

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO UNIVERSITÁRIO NORTE DO ESPÍRITO SANTO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRICULTURA  
TROPICAL**

**Variabilidade espacial de atributos químicos e físicos de um latossolo cultivado com pimentado-reino no norte do Espírito Santo**

**DIEGO DANTAS AMORIM**

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

Orientador: Prof. Dr. Ivoney Gontijo

**São Mateus, ES  
Maio de 2012**

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)  
(Biblioteca Central da Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

---

A524v Amorim, Diego Dantas, 1986-  
Variabilidade espacial de atributos químicos e físicos de um  
latossolo cultivado com pimenta-do-reino no norte do Espírito  
Santo / Diego Dantas Amorim. – 2012.  
76 f. : il.

Orientador: Ivoney Gontijo.  
Coorientador: Fábio Luiz Partelli, Sidney Sara Zanetti.  
Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical) –  
Universidade Federal do Espírito Santo, Centro Universitário  
Norte do Espírito Santo.

1. Geologia - Métodos estatísticos. 2. Krigagem. 3. Análise  
espacial (Estatística). 4. Pimenta-do-reino. I. Gontijo, Ivoney. II.  
Partelli, Fábio Luiz, 1979-. III. Zanetti, Sidney Sára, 1977-. IV.  
Universidade Federal do Espírito Santo. Centro Universitário  
Norte do Espírito Santo. V. Título.

CDU: 63

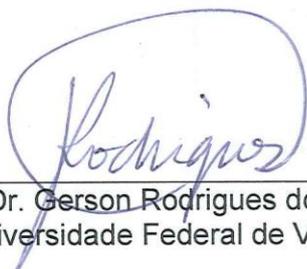
---

# Variabilidade espacial de atributos químicos e físicos de um Latossolo cultivado com Pimenta-do-reino no norte do Espírito Santo

**Diego Dantas Amorim**

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

Aprovada: 17/05/2012.



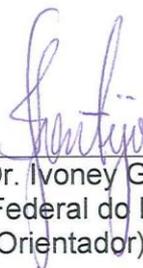
---

Prof. Dr. Gerson Rodrigues dos Santos  
Universidade Federal de Viçosa



---

Prof. Dr. Fábio Luiz Partelli  
Universidade Federal do Espírito Santo  
Co-orientador



---

Prof. Dr. Ivoney Gontijo  
Universidade Federal do Espírito Santo  
(Orientador)

Aos meus pais, Julimar Amorim da Silva e Riselha Dantas Santos Amorim, por tudo que me ensinaram e pelo orgulho que tenho em tê-los como exemplo de vida, trabalho e honestidade. Aos meus avós, em especial Aldair Amorim da Silva (*in memoriam*), pela sabedoria que me foi passada ao longo dos tempos. Aos familiares que contribuíram para que eu me tornasse quem sou hoje. E à minha namorada pela paciência e dedicação.

**DEDICO**

## **Agradecimentos**

À Universidade Federal do Espírito Santo – UFES e ao Centro Universitário Norte do Espírito Santo – CEUNES, pela oportunidade concedida para a realização do mestrado.

À Fundação de Amparo e Pesquisa do Espírito Santo – FAPES pela concessão da bolsa de estudos.

Ao meu irmão, Heitor Dantas Amorim e demais amigos, pela constante amizade e apoio.

Ao meu professor e orientador Dr. Ivoney Gontijo, pelos ensinamentos, amizade e oportunidades.

Aos professores e funcionários do CEUNES, especialmente os do Laboratório de Análises Agronômicas de Solo e Plantas – LAGRO e do Laboratório de Física do solo, por todo auxílio para realização das análises.

Aos alunos de graduação e amigos, Eduardo de Oliveira, Lucas Nicole e Denis de Azevedo, pela ajuda na coleta de dados e realização de análises.

Ao produtor Elizeu Bonomo, e seus filhos Ítalo Bonomo e Sávio Bonomo, por disponibilizar a área para o experimento bem como auxiliar em todo processo de coleta dos dados.

*O senhor é meu pastor; nada me faltará.  
Deitar-me faz em pastos verdejantes;  
Levai-me mansamente a águas tranquilas;  
Ainda que eu ande pelo vale da sombra da morte, não temerei mal algum,  
porque tu estás comigo.....*

**SALMO 23**

## SUMÁRIO

1.INTRODUÇÃO GERAL.....	1
2.CAPÍTULOS.....	5
2.1.VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DE ACIDEZ DO SOLO SOB ZONAS DE MANEJO DIFERENCIADO DE CALAGEM PARA UMA LAVOURA DE PIMENTA-DO-REINO.....	6
RESUMO.....	6
ABSTRACT.....	7
INTRODUÇÃO.....	7
MATERIAL E MÉTODOS.....	8
RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	12
CONCLUSÕES.....	23
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	23
2.2.CORRELAÇÃO E VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO E PRODUTIVIDADE DE PIMENTA-DO-REINO.....	26
RESUMO.....	26
ABSTRACT.....	27
INTRODUÇÃO.....	27
MATERIAL E MÉTODOS.....	28
RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	32
CONCLUSÕES.....	41

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	42
2.3.CORRELAÇÃO LINEAR E VARIABILIDADE ESPACIAL DA RESISTÊNCIA DO SOLO À PENETRAÇÃO E PRODUTIVIDADE DE PRODUTIVIDADE DE PIMENTA-DO-REINO .....	45
RESUMO.....	45
ABSTRACT .....	46
INTRODUÇÃO .....	46
MATERIAL E MÉTODOS .....	47
RESULTADO E DISCUSSÃO .....	51
CONCLUSÕES .....	60
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	61
3.CONCLUSÕES GERAIS .....	64
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	66

## RESUMO

AMORIM, Diego Dantas; M. Sc.; Universidade Federal do Espírito Santo; Maio de 2012; **Variabilidade Espacial de Atributos Químicos e Físicos de um Latossolo Cultivado com Pimenta-do-reino no Norte do Espírito Santo**; Orientador: Ivoney Gontijo; Co-orientador: Fábio Luiz Partelli e Sidney Sara Zanetti.

