também estudar a correlação entre a produtividade de soja do ano de 2010 e os atributos físicos, químicos e a condutividade elétrica aparente do solo.

2.2. MATERIAL E MÉTODOS

2.2.1. Área de estudo

A coleta de dados foi realizada na Fazenda Recanto, localizada no município de Sidrolândia, Mato Grosso do Sul, zona 21 Sul, com coordenadas UTM 702879,040 m *Leste* e 7673084,461 m *Norte*, no *datum* SIRGAS 2000. Essa propriedade possui uma área total de 2.491,07 hectares, destinados à agricultura, onde se cultiva soja (*Glycine max*), milho (*Zea mays*) e algodão (*Gossypium hirsutum L.*), em sistema de rotação de culturas, realizado através de plantio direto.

A altitude média em relação ao nível do mar é de 490 m. O relevo é considerado levemente ondulado. O solo predominante é do tipo Latossolo Vermelho distroférico (EMBRAPA, 2006). O clima que predomina é classificado como chuvoso de savana, caracterizado por uma distribuição anual das chuvas que se concentram nos meses de novembro, dezembro e janeiro, com ocorrência bem definida de um período seco nos meses mais frios do ano (junho/julho). A precipitação pluviométrica anual da região está entre 1.078 e 1.336 mm. A temperatura média anual é de 22,7 °C (EMBRAPA, 2010).

Para o mapeamento dos atributos físicos, químicos e da condutividade elétrica do solo, foi utilizada uma grade com densidade de dois pontos por hectare, distribuídos em uma área de aproximadamente 34 hectares, conforme apresentado na Figura 2.1.



Figura 2.1. Área de estudo e respectivos pontos amostrais.

Os pontos amostrais foram georeferenciados utilizando-se um aparelho receptor GPS Topográfico (L1), Marca Magellan, Modelo Promark 3, com correção diferencial pós-processada. Para correção diferencial foram utilizados os dados da base da RBMC (Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo) do IBGE, localizada no município de Campo Grande/MS. Utilizou-se o *datum* SIRGAS 2000, a correção foi realizada utilizando o programa computacional GNSS Solutions[®] fornecido pelo fabricante do receptor GPS.

2.2.2. Determinação da condutividade elétrica aparente do solo (CE)

Para a determinação da condutividade elétrica aparente do solo utilizou-se o método da resistividade elétrica. A condutividade elétrica aparente do solo foi obtida introduzindo na superfície do solo quatro eletrodos igualmente espaçados. Nos eletrodos externos foi aplicada uma corrente elétrica e a diferença de potencial foi medida nos eletrodos internos, conforme apresentado na Figura 2.2. Essa configuração é denominada *Matriz de Wenner* (CORWIN & HEDRICKX, 2002; CORWIN & LESH, 2003).

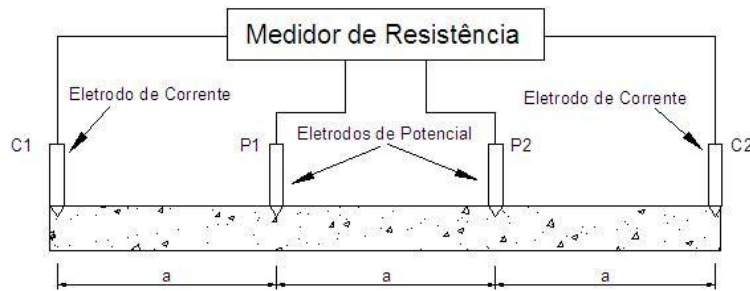


Figura 2.2. Diagrama esquemático do método da resistividade elétrica com quatro eletrodos: dois eletrodos de corrente (C1 e C2) e dois eletrodos potenciais (P1 e P2) (CORWIN & LESH, 2003).

A resistividade obtida utilizando a *Matriz de Wenner* foi calculada pela Equação 2.1:

$$\rho = \frac{2 \cdot \pi \cdot a \cdot \Delta V}{i} \quad (2.1)$$

em que,

ρ = Resistividade, Ohm.m;

a = Espaçamento entre eletrodos, m;

ΔV = Diferença de potencial medida, V; e

i = Corrente elétrica aplicada, A.

A condutividade elétrica aparente do solo é o inverso da resistividade, sendo calculada pela Equação 2.2.

$$CE_a = \frac{1}{\rho} \quad (2.2)$$

em que,

CE_a = Condutividade elétrica aparente do solo, S.m⁻¹.

Utilizou-se, para obtenção da condutividade elétrica aparente do solo, um medidor de condutividade elétrica portátil, marca Landviser®, modelo LandMapper® ERM-02 (Figura 2.3), com quatro eletrodos, arranjados de forma a obter medições a 0,20 m de profundidade. As leituras foram realizadas com o solo próximo a sua capacidade de campo. Para construção da estrutura de

suporte dos eletrodos foram utilizados tubos de PVC, parafusos de aço para os eletrodos e fios flexíveis em cores diferentes para eletrodos de corrente e eletrodos usados na determinação da diferença de potencial. Na Figura 2.4 é apresentada a configuração de eletrodos construída para realização do trabalho.



Figura 2.3. Medidor de condutividade elétrica aparente do solo modelo ERM-02, de fabricação da *Landviser*.



Figura 2.4. Configuração da *Matriz de Wenner* com espaçamentos entre eletrodos de 0,20 m.

2.2.3. Determinação das características físicas e químicas do solo

Para cada ponto amostrado, retirou-se uma amostra de solo composta por outras quatro amostras simples, representativas na faixa de 0 – 0,20 m de profundidade. As amostras simples foram coletadas em um raio de 3 m do ponto georeferenciado, misturadas em um recipiente plástico e retirado aproximadamente 300 g de solo, colocado em embalagem plástica e identificado. Para a retirada das amostras, utilizou-se um trado do tipo holandês.

As amostras de solo foram enviadas ao Laboratório de Análise de Solos da Universidade Federal de Viçosa para a determinação da composição textural (Argila, Silte Areia Grossa e Areia Fina), a condutividade elétrica do extrato de saturação (1:5) e a análise química do solo (pH, acidez potencial, teores de Ca, Mg, K, P, Al, P-rem, matéria orgânica, soma de bases, a capacidade de troca catiônica e a saturação por bases, índice de saturação de alumínio, e os micronutrientes (Zn, Fe, Mn e Cu).

2.2.4. Obtenção e análise dos mapas de produtividade

Os dados de produtividade foram obtidos por meio de mapeamento da produtividade de soja utilizando uma colhedora de grãos combinada, marca CaseIH, modelo 8010, equipada com o monitor de produtividade AFS[®] modelo Pro 600. Os arquivos contendo os dados de produtividade foram exportados no formato *shape* e analisados utilizando o programa computacional ArcGIS da ESRI[®], versão 9.3.

Inicialmente os valores de produtividade dos três anos estudados foram padronizados para 13% de umidade. Posteriormente foi realizada uma análise de *outlier* para eliminação dos valores discrepantes, para esta análise, utilizou-se a ferramenta *Spatial Statistics Tools>>>Rendering>>>Cluster/Outlier Analysis with Rendering*. Nesta análise, foram identificados agrupamentos de valores altos e agrupamentos de valores baixos, e considerados discrepantes, os dados inferiores a média menos 2 vezes o desvio padrão e maiores que a média mais 2 vezes o desvio padrão (JUERSCHIK & GIEBEL, 1999), após identificados, os valores discrepantes foram excluídos.

Para obtenção do valor de produtividade em cada ponto onde foi amostrado solo, após descarte de discrepantes, realizou-se análise geoestatística dos dados obtidos pelo sistema de mapeamento da colhedora e utilizando krigagem ordinária (McKINION *et al.*, 2010) realizou-se a interpolação dos valores para geração do mapa temático da distribuição espacial da produtividade.

O mapa temático, gerado no formato *shape*, foi transformado em um arquivo *raster*. Após essa transformação, as coordenadas geográficas dos pontos amostrais foram sobrepostas no *raster*. Para extrair os valores de *raster*

para cada ponto amostral, utilizou-se a ferramenta *Spatial Analyst* do ArcGIS© (*Spatial Analyst Tools>>>Extraction>>>Extract Values to Point*). Posteriormente, as coordenadas com respectivos valores de produtividade foram exportadas para um arquivo texto (txt), utilizando a ferramenta *Spatial Statistics Tools>>>Utilities>>>Export Feature Attribute to ASCII*.

A partir dos arquivos txt foi criada uma planilha com as coordenadas geográficas e os valores de produtividade de cada ponto amostral para as safras de 2007/2008, 2008/2009 e 2009/2010, essa planilha serviu de base de dados para as análises da variabilidade espacial e temporal da produtividade.

2.2.5. Análise estatística clássica e geoestatística dos dados

Todos os dados (atributos do solo e produtividade) foram analisados por meio de estatística descritiva, calculando-se a média, mediana, valor mínimo, valor máximo, coeficiente de variação, quartil inferior, quartil superior, desvio padrão, coeficiente de assimetria e de curtose, buscando assim caracterizar suas distribuições.

Foi calculado o coeficiente de correlação de Pearson, entre cada uma das propriedades físico-químicas do solo, a condutividade elétrica aparente e a produtividade de soja da safra de 2009/2010.

A Figura 2.5 apresenta os pontos amostrais utilizados para análise de correlação, selecionou-se aleatoriamente 30 dos 88 pontos amostrados.

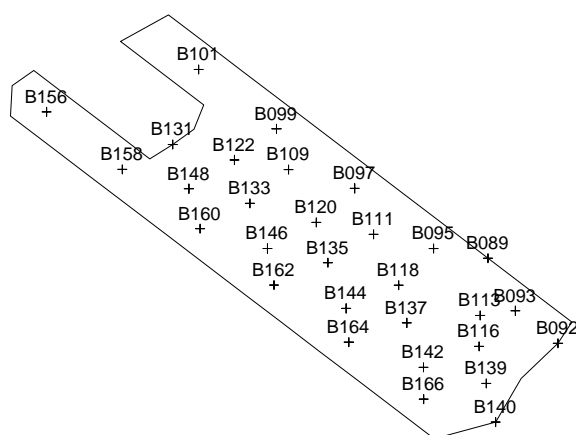


Figura 2.5. Distribuição dos pontos amostrais utilizados na análise de correlação de Pearson.

A dependência espacial foi avaliada pelos ajustes de variogramas, pressupondo a estacionariedade da hipótese intrínseca, definida pela equação 2.3.

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(xi) - Z(xi+h)]^2 \quad (2.3)$$

em que,

$\hat{\gamma}(h)$ = semivariância em função da distância de separação (h) entre pares de pontos;

h = distância de separação entre pares de pontos, m;

$N(h)$ = número de pares experimentais de observações $Z(xi)$ e $Z(xi+h)$ separados por uma distância h .

O variograma é representado pelo gráfico $\gamma(h)$ versus h . Ajustou-se o modelo que melhor representou a relação entre $\gamma(h)$ e h , podendo assim determinar os parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C$) e alcance (A).

O índice de dependência espacial (IDE) foi determinado e classificado, segundo Zimback (2001), utilizando a equação 2.4 e assumindo, assim, os seguintes intervalos: dependência espacial baixa para $IDE < 25\%$, moderada para $25\% \leq IDE \leq 75\%$ e forte para $IDE > 75\%$.

$$IDE = \left(\frac{C}{C_0 + C} \right) 100 \quad (2.4)$$

Para análise da variabilidade temporal da produtividade, foi utilizada metodologia adotada por Camargo *et al.* (2004), em que os valores de cada ponto foram padronizados e normalizados em torno da produtividade média do talhão de cada safra estudada.

Foram confeccionados mapas de classes de produtividade (alta, média e baixa) para cada safra e para a média das três safras estudadas, utilizando os seguintes parâmetros:

- Produtividade do ponto com valor acima da média do talhão mais 1,5 vezes o desvio padrão (produtividade alta);
- Produtividade do ponto com valor compreendido no intervalo entre a média do talhão mais 1,5 vezes o desvio padrão e a média do talhão menos 1,5 vezes o desvio padrão (produtividade média);
- Produtividade do ponto com valor abaixo da média do talhão menos 1,5 vezes o desvio padrão (produtividade baixa).

A variabilidade temporal foi analisada a partir do cálculo da estabilidade e instabilidade da produtividade. Para a análise da variabilidade temporal foram utilizadas as informações de produtividade das três safras estudadas. A estabilidade foi calculada utilizando as equações 2.5, 2.6, 2.7 e 2.8.

Considerou-se estável o ponto do mapa com coeficiente de variação (CV) da produtividade, menor que 30%. Valores de produtividade com CV maior que 30% foram considerados de produtividade instável. Após esta análise, confeccionou-se um mapa de estabilidade e instabilidade da produtividade.

$$\bar{P}_i = \sum_{j=1}^r \frac{P_{ij}}{r} \quad (2.5)$$

em que,

\bar{P}_i = Produtividade média de soja no ponto i nas três safras estudadas;

P_{ij} = Produtividade no ponto i na safra j ;

r = número de safras estudadas.

$$\bar{P}_j = \sum_{i=1}^n \frac{P_{ij}}{n} \quad (2.6)$$

em que,

\bar{P}_j = Produtividade média de soja dos pontos do mapa de interpolação na safra j ;

n = Número de pontos do mapa de produtividade.

$$S_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^r (P_{ij} - \bar{P}_i)^2}{r-1}} \quad (2.7)$$

em que,

S_i = Desvio padrão da produtividade no ponto i nas três safras estudadas.

$$CV_i = \frac{S_i}{\bar{P}_i} 100 \quad (2.8)$$

em que,

CV_i = Coeficiente de variação no ponto i .

As análises dos mapas de produtividade (*valores discrepantes*) foram realizadas utilizando o programa ArcGis, da ESRI[®], versão 9.3. As análises de correlação e a estatística clássica foram realizadas no programa *Statistica*, versão 7. Os modelos dos semivariogramas das variáveis estudadas foram ajustados utilizando o programa de computador GS⁺, versão 9 (ROBERTSON, 2008), bem como a confecção dos mapas temáticos da distribuição espacial das variáveis que apresentaram dependência espacial. A interpolação dos valores foi realizada utilizando krigagem ordinária.

2.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

2.3.1. Estatística descritiva

É apresentado na Tabela 2.1 o resumo da análise de valores discrepantes. Todas as safras analisadas apresentaram valores discrepantes, pois ao mapear a produtividade, o sistema associa um valor de produtividade a um par de coordenadas cartesianas, adquiridas por um GPS. As subestimativas da produtividade ocorrem no momento de início da colheita, em que o fluxo de grãos no interior da colhedora não é estável e também pela colheita em áreas com infestação de plantas daninhas, em que o material colhido, não é eficientemente trilhado, retornando ao sistema pelo processo de retrilha. A retrilha de material colhido em pontos já passados pela colhedora, associado à massa colhida no ponto atual, superestima o valor de produtividade no ponto, gerando assim valores elevados.

Gonçalves *et al.* (2001) destacam a importância de uma cuidadosa análise exploratória dos dados antes de se proceder à análise geoestatística e relatam que esta análise tem sido enfatizada por alguns autores e negligenciada por outros. Segundo Menegatti & Molin (2004), o processo de filtragem e extração dos pontos considerados errôneos eleva o nível qualitativo da informação contida em mapas de produtividade, independente do sistema utilizado para a coleta de dados. Libardi *et al.* (1996) afirmam que o procedimento de retirada dos valores discrepantes favorece a obtenção de um

resumo estatístico mais confiável, capaz de melhor representar a variabilidade dos dados, principalmente no que diz respeito às medidas de tendência central.

Tabela 2.1. Número total dos valores dos mapas de produtividade das safras de soja e respectivos valores discrepantes

Variáveis	Número total de valores	Valores discrepantes	Porcentagem de valores discrepantes
Safra 2007/ 2008 (kg.ha ⁻¹)	9769	962	9,8
Safra 2008/2009 (kg.ha ⁻¹)	19638	1474	7,5
Safra 2009/2010 (kg.ha ⁻¹)	8590	837	9,7

A estatística descritiva dos valores de produtividade é apresentada na Tabela 2.2. Um fato que chama a atenção é a queda brusca de produtividade média das safras de 2007/2008 e 2008/2009 para a safra de 2009/2010. Mundstock & Thomas (2005) enfatizam que o crescimento, desenvolvimento e conseqüentemente, a produtividade da cultura da soja resultam das interações: cultivar utilizada e fatores decorrentes da sensibilidade ao fotoperíodo e temperatura do ar (que induzem o florescimento e o momento da floração); sensibilidade ao acamamento (reduz a indução da floração e favorece o crescimento vegetativo, diminuindo o número de vagens); sensibilidade a retenção foliar durante o período de formação de vagens e grãos (mantém a planta em crescimento vegetativo em detrimento do crescimento reprodutivo) e a sensibilidade ao excesso ou falta de água (o excesso de água resulta em excessivo crescimento vegetativo, na falta de chuvas o crescimento vegetativo é escasso e a planta não forma suficientes nós no caule e ramos, locais estes onde serão geradas as flores).

É apresentado na Figura 2.6 a distribuição de chuvas para os meses que compreendem a semeadura, desenvolvimento e colheita da cultura da soja. O acumulado para o ciclo da cultura nas safras de 2007/2008, 2008/2009 e 2009/2010 foi de 863,8; 557,5 e 904,5 mm, respectivamente (FUNDAÇÃO MS, 2010). Segundo EMBRAPA (2008), a necessidade total de água da cultura da soja, para obtenção do máximo rendimento, varia entre 450 e 800 mm/ciclo, dependendo das condições climáticas, do manejo da cultura e da duração do ciclo.

Uma possível causa da queda de produtividade média para a safra de 2009/2010 pode ter sido o excesso de chuva registrado para o mês de

fevereiro, mesmo sendo esta safra favorecida por chuvas no momento de desenvolvimento inicial da cultura da soja (mês de outubro). CONAB (2010) ressalta que o excesso de umidade favorece a incidência de doenças fúngicas causadas como, por exemplo, a antracnose (*Colletotrichum dematium* var. *truncata*) e a ferrugem asiática (*Phakopsora pachyrhizi*), prejudicando a fase de formação de grãos, prevista para o mês de fevereiro no estado de Mato Grosso do Sul. Este fato foi confirmado pelo produtor, que relatou um severo ataque de doenças de final de ciclo, segundo ele, responsável pela queda de produtividade na área estudada.

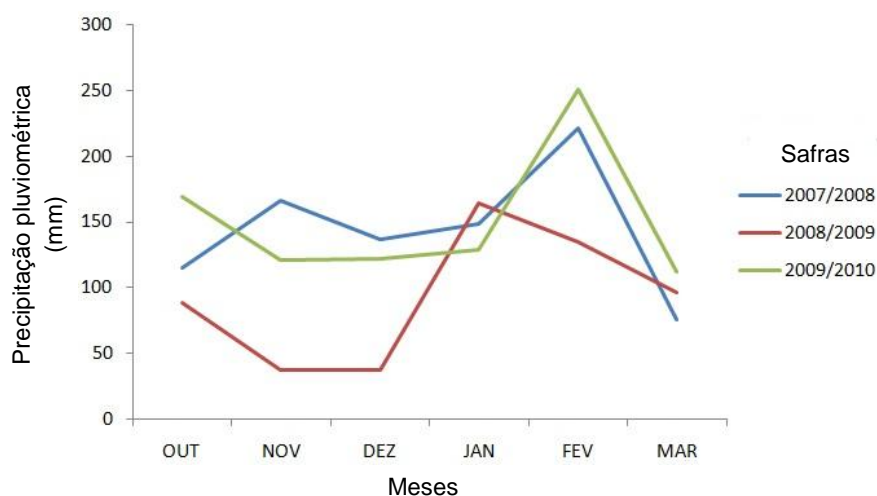


Figura 2.6. Distribuição de chuvas durante o ciclo produtivo da cultura da soja para as safras 2007/2008, 2008/2009 e 2009/2010. Fonte: Fundação MS, 2010.

Os valores observados para o coeficiente de variação da produtividade de soja (Tabela 2.2) nos anos estudados foram classificados, segundo Warrick & Nielsen (1980), como baixos para os anos de 2008 e 2009 ($CV < 12\%$) e médio para o ano de 2010 ($12\% < CV < 60\%$). O menor coeficiente de variação foi observado para a safra de 2008/2009, o que indica que neste ano a produtividade tendeu a ser mais homogênea na área estudada. Para as safras de 2007/2008 e 2009/2010, o coeficiente de variação foi de 8,2 e 14,2, respectivamente, sendo a safra de 2009/2010 a que apresentou maior heterogeneidade da produtividade. Amado *et al.* (2005) e Milani *et al.* (2006) observaram coeficiente de variação entre 12 e 27%, estudando a variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja para as safras de 1999/2000 a 2004/2005.

Todas as safras estudadas apresentaram distribuição de frequência dos dados classificada como leptocúrtica, pois o coeficiente de curtose (Ck), que mensura o grau de achatamento da distribuição de frequência dos dados, foi maior que 1. Este valor indica um alongamento da curva de distribuição. Observou-se também, que para todas as safras estudadas, a distribuição dos dados tendeu a ser simétrica, pois apresentaram valores de medidas de tendência central (média e mediana) próximos. Para as safras de 2007/2008 e 2008/2009 observou-se tendência de concentração dos valores de produtividade abaixo da média (coeficiente de assimetria negativo), o contrário foi observado para a produtividade de 2009/2010 (Tabela 2.2).

Tabela 2.2. Estatística descritiva e distribuição de frequência da produtividade de soja das três safras estudadas

Parâmetros estatísticos	Produtividade (kg ha ⁻¹)			Média
	2007/2008	2008/2009	2009/2010	
Média	5092,6	4479,7	2950	4174,1
Mediana	5143,4	4489,2	2847,8	4160,1
Mínimo	3903,7	3703,6	2061	3222,8
Máximo	6130,9	5228,7	4070,8	5143,5
CV%	8,2	6,6	14,2	9,7
Quartil Superior	5384,4	4690,2	3220,9	4431,8
Quartil Inferior	4832,9	4276,1	2653,4	3920,8
s ⁽¹⁾	418,9	295,1	418,1	377,4
Cs ⁽²⁾	-0,40	-0,13	0,58	0,02
Ck ⁽³⁾	2,86	2,54	2,59	2,66
W ⁽⁴⁾	ns	ns	ns	ns

⁽¹⁾ Desvio-padrão; ⁽²⁾ Coeficiente de assimetria; ⁽³⁾ Coeficiente de curtose; ⁽⁴⁾ Distribuição normal pelo teste Shapiro-wilk's a 5% de probabilidade.

2.3.2. Correlação entre a produtividade, condutividade elétrica aparente e atributos físicos e químicos do solo

A análise de correlação de Pearson entre a produtividade, condutividade elétrica aparente a 0,20 m de profundidade e as propriedades físicas e químicas do solo é apresentada na Tabela 2.3. A produtividade de soja apresentou correlação positiva significativa com os atributos químicos potássio, cálcio, soma de bases, capacidade efetiva de troca de cátions e saturação por bases. A maior correlação positiva significativa foi observada

para soma de bases, ou seja, a soma dos teores de Ca^{2+} , Mg^{2+} e K^+ , três importantes nutrientes para a soja. Quanto maior a soma de bases, maior a fertilidade do solo, conseqüentemente, maior a produtividade.

Correlação negativa e significativa foi observada para os micronutrientes, ferro, manganês e cobre, podendo indicar excesso destes elementos no solo, comuns em Latossolo sob cerrado. Estes elementos quando em excesso podem atuar de forma negativa na produtividade, causando toxicidade a planta, influenciando seu desenvolvimento comprometendo assim sua produção (BORKERT *et al.*, 1994).

Tabela 2.3. Coeficiente de correlação de Pearson entre a produtividade de soja da safra 2009/2010, condutividade elétrica aparente a 0,20 m de profundidade e as propriedades físicas e químicas do solo

Variáveis	Produtividade de soja 2009/2010
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	-0,16
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	0,07
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	0,17
Silte (dag kg ⁻¹)	-0,25
Argila (dag kg ⁻¹)	0,25
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	-0,16
pH ⁽³⁾	0,24
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	-0,19
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	0,31*
Cálcio (Ca^{2+}) (cmolc dm ⁻³)	0,30*
Magnésio (Mg^{2+}) (cmolc dm ⁻³)	0,28
Alumínio (Al^{3+}) (cmolc dm ⁻³)	-0,02
Acidez Potencial (H+Al) (cmolc dm ⁻³)	-0,23
SB ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,37*
t ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,30*
T ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,12
V ⁽⁷⁾ (%)	0,33*
m ⁽⁸⁾ (%)	-0,11
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	0,02
P-rem ⁽⁹⁾ (mg L ⁻¹)	0,21
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	-0,17
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	-0,36*
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	-0,31*
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	-0,34*

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Soma de Bases; ⁽⁵⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁶⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁷⁾Saturação por Bases; ⁽⁸⁾Saturação por Alumínio; ⁽⁹⁾Fósforo remanescente. *Significância ao nível de 5% de probabilidade.