O conhecimento da variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo pode ser uma ótima ferramenta para auxílio no manejo das culturas de importância agrônômica. A partir de mapas de isocores pode-se traçar estratégias de manejo, adubação e calagem, podendo propiciar à planta um melhor desenvolvimento e rendimento. O experimento foi conduzido em uma lavoura de pimenta-do-reino da variedade Bragantina, plantada no espaçamento 3,0 x 1,8 m (1852 plantas ha<sup>-1</sup>), sob Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, localizada no município de São Mateus - ES. As análises de solo foram realizadas no Laboratório de Solos e Análise Foliar (LAGRO) e no Laboratório de Física do solo situados no Centro Universitário Norte do Espírito Santo da Universidade Federal do Espírito Santo (CEUNES-UFES). Instalou-se uma malha retangular de 100 x 120 m (12.000 m<sup>2</sup>) com 126 pontos georreferenciados com distâncias mínimas de 5 x 5 m, a malha amostral apresenta declividade variando de 3 a 10%. Em cada ponto amostral foram coletadas amostras de solo para análise química do solo onde foi determinado valores de pH, H+Al, Al<sup>3+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, SB, V, t, T e m. Para cada ponto de amostragem coletou-se ainda uma amostra indeformada na profundidade de 0,00-0,20 m para a determinação da densidade do solo (Ds), volume total de poros (VTP), macroporos (Macro) e microporos (Micro). O estudo da resistência do solo à penetração (Rp<sub>1</sub> e Rp<sub>2</sub>) foi realizado em cada ponto amostral, com sua respectiva umidade volumétrica (U<sub>1</sub> e U<sub>2</sub>) do solo nas camadas de 0,00-0,20 e 0,020-0,40 m. Uma calagem foi realizada na área estudada, de acordo com mapa de Necessidade de Calagem (NC), a taxa diferenciada para a avaliação da influência da necessidade de calagem nos atributos químicos do solo. Objetivou-se descrever a variabilidade espacial de atributos químicos e físicos de uma lavoura de pimenta-do-reino sob Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico. Verificou-se dependência espacial moderada para as variáveis Macroporos, Microporos, densidade do solo, umidade nas duas camadas; forte para volume total de poros e resistência ao penetrômetro na camada de 0,00-0,20, se apresentando fraca para a mesma na camada de 0,20-0,40. Tais variáveis apresentaram alcances de 29,1, 33,81, 39,22, 99,59, 22,33, 25,44, 10,38 e 23,31 m para os atributos físicos, respectivamente. Evidenciou-se correlação espacial negativa entre a produtividade e a Ds. Com a calagem diferenciada, conseguiu-se distribuir melhor o calcário na área segundo a NC para cada zona de manejo.

Palavras-chave: Zona de manejo diferenciada, geoestatística, krigagem, correlação espacial, *Piper nigrum* L.

## ABSTRACT

Knowledge of the spatial variability of chemical and physical properties of soil, can be a great tool to aid in the management of crops of agronomic importance. From Contour maps showed we can strategize management, fertilizatilizing and liming, the plant may provide a better growth and yield. The experiment was conducted in a field of black pepper variety Bragantina, planted at 3.0 x 1.8 m spacing (1852 plants ha<sup>-1</sup>), in Latossolo Vermelho-Amarelo distroférico, located in City of São Mateus - ES. The soil analysis will be performed at the Laboratory of Soil and Foliar Analysis and the Soil Physics Laboratory at the Centro Universitário Norte do Espírito Santo, Universidade Federal do Espírito Santo (CEUNES-UFES). Installed a rectangular grid of 100 x 120 m (12.000 m<sup>2</sup>) with 126 georeferenced points, apart from each other at distances of 5 x 5 m, 10 x 10 m and 20 x 20 m with geo minimum distance of 5 x 5 m, the sampling grid has slope ranging from 3 to 10%. At each sampling point were collected soil samples for chemical analysis of soil chemical analysis shall consist of pH values, H + Al, Al<sup>3+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, SB, V, T, and T m. For each sampling point was collected sample has a depth in the 0.10-0.20 deformed for the determination of bulk density, total pore volume, macropores and micropores. Study was conducted on the resistance to penetration was performed on each sample point, with their respective water content in the soil layers from 0.00-0.20 and 0.020-0.40 m. A liming was made in the study area, according to the statement of need for liming, the fees for the evaluation of the influence of lime requirement on soil chemical properties. The objective was to describe the spatial variability of chemical and physical attributes of a field of black pepper kingdom under Latossolo vermelho-amarelo distrófico. There was moderate spatial dependence for variables macropores, Microproros, bulk density, soil moisture in two layers; strong for total porosity and soil resistance in the layer of 0.00 to 0.20, appearing weak to the same layer from 0.20 to 0.40. These variables had ranges of 29.1, 33.81, 39.22, 99.59, 22.33, 25.44, 10.38 and 23.31 m for the physical attributes, respectively. It was proven negative spatial correlation between productivity and Ds. With the different liming, we were able to better distribute the limestone in the area under the need liming for each management area.

Keywords: differentiated zone management, geostatistics, kriging, spatial correlation and pepper, *Piper nigrum* L.

## 1. INTRODUÇÃO GERAL

Dentre as especiarias, a pimenta-do-reino se destaca como de alta importância econômica sendo o Brasil um dos principais produtores ao lado de países como Índia, Indonésia e Vietnã, por exemplo. A produção nacional concentra-se principalmente nos estados do Pará e Espírito Santo, mas o cultivo é bem difundido em regiões que apresentam clima tropical, de latitude 20° N a 20° S, com limite de altitude de até 2400 m para um bom desenvolvimento da cultura (DIAS, 2006). O Estado do Espírito Santo destaca-se no cenário nacional, ocupando o segundo lugar no ranking nacional de produção desta especiaria, sendo responsável por 15% da produção nacional (IBGE, 2009). O cultivo capixaba do produto se concentra principalmente no município de São Mateus, região norte do estado, que representa 77,2% da produção estadual (SECUNDINO, 2007).

A utilização de especiarias pelo homem vem de tempos bem remotos, a pimenta-do-reino destaca-se, sendo utilizada mundialmente como tempero e condimento, assim existe uma maior atenção do comércio de importação e exportação pelos diferentes países consumidores do mundo. Entretanto o comércio de especiarias é considerado instável por haver uma grande variação de seus preços no mercado, causado pelas oscilações de produções principalmente o que

acarreta na falta ou em grande disponibilidade do produto (DIAS, 2006). De acordo com Secundino (2007), até o momento do levantamento a cultura ocupava cerca de 2619 ha alcançando uma produtividade  $3638 \text{ kg ha}^{-1}$ , uma estimativa futura seria que para o ano 2025 a cultura ocuparia 4000 ha com produtividade de  $6500 \text{ kg ha}^{-1}$ , mas para alcançar tais números é necessário investir em novas tecnologias e manejo da cultura.

As pesquisas relacionadas a atributos químicos e físicos do solo são escassas para a referida cultura, sendo que existem pesquisas realizadas para o estado do Pará, devido a cultura ser de grande importância para o estado, onde se faz presente a uma unidade da Empresa Brasileira de Agropecuária – EMBRABA, intitulada Embrapa Médio Oriente, onde há uma concentração de pesquisadores que realizam diversas pesquisas relacionadas a pimenta-do-reino. Para o estado do Espírito Santo o Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural – INCAPER dispõe de um polo de pesquisas, situado no município de Linhares, onde são realizados estudos e pesquisas das principais culturas utilizadas na região Norte do Espírito Santo, onde a pimenta-do-reino se encontra entre elas. Com a chegada do Centro Universitário Norte do Espírito Santo da Universidade Federal do Espírito Santo – CEUNES/UFES, há uma expectativa de que haja mais investimentos em pesquisas para a cultura, que necessita de estudos para solos da região, que apresentam comportamento diferente dos solos situados no estado do Pará.

O cultivo de pimenta-do-reino já é considerado tradicional, e ao longo do tempo vem sofrendo modificações devido a novas informações trazidas por técnicos especializados no manejo da cultura. Contudo não se sabe exatamente até que ponto o manejo está sendo favorável ao desenvolvimento da cultura, refletindo assim na produtividade da cultura. A análise do solo, tanto para determinar a adubação necessária como para informar a necessidade de correção de acidez do solo, e o preparo correto da área, que garante que o solo atenda as exigências da cultura para que suas raízes desenvolvam sem impedimentos mecânicos, se fazem etapas importantes onde há necessidade de pesquisas para os tipos de solos diferentes encontrados no estado do Espírito Santo (DIAS, 2006).

A acidez do solo promove modificações nas características químicas do solo pela remoção dos cátions básicos ( $\text{K}^+$ ,  $\text{Ca}^{2+}$  e  $\text{Mg}^{2+}$ ) da capacidade de troca de cátions (CTC) do solo pela ocupação dessas cargas negativas por elementos que

representam a acidez potencial ( $H+Al$ ), como o aumento da concentração de elementos tóxicos ( $Al^{3+}$ ) para as plantas, limitando a absorção e disponibilidade de nutrientes no solo, causando prejuízos como o baixo rendimento produtivo das culturas (PREZOTTI et al., 2007; JUSTINA et al., 2010). A metodologia convencional de calagem pré-estabelece uma amostragem de solo onde se deve dividir a área em talhões homogêneos, mas visualmente não se pode afirmar onde começa um talhão e onde termina, somente uma caracterização mais detalhada pode nos auxiliar nessa tarefa. A Geoestatística pode auxiliar na identificação de zonas de manejo diferenciado, fazendo com que sejam aplicadas as doses corretas, e não uma média do total da área, que pode apresentar necessidades diferentes.