2.3.3. Análise da variabilidade espacial e temporal da produtividade

É apresentado na Figura 2.7, o ajuste do modelo de variograma teórico ao variograma empírico, para a produtividade em cada ano. Observa-se que, o modelo teórico ajustado não foi o mesmo para todas as safras, sendo gaussiano para a safra de 2007/2008, esférico para a safra de 2008/2009 e exponencial para a safra de 2009/2010. Milani *et al.* (2006) e Amado *et al.* (2007) encontraram modelos exponencial e esférico ajustados aos semivariogramas de produtividade de soja.

O modelo gaussiano indica a existência de alta correlação entre valores situados em pontos próximos um do outro, ou seja, grande continuidade entre valores para pequenos intervalos de distância. O modelo esférico apresenta patamar bem definido. Neste modelo, atinge-se o patamar quando se tem a distância de separação (h) igual ao alcance, indicando menor continuidade espacial da variável estudada em relação ao gaussiano. O modelo exponencial, assim como o modelo gaussiano atinge patamar assintoticamente, ou seja, quando a distância de separação tende a infinito.

Para todos os modelos foram observados elevados valores de coeficiente de determinação, sendo o maior coeficiente observado para o modelo ajustado para produtividade da safra 2007/2008 (0,96). Na análise do índice de dependência espacial, observou-se forte dependência espacial para a produtividade da safra 2007/2008 ($IDE > 75$), para as demais análises constatou-se dependência espacial média ($25 \leq IDE \leq 75$), de acordo com classificação proposta por Zimback (2001). Quanto maior o valor do IDE, menor é o valor do efeito pepita em relação ao valor do patamar, ou seja, mais forte é a dependência espacial. O maior alcance foi observado para a modelagem da produtividade da safra de 2009/2010 (764 metros), as produtividades das safras de 2007/2008 e 2008/2009 apresentaram alcances semelhantes (602 e 604 metros).

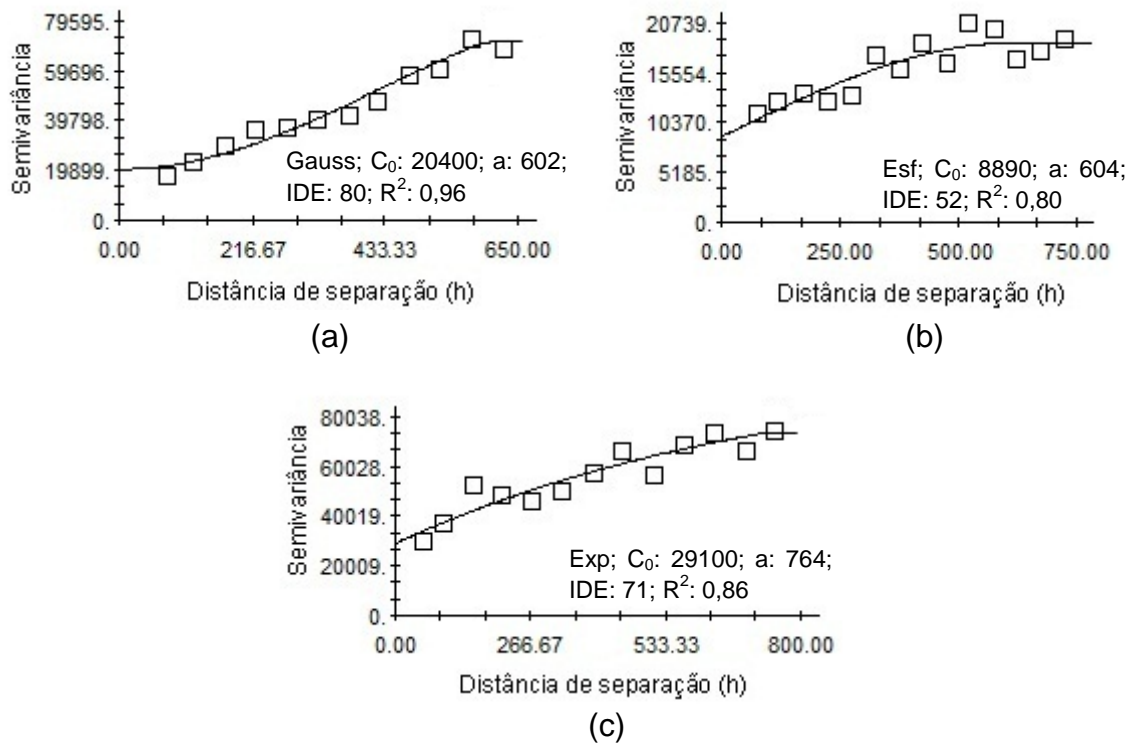


Figura 2.7. Variogramas dos modelos teóricos ajustados aos valores de produtividade das três safras analisadas: 2007/2008 (a), 2008/2009 (b) e 2009/2010 (c) e parâmetros de ajuste: modelo; efeito pepita (C_0); alcance; índice de dependência espacial (IDE); coeficiente de determinação (R^2).

Os gráficos de validação cruzada entre valores observados e estimados de produtividade das três safras são apresentados na Figura 2.8. O melhor ajuste entre valores estimados versus valores amostrados foi observado para a validação cruzada da safra de 2007/2008, que apresentou o maior coeficiente de determinação (0,66). Amado *et al.* (2007) estudando a variabilidade espacial e temporal de soja e milho em sistema de plantio direto observaram resultados semelhantes. A validação cruzada das safras de 2008/2009 e 2009/2010 apresentou coeficientes semelhantes, 0,24 e 0,28, respectivamente.

A técnica de validação cruzada, segundo Isaaks & Srivastava (1989), pode ser usada para testar o modelo ajustado ao semivariograma, isto é, testar o modelo para valores reais. A técnica consiste em retirar um valor real do banco de dados e estimá-lo usando a krigagem. A validação é realizada comparando os valores estimados com os valores reais, usando a regressão linear como critério de comparação.

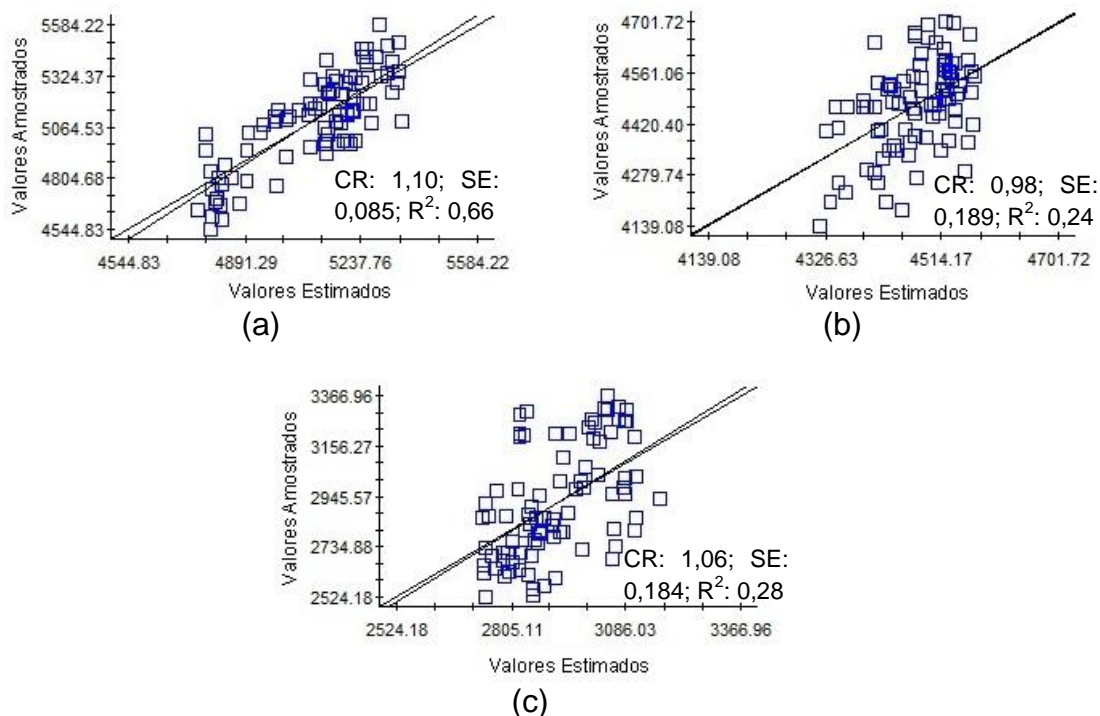


Figura 2.8. Gráficos de validação cruzada para as safras de 2007/2008 (a), 2008/2009 (b) e 2009/2010 (c) e parâmetros do ajuste: coeficiente de regressão (CR); erro quadrático (SE) e coeficiente de determinação (R^2).

Na Figura 2.9 são apresentados os mapas de variabilidade espacial da produtividade da área amostrada para as três safras estudadas após a eliminação dos valores discrepantes.

Analisando os três mapas é possível observar que para a safra de 2007/2008 (Figura 2.9a) foi predominante produtividades acima de 5000 kg ha^{-1} , sendo 4700 kg ha^{-1} menor produtividade observada, produtividade esta, superior a maior produtividade observada para as safras de 2008/2009 (Figura 2.9b) e 2009/2010 (Figura 2.9c), demonstrando assim a superioridade produtiva da safra de 2007/2008 em relação às demais.

A análise visual da distribuição espacial da produtividade de cada safra isoladamente pode apenas informar ao produtor em qual safra obteve maiores e menores produtividades. Porém, não permite distinguir regiões onde esta produtividade é estável ou não, muito menos a que classe (alta, média ou baixa) pertence, por esta razão, a análise da variabilidade temporal é de suma importância.

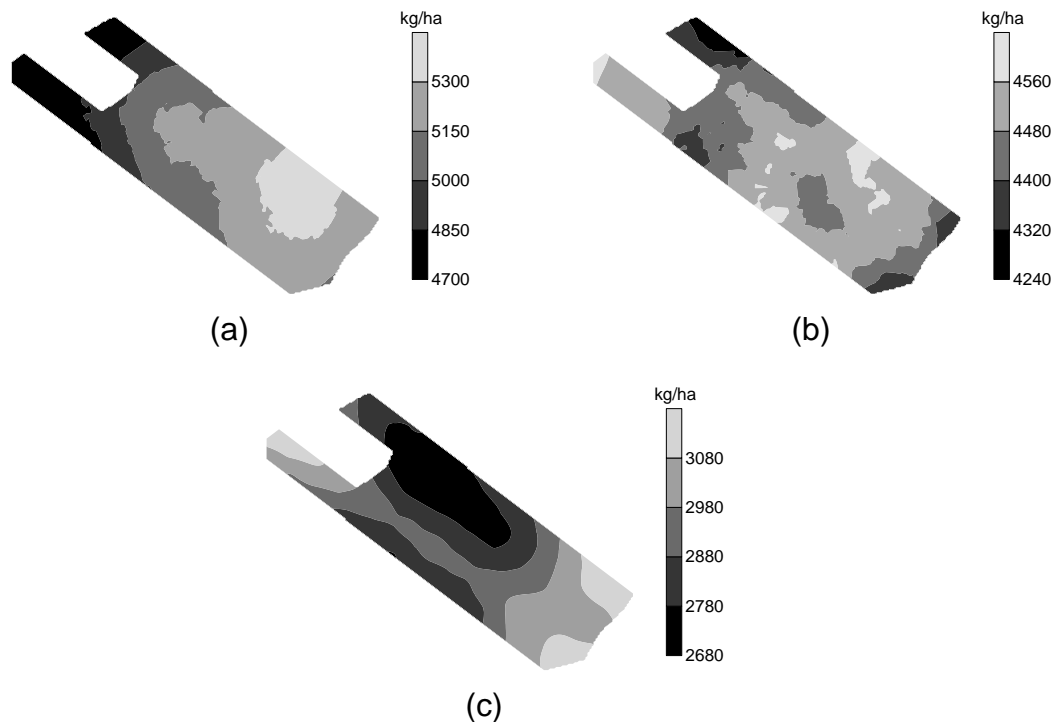


Figura 2.9. Mapas da distribuição espacial da produtividade de soja das safras 2007/2008 (a), 2008/2009 (b) e 2009/2010 (c).

Na Figura 2.10 são apresentados os mapas de classificação categórica da produtividade para cada safra estudada. Pode-se observar que para todas as safras estudadas, a produtividade classificada como média foi predominante, ou seja, produtividade do ponto com valor compreendido no intervalo entre a média do talhão mais 1,5 vezes o desvio padrão e a média do talhão menos 1,5 vezes o desvio padrão. A produtividade observada para a safra de 2007/2008 (Figura 2.10a) foi classificada em apenas duas classes, média e baixa. As safras de 2008/2009 (Figura 2.10b) e 2009/2010 (Figura 2.10c) apresentaram valores de produtividade classificados em três classes: alta, média e baixa. A produtividade de soja da safra de 2008/2009 foi a mais homogênea, onde 90,8% da área apresentou produtividade classificada como média, este fato pode ser comprovado pelo valor do CV(%) encontrado na análise exploratória dos dados e apresentado na Tabela 2.2 deste estudo.

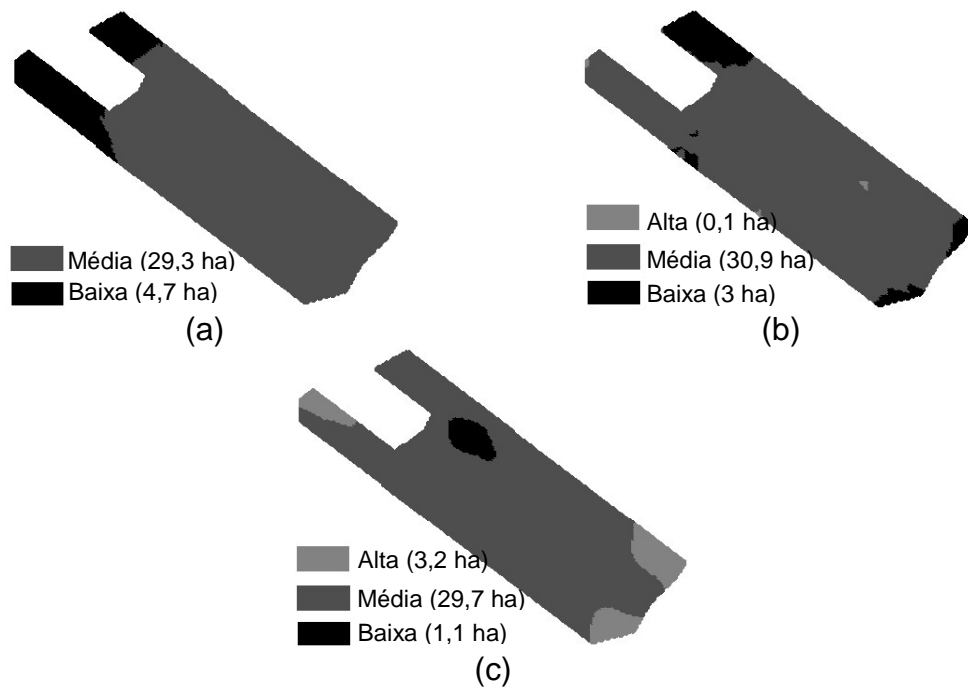


Figura 2.10. Mapas da classificação categórica da produtividade para as safras: 2007/2008 (a); 2008/2009 (b) e 2009/2010 (c).

A Figura 2.11 apresenta os mapas da análise temporal da produtividade de soja das três safras estudadas. Analisando o mapa de classificação da estabilidade (Figura 2.11a) verifica-se que a produtividade apresentou-se estável nas três safras avaliadas para 87,3% da área e instável apenas para 12,7%.

A instabilidade da produtividade apresenta-se de forma agrupada na área de estudos, o que facilita sua investigação. Conhecendo a localização desta área o produtor pode realizar uma análise mais detalhada dos fatores que podem ter ocasionado esta instabilidade, como por exemplo, buscar através de análises de solo caracterizar esta zona instável.

A produtividade média da área, para as três safras estudadas (Figura 2.11b), mostra uma grande uniformidade e predominância de pontos com produtividade classificada como média (85,9%). Analisando o mesmo mapa de produtividade média das três safras, observou-se que 6,5% da área apresentou produtividade baixa e 7,7% produtividade classificada como alta.

Os mapas de estabilidade e classificação da produtividade mostram-se como importantes ferramentas na delimitação de zonas de manejo. Milani *et al.* (2006) destacam que a técnica de utilização de dados de produtividade para

definição de unidades de manejo é apropriada. Tais mapas podem ser utilizados no direcionamento de amostragens de solo em áreas consideradas idênticas por algum fator produtivo (estabilidade ou classes), reduzindo tempo e custo de amostragem, além de se obter informações importantes para tomada de decisão na prescrição de aplicação de fertilizantes a taxas variadas, minimizando assim o custo de produção e a agressão ao meio ambiente.

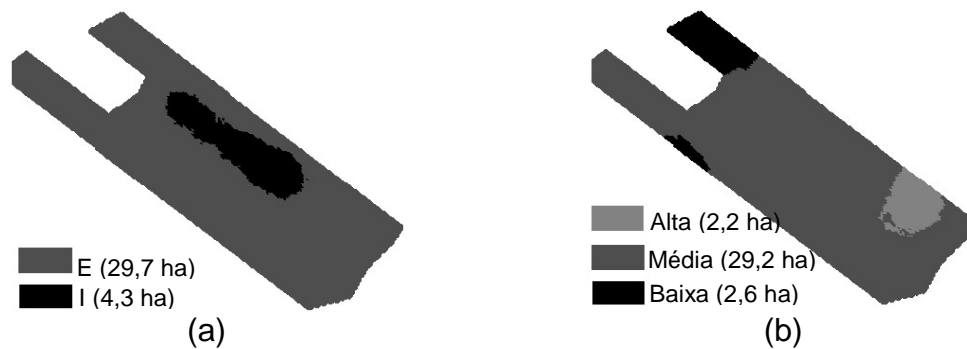


Figura 2.11. Mapa de estabilidade (E) e instabilidade (I) (a) e (b) produtividade média para as três safras estudadas.

2.4. CONCLUSÕES

A condutividade elétrica aparente do solo não apresentou correlação significativa com a produtividade de soja da safra 2009/2010.

Correlação positiva significativa entre a produtividade de soja da safra de 2009/2010 foi observada com os atributos químicos do solo: potássio, cálcio, soma de bases, capacidade efetiva de troca de cátions e saturação de bases.

Correlação negativa significativa entre a produtividade de soja da safra de 2009/2010 foi observada com os micronutrientes: ferro, manganês e cobre.

Foi detectada dependência espacial da produtividade de soja para as três safras avaliadas.

A melhor estimativa de valores de produtividade de soja em locais não amostrados foi observada para produtividade da safra 2007/2008.

Na análise da variabilidade temporal da produtividade foi detectado que 12,7% da área apresentou produtividade instável.

2.5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADO, T. J. C.; NICOLOSO, R.; LANZANOVA, M.; SANTI, A. L.; LOVATO, T. A compactação pode comprometer os rendimentos de áreas sob plantio direto. **Revista Plantio Direto**, n.89, p.34-42, 2005.

AMADO, T. J. C.; PONTELLI, C. B.; SANTI, A. L.; VIANA, J. H. M.; SULZBACH, L. A. S. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, n.8, p.1101-1110, ago. 2007.

BLACKMORE, B. S.; GODWIN, R. J.; FOUNTAS, S. The analysis of spatial and temporal trends in yield map data over six years. **Biosystems Engineering**, v.84, p.455-466, 2003.

BORKERT, C. M.; YORINORI, J. T.; CORRÊA-FERREIRA, B. S.; ALMEIDA, A. M. R.; FERREIRA, L. P.; SFREDO, G. J. **Seja o doutor da sua soja**. Potafós. informações agronômicas, nº 66, p. 1 - 6. 1994.

CAMARGO, W. P.; SOUZA, A. B. M.; NAGUMO, G. K.; MOLIN, J. P. Análise temporal da variabilidade espacial de mapas de produtividade. In: Congresso Brasileiro de Agricultura de Precisão. 2004. São Pedro - SP. **Anais...** Piracicaba: Esalq 2004. CD-Rom.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Boletim agroclimático para avaliação de impactos nas culturas : trimestre 2010: janeiro, fevereiro e março**. Companhia Nacional de Abastecimento. – Brasília : Conab, 2010. 50 p.

CORWIN, D. L.; HENDRICKX, J. M. H. Electrical Resistivity: Wenner Array. In: SILVA, J.S. Methods of Soil Analysis Part 4 Physical Methods, Madison, Wisconsin, USA : **SSSA Book Series**, n. 5, p.1282-1287. 2002.

CORWIN, D. L.; LESCH, S. M. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p. 471-471. 2003.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Monitoramento por Satélite. Disponível em <http://www.bdclima.cnpm.embrapa.br/resultados/balanco.php?UF=&COD=107>. Acesso em 10-Nov-2010.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Embrapa Soja: Embrapa Cerrados: Embrapa Agropecuária Oeste. Tecnologias de produção de soja para região central do Brasil. Londrina, 2008. 262p.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Rio de Janeiro, 2006. 412p.

FARIAS, P. R. S.; BARBOSA, J. C.; VIEIRA, S. R.; SÁNCHEZ-VILA, X.; FERRAZ, L. C. C. B. Geostatistical analysis of the spatial distribution of *Rotylenchulus reniformis* on cotton cultivated in crop rotation. **Russian Journal of Nematology**, Moscow, v.10, p.1-9, 2002.

FUNDAÇÃO MS. Fundação MS para pesquisa e difusão de tecnologias agropecuárias. Disponível em <http://www.fundacaoms.org.br/page.php?26>. Acesso em 09-set-2010.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**. Maringá, v. 23, n. 5, p. 1149-1157, 2001.

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

JUERSCHIK, P.; GIEBEL, A. Processing of point data from combine harvesters for precision farming In: European Conference on Precision Agriculture, n.2, 1999. **Precision Agriculture**, v.1, Odense, 1999, p. 297-307.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O. TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v. 20, n.1, p. 1-12, 1996.

McKINION, J. M.; WILLERS, J. L.; JENKINS, J. N. Spatial analyses to evaluate multi-crop yield stability for a field. **Computers and Electronics in Agriculture**, n.70. p.187–198, 2010.

MENEGATTI, L. A. A.; MOLIN, J. P. Remoção de erros em mapas de produtividade via filtragem de dados brutos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.8, n.1, p.126-134, 2004.

MILANI, L.; SOUZA, E. G. de; URIBE-OPAZO, M. A.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J. A.; PEREIRA, J. O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Scientiarum Agronomy**, v.28, p.591-598, 2006.

MUNDSTOCK, C. M.; THOMAS, A. L. **Soja: fatores que afetam o crescimento e rendimento de grãos**. Departamento de plantas de lavoura da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, RS. 31 p. 2005.

ROBERTSON, G. P. GS+: **Geostatistics for the environmental sciences** - GS⁺ User's Guide. Plainwell, Gamma Desing Software, 2008. 152p.

SANTI, A. L. **Relações entre indicadores de qualidade do solo e a produtividade das culturas em áreas com agricultura de precisão.** 2007. 150p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

VEZZANI, F. M. **Qualidade do sistema solo na produção agrícola.** 2001. 143p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed). **Applications of soil physics.** New York: Academic, 1980. Cap.2, p.319-344.

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

CAPÍTULO 3

INFLUÊNCIA DE DIFERENTES GRADES AMOSTRAIS NA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DOS ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMA DE PLANTIO DIRETO

3.1. INTRODUÇÃO

Na teoria das variáveis regionalizadas, desenvolvida por Krige (1951) para estimativas de reservas de minas, parte-se do pressuposto que somente a informação dada pela variância dos dados é insuficiente para explicar um fenômeno em estudo. Para isto, seria necessário levar em consideração a distância entre as observações. A partir daí surgiu o conceito de geoestatística. Essa teoria passou a ser utilizada em diversos campos do conhecimento, como hidrologia, ciência do solo, ciência florestal e estudos de poluição, entre outros, algumas dessas áreas viram essa técnica como uma ferramenta adequada para análise dos dados.