O desenvolvimento radicular pode ser afetado pelos atributos físicos do solo (SILVA et al., 2006), influenciando no rendimento final da cultura em questão. A caracterização e quantificação de atributos físicos como o sistema de poros do solo representado pela volume total de poros (VTP) é de grande importância para adoção do tipo de manejo mais adequado, visto que esse sistema está condicionado à dinâmica do armazenamento e do movimento de solutos e de circulação de gases em seu interior, o que se apresenta essencial aos processos bioquímicos das plantas, inclusive aqueles relacionados com a produtividade vegetal (EPSTEIN & BLOOM, 2006), assim como a densidade do solo e a resistência que o solo tem ao penetrômetro. Todos esses atributos fazem referência à compactação e ao adensamento do solo, e a cultura da pimenta-do-reino é afetada quando é cultivada em solos compactados ou adensados. A resistência do solo ao penetrômetro é um dos atributos mais utilizados para se avaliar a compactação do solo por apresentar boa correlação com o crescimento radicular (ROQUE et al., 2008) e por ser mais eficiente na identificação de estados de compactação comparada à densidade do solo (SILVA, 2003). Segundo Silva et al. (1994), valores superiores a 2 MPa são considerados limitantes para o desenvolvimento radicular das principais culturas e tal limite separa um solo compactado de um solo com condições ideais para o desenvolvimento de uma cultura.

Um diagnóstico qualitativo da distribuição espacial de atributos do solo como a resistência à penetração e teor de umidade do solo ganha importância não só para auxiliar a verificação da qualidade do manejo utilizado, mas também para auxiliar o estabelecimento de limites de compactação que não afetem o desenvolvimento radicular das plantas.

O presente trabalho teve como principal objetivo descrever a variabilidade espacial de atributos químicos e físicos de uma lavoura de pimenta-do-reino cultivada em Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico. E também teve como objetivos específicos:

1. descrever a variabilidade espacial da acidez do solo sob influência de calagem em zona de manejo diferenciado, assim como sua influência na disponibilidade de  $\text{Ca}^{2+}$  e  $\text{Mg}^{2+}$ , na elevação da saturação por bases (SB) prevista pela necessidade de calagem;
2. descrever a variabilidade espacial do volume total de poros, macroporos, microporos e densidade do solo, bem como determinar a correlação linear e espacial entre os atributos físicos do solo estudados e as variáveis produtividade da pimenta-do-reino e cota do terreno;
3. descrever a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e teor de água no solo para atender as exigências para o desenvolvimento de uma lavoura de pimenta-do-reino (*Piper nigrum* L.) no município de São Mateus (ES), bem como determinar a correlação linear e espacial entre os atributos físicos do solo estudados e as variáveis, produtividade da pimenta-do-reino e cota do terreno.

## **2. CAPÍTULOS**

## 2.1. VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DE ACIDEZ DO SOLO SOB ZONAS DE MANEJO DIFERENCIADO DE CALAGEM PARA UMA LAVOURA DE PIMENTA-DO-REINO

### RESUMO

Para solos arenosos, com baixa capacidade de troca de cátions, como são os tabuleiros costeiros presentes em sua grande maioria nos solos do estado do Espírito Santo, a calagem se torna uma das principais preocupações devido a elevação do pH, reduzindo assim os níveis de  $\text{Ca}^{2+}$  e  $\text{Mg}^{2+}$ , sendo necessário adubação complementar para suprir uma possível deficiência desses atributos. Então se torna imprescindível que a necessidade de calagem seja calculada corretamente. Objetivou-se descrever a variabilidade espacial da acidez do solo sob influência de calagem em zona de manejo diferenciado, assim como sua influência na disponibilidade de  $\text{Ca}^{2+}$  e  $\text{Mg}^{2+}$ , na elevação da saturação por bases prevista pela necessidade de calagem. Foi instalada uma malha retangular de 100 x 120 m (12.000 m<sup>2</sup>) com 126 pontos georreferenciados, apresentando distância mínima de 5 x 5 m. A partir de um mapa de necessidade de calagem, foram estabelecidas zonas de manejo diferenciadas, assim a quantidade de calcário foi calculada por planta onde 150 g planta<sup>-1</sup> corresponde a 278 kg ha<sup>-1</sup>, 220 g planta<sup>-1</sup> a 407 kg ha<sup>-1</sup>, 340 g planta<sup>-1</sup> a 630 kg ha<sup>-1</sup> e 400 g planta<sup>-1</sup> a 741 kg ha<sup>-1</sup>, e aplicada. Não foi evidenciada diminuição na quantidade de calcário quando se comparou os mapas de isocores antes e depois da calagem à taxa diferenciada, mas houve uma melhora na elevação da saturação de bases e na manutenção do pH a níveis médios. Tal fato indica uma melhor distribuição do calcário para a área em estudo.

Palavras-chave: *Piper nigrum* L., acidez do solo, geoestatística, taxas diferenciadas de calagem.

## ABSTRACT

For sandy soils with low capacity cation exchange, as are the coastal plains present mostly in the soils of the state of Espírito Santo, the setting becomes a major concern due to high pH values, thus reducing the levels of  $\text{Ca}^{2+}$  and  $\text{Mg}^{2+}$ , and additional fertilizers needed to meet a possible deficiency of these attributes. So it is essential that the lime requirement is calculated correctly. The objective was to describe the spatial variability of soil acidity under the influence of liming on different management zone, as well as its influence on the availability of  $\text{Ca}^{2+}$  and  $\text{Mg}^{2+}$ , the increase in base saturation provided by the need for liming. It was installed a mesh of 100 x 120 square meters (12,000 m<sup>2</sup>) with 126 georeferenced points, with minimum 5 x 5 m. From a map of lime requirement, management zones were established differentiated, so the amount of lime was calculated per plant where 150 g plant<sup>-1</sup> corresponds to 278 kg ha<sup>-1</sup>, 220 g plant<sup>-1</sup> at 407 kg ha<sup>-1</sup>, 340 g plant<sup>-1</sup> at 630 kg ha<sup>-1</sup> and 400 g plant<sup>-1</sup> at 741 kg ha<sup>-1</sup>, and applied. There was no significant decrease in the amount of lime when comparing the Contour maps showed before and after liming differentiated rate, but an improvement in high saturation of bases and maintaining the pH at medium levels. This fact indicates a better distribution of limestone for the study area.