A geoestatística como ferramenta de análise, diferencia-se da estatística clássica por tratar de variáveis regionalizadas. As variáveis regionalizadas não são totalmente aleatórias, mas também não são totalmente determinísticas, sendo a variável representante de um determinado espaço geográfico (LANDIM, 1998).

Em agricultura de precisão, a amostragem de solo é um dos procedimentos mais importantes. De nada valem análises químicas sofisticadas e extremamente rigorosas, se as amostras coletadas não representam a área em estudo (CHUNG *et al.*, 1995). Silva *et al.* (2002) sugeriram o uso de 14 amostras por hectare para identificação da variabilidade espacial da fertilidade do solo.

Trabalhando com simulação de grades amostrais menos densas na região do Cerrado, Resende *et al.* (2006) encontraram dependência espacial para a maioria dos atributos de fertilidade do solo com uma célula amostral a cada 2,25 ha. Para a matéria orgânica do solo (MOS), obteve-se dependência espacial com amostragem em células de até 4,0 ha.

Li *et al.* (2007) destacam que um sistema de amostragem ótimo, em qualquer estudo deve proporcionar uma estimativa com menor custo de amostragem sem, no entanto, deixar de representar a variabilidade existente nos campos de produção. Para obtenção de mapas de fertilidade do solo, é desejável uma quantidade mínima de pontos suficientes para detectar a variabilidade espacial dos atributos analisados, caso contrário, uma grade amostral mais densa (maior quantidade de pontos) deve ser implantada.

O semivariograma é a ferramenta básica na estimação através da geoestatística. Ele expressa o grau de dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental e permite a estimativa dos parâmetros com os quais os valores não amostrados são estimados por meio da técnica de interpolação conhecida como krigagem. Esta análise permite a construção de mapas de isolinhas ou tridimensionais para exame e interpretação da variabilidade espacial (VIEIRA, 2000; CARVALHO *et al.*, 2002).

A vizinhança usada na estimativa torna-se um ponto de extrema importância na krigagem. Vários são os métodos que podem ser utilizados para determinação do número de vizinhos na estimativa, independente do critério usado para escolha do método, deve-se levar em conta o ganho de precisão em relação ao aumento de tempo de computação (GUIMARÃES, 2004).

Pesquisadores como Diggle & Ribeiro Júnior (2007) têm demonstrado que, dentro um de certo domínio, as diferenças entre os valores de um atributo do solo podem ser expressas em função da distância de separação. Isto significa que os valores em locais mais próximos entre si são mais semelhantes

do que aqueles tomados a maiores distâncias. Quando isto ocorre, os dados não podem ser tratados como independentes e um tratamento estatístico mais adequado é exigido (VIEIRA, 2000).

McBratney & Webster (1986) enfatizam que em vários trabalhos na área de ciência do solo, a função matemática e o procedimento de ajuste dos parâmetros, se mencionados, foram simplesmente declarados de forma subjetiva, em que, praticamente em todos os casos os semivariogramas foram estimados de forma visual. A escolha de um método de interpolação ou de um modelo de dependência espacial pode ser feita através da validação cruzada.

Para realizar a validação cruzada, o valor observado em cada ponto amostrado é temporariamente removido e é calculada uma estimativa para o ponto amostrado, usando-se os pontos amostrados adjacentes através de um método de interpolação. Ao final, para cada ponto amostrado têm-se o valor observado e uma estimativa.

A validação cruzada se baseia na regressão dos valores observados *versus* os estimados. Quando as estimativas dos parâmetros β_1 e β_0 dessas regressões são, respectivamente, próximas de 1 e 0, a relação entre os valores preditos e observados é alta, e conclui-se que o método de interpolação ou o modelo de dependência espacial é adequado (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989).

O desvio, entre o valor observado e o estimado, é definido como o erro ou resíduo de estimação. A partir desses resíduos são calculados a média dos erros e a raiz quadrada do erro médio. O sinal do erro médio sugere a tendência dos resultados em superestimar (quando positivo) ou subestimar (quando negativo) o valor da variável em estudo. Quanto maior o valor da raiz quadrada do erro médio, mais intensas as derivas entre os valores estimados e seus valores verdadeiros (MURPHY e STERNITZKE, 1979).

O presente estudo buscou analisar a influência de diferentes grades amostrais na análise da variabilidade espacial dos atributos do solo em uma área de produção agrícola em sistema de plantio direto e rotação de culturas.

3.2. MATERIAL E MÉTODOS

3.2.1. Área de estudo

A coleta de dados foi realizada na Fazenda Recanto, localizada no município de Sidrolândia, Mato Grosso do Sul, zona 21 Sul, com coordenadas UTM 702879,040 m *Leste* e 7673084,461 m *Norte*, no *datum* SIRGAS 2000. Essa propriedade possui uma área total de 2.491,07 hectares, destinados à agricultura, onde se cultiva soja (*Glycine max*), milho (*Zea mays*) e algodão (*Gossypium hirsutum L.*), em sistema de rotação de culturas, realizado através de plantio direto. Para o estudo, utilizou-se uma área de aproximadamente 90 hectares, localizada no talhão 7 da propriedade.

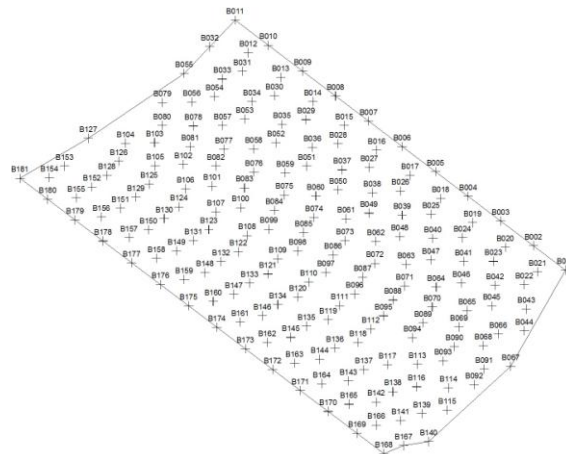
A altitude média em relação ao nível do mar é de 490 m. O relevo é considerado levemente ondulado. O solo predominante é do tipo Latossolo Vermelho distroférico (EMBRAPA, 2006). O clima que predomina é classificado como chuvoso de savana, caracterizado por uma distribuição anual das chuvas que se concentram nos meses de novembro, dezembro e janeiro, com ocorrência bem definida de um período seco nos meses mais frios do ano (junho/julho). A precipitação pluviométrica anual da região está entre 1.078 e 1.336 mm. A temperatura média anual é de 22,7 °C (EMBRAPA, 2010).

3.2.2. Obtenção das diferentes grades amostrais

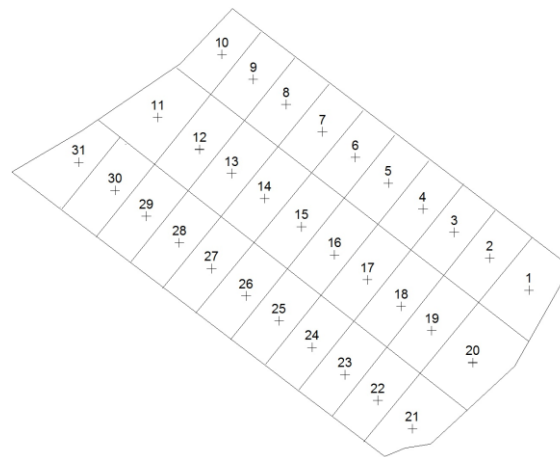
Para o mapeamento dos atributos físicos, químicos e da condutividade elétrica do solo foi utilizada uma grade com densidade de dois pontos por hectare, conforme apresentado na Figura 3.1(a). A partir desta grade amostral, a área de estudo foi dividida em células de 2,9 ha e 4,7 ha, no centro de cada célula amostral foi atribuído um ponto, representativo da mesma.

Os valores dos atributos físicos, químicos e da condutividade elétrica do solo de cada ponto amostral foram obtidos calculando-se a média dos valores dos pontos da grade amostral inicial (Figura 3.1a) que se localizavam dentro de cada célula das novas configurações de grade. Cada ponto amostral, da grade de 2,9 hectares foi caracterizado por, aproximadamente 5,8 amostras compostas por 4 subamostras cada, totalizando aproximadamente 23 subamostras para cada célula. Para cada ponto da grade amostral de 4,7 hectares, calculou-se a média dos valores de atributos do solo de, aproximadamente 9,5 pontos amostrais, compostos por 4 subamostras cada, totalizando 38 subamostras para cada célula desta configuração.

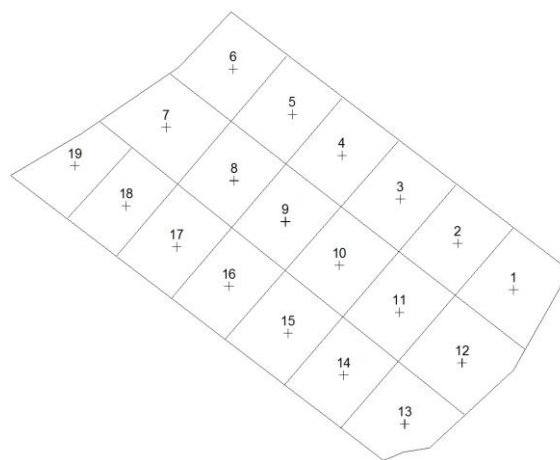
Os mapas das diferentes grades utilizadas para o estudo são apresentados na Figura 3.1.



(a)



(b)



(c)

Figura 3.1. Grades amostrais utilizadas: (a) 2 pontos por hectare; (b) 1 ponto a cada 2,9 hectares e (c) 1 ponto a cada 4,7 hectares.

Os pontos amostrais foram georeferenciados utilizando-se um aparelho receptor GPS Topográfico (L1), Marca Magellan, Modelo Promark 3, com correção diferencial pós-processada. Para correção diferencial foram utilizados os dados da base da RBMC (Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo) do IBGE, localizada no município de Campo Grande/MS. O *datum* utilizado foi o SIRGAS 2000, a correção foi realizada utilizando o programa computacional GNSS Solutions[®] fornecido pelo fabricante do receptor GPS.

3.2.3. Determinação das características físicas e químicas do solo

Para cada ponto amostrado (Figura 3.1a), retirou-se uma amostra de solo composta por outras quatro amostras simples, representativas na faixa de

0 – 0,20 m de profundidade. As amostras simples foram coletadas em um raio de 3 m do ponto georeferenciado, misturadas em um recipiente plástico e retirado, aproximadamente, 300 g de solo, colocado em embalagem plástica e identificado. Para a retirada das amostras, utilizou-se um trado do tipo holandês.

As amostras de solo foram enviadas ao Laboratório de Análise de Solos da Universidade Federal de Viçosa. Foram realizadas análises da composição textural (Argila, Silte Areia Grossa e Areia Fina), da condutividade elétrica do extrato de saturação (1:5), da composição química do solo (pH, acidez potencial, teores de Ca, Mg, K, P, Al, P-rem, matéria orgânica, soma de bases, a capacidade de troca catiônica e a saturação por bases, índice de saturação de alumínio e dos micronutrientes (Zn, Fe, Mn e Cu).

Para a determinação da condutividade elétrica aparente do solo utilizou-se o método da resistividade elétrica. A condutividade elétrica aparente do solo foi obtida introduzindo na superfície do solo quatro eletrodos igualmente espaçados. Nos eletrodos externos foi aplicada uma corrente elétrica e a diferença de potencial foi medida nos eletrodos internos, conforme apresentado na Figura 3.2. Essa configuração é denominada *Matriz de Wenner* (CORWIN & HEDRICKX, 2002; CORWIN & LESH, 2003).

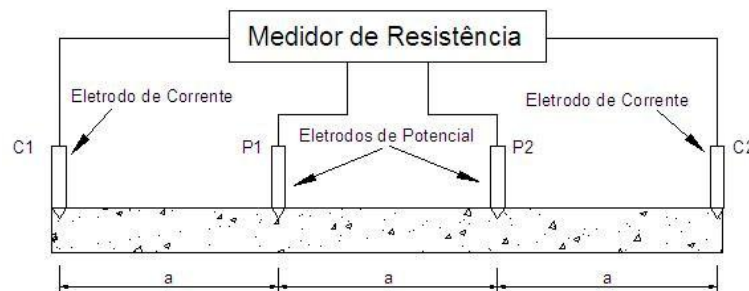


Figura 3.2. Diagrama esquemático do método da resistividade elétrica com quatro eletrodos: dois eletrodos de corrente (C1 e C2) e dois eletrodos potenciais (P1 e P2) (CORWIN & LESH, 2003).

A resistividade obtida utilizando a *Matriz de Wenner* foi calculada pela Equação 3.1:

$$\rho = \frac{2 \cdot \pi \cdot a \cdot \Delta V}{i} \quad (3.1)$$

em que,

ρ = Resistividade, Ohm.m;
 a = Espaçamento entre eletrodos, m;
 ΔV = Diferença de potencial medida, V; e
 i = Corrente elétrica aplicada, A.

A condutividade elétrica aparente do solo é o inverso da resistividade, sendo calculada pela Equação 3.2.

$$CE_a = \frac{1}{\rho} \quad (3.2)$$

em que,

CE_a = Condutividade elétrica aparente do solo, S.m⁻¹.

Utilizou-se, para obtenção da condutividade elétrica aparente do solo, um medidor de condutividade elétrica portátil, marca Landviser®, modelo LandMapper® ERM-02 (Figura 3.3), com quatro eletrodos, arranjados de forma a obter medições a 0,20 m de profundidade. As leituras foram realizadas com o solo próximo a sua capacidade de campo. Para construção da estrutura de suporte dos eletrodos foram utilizados tubos de PVC, parafusos de aço para os eletrodos e fios flexíveis em cores diferentes para eletrodos de corrente e eletrodos usados na determinação da diferença de potencial. Na Figura 3.4 é apresentada a configuração de eletrodos construída para realização do trabalho.



Figura 3.3. Medidor de condutividade elétrica aparente do solo modelo ERM-02, de fabricação da *Landviser*.



Figura 3.4. Configuração da *Matriz de Wenner* com espaçamentos entre eletrodos de 0,20 m.

3.2.4. Análise estatística e geoestatística dos dados

Os dados de condutividade elétrica aparente do solo, bem como os atributos físicos e químicos primeiramente foram submetidos a uma análise exploratória para verificar a presença de valores discrepantes, e sua influência sobre as medidas de posição e dispersão, conforme proposta de Libardi et al. (1996), segundo a qual o limite crítico para valores discrepantes é definido a partir da dispersão interquartil (DQ), sendo o limite superior definido por $(Q3 + 1,5 \times DQ)$ e o inferior por $(Q1 - 1,5 \times DQ)$, em que Q1 e Q3 são o primeiro e o terceiro quartil, respectivamente.

Em seguida, os dados foram analisados por meio de estatística descritiva, calculando-se a média, mediana, valor mínimo, valor máximo, coeficiente de variação, quartil inferior, quartil superior, desvio padrão, coeficiente de assimetria e de curtose, buscando assim caracterizar a distribuição dos dados. A normalidade foi testada pelo teste Shapiro-Wilk's ($p < 0,05$).

A dependência espacial de cada variável foi avaliada pelos ajustes de variogramas, pressupondo a estacionariedade da hipótese intrínseca, definida pela equação 3.3.

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(xi) - Z(xi+h)]^2 \quad (3.3)$$

em que,

$\hat{\gamma}(h)$ = semivariância em função da distância de separação (h) entre pares de pontos;

h = distância de separação entre pares de pontos, m;

$N(h)$ = número de pares experimentais de observações $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ separados por uma distância h .

O variograma é representado pelo gráfico $\gamma(h)$ versus h . Ajustou-se o modelo que melhor representou a relação entre $\gamma(h)$ e h , podendo assim determinar os parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C$) e alcance (A).

O índice de dependência espacial (IDE) foi determinado e classificado, segundo Zimback (2001). Utilizou-se a equação 3.4 no cálculo do IDE e assumiram-se, os seguintes intervalos, para sua classificação: dependência espacial baixa para $IDE < 25\%$, moderada para $25\% \leq IDE \leq 75\%$ e forte para $IDE > 75\%$.

$$IDE = \left(\frac{C}{C_0 + C} \right) 100 \quad (3.4)$$

Para calcular a diferença percentual média entre os valores estimados a partir da utilização das diferentes grades amostrais, foram selecionadas 8 variáveis aleatoriamente (Argila; Fósforo; Fósforo remanescente; Condutividade elétrica do extrato de saturação; Capacidade de troca de cátions efetiva; Soma de bases; Ferro e Zinco). Na comparação foram utilizados 36 pontos amostrais comuns para todas as grades interpoladas, independente do número de pontos utilizados para as estimativas de valores em locais não amostrados (Figura 3.5). Para efeito de comparações, considerou-se que a estimativa de valores utilizando a grade de 2 pontos por hectare é a que melhor caracteriza a área amostral, devido a maior quantidade de pontos em relação as demais grades. O valor desta diferença foi obtido utilizando a equação 3.5.

$$Dp = \frac{|V_{i1} - V_{i2}|}{V_{i1}} 100 \quad (3.5)$$

em que,

Dp = Diferença percentual, %;

V_{i1} = Valor estimado no ponto i , utilizando a grade de 2 pontos por hectare;

V_{i2} = Valor estimado no ponto i , utilizando as demais grades (1p/2,9 ha e 1p/4,7ha).

O grau de correlação entre os mapas de cada variável foi avaliado calculando-se o coeficiente de correlação de Pearson. Como os pontos amostrais representativos de cada grade estudada não possuem a mesma localização na área de estudo, a grade utilizada para interpolação de cada variável, independente da grade amostral estudada, foi a mesma, garantindo assim que todos os mapas possuíssem a mesma quantia e localização dos pontos estimados.

Na Figura 3.5 é apresentado o mapa de distribuição dos 36 pontos utilizados na análise correlação entre os mapas dos atributos do solo produzidos a partir das diferentes grades estudadas.

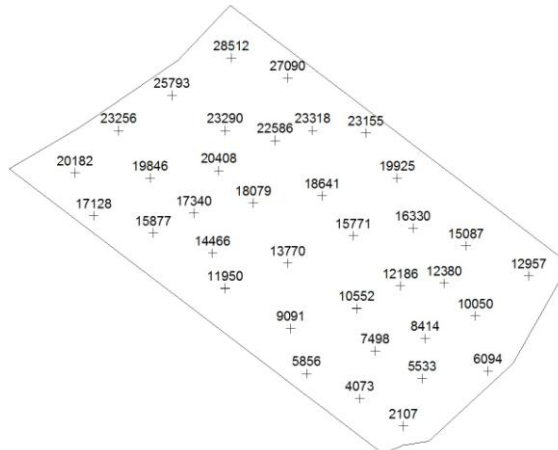


Figura 3.5. Distribuição dos pontos amostrais utilizados na análise de correlação de Pearson.

As análises de correlação e a estatística clássica foram realizadas no programa *Statistica*, versão 7. Os modelos dos semivariogramas das variáveis estudadas foram ajustados utilizando o programa de computador *GS+*, versão 9 (ROBERTSON, 2008), bem como a confecção dos mapas temáticos da distribuição espacial das variáveis que apresentaram dependência espacial. A interpolação dos valores foi realizada utilizando krigagem ordinária.

3.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.3.1. Estatística descritiva

É apresentado, respectivamente, nas Tabelas 3.1, 3.2 e 3.3, a análise estatística descritiva das variáveis estudadas, para as grades amostrais de dois pontos amostrais por hectare, um ponto para cada 2,9 hectares e um ponto para cada 4,7 hectares.

Observa-se que, ao se diminuir o número de pontos da grade amostral a distribuição dos dados tendeu a normalidade pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade. Na estatística clássica é exigido que as hipóteses básicas de normalidade de erros, homogeneidade de variâncias e independência de erros sejam atendidas para sua eficiente aplicação, quando não atendidas provavelmente levaram a inferências que carecem de confiança e precisão (GUIMARÃES, 2000). No entanto, Cressie (1993) enfatiza que a geoestatística não exige normalidade dos dados para ser aplicada, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas.

Observa-se, pelo valor do coeficiente de curtose, que as variáveis areia grossa e alumínio, independente da grade amostral utilizada, apresentam curva de distribuição de frequência dos dados classificada como leptocúrtica, ou seja, a curva é alongada ($C_k > 1$). As variáveis condutividade elétrica aparente do solo a 0,20 m e pH apresentaram distribuição leptocúrtica, respectivamente, para observações das grades amostrais de um ponto para cada 2,9 e 4,7

hectares. Com exceção das variáveis fósforo, potássio, ferro e manganês (grade de dois pontos por hectare), fósforo, potássio, saturação por bases, manganês e cobre (grades amostrais de um ponto para cada 2,9 e 4,7 hectares). Todas as variáveis estudadas apresentaram valores de medidas de tendência central (média e mediana) próximos, indicando que os dados tendem a uma distribuição simétrica.

Outra observação a ser feita em relação à forma da curva de distribuição dos dados é em relação ao valor do coeficiente de assimetria, que é um indicativo da tendência da distribuição dos dados. Quando este coeficiente é negativo, indica que o valor de mediana é maior que a média, porém como esses valores de assimetria negativa são bem próximos de zero o afastamento da distribuição é mínimo, sendo o inverso também verdadeiro. Observa-se que, ao diminuir o número de pontos amostrais, aumentando assim o tamanho da célula e, conseqüentemente, o número de subamostras, os dados tenderam a concentrar-se abaixo dos valores de média.

À medida que se aumentou o tamanho da célula amostral, diminuindo a densidade de pontos da grade, observou-se que os valores mínimos tenderam a serem maiores e os valores de máximo menores, exceto para as variáveis CE20, alumínio, matéria orgânica, fósforo remanescente, zinco e manganês. A redução do intervalo entre os valores de mínimo e de máximo é um indicativo da suavização ocasionada pela redução de números de pontos que caracterizam a área estudada.

Para a maioria dos atributos estudados, o coeficiente de variação (CV%) diminuiu ao aumentar o tamanho da célula amostral, exceto para as variáveis: areia grossa, silte, saturação por alumínio e ferro. Isto pode estar associado ao número de subamostras utilizadas na caracterização de cada célula, sendo que quando maior o número de subamostras utilizadas, menor o erro amostral encontrado.

Tabela 3.1. Estatística descritiva e distribuição de frequência dos atributos de solo utilizando grade amostral de dois pontos para cada hectare

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV%	Quartil Inferior	Quartil Superior	s ⁽¹⁰⁾	Cs ⁽¹¹⁾	Ck ⁽¹²⁾	w
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	6,64	7,11	1,02	9,90	35,36	5,15	8,64	2,35	-0,63	-0,59	*
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	2,37	2,00	1,00	5,00	34,00	2,00	3,00	0,80	1,45	2,18	*
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	10,19	10,00	7,00	13,00	14,14	9,00	11,00	1,44	0,02	-0,80	*
Silte (dag kg ⁻¹)	23,84	24,00	16,00	32,00	15,77	21,00	27,00	3,76	-0,09	-0,59	*
Argila (dag kg ⁻¹)	63,51	64,00	56,00	70,00	4,22	62,00	65,00	2,68	-0,35	0,26	*
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	8,57	8,55	5,00	12,60	14,97	7,70	9,50	1,28	0,13	0,02	ns
pH ⁽³⁾	5,50	5,50	4,88	6,10	3,70	5,36	5,61	0,20	0,01	0,36	ns
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	24,37	19,15	5,20	70,90	62,94	14,40	29,70	15,34	1,32	0,88	*
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	200,55	194,00	71,00	354,00	27,22	168,00	220,00	54,60	0,60	0,56	*
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	3,63	3,60	2,25	5,47	15,37	3,29	3,97	0,56	0,21	0,33	ns
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,92	0,91	0,48	1,43	22,00	0,77	1,07	0,20	0,12	-0,60	ns
Alumínio (Al ³⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,05	0,00	0,00	0,30	134,98	0,00	0,10	0,07	1,49	2,35	*
Acidez Potencial (H+Al) (cmolc dm ⁻³)	6,13	6,00	3,80	8,50	14,83	5,50	6,70	0,91	0,19	0,06	ns
SB ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,07	4,98	3,20	7,24	14,86	4,60	5,61	0,75	0,14	0,04	ns
t ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,14	5,07	3,35	7,24	13,70	4,68	5,63	0,70	0,22	0,11	ns
T ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	11,19	11,23	8,96	13,18	7,25	10,60	11,73	0,81	-0,04	-0,40	ns
V ⁽⁷⁾ (%)	45,33	45,40	28,10	65,00	14,24	41,30	49,20	6,45	0,02	0,31	ns
m ⁽⁸⁾ (%)	1,27	0,00	0,00	8,60	143,10	0,00	2,10	1,82	1,84	3,62	*
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	3,77	3,80	3,14	4,44	6,88	3,64	3,93	0,26	-0,08	-0,27	*
P-rem ⁽⁹⁾ (mg L ⁻¹)	20,12	20,50	13,30	26,30	13,38	18,30	22,00	2,69	-0,24	-0,48	ns
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	3,83	3,39	1,01	8,90	42,85	2,71	4,75	1,64	0,95	0,43	*
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	23,57	22,80	12,70	39,50	24,75	19,00	27,80	5,83	0,50	-0,56	*
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	39,80	38,30	16,60	71,20	23,89	32,80	45,90	9,51	0,41	0,13	ns
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	9,00	8,90	4,77	12,62	15,79	8,02	10,11	1,42	0,10	-0,17	ns

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Soma de Bases; ⁽⁵⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁶⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁷⁾Saturação por Bases; ⁽⁸⁾Saturação por Alumínio; ⁽⁹⁾Fósforo remanescente; ⁽¹⁰⁾Desvio-padrão; ⁽¹¹⁾Coeficiente de assimetria; ⁽¹²⁾Coeficiente de curtose, *distribuição não normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade; e ns distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade.

Tabela 3.2. Estatística descritiva e distribuição de frequência dos atributos de solo utilizando grade amostral de um ponto para cada 2,9 hectares

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV%	Quartil Inferior	Quartil Superior	s ⁽¹⁰⁾	Cs ⁽¹¹⁾	Ck ⁽¹²⁾	w
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	6,67	6,82	4,10	8,00	13,09	6,10	7,38	0,87	-0,89	1,03	ns
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	2,38	2,17	1,80	4,40	24,27	2,00	2,50	0,58	1,95	4,17	*
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	10,22	10,40	8,20	12,86	11,68	9,33	11,00	1,19	0,23	-0,53	ns
Silte (dag kg ⁻¹)	23,75	23,75	18,14	28,57	12,78	21,40	26,50	3,04	-0,19	-1,16	ns
Argila (dag kg ⁻¹)	63,60	63,57	60,29	66,40	2,64	62,17	65,00	1,68	-0,14	-1,00	ns
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	8,62	8,72	7,26	9,66	7,29	8,18	9,05	0,63	-0,24	-0,70	ns
pH ⁽³⁾	5,50	5,48	5,29	5,72	1,83	5,43	5,56	0,10	0,32	-0,12	ns
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	23,96	24,16	6,94	40,70	37,30	16,56	32,08	8,94	0,12	-1,08	ns
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	201,20	198,80	137,67	258,00	14,40	185,14	219,60	28,98	0,09	-0,08	ns
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	3,63	3,62	3,12	4,26	7,70	3,48	3,81	0,28	0,23	-0,22	ns
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,91	0,93	0,71	1,12	12,31	0,81	1,00	0,11	-0,26	-1,02	ns
Alumínio (Al ³⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,06	0,05	0,01	0,14	48,74	0,04	0,07	0,03	0,99	1,93	ns
Acidez Potencial (H+Al) (cmolc dm ⁻³)	6,15	6,12	5,40	6,87	7,18	5,81	6,56	0,44	0,02	-1,12	ns
SB ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,06	5,06	4,33	5,90	7,62	4,79	5,30	0,39	0,02	-0,33	ns
t ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,13	5,10	4,40	5,93	7,33	4,84	5,38	0,38	-0,02	-0,40	ns
T ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	11,19	11,12	10,32	12,11	4,32	10,80	11,52	0,48	0,16	-0,85	ns
V ⁽⁷⁾ (%)	45,22	44,68	39,75	52,27	6,72	43,24	48,08	3,04	0,22	-0,48	ns
m ⁽⁸⁾ (%)	1,30	1,33	0,30	2,98	48,26	0,82	1,73	0,63	0,53	0,10	ns
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	3,76	3,73	3,52	4,02	3,35	3,67	3,86	0,13	0,29	-0,48	ns
P-rem ⁽⁹⁾ (mg L ⁻¹)	20,08	20,00	16,96	23,14	7,25	19,28	20,96	1,46	0,34	0,03	ns
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	3,80	3,77	2,43	5,17	20,53	3,18	4,29	0,78	0,01	-0,84	ns
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	23,54	23,14	17,87	30,24	12,92	20,92	26,26	3,04	0,18	-0,65	ns
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	39,36	40,13	28,38	47,88	11,84	37,10	42,09	4,66	-0,55	0,18	ns
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	8,96	9,08	7,53	10,35	8,10	8,60	9,46	0,73	-0,14	-0,50	ns

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Soma de Bases; ⁽⁵⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁶⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁷⁾Saturação por Bases; ⁽⁸⁾Saturação por Alumínio; ⁽⁹⁾Fósforo remanescente; ⁽¹⁰⁾Desvio-padrão; ⁽¹¹⁾Coeficiente de assimetria; ⁽¹²⁾Coeficiente de curtose, *distribuição não normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade; e ns distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade.

Tabela 3.3. Estatística descritiva e distribuição de frequência dos atributos de solo utilizando grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV%	Quartil Inferior	Quartil Superior	s ⁽¹⁰⁾	Cs ⁽¹¹⁾	Ck ⁽¹²⁾	w
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	6,65	6,64	4,80	8,18	12,19	6,14	7,06	0,81	0,00	0,76	ns
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	2,39	2,11	1,90	4,29	25,64	2,00	2,36	0,61	2,15	4,55	*
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	10,19	10,40	8,50	12,80	11,89	9,22	10,91	1,21	0,32	-0,42	ns
Silte (dag kg ⁻¹)	23,83	23,50	18,30	28,20	12,99	21,33	26,67	3,10	-0,27	-1,12	ns
Argila (dag kg ⁻¹)	63,53	63,88	60,82	65,78	2,56	62,10	65,00	1,63	-0,12	-1,35	ns
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	8,62	8,67	7,26	9,59	6,78	8,30	9,09	0,59	-0,83	0,69	ns
pH ⁽³⁾	5,50	5,50	5,37	5,72	1,52	5,43	5,54	0,08	0,93	1,40	ns
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	24,03	25,28	9,31	37,70	34,43	17,15	31,30	8,27	-0,01	-1,05	ns
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	200,72	199,75	153,18	254,44	12,44	182,00	214,56	24,97	0,36	0,11	ns
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	3,63	3,57	3,20	4,05	6,74	3,47	3,83	0,25	0,03	-0,74	ns
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,91	0,92	0,74	1,06	10,87	0,83	1,01	0,10	-0,26	-1,17	ns
Alumínio (Al ³⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,05	0,06	0,01	0,12	44,87	0,04	0,06	0,02	0,90	2,90	ns
Acidez Potencial (H+Al) (cmolc dm ⁻³)	6,14	6,19	5,48	6,71	5,70	5,81	6,34	0,35	-0,17	-0,59	ns
SB ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,06	5,16	4,41	5,61	6,94	4,79	5,27	0,35	-0,16	-0,66	ns
t ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	5,13	5,19	4,46	5,68	6,62	4,84	5,39	0,34	-0,19	-0,55	ns
T ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	11,17	11,16	10,47	11,94	4,26	10,69	11,69	0,48	0,22	-1,41	ns
V ⁽⁷⁾ (%)	45,29	44,69	41,62	49,04	5,35	43,32	47,69	2,42	0,13	-1,59	ns
m ⁽⁸⁾ (%)	1,26	1,22	0,21	2,61	48,75	0,77	1,77	0,62	0,41	-0,03	ns
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	3,76	3,73	3,52	3,99	3,08	3,69	3,85	0,12	0,03	0,05	ns
P-rem ⁽⁹⁾ (mg L ⁻¹)	19,99	19,83	18,09	23,16	6,65	19,19	20,69	1,33	0,94	0,61	ns
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	3,80	3,71	2,86	5,07	17,52	3,35	4,18	0,67	0,28	-0,61	ns
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	23,55	24,24	18,34	30,89	13,05	21,14	25,73	3,07	0,34	0,28	ns
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	39,67	40,56	30,37	46,64	10,71	36,34	42,09	4,25	-0,55	0,17	ns
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	8,95	9,01	7,79	10,00	7,69	8,40	9,34	0,69	-0,24	-0,70	ns

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Soma de Bases; ⁽⁵⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁶⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁷⁾Saturação por Bases; ⁽⁸⁾Saturação por Alumínio; ⁽⁹⁾Fósforo remanescente; ⁽¹⁰⁾Desvio-padrão; ⁽¹¹⁾Coeficiente de assimetria; ⁽¹²⁾Coeficiente de curtose, *distribuição não normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade; e ns distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk's a 5% de probabilidade.

3.3.2. Análise geoestatística e confecção dos mapas temáticos

São apresentados, nas Tabelas 3.4, 3.5 e 3.6, respectivamente, os parâmetros de ajuste dos modelos teóricos da semivariância em função da distância para as grades amostrais de dois pontos por hectare, um ponto a cada 2,9 hectares e um ponto a cada 4,7 hectares. A menor distância observada entre pontos amostrais para as grades de dois pontos por hectare, um ponto para cada 2,9 hectares e um ponto para cada 4,7 hectares, foram, respectivamente, 49,98, 103,42 e 170,77 metros.

O modelo que apresentou melhor ajuste para as variáveis físicas do solo, independente da grade amostral utilizada foi o gaussiano, o maior alcance foi observado para silte (1048 m), utilizando a grade amostral de um ponto para cada 2,9 hectares. Foi constatada forte dependência espacial ($IDE > 75$) para todas as variáveis físicas quando utilizado para as análises as grades amostrais de um ponto para cada 2,9 e 4,7 hectares.

Observa-se que os parâmetros dos variogramas obtidos na análise dos atributos físicos para as grades amostrais de um ponto para cada 2,9 hectares e um ponto para cada 4,7 hectares mostraram-se semelhantes e apresentaram menores valores de efeito pepita quando comparados com ajustes obtidos na análise com grade amostral de dois pontos por hectare. O valor do efeito pepita quanto menor em relação ao valor do patamar, indica maior dependência espacial da variável em estudo.

Todos os modelos ajustados para as variáveis físicas do solo, independente da grade amostral utilizada, apresentaram elevado coeficiente de determinação, indicando um bom ajuste dos modelos a semivariância dos dados em função da distância.

Todas as variáveis físicas do solo apresentaram valores de alcance muito superior a menor distância entre pontos de cada grade amostral utilizada. O alcance é importante para a interpretação dos semivariogramas, por indicar a distância até onde os pontos amostrais estão correlacionados entre si, ou seja, os pontos localizados em uma área cujo raio seja o alcance, são mais semelhantes entre si, do que os separados por distâncias maiores (VIEIRA *et al.*, 1983; CARVALHO *et al.*, 2002). Para garantir a dependência espacial, os

pontos de amostragem deveriam ser coletados a uma distância equivalente à metade do alcance (CARVALHO *et al.*, 2002).

Os atributos químicos do solo, potássio, manganês e cobre, apresentaram independência espacial (efeito pepita puro) entre as amostras quando utilizado para análise a grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares (Tabela 3.6). Para o atributo cobre este comportamento era esperado, uma vez que o alcance observado na análise deste componente foi de 62 metros, ou seja, menor que a menor distância entre pontos amostrados na grade de um ponto para cada 4,7 hectares (170,77 metros). Zanão Júnior *et al.* (2007), destacam que a variabilidade espacial dos nutrientes pode não ser igual entre eles, ou seja, alguns nutrientes necessitam de números maiores de amostras que outros para que se possa conhecer o seu comportamento em relação a uma determinada área.

O modelo que apresentou melhor ajuste para a maioria das variáveis químicas do solo, quando utilizado as grades amostrais de um ponto para cada 2,9 hectares e um ponto para cada 4,7 hectares foi o gaussiano. Forte dependência espacial ($IDE > 75$) foi observada para todas as variáveis químicas do solo quando utilizado estas mesmas grades.

Na medida em que a grade amostral se torna mais densa, os mapas produzidos após análise geoestatística representarão, com mais detalhamento, a variabilidade espacial do elemento em questão. Para definir o tamanho ideal da grade a ser utilizada na amostragem de atributos químicos do solo, é necessário, primeiramente, a realização de uma amostragem com número de pontos entre 150 a 200 (WEBSTER & OLIVER, 1992), para garantir confiabilidade do semivariograma. Outro fato a ser considerado é que, no momento da modelagem da dependência espacial, os pontos que compõem o semivariograma, sejam representativos da variância existente entre, no mínimo, 30 pares de pontos (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

Tabela 3.4 – Parâmetros dos modelos teóricos de semivariância ajustados para CE20 e os atributos físicos e químicos do solo utilizando grade amostral de 2 pontos por hectare

Variáveis	Modelo	Alcance (a)	Patamar (C_0+C)	Efeito Pepita (C_0)	IDE ⁽¹¹⁾ [$C/(C_0+C)$]*100	SQR ⁽¹²⁾	R ² ⁽¹³⁾
CE20 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	490	0,76	0,37	51	0,01	0,96
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	748	4,16	0,66	84	0,09	0,99
Silte (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	858	31,04	5,21	83	19	0,96
Argila (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	910	13,01	4,77	63	5,04	0,95
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	Exponencial	820	1,78	1,12	37	0,10	0,79
pH ⁽³⁾	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	Exponencial	178	241,10	120,50	50	812	0,91
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	Esférico	205	2353	1176	50	138515	0,62
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Exponencial	116	0,21	0,09	57	0,00	0,61
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Esférico	1349	0,05	0,03	51	0,00	0,96
Acidez trocável (Al ³⁺) (cmolc dm ⁻³)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
H + Al ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
SB ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	Exponencial	125	0,46	0,24	48	0,01	0,55
t ⁽⁶⁾ (cmolc dm ⁻³)	Esférico	274	0,38	0,19	50	0,01	0,75
T ⁽⁷⁾ (cmolc dm ⁻³)	Exponencial	108	0,50	0,21	58	0,01	0,78
V ⁽⁸⁾ (%)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
m ⁽⁹⁾ (%)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Matéria Orgânica (MO) (dag kg ⁻¹)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
P-rem ⁽¹⁰⁾ (mg L ⁻¹)	Gaussiano	1125	11,53	5,76	50	10,70	0,72
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	Exponencial	96	1,70	0,61	64	0,19	0,67
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	Exponencial	1160	52,60	24,24	54	11	0,96
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	Exponencial	237	76	38	50	118	0,84
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	Exponencial	62	2,17	0,26	88	0,04	0,90

⁽¹⁾Cond. Elétrica Aparente do solo à 0,20 m de profundidade; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Acidez Ativa em água; ⁽⁴⁾Acidez Potencial; ⁽⁵⁾Soma de Bases; ⁽⁶⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁷⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁸⁾Saturação por Bases; ⁽⁹⁾Saturação por Alumínio; ⁽¹⁰⁾Fósforo remanescente; ⁽¹¹⁾Índice de dependência espacial; ⁽¹²⁾Soma de quadrados do resíduo; ⁽¹³⁾Coefficiente de determinação.

Tabela 3.5. Parâmetros dos modelos teóricos de semivariância ajustados para os atributos físicos e químicos do solo utilizando grade amostral de 1 ponto para cada 2,9 hectares

Variáveis	Modelo	Alcance (a)	Patamar (C_0+C)	Efeito Pepita (C_0)	IDE ⁽⁶⁾ [$C/(C_0+C)$]*100	SQR ⁽⁷⁾	R ² ⁽⁸⁾
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	895	0,96	0,09	91	0,03	0,95
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	957	5,23	0,11	98	1,77	0,92
Silte (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	1048	41,20	0,1	99	54,50	0,98
Argila (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	736	6,69	0,47	93	1,01	0,97
CEe1:5 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	Gaussiano	904	0,87	0,21	75	0,02	0,91
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	Esférico	582	91	6	93	1980	0,75
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	Gaussiano	168	900	1	99	57230	0,92
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Exponencial	561	0,11	0,02	80	0,00	0,90
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	1130	0,04	0,01	88	0,00	0,97
SB ⁽²⁾ (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	843	0,32	0,05	83	0,00	0,98
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	960	0,36	0,05	87	0,00	0,98
T ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	525	0,35	0,08	77	0,02	0,63
P-rem ⁽⁵⁾ (mg L ⁻¹)	Gaussiano	732	4,12	0,69	83	0,16	0,97
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	Exponencial	527	0,98	0,11	89	0,01	0,97
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	Gaussiano	600	18	1,55	91	11,80	0,95
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	Gaussiano	211	25	1,44	94	5,64	0,98
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	Gaussiano	194	0,57	0,04	92	0,05	0,74

⁽¹⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽²⁾Soma de Bases; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁵⁾Fósforo remanescente; ⁽⁶⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁷⁾Soma de quadrados do resíduo; ⁽⁸⁾Coeficiente de determinação.

Tabela 3.6. Parâmetros dos modelos teóricos de semivariância ajustados para os atributos físicos e químicos do solo utilizando grade amostral de 1 ponto para cada 4,7 hectares

Variáveis	Modelo	Alcance (a)	Patamar (C_0+C)	Efeito Pepita (C_0)	IDE ⁽⁶⁾ [$C/(C_0+C)$]*100	SQR ⁽⁷⁾	R ² ⁽⁸⁾
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	770	0,85	0,08	90	0,01	0,98
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	892	4,47	0,23	95	0,37	0,96
Silte (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	863	31,11	0,06	99	9,94	0,98
Argila (dag kg ⁻¹)	Gaussiano	829	7,09	0,54	92	0,35	0,98
CEe1:5 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	Gaussiano	799	0,62	0,07	89	0,00	0,98
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	Esférico	501	73,59	4,30	94	164	0,83
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	413	0,07	0,00	96	0,00	0,89
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	926	0,03	0,00	97	0,00	0,94
SB ⁽²⁾ (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	800	0,29	0,03	90	0,00	0,90
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	871	0,32	0,02	93	0,00	0,91
T ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	Gaussiano	847	0,57	0,08	86	0,01	0,96
P-rem ⁽⁵⁾ (mg L ⁻¹)	Gaussiano	883	5,49	0,24	96	0,49	0,96
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	Gaussiano	725	0,67	0,30	55	0,00	0,95
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	Gaussiano	797	24,52	1,38	94	14	0,94
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	Efeito Pepita Puro	-	-	-	-	-	-

⁽¹⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽²⁾Soma de Bases; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁵⁾Fósforo remanescente; ⁽⁶⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁷⁾Soma de quadrados do resíduo; ⁽⁸⁾Coefficiente de determinação.

A validação cruzada é um método de seleção do semivariograma, pois permite selecionar o modelo matemático que melhor descreve a dependência espacial das observações das variáveis em função das distâncias. Montes *et al.* (2005) enfatizam que a idéia da validação cruzada consiste em validar a capacidade do modelo ajustado de semivariograma associado à incerteza do atributo não amostrado. Na validação cruzada supõe-se, que um elemento da amostra, não tenha sido observado. Para isto, retira-se o valor amostrado e obtém-se a estimativa do mesmo pela krigagem, usando os valores dos pontos vizinhos. Este processo é realizado para todos os pontos amostrados. Ao final para cada ponto existirá o valor verdadeiro e o valor estimado e, portanto, o erro de estimação.

São apresentados, nas Tabelas 3.7, 3.8 e 3.9, respectivamente, os parâmetros da validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para as propriedades do solo da área amostrada, são eles: coeficiente de regressão; intercepto (Y); erro quadrático (SE) e coeficiente de determinação (R^2). A análise de validação cruzada para as variáveis físicas do solo comprovaram que as estimativas de valores em locais não amostrados foram mais precisas quando comparadas as estimativas de valores de atributos químicos, isso devido à menor variabilidade espacial natural deste atributo.

Todos os parâmetros de validação cruzada das variáveis físicas do solo apresentaram valores de coeficiente de regressão próximos ao valor um e valores de erro quadrático baixo (próximos a zero). Em relação ao coeficiente de determinação, a estimativa de silte, quando utilizado grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares foi que apresentou melhor ajuste da reta, sendo o valor de 0,97. O menor R^2 foi observado para a estimativa de argila (0,30), utilizando grade amostral de dois pontos por hectare.

Os gráficos de validação cruzada das variáveis químicas do solo apresentaram, em geral, baixos valores de erro quadrático, independente da grade amostral utilizada na estimativa. Os menores coeficientes de determinação foram observados para as estimativas de valores realizadas utilizando a grade amostral de dois pontos por hectare, melhores ajustes foram observados para as estimativas realizadas utilizando as demais grades amostrais estudadas.

Tabela 3.7 – Parâmetros da validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para as propriedades do solo da área amostrada

Variáveis	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro Quadrático (SE)	R ²⁽⁶⁾
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	1,09	-0,2	0,10	0,43
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	1,01	-0,11	0,06	0,65
Silte (dag kg ⁻¹)	1,02	-0,39	0,06	0,61
Argila (dag kg ⁻¹)	0,98	0,36	0,11	0,30
CEe1:5 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	0,78	1,83	0,17	0,11
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	0,85	3,36	0,14	0,19
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	0,70	58,57	0,15	0,12
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,69	1,13	0,16	0,11
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,84	0,15	0,15	0,16
SB ⁽²⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,76	1,22	0,16	0,12
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,81	0,97	0,13	0,19
T ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,79	2,37	0,10	0,26
P-rem ⁽⁵⁾ (mg L ⁻¹)	0,90	1,99	0,14	0,20
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	0,49	1,77	0,11	0,15
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	0,80	4,97	0,14	0,15
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	0,76	9,26	0,15	0,15
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	0,66	3,08	0,14	0,12

⁽¹⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽²⁾Soma de Bases; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁵⁾Fósforo remanescente; ⁽⁶⁾Coefficiente de determinação.

Tabela 3.8. – Parâmetros da validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para as propriedades do solo utilizando grade amostral de 1 ponto para cada 2,9 hectares

Variáveis	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro Quadrático (SE)	R ²⁽⁶⁾
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	1,16	-0,40	0,12	0,76
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	1,02	-0,18	0,05	0,93
Silte (dag kg ⁻¹)	0,99	0,10	0,05	0,94
Argila (dag kg ⁻¹)	1,00	-0,22	0,09	0,80
CEe1:5 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	0,84	1,40	0,27	0,26
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	0,89	2,49	0,16	0,52
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	0,88	24,24	0,13	0,62
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,87	0,50	0,30	0,23
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,95	0,04	0,24	0,36
SB ⁽²⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,87	0,66	0,22	0,35
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,90	0,52	0,20	0,40
T ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	1,03	-0,30	0,14	0,65
P-rem ⁽⁵⁾ (mg L ⁻¹)	0,98	0,35	0,18	0,50
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	0,92	0,32	0,21	0,41
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	0,88	2,70	0,14	0,59

Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	0,81	7,48	0,13	0,58
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	0,94	0,59	0,14	0,62

⁽¹⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽²⁾Soma de Bases; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁵⁾Fósforo remanescente; ⁽⁶⁾Coefficiente de determinação.

Tabela 3.9. Parâmetros da validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para as propriedades do solo utilizando grade amostral de 1 ponto para cada 5 hectares

Variáveis	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro Quadrático (SE)	R ² (⁶)
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	1,16	-0,37	0,16	0,77
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	1,04	-0,39	0,08	0,90
Silte (dag kg ⁻¹)	1,00	-0,15	0,04	0,97
Argila (dag kg ⁻¹)	0,99	0,12	0,14	0,76
CEe1:5 ⁽¹⁾ (mS.m ⁻¹)	0,96	0,30	0,25	0,48
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	1,03	-0,73	0,26	0,49
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,80	0,75	0,18	0,58
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,70	0,27	0,18	0,49
SB ⁽²⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,68	1,65	0,26	0,29
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,70	1,56	0,23	0,36
T ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	1,01	-0,08	0,19	0,61
P-rem ⁽⁵⁾ (mg L ⁻¹)	0,79	4,26	0,20	0,48
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	1,31	-1,17	0,35	0,45
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	0,82	4,26	0,18	0,54

⁽¹⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽²⁾Soma de Bases; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁵⁾Fósforo remanescente; ⁽⁶⁾Coefficiente de determinação.