Keywords: *Piper nigrum* L., liming, soil acidity, geostatistics, differential rates of liming.

## INTRODUÇÃO

A acidez do solo promove modificações nas características químicas do solo pela remoção dos cátions básicos ( $\text{K}^+$ ,  $\text{Ca}^{2+}$  e  $\text{Mg}^{2+}$ ) da capacidade de troca de cátions (CTC) do solo pela ocupação dessas cargas negativas por elementos que representam a acidez potencial (H+Al), como o aumento da concentração de elementos tóxicos ( $\text{Al}^{3+}$ ) para as plantas limitando a adsorção e disponibilidade de nutrientes no solo, causando prejuízos como o baixo rendimento produtivo das culturas (PREZOTTI et al., 2007; JUSTINA et al., 2010).

A calagem é considerada uma etapa determinante para o desenvolvimento ideal de uma cultura. A necessidade de calagem (NC), que pelo método da saturação de bases é considerada a relação existente no solo entre o pH e a saturação por bases (V), corrigindo a acidez do solo até certo pH relacionado a atingir uma saturação de bases ideal para certa cultura (RIBEIRO et al., 1999).

A metodologia convencional de calagem pré-estabelece uma amostragem de solo onde se deve dividir a área em talhões homogêneos, mas visualmente não se pode afirmar onde começa um talhão e onde termina, somente uma caracterização mais detalhada pode nos auxiliar nessa tarefa. Recomenda-se ainda que a amostragem de solo seja feita em zig-zag coletando-se 20 amostras no mínimo e que cada talhão não ultrapasse 10 ha (PREZOTTI et al., 2007). A Geoestatística pode ser utilizada para separar áreas que apresentam comportamento similar, ou

zonas de manejo diferenciado, podendo otimizar a utilização de calcário, tendo como principal influência um maior equilíbrio na fertilidade do solo.

O Estado do Espírito Santo ocupa o segundo lugar no ranking nacional de produção de pimenta-do-reino, representando 15% da produção nacional, onde o município de São Mateus se destaca como principal produtor, representando 77,2% da produção estadual (SECUNDINO, 2007). No entanto, são necessárias mais pesquisas que possam descrever atributos químicos e físicos do solo para que haja um melhor entendimento o comportamento da pimenta-do-reino em relação às condições diferentes de acidez do solo, tendo-se como preceito que a acidez pode modificar os atributos físico-químicos do solo.

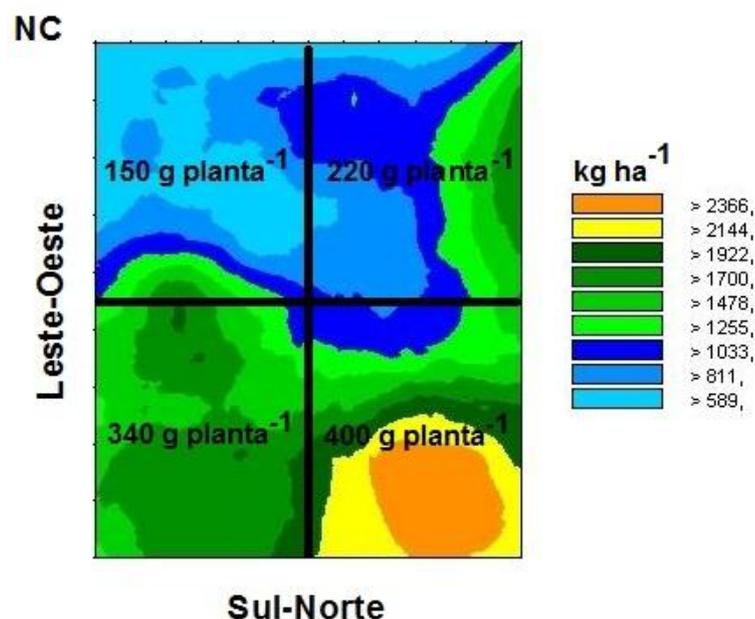
O objetivo do trabalho foi descrever a variabilidade espacial da acidez do solo sob influência de calagem em zona de manejo diferenciado, assim como sua influência na disponibilidade de  $\text{Ca}^{2+}$  e  $\text{Mg}^{2+}$ , na elevação da saturação por bases (V) prevista pela NC.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

O experimento foi realizado em uma lavoura de pimenta-do-reino (*Piper nigrum* L.) da variedade Bragantina implantada há 5 anos, sob espaçamento de 3,0 x 1,8 m (1.852 plantas  $\text{ha}^{-1}$ ), em regime de irrigação por microaspersão, localizada a 18°42' de latitude Sul e 39° 51' de longitude Oeste no município de São Mateus, Norte do Estado do Espírito Santo. A área apresenta 3 a 10% de declividade e altitude de 30 m. O clima do município de São Mateus é Aw, segundo classificação de Köppen, caracterizado por clima tropical úmido, com inverno seco e chuvas máximas no verão. A precipitação média anual é de 1.200 mm, concentrada entre os meses de novembro e janeiro. A temperatura média anual é de 23°C, e as médias máximas e mínimas são de 29°C e 18°C, respectivamente (NÓBREGA et al., 2008). O solo é um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, textura média, com teores de argila, silte e areia, de 344, 113 e 543  $\text{g kg}^{-1}$  respectivamente, conforme classificação apresentada pela Embrapa (2006).