É apresentado, na Tabela 3.10, os valores da diferença percentual média entre valores estimados a partir da utilização das grades amostrais de um ponto para cada 2,9 ha e um ponto para cada 4,7 ha, comparados com valores estimados utilizando a grade de dois pontos por hectare. Observa-se que, à medida que aumenta o tamanho da célula amostral, ou seja, diminui-se o número de pontos que caracterizam a área estudada, ocorre aumento na diferença entre os valores estimados em locais não amostrados. Embora possa parecer, pela análise dos parâmetros da validação cruzada apresentados anteriormente, que à medida que se diminui o número de pontos amostrais tem-se ganho de precisão nas estimativas, essa impressão é errônea. Pois esse “ganho” é a custa de perda de informação, ou seja, perda de detalhamento da variabilidade espacial do objeto em estudo.

Pode-se observar que a maior diferença percentual média foi resultante de estimativas de valores de zinco (22,45%), utilizando a grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares. A menor diferença percentual média foi observada para estimativas de valores de argila (0,52%), utilizando grade amostral de um ponto para cada 2,9 hectares.

Tabela 3.10. Diferença percentual média entre valores estimados utilizando as diferentes grades amostrais

Variáveis	Diferença percentual	
	2p_ha ⁽⁵⁾ x 1p_2,9ha ⁽⁶⁾	2p_ha x 1p_4,7ha ⁽⁷⁾
Argila (dag kg ⁻¹)	0,52	0,56
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	11,09	11,90
P-rem ⁽¹⁾ (mg L ⁻¹)	3,28	3,40
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	2,41	2,87
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	3,92	4,04
SB ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	3,84	3,97
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	3,20	3,38
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	20,06	22,45

⁽¹⁾Fósforo remanescente; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Soma de Bases; ⁽⁵⁾Grade amostral composta por dois pontos para cada hectare; ⁽⁶⁾Grade amostral composta de um ponto para cada 2,9 hectares; ⁽⁷⁾Grade amostral composta por um ponto para cada 4,7 hectares.

Baseado nos modelos de semivariância e levando-se em consideração os parâmetros ajustados para as variáveis químicas e físicas do solo, utilizando a técnica de krigagem ordinária, foram interpolados os valores amostrados a fim de se construir os mapas de variabilidade espacial dos atributos a partir das diferentes grades amostrais utilizadas. A Figura 3.6 apresenta os mapas de distribuição espacial dos atributos do solo.

Ao observar os mapas de distribuição espacial de cada variável, para as diferentes grades amostrais utilizadas para análise pode-se notar que, na medida em que a grade amostral fica menos densa, ou seja, a área estudada passa a ser caracterizada por um menor número de pontos amostrais, os mapas passam a ser suavizados. O detalhamento, neste caso, é menos preciso devido à falta de informação (pontos amostrais) entre os pontos utilizados no processo de interpolação.

Observa-se que, os mapas temáticos da distribuição espacial de atributos físicos do solo são os que menos tiveram influência da diminuição do número de pontos amostrais na caracterização da área. Este fato pode ser

constatado se analisarmos os valores máximos e mínimos da barra de escala de cada mapa, a variação nestes valores para mapas construídos a partir de grade amostral de dois pontos por hectare, se existente, é muito baixa, quando comparamos com valores máximos e mínimos dos mapas construídos a partir de grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares.

As maiores diferenças entre os mapas confeccionados a partir das diferentes grades estudadas pode ser observada para os mapas temáticos da variabilidade espacial de cálcio, cobre, potássio, manganês e zinco. Para os mapas de potássio, manganês e zinco não foi detectada dependência espacial (efeito pepita puro) quando utilizado grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares. A maior semelhança encontrada entre mapas é observada para aqueles confeccionados a partir de grade amostral de um ponto para cada 2,9 hectares e um ponto para cada 4,7 hectares, o mesmo pode ser confirmado pela análise de correlação de Pearson, apresentada na Tabela 3.11 deste estudo.

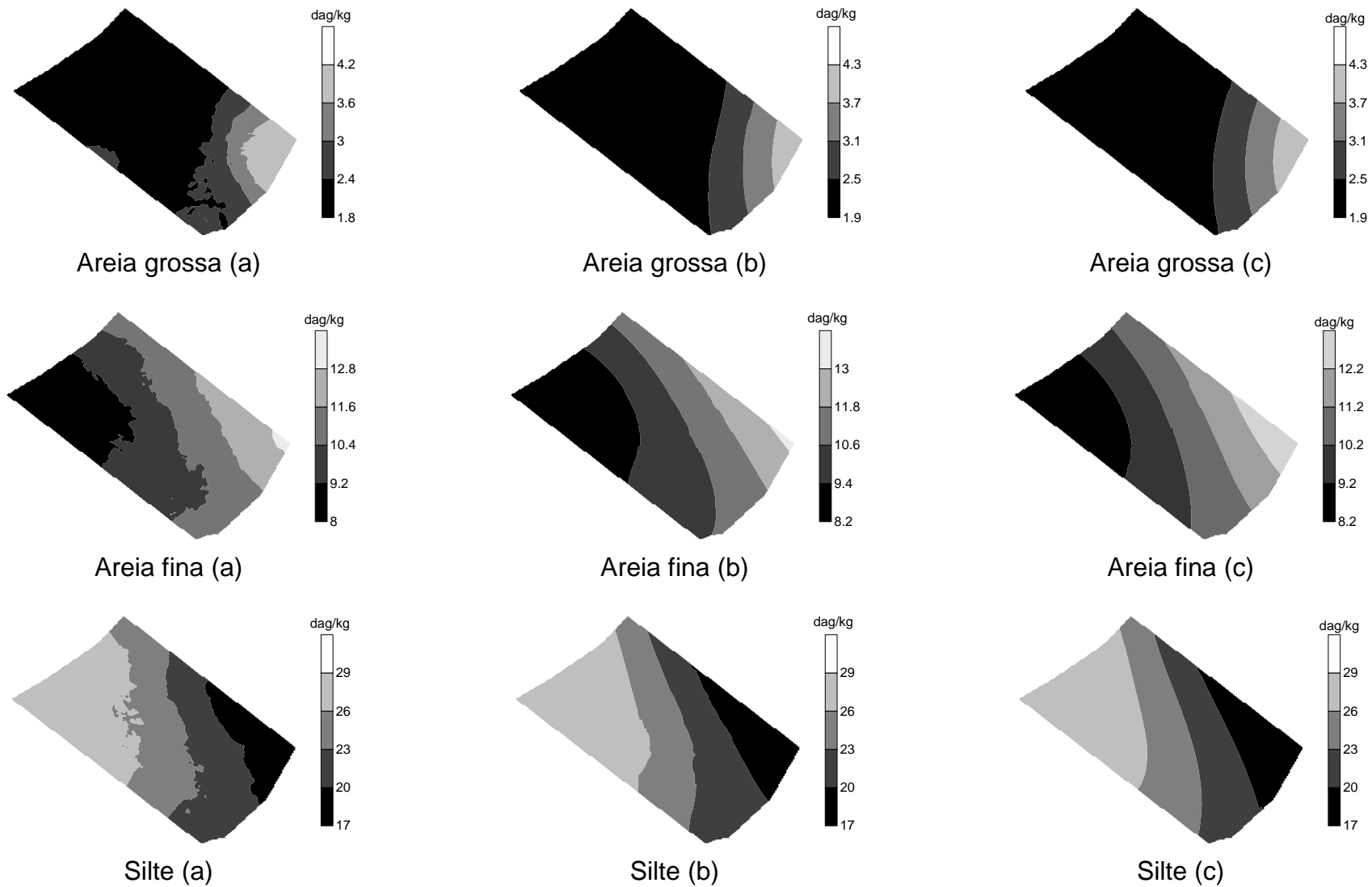


Figura 3.6. Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.

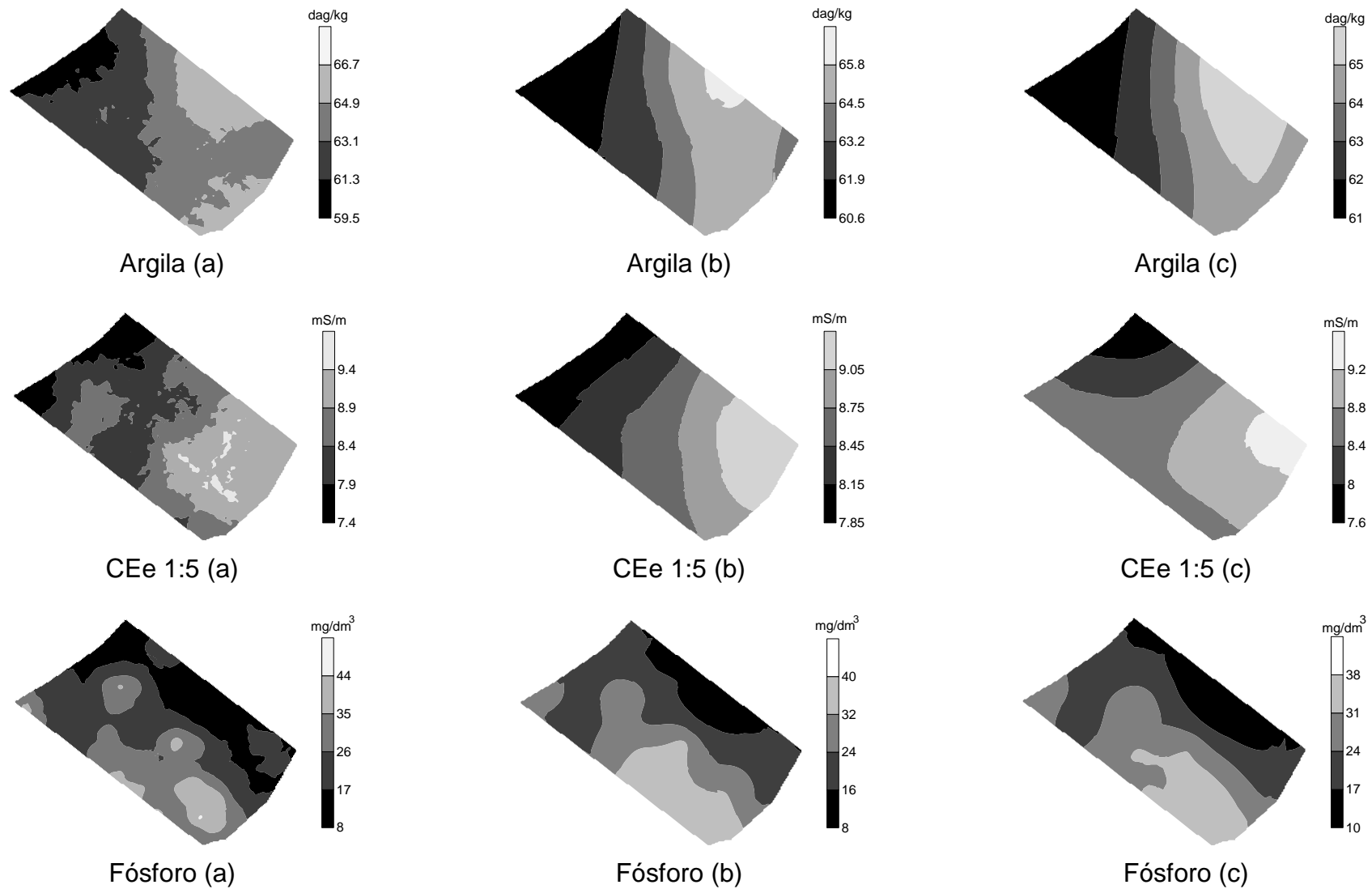


Figura 3.6 (Continuação). Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.

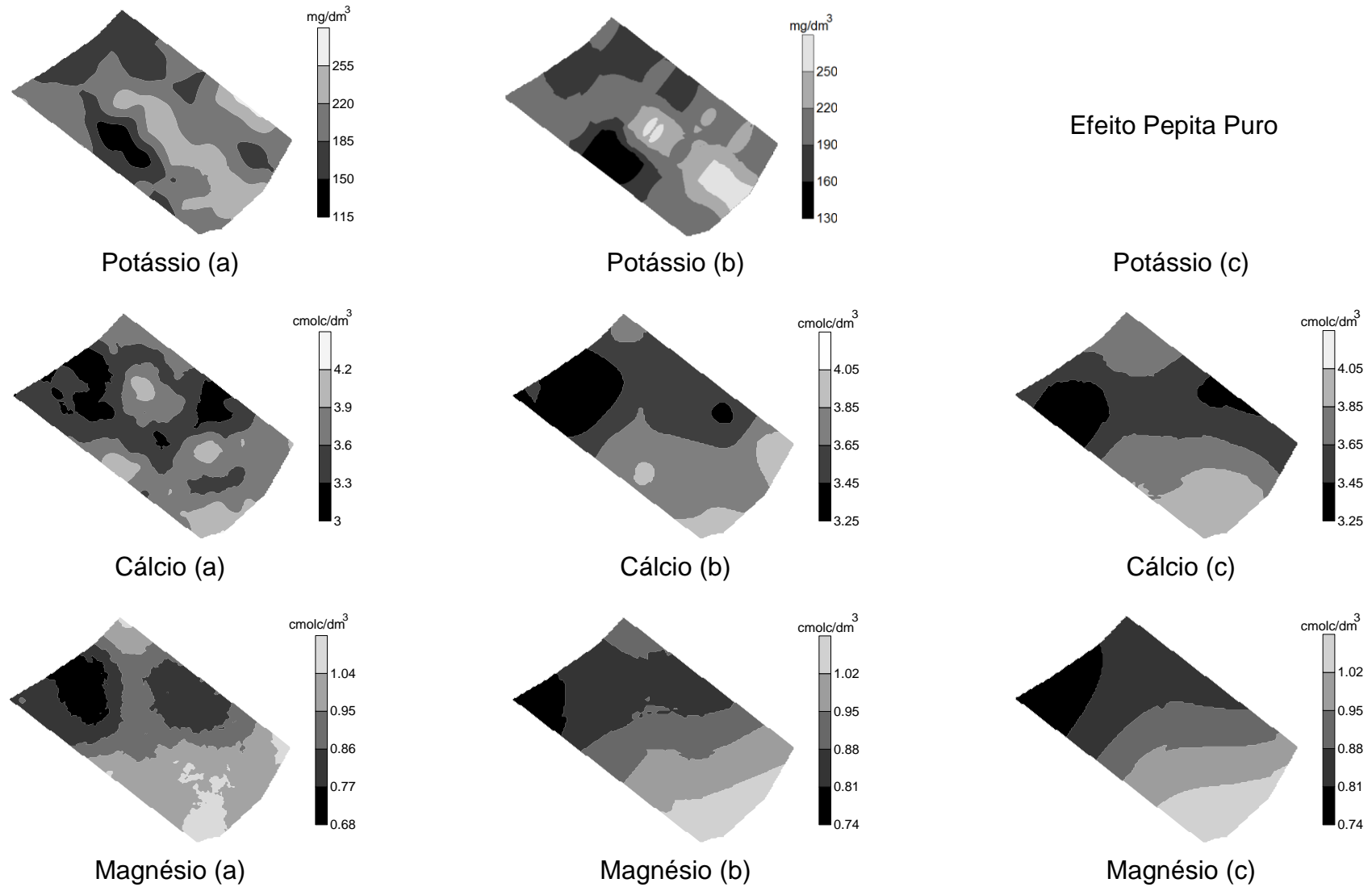


Figura 3.6 (Continuação). Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.

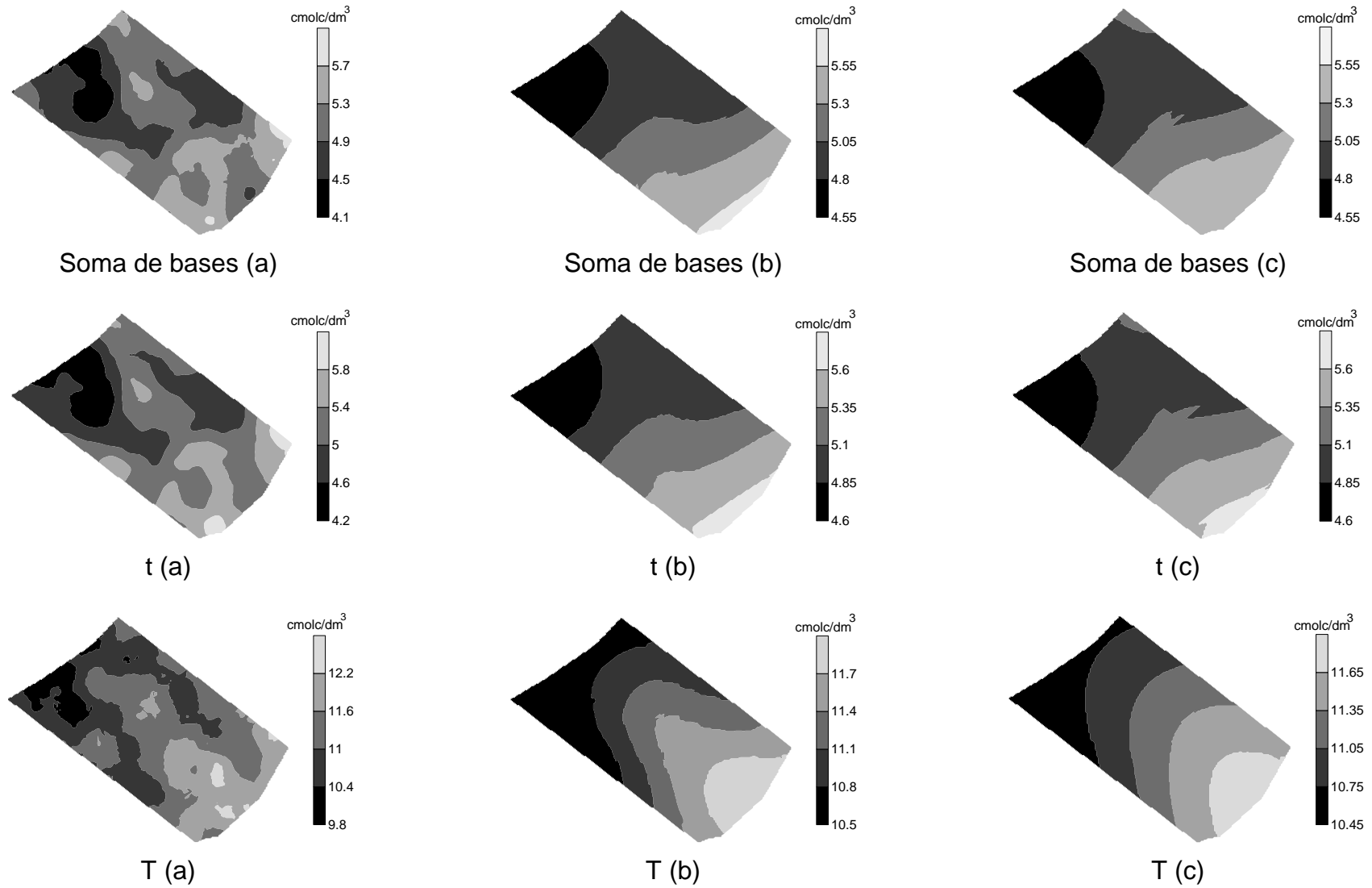


Figura 3.6 (Continuação). Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.

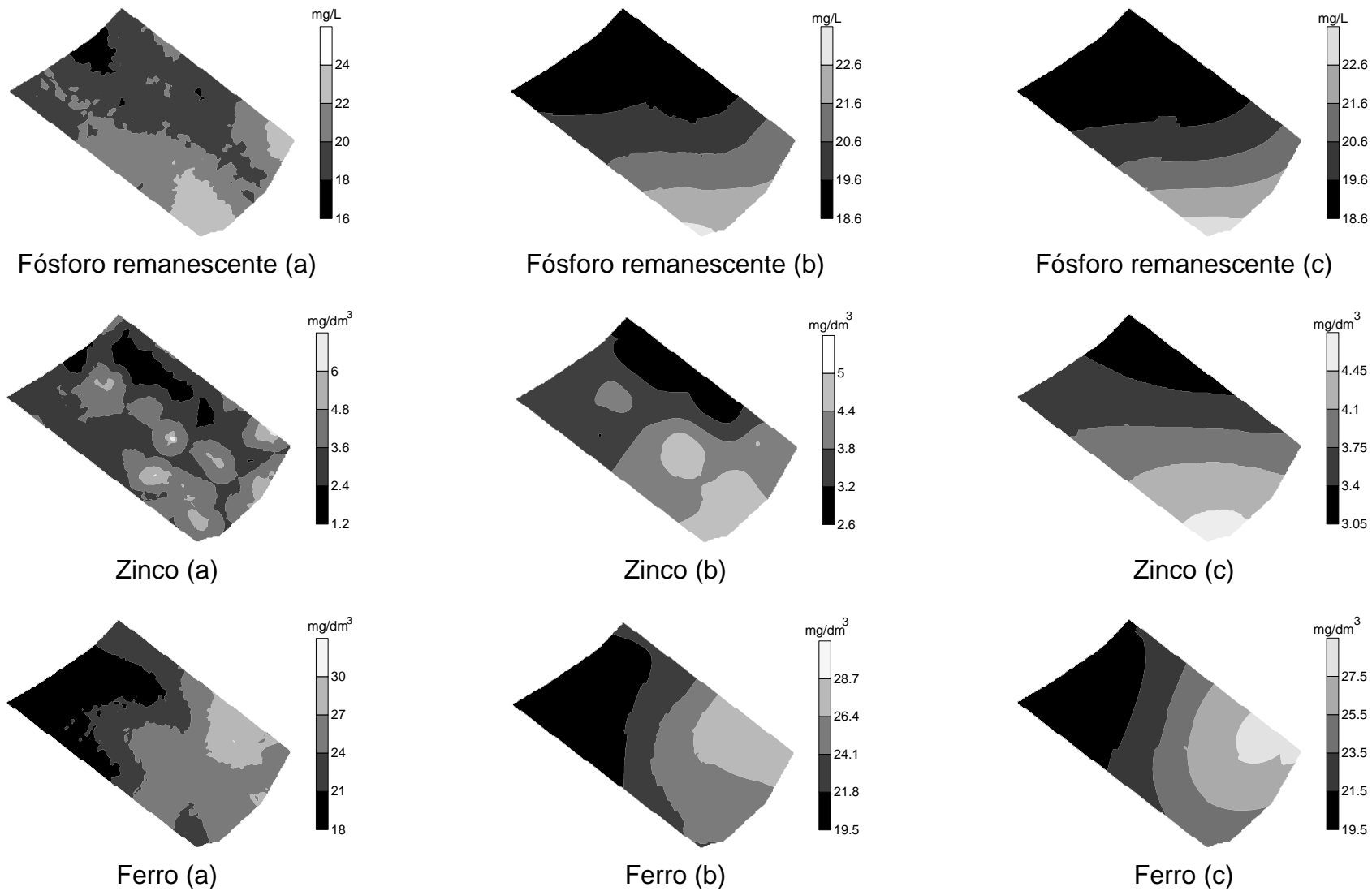


Figura 3.6 (Continuação). Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.