Para a implantação da lavoura, foi realizada a correção do solo com a aplicação de 2.000  $\text{kg ha}^{-1}$  de calcário dolomítico. No mesmo ano realizou-se o plantio, onde para cada metro de sulco foi aplicado 5 kg de uma mistura curtida nas proporções de 3:2 de palha de café com esterco de galinha, além de 300 g de superfosfato simples. Na formação da lavoura, no primeiro ano após o plantio foram

realizadas adubações mensais do formulado 25-00-25 com doses crescentes de 20 g planta<sup>-1</sup> até o limite de 50 g planta<sup>-1</sup>. As adubações anuais de produção, a partir do segundo ano após o plantio, foram parceladas em quatro aplicações do formulado 25-00-25, conforme recomendações técnicas (PREZOTTI et al., 2007) baseadas em análises de solo. No ano de 2009, após 1 da realização da calagem, foi realizada amostragem para descrever a variabilidade espacial da acidez do solo, o que permitiu calcular e descrever a variabilidade espacial da necessidade de calagem (NC) expressa na figura 1, que foi calculada pelo método da saturação de bases segundo recomenda Prezotti et al. (2007). O comportamento da NC em relação aos sentidos Oeste-Leste e Sul-Norte permitiu que fossem diferenciadas 4 zonas de manejo, onde foi possível realizar um cálculo médio da quantidade de calcário a ser utilizado (QC) para cada zona de manejo e realizar a calagem à taxas diferenciadas de acordo com a figura 1. A calagem foi realizada na projeção da copa de todas as plantas de cada zona de manejo, assim a QC foi calculada por planta onde 150 g planta<sup>-1</sup> corresponde a 278 kg ha<sup>-1</sup>, 220 g planta<sup>-1</sup> a 407 kg ha<sup>-1</sup>, 340 g planta<sup>-1</sup> a 630 kg ha<sup>-1</sup> e 400 g planta<sup>-1</sup> a 741 kg ha<sup>-1</sup>.

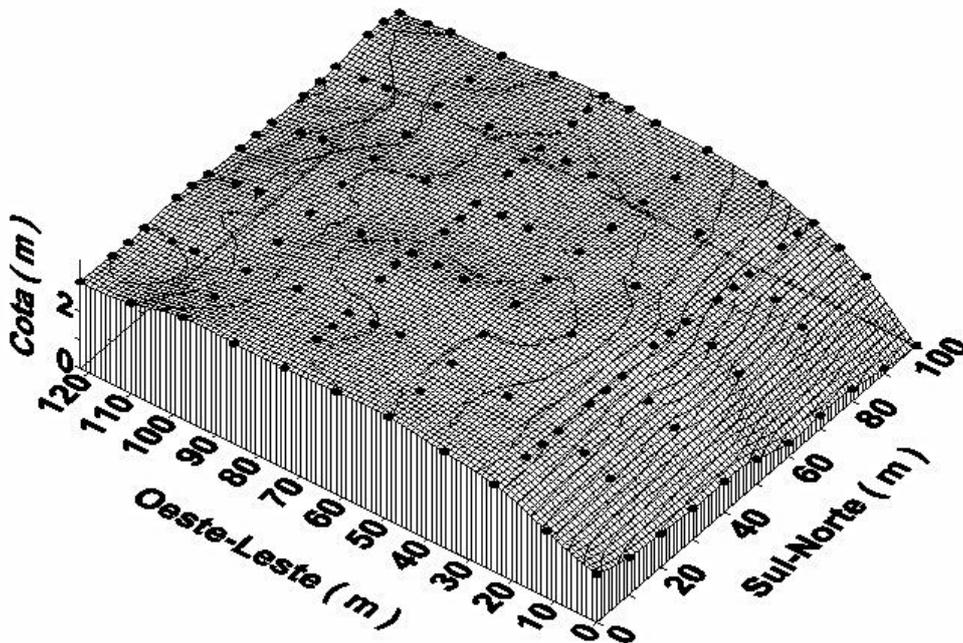


**FIGURA 1** – Mapa de isocores da Necessidade de calagem (NC) realizado no ano de 2009 com as zonas de manejo diferenciado com as respectivas quantidades de calcário a ser utilizado (QC).

As análises de solo foram realizadas no Laboratório de Análises Agronômicas de Solo e Planta (LAGRO) do Centro Universitário Norte do Espírito Santo da Universidade Federal do Espírito Santo (CEUNES/UFES). Foi instalada uma malha

retangular de 100 x 120 m (12.000 m<sup>2</sup>) com 126 pontos georreferenciados, com distância mínima de 5 x 5 m (Figura 2). Para georreferenciamento da área, foi utilizado um par de receptores GPS TechGeo<sup>®</sup>, modelo GTR G<sup>2</sup> geodésico. Os dados após serem processados pela Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo (RBMC) do IBGE, apresentaram precisão de 10 mm + 1 ppm.