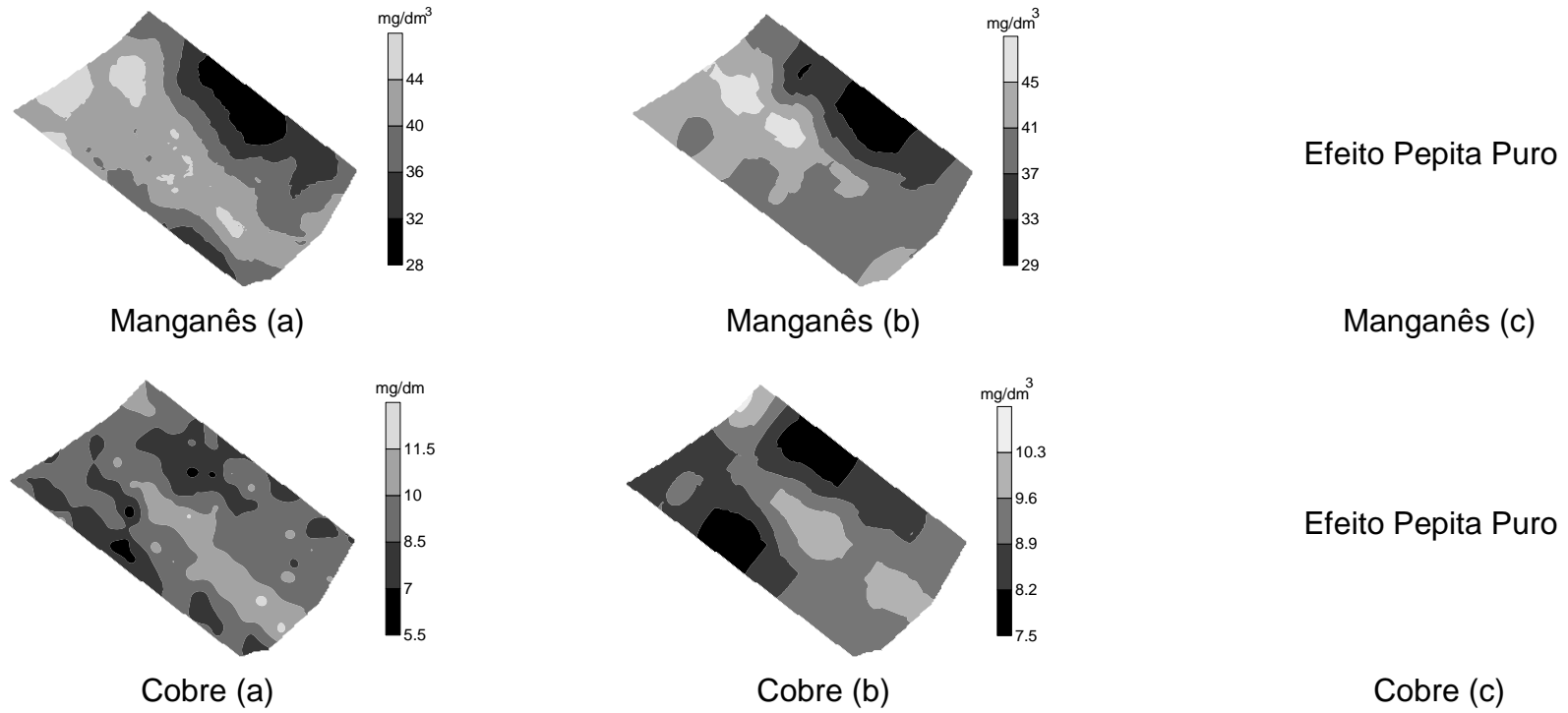


Figura 3.6 (Continuação). Mapas de distribuição espacial dos atributos do solo para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.

3.3.3. Correlação entre os mapas de atributos do solo

O resultado da análise de correlação de Pearson entre os mapas de cada atributo do solo confeccionado a partir da utilização das diferentes grades amostrais é apresentado na Tabela 3.11. As variáveis físicas do solo foram as que apresentaram maiores valores de coeficiente de correlação na comparação entre as diferentes grades amostrais utilizadas no estudo. Estes resultados indicam que os mapas gerados a partir das grades de um ponto para cada 2,9 hectares e um ponto para cada 4,7 hectares são mais parecidos do que quando comparados com a grade amostral mais densa, dois pontos para cada hectare. Este fato pode ser explicado pela perda de detalhamento ocasionada a partir da diminuição de pontos amostrais representativos da área em estudo.

Observa-se que, comparando os mapas das grades amostrais de dois pontos por hectare com os mapas gerados a partir da grade amostral de um ponto a cada 2,9 hectares, o menor coeficiente de correlação foi observado para o mapa de cobre (0,59). Este coeficiente mostra-se significativo ao nível de 1% de probabilidade. Os demais coeficientes se mostraram elevados, indicando semelhança entre os mapas confeccionados, fato este pode ser comprovado observando os mapas apresentados na Figura 3.6.

Utilizando a grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares e comparando com mapas gerados a partir da grade de dois pontos por hectare, observa-se que o valor do coeficiente de correlação foi elevado. Se compararmos com os valores observados na análise de correlação entre mapas com grade de dois pontos por hectare e um ponto para cada 2,9 hectares observa-se que todos são menores, indicando que na medida em que se aumenta a grade amostral, aumenta-se também a semelhança entre os mapas, isso por conta da perda de detalhamento anteriormente enfatizada.

Não foi possível detectar dependência espacial para as variáveis potássio, cobre e manganês, não sendo possível a realização de interpolação e consequente confecção e comparação entre os mapas temáticos. Na análise de correlação entre os mapas obtidos com as maiores grades amostrais (um ponto para cada 2,9 hectares e um ponto para cada 4,7 hectares), observa-se que, exceto o valor do coeficiente de correlação entre os mapas de cálcio

(0,79), todos apresentaram valores superiores a 0,89, o que indica semelhança entre os mapas gerados a partir destas grades amostrais.

Tabela 3.11. Coeficiente de correlação de Pearson entre os mapas gerados a partir de diferentes grades amostrais dos atributos do solo

Variáveis	Correlação entre grades amostrais		
	2p_ha ⁽⁶⁾ x 1p_2,9ha ⁽⁷⁾	2p_ha x 1p_4,7ha ⁽⁸⁾	1p_2,9ha x 1p_4,7ha
Areia Fina (dag kg ⁻¹)	0,99**	0,99**	1,00**
Areia Grossa (dag kg ⁻¹)	0,96**	0,96**	1,00**
Argila (dag kg ⁻¹)	0,96**	0,95**	0,99**
Silte (dag kg ⁻¹)	0,99**	0,99**	1,00**
Cálcio (Ca ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,74**	0,59**	0,79**
Magnésio (Mg ²⁺) (cmolc dm ⁻³)	0,88**	0,86**	0,98**
Potássio (K) (mg dm ⁻³)	0,81**	EPP ⁽⁹⁾	EPP
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	0,91**	0,90**	0,97**
P-rem ⁽¹⁾ (mg L ⁻¹)	0,81**	0,78**	0,99**
CEe1:5 ⁽²⁾ (mS.m ⁻¹)	0,87**	0,80**	0,87**
t ⁽³⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,76**	0,74**	0,99**
T ⁽⁴⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,86**	0,82**	0,99**
SB ⁽⁵⁾ (cmolc dm ⁻³)	0,73**	0,70**	0,98**
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	0,99**	0,94**	0,99**
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	0,59**	EPP	EPP
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	0,88**	EPP	EPP
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	0,74**	0,67**	0,92**

⁽¹⁾Fósforo remanescente; ⁽²⁾Condutividade Elétrica do Extrato de Solo com diluição em cinco partes de água destilada; ⁽³⁾Capacidade Efetiva de Troca de Cátions; ⁽⁴⁾Capacidade de Troca Cátions a pH 7; ⁽⁵⁾Soma de Bases; ⁽⁶⁾Grade amostral composta por dois pontos para cada hectare; ⁽⁷⁾Grade amostral composta de um ponto para cada 2,9 hectares; ⁽⁸⁾Grade amostral composta por um ponto para cada 4,7 hectares; ⁽⁹⁾Efeito Pepita Puro; **Significância ao nível de 1% de probabilidade.

3.4. CONCLUSÃO

Utilizando a grade amostral de um ponto para cada 2,9 hectares foi possível detectar a variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo, dentro das condições estudadas.

Com a utilização da grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares, foi possível detectar a variabilidade espacial apenas dos atributos físicos do solo, dentro das condições estudadas.

Todos os mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos do solo apresentaram correlação significativa entre si, independente da grade amostral utilizada, porém, foram suavizados à medida que o número de pontos amostrais foi diminuindo.

3.5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.8, p.1151-1159, 2002.

CHUNG, C. K.; CHONG, S. K.; VARSA, E. C. Sampling strategies for fertility on a stoy silt loam soil. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, v.26. n.5/6, p.741-763, 1995.

CORWIN, D. L.; HENDRICKX, J. M. H. Electrical Resistivity: Wenner Array. In: SILVA, J.S. Methods of Soil Analysis Part 4 Physical Methods, Madison, Wisconsin, USA : **SSSA Book Series**, n. 5, p.1282-1287. 2002.

CORWIN, D. L.; LESCH, S. M. Application of Soil Electrical Conductivity to Precision Agriculture: Theory, Principles, and Guidelines. **Agronomy Journal**, v.95, n. 3, p. 471-471. 2003.

CRESSIE, N. A. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley & Sons, 1993. 900 p.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Model – based geostatistics**. New York: Springer, 2007.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Monitoramento por Satélite. Disponível em <http://www.bdclima.cnpm.embrapa.br/resultados/balanco.php?UF=&COD=107>. Acesso em 10-Nov-2010.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Rio de Janeiro, 2006. 412p.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho Amarelo-escuro, textura argilosa, da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. 2000. 85 f. Tese (Doutorado) - UNICAMP. Campinas, 2000.

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

JOURNEL, A. G.; HUIBREGTS, C. J. Mining random fields. **Water Resources Research** **26**, Geostatistics. Academic Press, London. 1978.

KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the Witwatersrand. **Journal South African**. Institute. Mining Metall, n. 52, p. 119-139, 1951.

LANDIM, P. M. B. **Análise Estatística de Dados Geológicos**. Fundação Editora da UNESP, São Paulo, 226 p. 1998.

LI, Y.; SHI, Z.; LI, F. Delineation of Site-Specific Management Zones Based on Temporal and Spatial Variability of Soil Electrical Conductivity. **Soil Science Society of China**. Pedosphere, v.17, n.2, p.156-164. 2007.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O. TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v. 20, n.1, p. 1-12, 1996.

MCBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms and fitting them to sampling estimated. **Journal of Soil Science**, v.37, p.617-639, 1986.

MONTES, F.; HERNÁNDEZ, J. M.; CAÑELLAS, ISABEL. A geostatistical approach to cork production sampling estimation in *Quercus suber* forests. **Canadian Journal of Forest Research**, vol.35, p.2787-2796, 2005.

MURPHY, P. A.; STERNITZKE, H. S. **Growth and yield for loblolly pine in West Gulf. U.S.** Dep. Agric. For. Serv. Res., Pap. SO-154, 8 p. 1979.

RESENDE, A. V. S.; HIRATSUCHI, L. S.; SENA, M. C.; KRAHL, L. L.; OLIVEIRA, J. V. E.; CORRÊA, R. F.; ORO, T. Grades amostrais para fins de mapeamento da fertilidade do solo em área de cerrado. In: Congresso Brasileiro de Agricultura de Precisão, 2. 2006. São Pedro - SP. **Anais...** Piracicaba: Esalq 2006. CD-Rom.

ROBERTSON, G. P. GS+: **Geostatistics for the environmental sciences** - GS⁺ User's Guide. Plainwell, Gamma Design Software, 2008. 152p.

SILVA, C. A.; MACHADO, P. L. O. A.; BERNARDI, A. C. C.; CARMO, C. A. F. S.; VALENCIA, L. I. O.; ANDRADE, A. G.; MEIRELLES, M. S. **Amostragem de 5010 em área de soja sob plantio direto: uso de técnicas de agricultura de precisão.** Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2002. 8p. (Embrapa Solos. Comunicado Técnico, 10).

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.) **Tópicos em ciência do solo.** Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-53.

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, p.1-75, 1983.

WEBSTER, R. & OLIVER, M. A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. **Journal of Soil Science**, n.43, p.117-192. 1992.

ZANÃO JÚNIOR, L. A.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C.. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidade em um Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, v. 37, p. 1000-1007, 2007.

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

4. CONCLUSÃO GERAL

O objetivo deste trabalho foi analisar a variabilidade espacial dos atributos do solo em um sistema de produção agrícola que adota os sistemas de rotação de culturas e semeadura direta.

A coleta de dados foi realizada em uma propriedade rural localizada na região Centro Oeste do Brasil, região de cerrado, importante na produção de cereais.

O presente estudo foi dividido em três partes, na primeira parte realizou-se a análise da variabilidade espacial dos atributos físicos, químicos e da condutividade elétrica aparente do solo. Na segunda parte foi realizado um estudo da variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja a partir de mapas de produtividade de três safras, estudou-se também a correlação entre os atributos do solo e a produtividade. O estudo apresentado na terceira parte é referente a influência de diferentes configurações de grades amostrais no estudo da variabilidade espacial dos atributos do solo.

Com base nos estudos desenvolvidos, pode-se concluir que:

- A maioria das variáveis estudadas apresentou coeficiente de variação classificado como médio.
- A condutividade elétrica aparente do solo apresentou correlação positiva e significativa com os atributos químicos fósforo, fósforo remanescente e zinco.

- Não foi detectada dependência espacial para as variáveis condutividade elétrica aparente do solo, acidez ativa em água, alumínio, acidez potencial, saturação por alumínio, saturação por bases e matéria orgânica.
- As melhores estimativas de valores para locais não amostrados foram observadas para os atributos físicos do solo, os quais apresentaram os melhores parâmetros de ajuste dos variogramas e da validação cruzada.
- As técnicas de geoestatística utilizadas possibilitaram o ajuste dos modelos teóricos que melhor representaram a semivariância experimental, possibilitando assim a construção de mapas temáticos da distribuição espacial dos valores dos atributos do solo estudado.
- A condutividade elétrica aparente do solo não apresentou correlação significativa com a produtividade de soja da safra 2009/2010.
- Correlação positiva significativa entre a produtividade de soja da safra de 2009/2010 foi observada com os atributos químicos do solo: potássio, cálcio, soma de bases, capacidade efetiva de troca de cátions e saturação de bases.
- Correlação negativa significativa entre a produtividade de soja da safra de 2009/2010 foi observada com os micronutrientes: ferro, manganês e cobre.
- Foi detectada dependência espacial da produtividade de soja para as três safras avaliadas.
- A melhor estimativa de valores de produtividade de soja em locais não amostrados foi observada para produtividade da safra 2007/2008.
- Na análise da variabilidade temporal da produtividade foi detectado que 12,7% da área apresentou produtividade instável.
- Utilizando a grade amostral de um ponto para cada 2,9 hectares foi possível detectar a variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo, dentro das condições estudadas.
- Com a utilização da grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares, foi possível detectar a variabilidade espacial apenas dos atributos físicos do solo, dentro das condições estudadas.

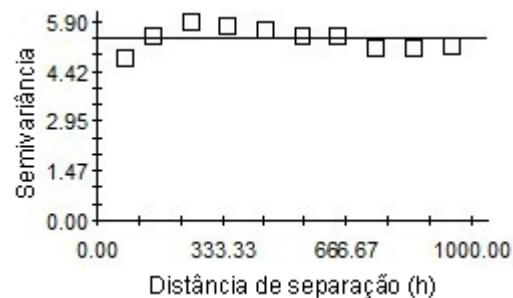
- Todos os mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos do solo apresentaram correlação significativa entre si, independente da grade amostral utilizada, porém, foram suavizados à medida que o número de pontos amostrais foi diminuindo.

APÊNDICES

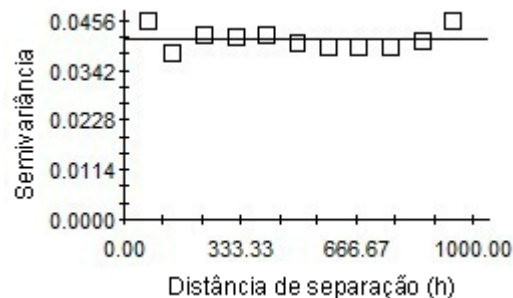
APÊNDICE A

VARIOGRAMAS EXPERIMENTAIS

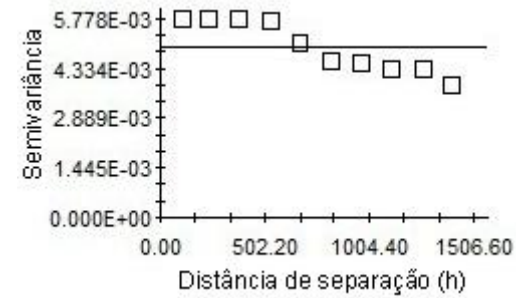
São apresentados, na Figura 1A, os variogramas experimentais dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância h (m) de cada variável para as diferentes grades amostrais utilizadas. Na Figura 1A (a) são apresentados os variogramas experimentais para análise utilizando grade amostral de dois pontos para cada hectare. Na Figura 1A (b) são apresentados os variogramas experimentais para análises utilizando grade amostral de um ponto amostral para cada 2,9 hectares. Por fim, os variogramas representativos da análise utilizando grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares são apresentados na Figura 1A (c).



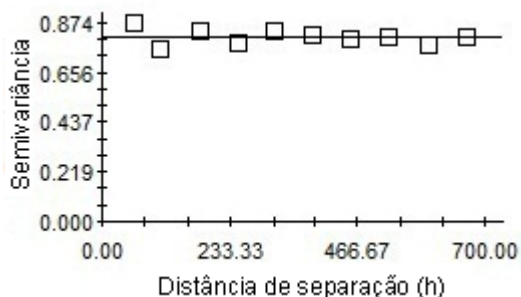
CE20 (a)



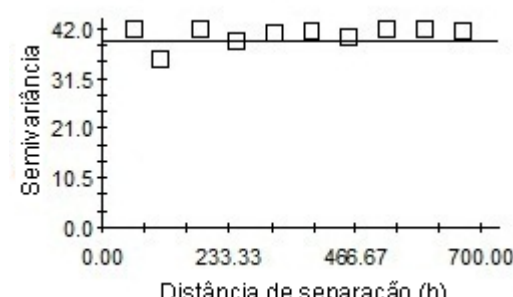
pH (a)



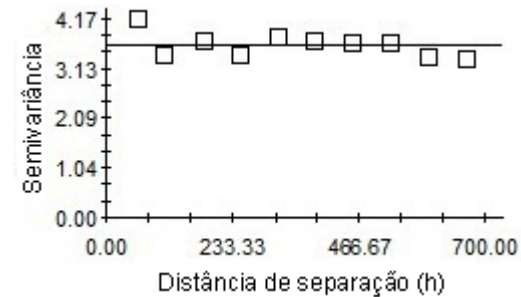
Alumínio (a)



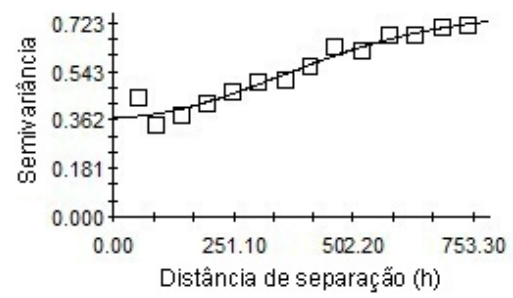
H + Al (a)



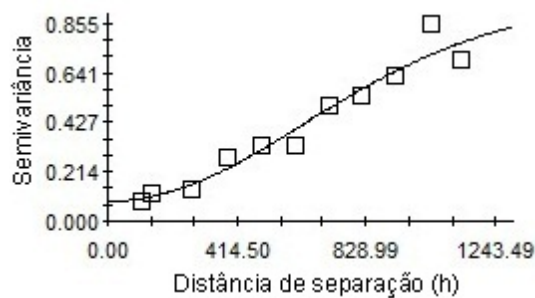
Saturação por bases (a)



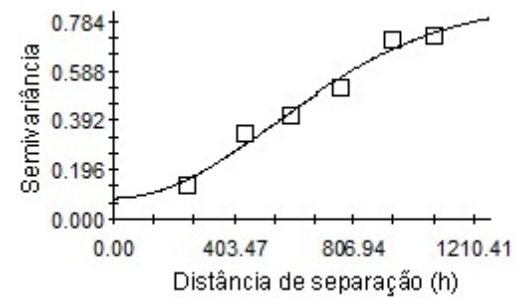
Saturação por Alumínio (a)



Areia grossa (a)

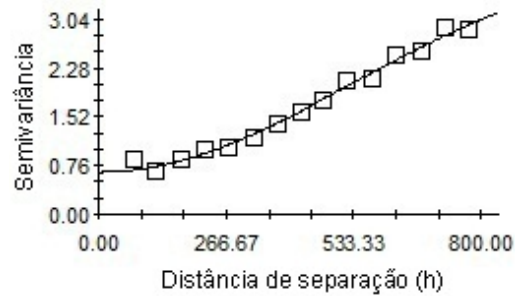


Areia grossa (b)

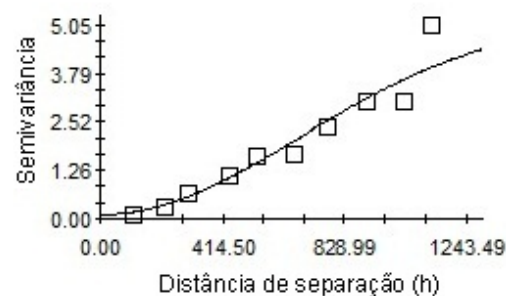


Areia grossa (c)

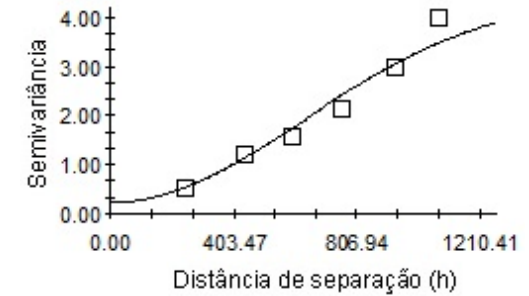
Figura 1A. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância de separação (h) em metros, para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha; (c) 1 ponto/4,7ha.



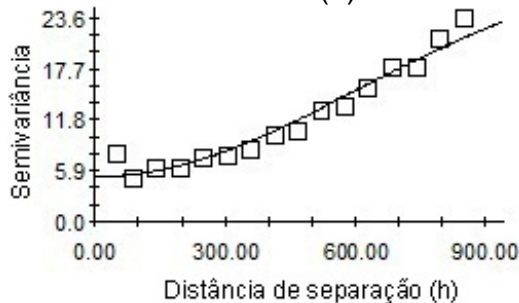
Areia fina (a)



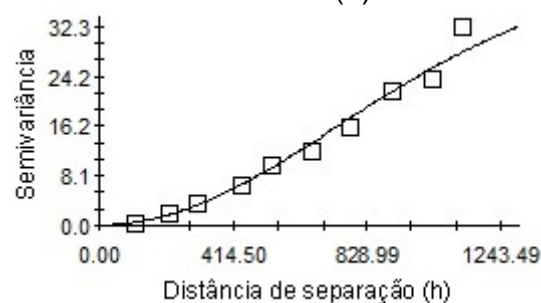
Areia fina (b)



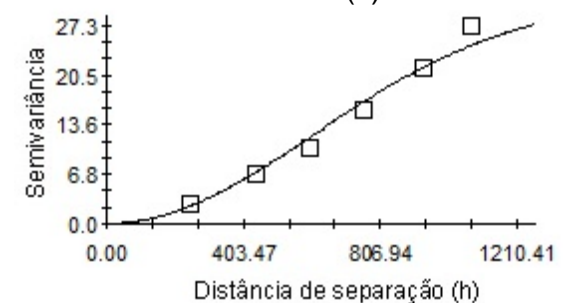
Areia fina (c)



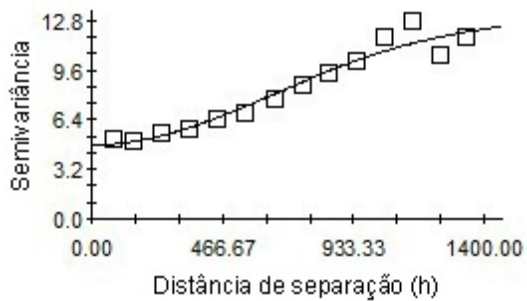
Silte (a)



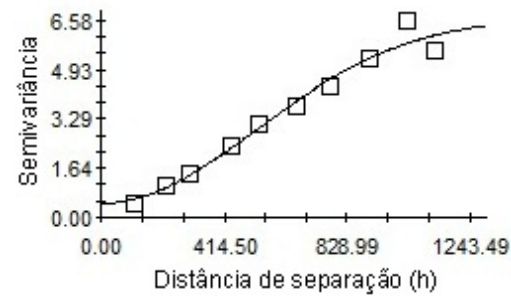
Silte (b)



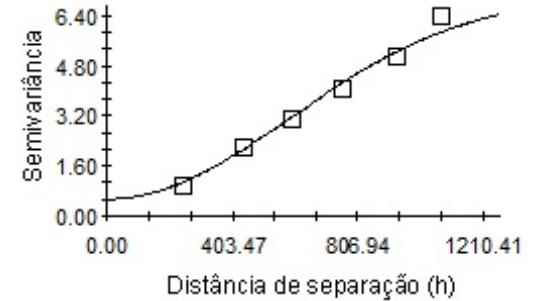
Silte (c)



Argila (a)

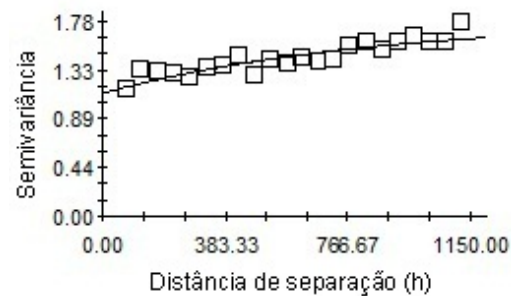


Argila (b)

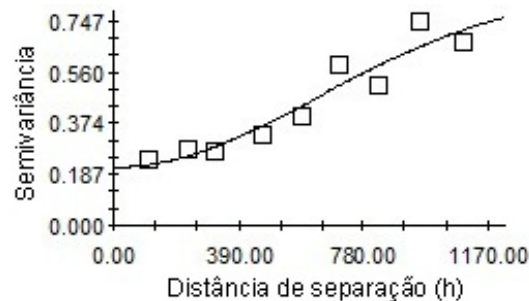


Argila (c)

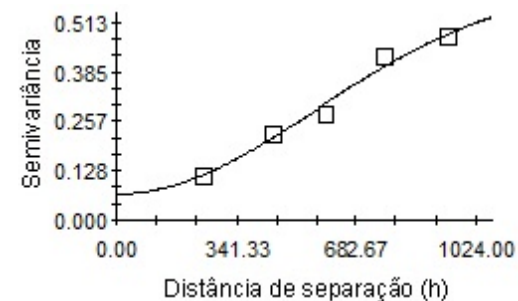
Figura 1A (Continuação). Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância de separação (h) em metros, para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha; (c) 1 ponto/4,7ha.