Os atributos do solo obtidos em cada ponto amostral foram: pH em H<sub>2</sub>O (pH), cálcio trocável (Ca<sup>2+</sup>), magnésio trocável (Mg<sup>2+</sup>), acidez trocável (Al<sup>3+</sup>), soma de bases (SB), acidez potencial (H+Al), capacidade efetiva de troca de cátions (t), capacidade de troca de cátions a pH 7 (T), saturação por alumínio (m), saturação por bases (V) e matéria orgânica (MO) na camada de 0,00 a 0,20 m para os anos de 2009 e 2011 (EMBRAPA, 1997). Foi realizada a colheita para estimativa da produção de 2011, pois no ano de 2009 a lavoura ainda se encontrava em formação. Para a avaliação da produtividade, coletou-se toda produção da planta referente ao ponto amostral e das suas plantas vizinhas (planta da direita e esquerda), onde foi obtida uma média para o ponto amostral obtendo-se uma média para o ponto. Com os valores calculou-se a produtividade em relação a 1.852 plantas ha<sup>-1</sup>.



**FIGURA 1** – Modelo de elevação digital da área estudada com os respectivos locais de amostragem.

Para analisar se houve ou não a presença de pontos candidatos a valores discrepantes “*outliers*” entre os dados das variáveis estudadas, foi feita análise do ordenamento dos valores de acordo com quartil inferior e superior dos mesmos de

acordo com HOAGLIN et al. (1983) com modificações. A partir de tais valores calculou-se o desvio interquartilico (DQ) e se estabeleceu os limites inferiores (Li) e superiores (Ls), referentes a 1,5 DQ para cima (Ls) em relação ao  $Q_{75\%}$  e 1,5 DQ para baixo (Li) em relação ao  $Q_{25\%}$ . Observações que apresentaram afastamento superior a 1,5 DQ, para cima ou para baixo, são consideradas atípicas, ou possíveis “outliers” (KERRY & OLIVER, 2007). Após determinar os valores discrepantes, realizou-se um estudo dos mesmos em relação aos pontos vizinhos. Quando foram observados pontos discrepantes em relação à vizinhança procedeu-se a retirada dos dados para a realização das análises descritiva e análise de dependência espacial com o novo conjunto de dados sem a presença de “outliers”. A normalidade dos dados foi verificada utilizando o teste de Shapiro-Wilk (1965) a 5% de probabilidade. Para cada atributo avaliado, efetuou-se a análise descritiva, em que foram calculados a média, mediana, valores mínimos e máximos, desvio padrão, coeficiente de variação, curtose, assimetria e coeficiente de variação. O estudo da correlação entre os atributos foi realizado utilizando o valor de p de Pearson a 5% de significância. Para tais análises foi utilizado o software estatístico Action v. 2.3 (ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM, 2012).

Os resultados foram submetidos à análise Geoestatística, visando definir o modelo de variabilidade espacial das variáveis envolvidas nesse estudo, obtendo-se assim os semivariogramas e posteriormente mapeamento dos atributos. A análise da dependência espacial foi realizada utilizando ferramentas geoestatísticas, com auxílio do software GS+ (ROBERTSON, 1998), que foi utilizado para obtenção dos semivariogramas e dos mapas de isocores dos atributos estudados que foram confeccionados pelo software *Suffer 8.0*. Os dados foram interpolados por meio da técnica da krigagem, a qual utiliza os parâmetros do semivariograma. Para a obtenção do melhor ajuste dos modelos matemáticos aos semivariogramas foi utilizado o método de validação cruzada, o menor valor da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e o maior coeficiente de determinação ( $R^2$ ) do ajuste dos modelos teóricos aos variograma experimentais, nesta ordem de importância. A validação cruzada é uma ferramenta utilizada para avaliar modelos alternativos de semivariogramas simples e cruzados, que serviram de base para a realização da krigagem. Na avaliação da validação cruzada, cada ponto contido dentro do domínio espacial é retirado, sendo seu valor estimado. Dessa forma, pôde-se construir um gráfico de valores estimados *versus* observados, para todos os pontos. A eficiência

do ajuste pôde ser observada pelo coeficiente de correlação ( $r$ ) entre tais valores que expressa a precisão do semivariograma na interpolação dos dados, e pela equação de regressão linear em questão e seu erro padrão (SE) (ROBERTSON, 1998). Foi calculado o índice de dependência espacial (IDE), que é a proporção em percentagem do efeito pepita ( $Co$ ) em relação ao patamar ( $Co+C$ ), dada pela equação  $IDE=(Co/Co+C)100$  que, de acordo com Cambardella et al. (1994), apresenta a seguinte proporção: (a) dependência forte  $< 25\%$ ; (b) dependência moderada de  $25\%$  a  $75\%$  e (c) dependência fraca  $> 75\%$ .

A análise geoestatística foi utilizada para verificar a dependência espacial das variáveis, segundo Vieira (2000). Foram confeccionados semivariogramas, os quais foram considerados os modelos: esférico, exponencial, linear e gaussiano, partindo das pressuposições de estacionaridade da hipótese intrínseca e do cálculo da semivariância, estimada conforme equação 1:

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

em que  $N(h)$  é o número de pares experimentais de observações  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i + h)$ , separados por uma distância  $h$ . O semivariograma é representado pelo gráfico  $\gamma^*(h)$  versus  $h$ .

Os parâmetros do semivariograma, efeito pepita ( $Co$ ); patamar ( $Co + C$ ) e alcance ( $A$ ) foram obtidos através do ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de  $\gamma^*(h)$ .

Os mapas de isocores depois de confeccionados, foram submetidos a análise pelo software ArcGIS 9 ArcMap™ Version 9.3, para determinação da área das classes presentes no mapa. Com a finalidade de facilitar o estudo, a área foi representada em percentagem.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na tabela 1 é apresentada a estatística descritiva e o teste de normalidade. A mesma também faz referência ao novo conjunto de dados para cada variável estudada, onde foram retirados os “*outliers*”, sendo considerados assim um novo conjunto de dados. Valores discrepantes “*outliers*” influenciam negativamente o

processo de interpolação mediante a krigagem, o que revela uma distribuição espacial que não é real (CRESSIE, 1993).