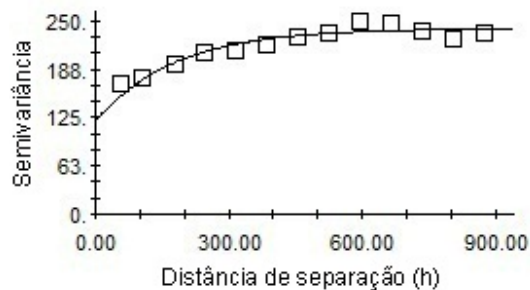
CEe (a)



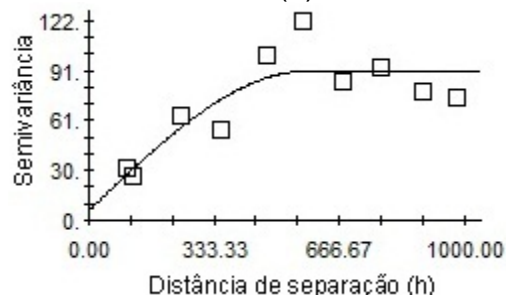
CEe (b)



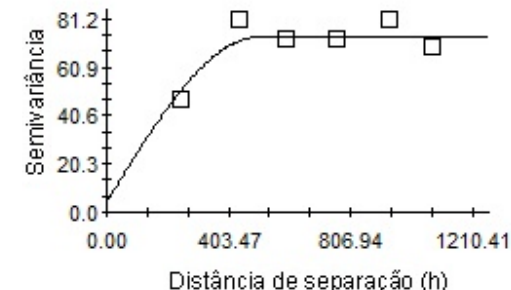
CEe (c)



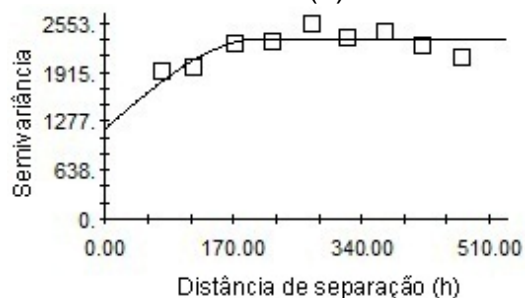
Fósforo (a)



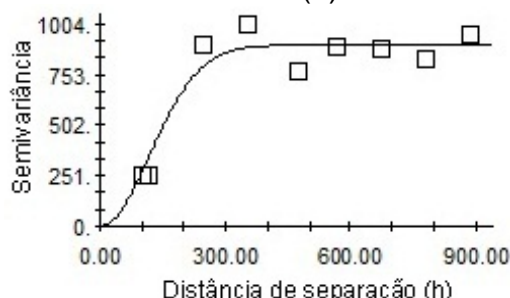
Fósforo (b)



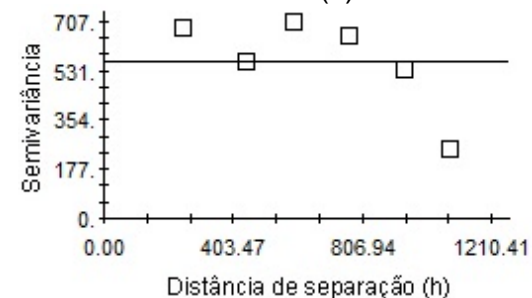
Fósforo (c)



Potássio (a)

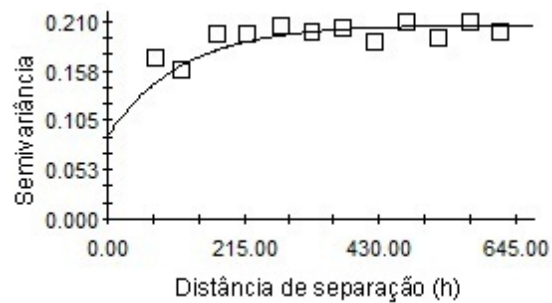


Potássio (b)

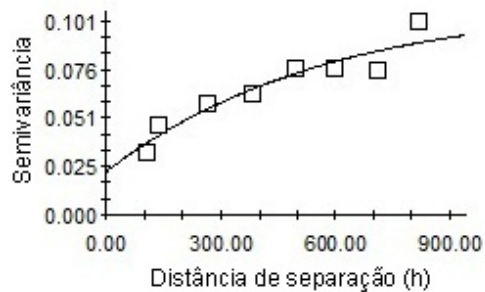


Potássio (c)

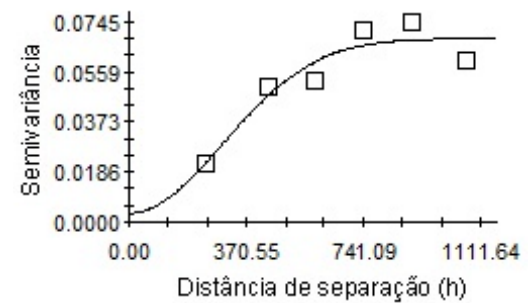
Figura 1A (Continuação). Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância de separação (h) em metros, para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha; (c) 1 ponto/4,7ha.



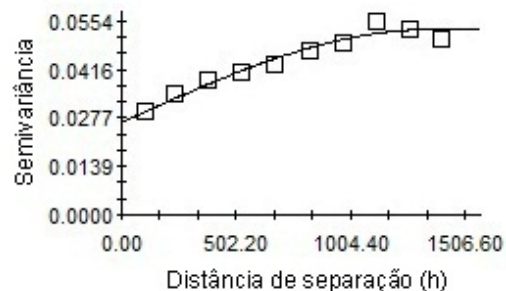
Cálcio (a)



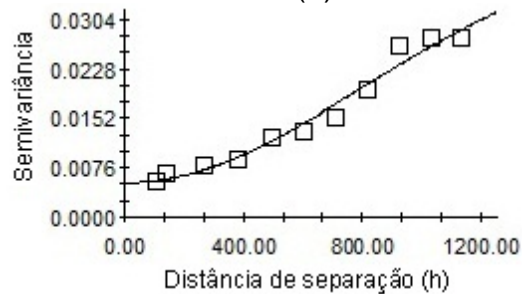
Cálcio (b)



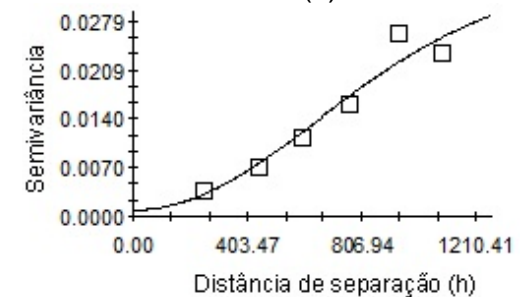
Cálcio (c)



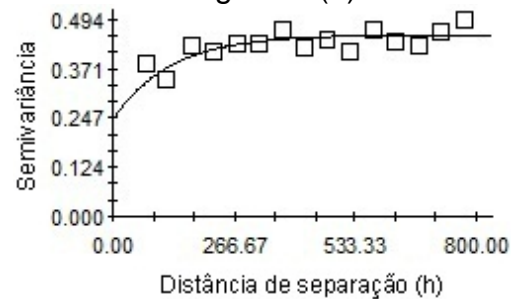
Magnésio (a)



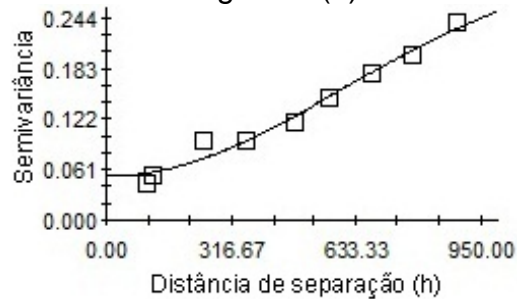
Magnésio (b)



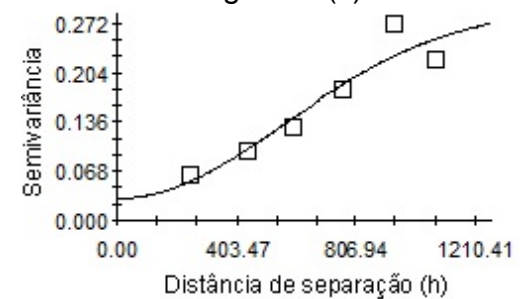
Magnésio (c)



Soma de bases (a)

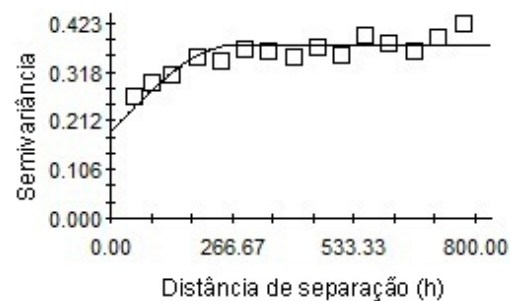


Soma de bases (b)

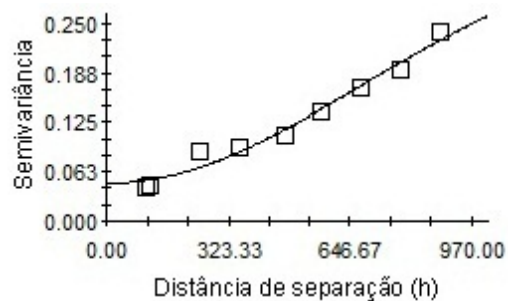


Soma de bases (c)

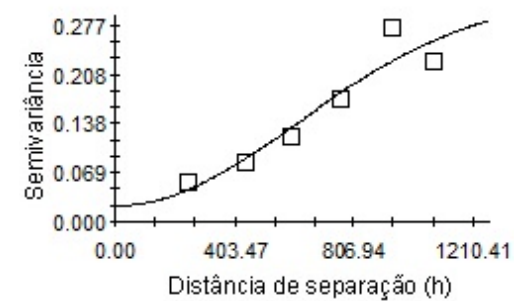
Figura 1A (Continuação). Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância de separação (h) em metros, para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha; (c) 1 ponto/4,7ha.



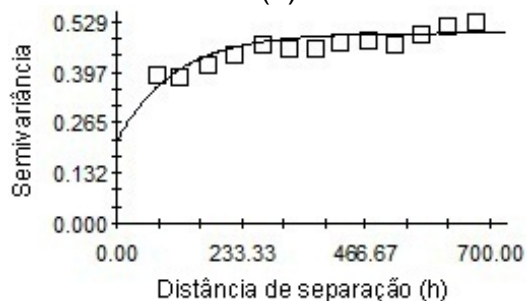
t (a)



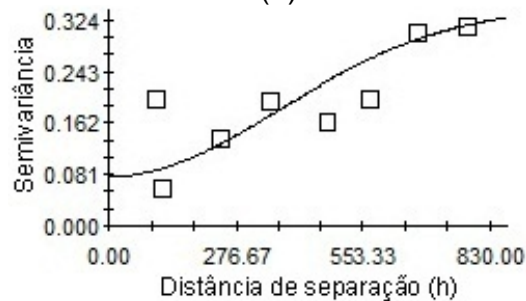
t (b)



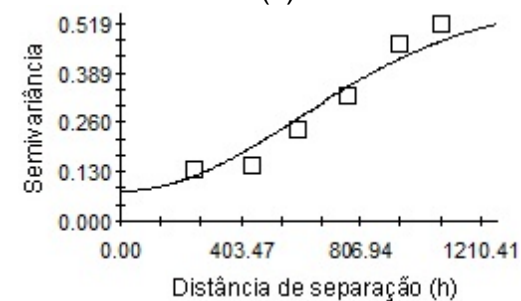
t (c)



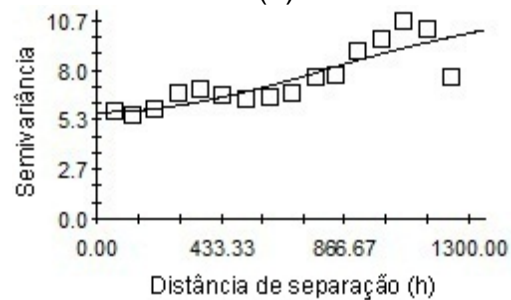
T (a)



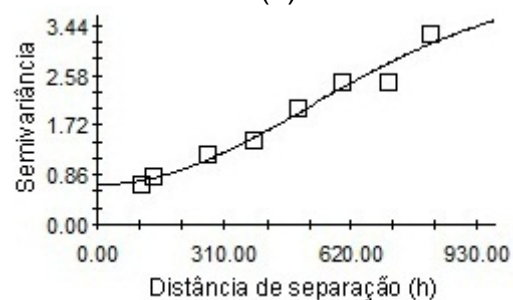
T (b)



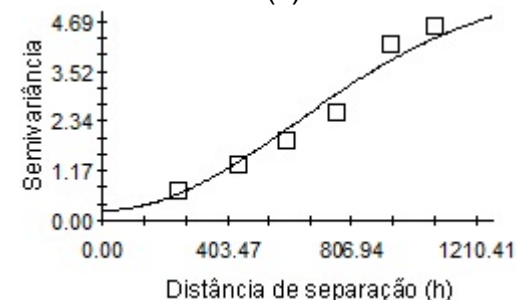
T (c)



Fósforo remanescente (a)



Fósforo remanescente (b)



Fósforo remanescente (c)

Figura 1A (Continuação). Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância de separação (h) em metros, para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha; (c) 1 ponto/4,7ha.

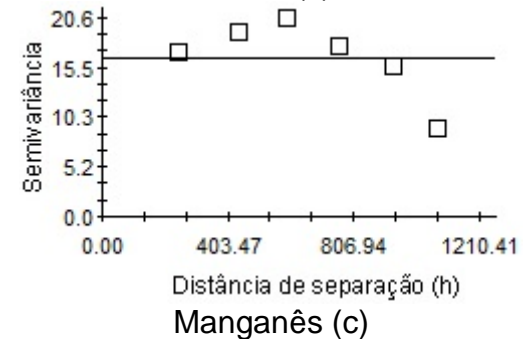
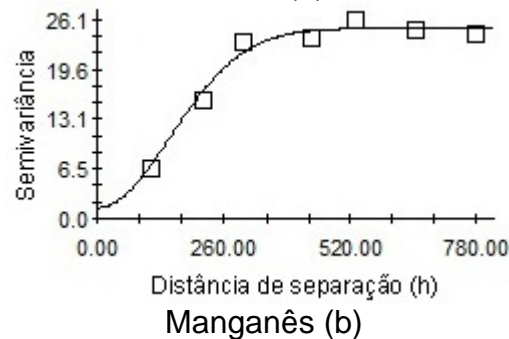
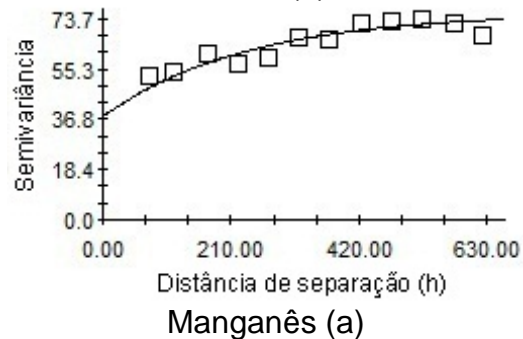
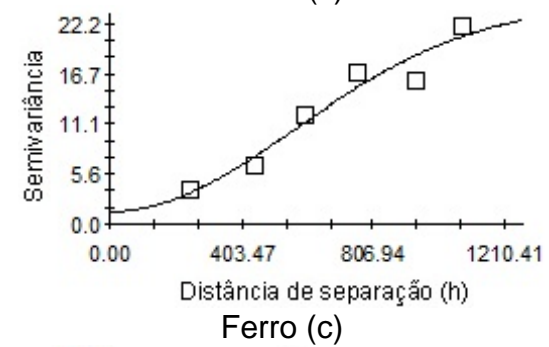
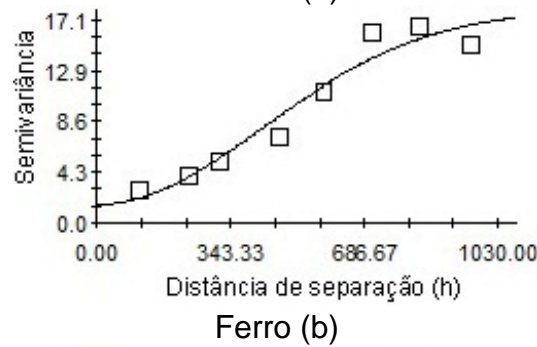
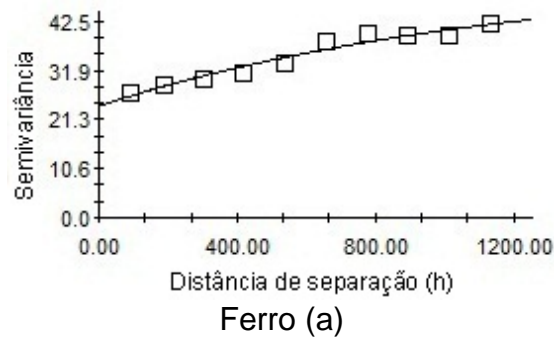
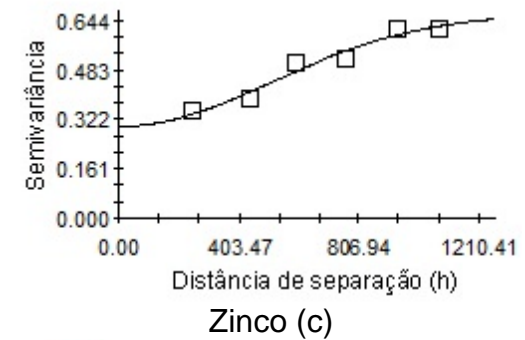
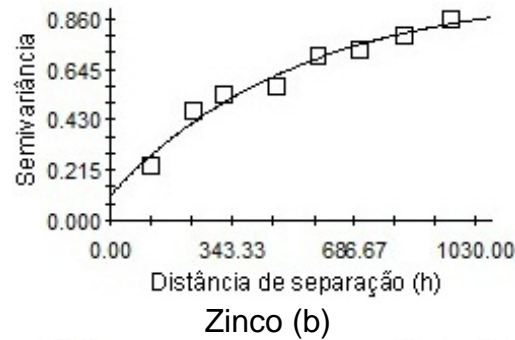
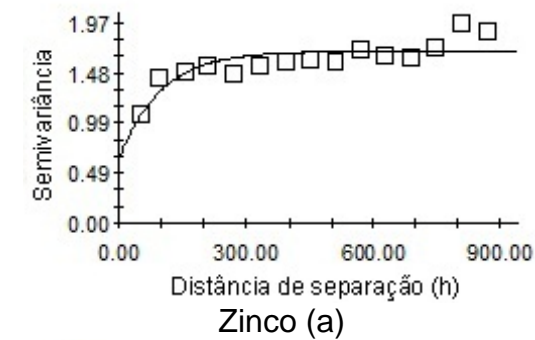


Figura 1A (Continuação). Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância de separação (h) em metros, para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha; (c) 1 ponto/4,7ha.

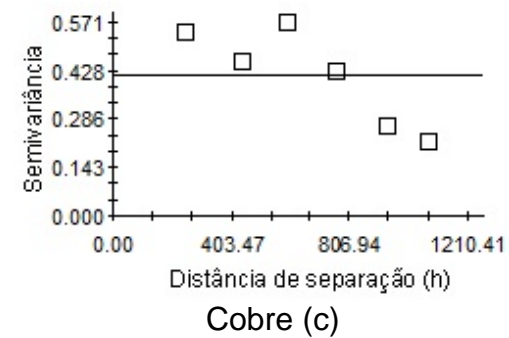
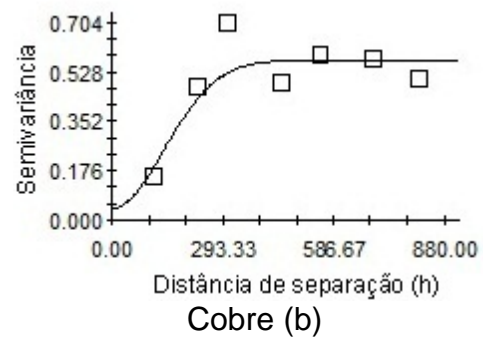
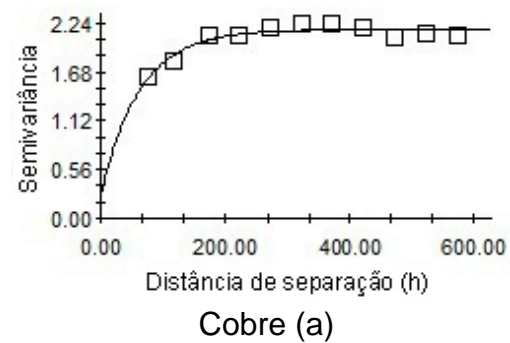


Figura 1A (Continuação). Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância de separação (h) em metros, para cada grade amostral estudada: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha; (c) 1 ponto/4,7ha.

APÊNDICE B

GRÁFICOS DE VALIDAÇÃO CRUZADA

São apresentados, na Figura 1B, os gráficos de validação cruzada dos variogramas experimentais dos modelos teóricos ajustados para semivariância em função da distância h (m) de cada variável para as diferentes grades amostrais utilizadas. Na Figura 1B (a) são apresentados os gráficos de validação cruzada para análise utilizando grade amostral de dois pontos para cada hectare. Na Figura 1B (b) é apresentada a validação cruzada entre valores observados e estimados para análise utilizando grade amostral de um ponto amostral para cada 2,9 hectares. A validação cruzada para análise utilizando a grade amostral de um ponto para cada 4,7 hectares é apresentada na Figura 1B (c).

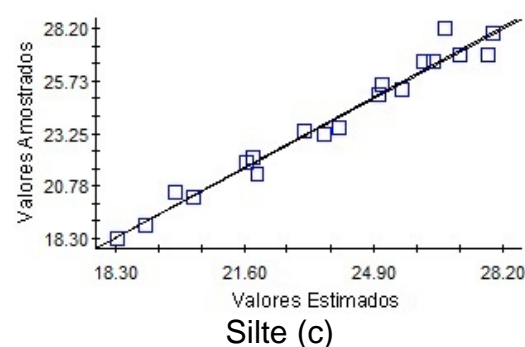
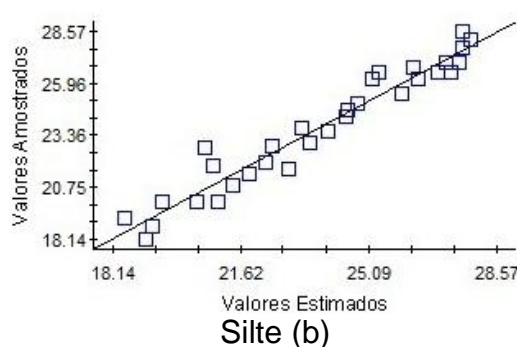
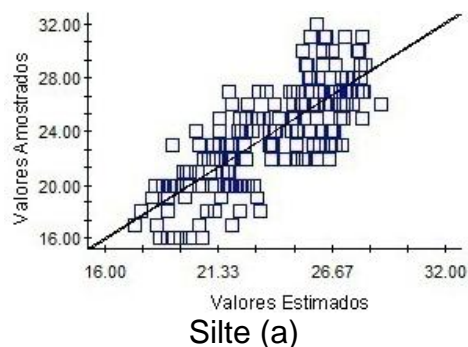
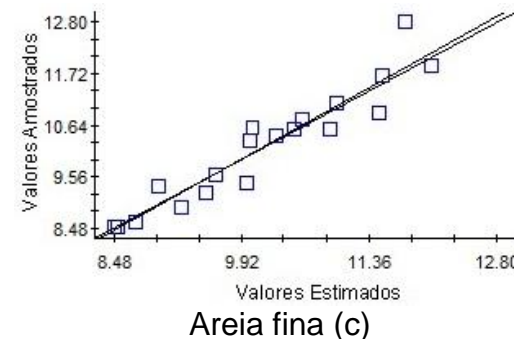
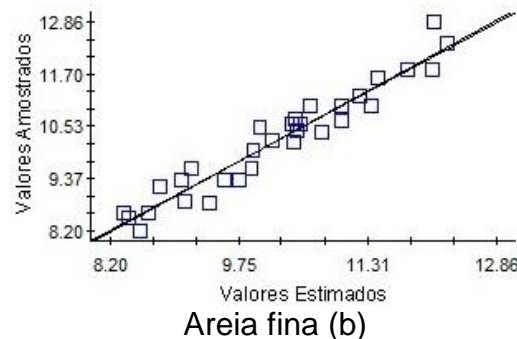
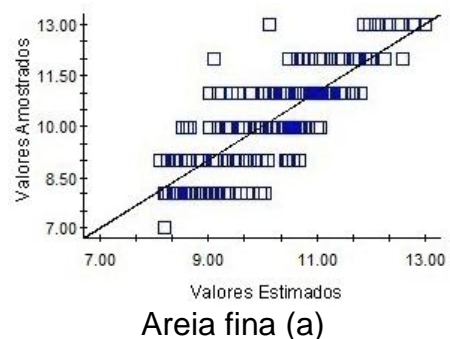
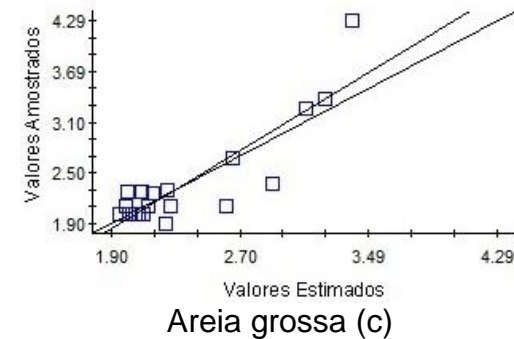
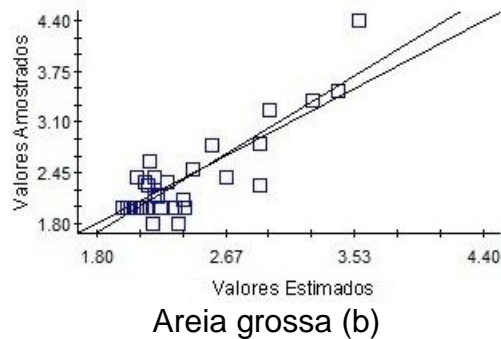
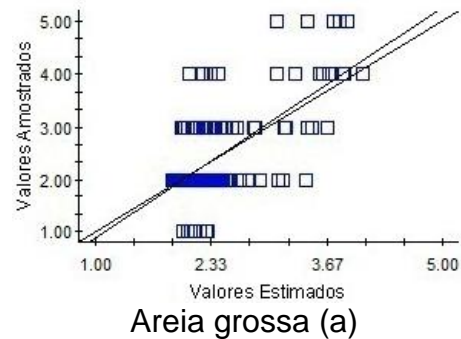


Figura 1B. Gráficos de validação cruzada para as variáveis estudadas utilizando as grades amostrais de: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.

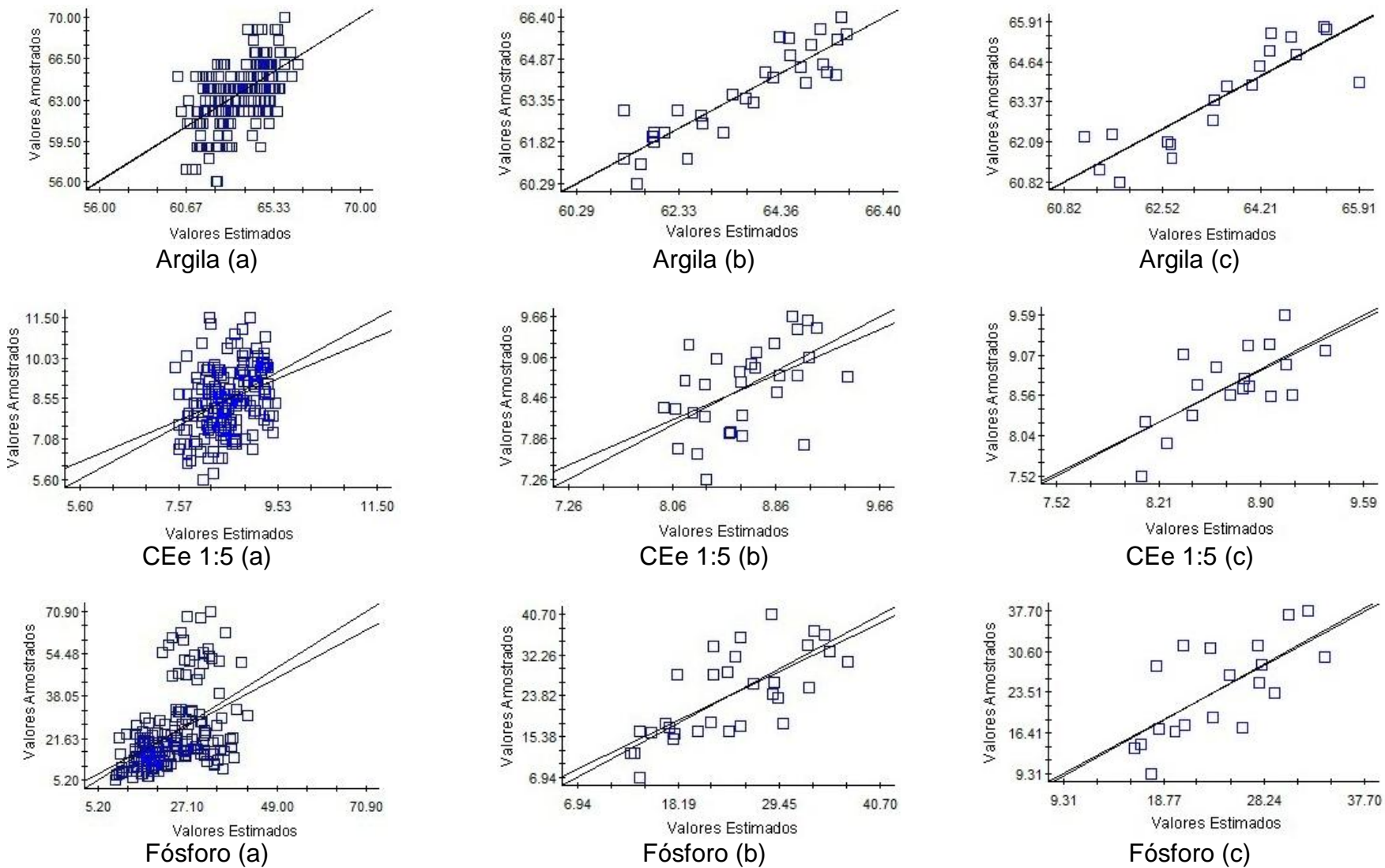
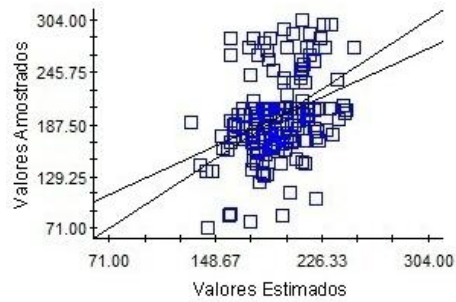
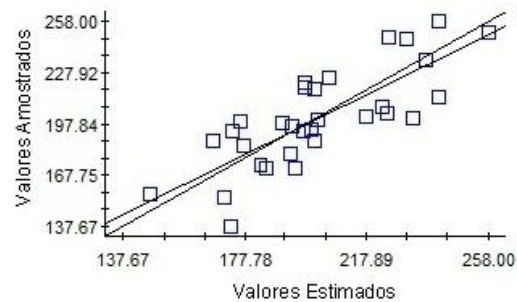


Figura 1B (Continuação). Gráficos de validação cruzada para as variáveis estudadas utilizando as grades amostrais de: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.



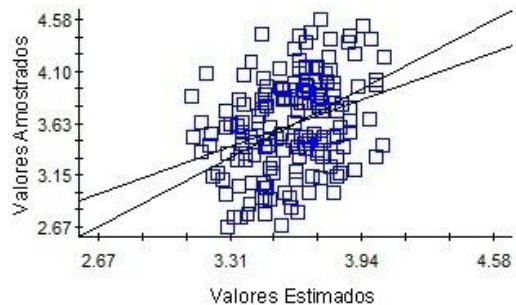
Potássio (a)



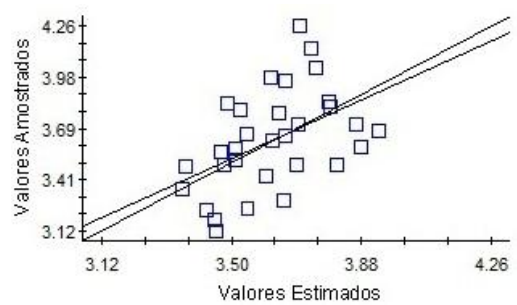
Potássio (b)

Efeito Pepita Puro

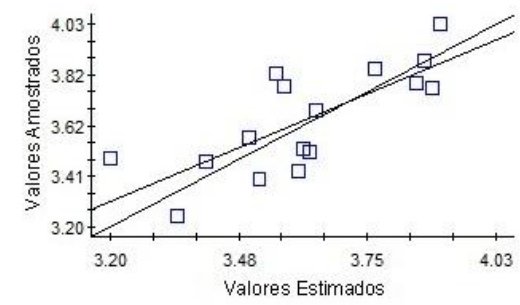
Potássio (c)



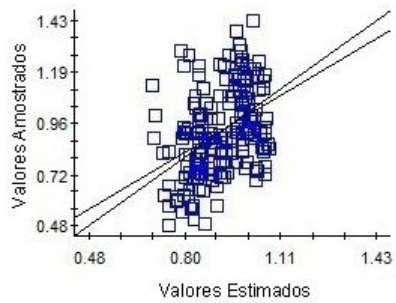
Cálcio (a)



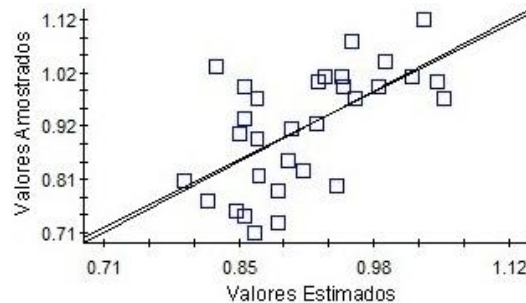
Cálcio (b)



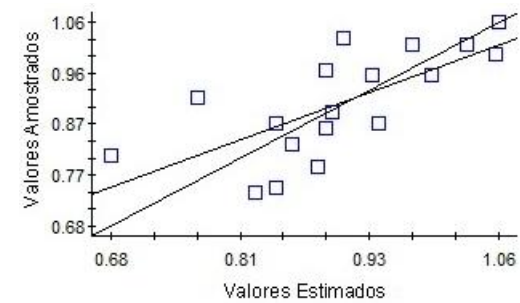
Cálcio (c)



Magnésio (a)

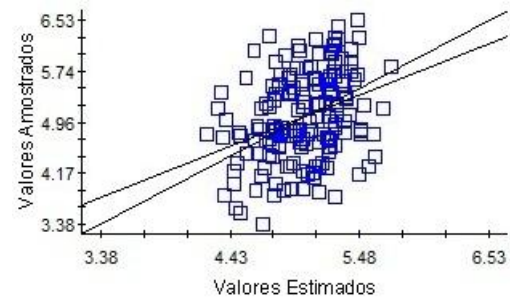


Magnésio (b)

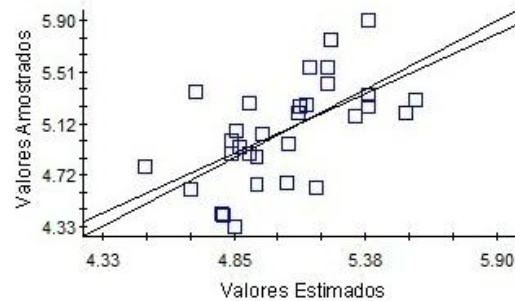


Magnésio (c)

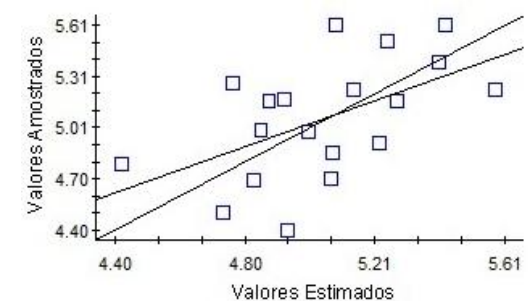
Figura 1B (Continuação). Gráficos de validação cruzada para as variáveis estudadas utilizando as grades amostrais de: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.



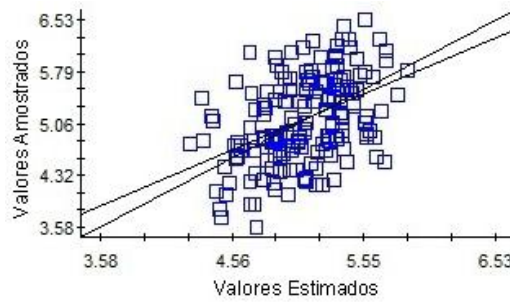
Soma de bases (a)



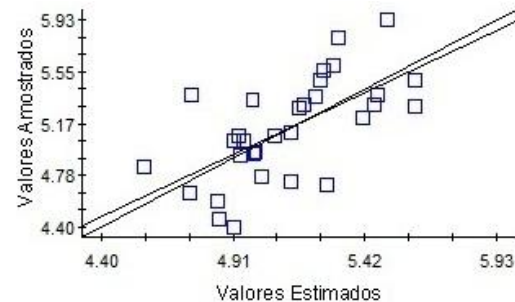
Soma de bases (b)



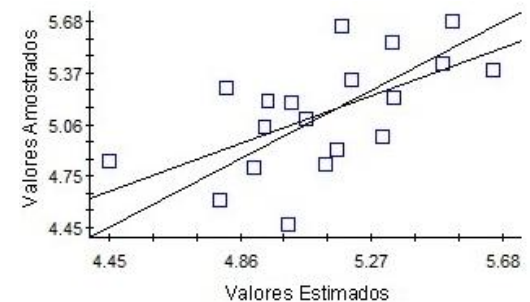
Soma de bases (c)



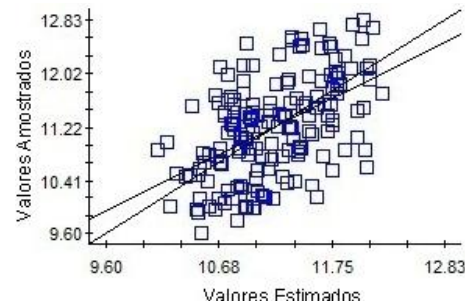
t (a)



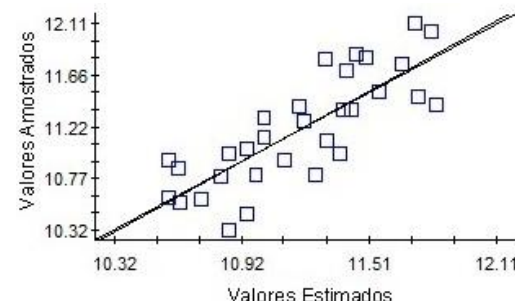
t (b)



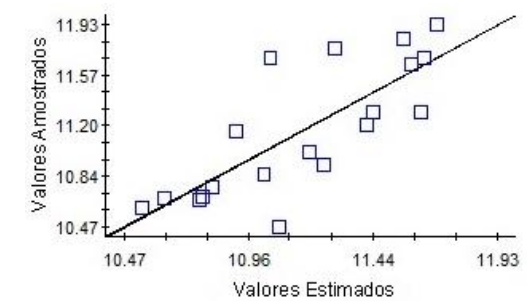
t (c)



T (a)

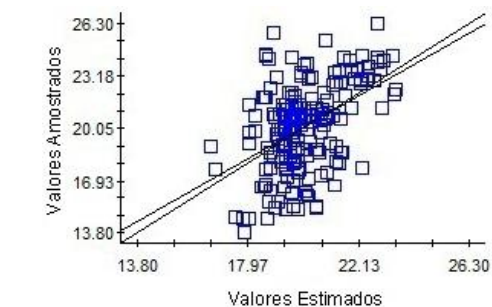


T (b)

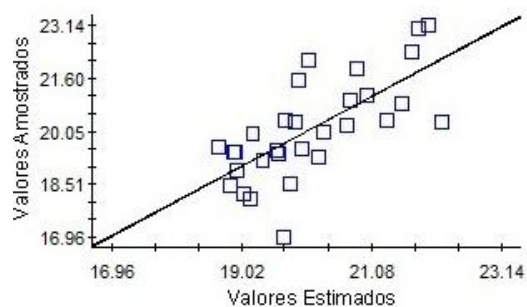


T (c)

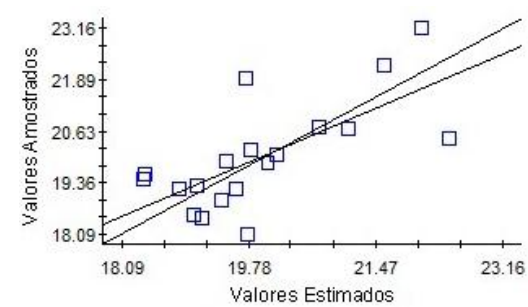
Figura 1B (Continuação). Gráficos de validação cruzada para as variáveis estudadas utilizando as grades amostrais de: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.



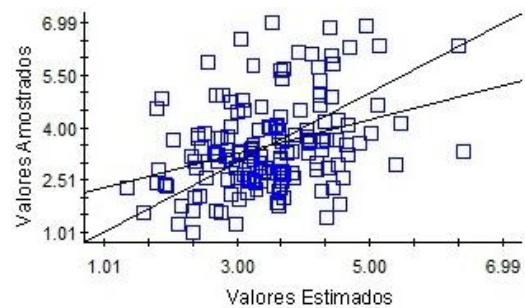
Fósforo remanescente (a)



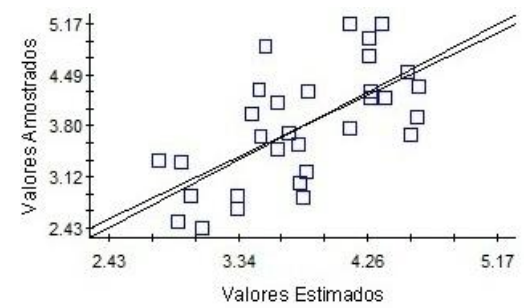
Fósforo remanescente (b)



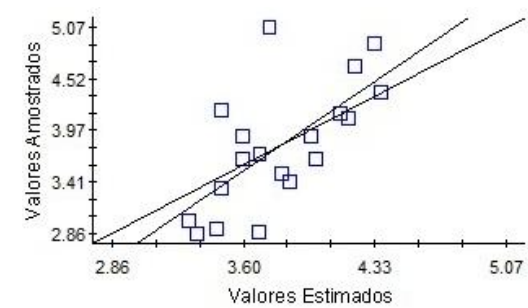
Fósforo remanescente (c)



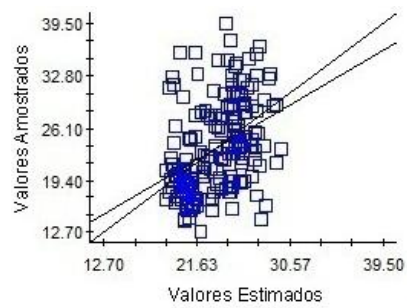
Zinco (a)



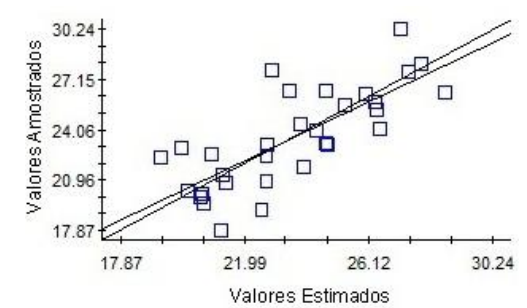
Zinco (b)



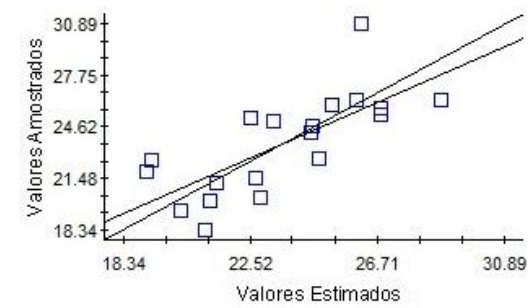
Zinco (c)



Ferro (a)

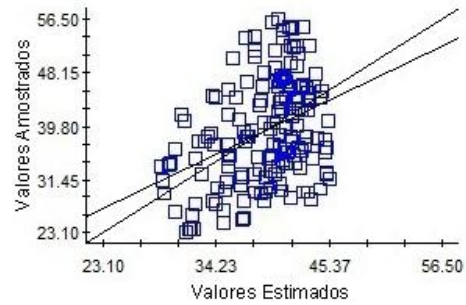


Ferro (b)

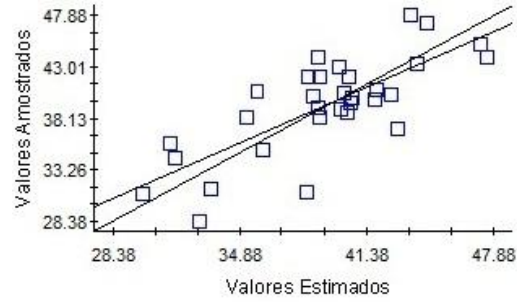


Ferro (c)

Figura 1B (Continuação). Gráficos de validação cruzada para as variáveis estudadas utilizando as grades amostrais de: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.



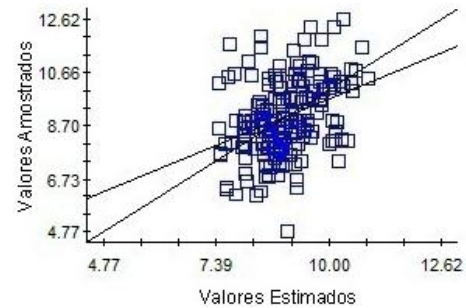
Manganês (a)



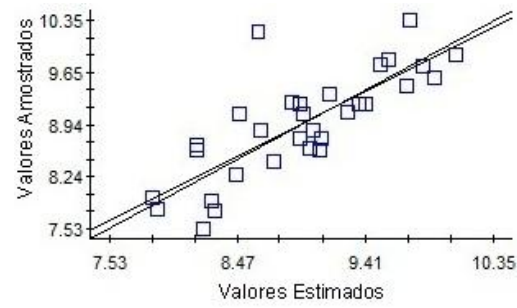
Manganês (b)

Efeito Pepita Puro

Manganês (c)



Cobre (a)



Cobre (b)

Efeito Pepita Puro

Cobre (c)

Figura 1B (Continuação). Gráficos de validação cruzada para as variáveis estudadas utilizando as grades amostrais de: (a) 2 pontos/ha; (b) 1 ponto/2,9ha e (c) 1 ponto/4,7ha.