A hipótese de distribuição normal dos dados testada pelo teste de Shapiro-Wilk, onde na tabela 1 estão presentes os valores de p para as variáveis em estudo. Não foi verificada normalidade para as variáveis  $Mg^{2+}$ ,  $Al^{3+}$ , H+Al, Mo, T e m no ano de 2009 e  $Mg^{2+}$ ,  $Al^{3+}$ , H+Al, Mo, t, m e produtividade para o ano de 2011, o que poderia ser evidenciado também pelo coeficiente de assimetria das mesmas que apresentaram valores maiores do que 1, sendo classificados como assimetria positiva forte. Para o ano de 2009 as variáveis pH,  $Ca^{2+}$ , t, V e SB e para o ano de 2011 as variáveis pH,  $Ca^{2+}$ ,  $Mg^{2+}$ , Mo, T, V, SB e produtividade apresentaram coeficiente de assimetria próximos de 0, considerando o erro padrão do coeficiente de assimetria. Classificou-se assim as variáveis como simétricas (Tabela 1).

Pôde-se classificar para 2009 a T como assimetria moderada negativa e  $Mg^{2+}$  como assimetria moderada positiva assim como também para as variáveis H+Al e t para o ano de 2011 (Tabela1). Lima et al. (2010) estudando também pimenta-do-reino variedade bragantina sob Latossolo Vermelho-Amarelo distroférrico, encontrou resultados diferentes para normalidade dos dados, utilizando o teste de Komolgorov-Smirnov, as variáveis pH,  $Al^{3+}$ , V, H+Al e produtividade apresentaram distribuição normal, e as variáveis  $Ca^{2+}$ ,  $Mg^{2+}$ , SB e t apresentaram distribuição não-normal.

O coeficiente de curtose representa o grau de achatamento de uma distribuição em relação a uma distribuição normal, para valores próximos a 0 classifica-se como curva normal mesocúrtica, para valores maiores que 0 até 1 como platicúrtica e menor do que 0 como leptocúrtica. Para as variáveis pH, MO, T, t, SB para o ano de 2009 e pH,  $Ca^{2+}$ , H+Al, MO, T, t, V e SB, considerando o erro padrão do coeficiente de curtose, classificou-se como curva normal mesocúrtica, ou seja bem próxima da curva normal. Para  $Ca^{2+}$ ,  $Mg^{2+}$ ,  $Al^{3+}$ , H+Al e m para o ano de 2009 e  $Al^{3+}$  e m para 2011 classificou-se como platicúrtica a curva de distribuição normal, já para V para o ano de 2009,  $Mg^{2+}$  e produtividade para o ano 2011, como leptocúrtica (Tabela 1).

Informações dos coeficientes de assimetria e curtose, ou seja, distribuição simétrica e curva mesocúrtica, não são obrigatórias para a confecção de semivariogramas curva mesocúrtica, não são obrigatórias para a confecção

**TABELA 1** - Estatística descritiva e teste de normalidade para as variáveis de acidez do solo para os anos de 2009 e 2011, e a produtividade de grãos verdes para o ano de 2011.

Atributos	Ano	n	Media	Md	At.	Min.	Max	Q <sub>25%</sub>	Q <sub>75%</sub>	Cs	Ck	S	CV	Valor de p <sup>(6)</sup>
pH <sup>(1)</sup>	2009	120	5	5,05	2,7	3,7	6,4	4,7	5,4	-0,26	-0,23	0,5	10	10*
	2011	124	5,3	5,2	2,5	4,1	6,6	5	5,6	0,07	-0,03	0,5	9,4	49*
Ca <sup>2+(2)</sup>	2009	122	2,6	2,5	4,9	0,4	5,3	2,1	3,2	0,33	0,57	0,9	34,6	12*
	2011	121	3,3	3,2	4,7	1,3	6	2,5	4	0,38	-0,23	1,1	33,1	7*
Mg <sup>2+(2)</sup>	2009	122	0,78	0,79	1,1	0,4	1,5	0,65	0,89	0,68	0,6	0,2	25,6	0,5
	2011	122	0,7	0,7	0,9	0,3	1,2	0,6	0,8	0,16	-0,45	0,2	28,6	0,1
Al <sup>3+(2)</sup>	2009	124	0,2	0,1	0,5	0	0,5	0,1	0,2	1,1	0,55	0,1	50	0,1
	2011	125	0,22	0,1	0,9	0,1	1	0,1	0,3	2,06	4,1	0,2	90,1	0,1
H+Al <sup>(2)</sup>	2009	126	3,7	3,6	5,61	0,83	6,44	2,8	4,6	0,11	-0,66	1,2	32,4	22*
	2011	125	3,2	3,1	5,2	1,2	6,4	2,6	3,8	0,58	0,43	1	31,2	2
MO <sup>(3)</sup>	2009	125	2,1	2	3,4	0,5	3,9	1,7	2,5	0,43	0,06	0,6	28,6	2
	2011	116	1,8	1,8	1,3	1,2	2,5	1,6	2	0,34	-0,39	0,3	16,6	0,1
t <sup>(2)</sup>	2009	124	4,3	4,2	5	2,1	7,1	3,7	5	0,37	0,24	1	23,3	21*
	2011	122	4,4	4,2	5,3	2,3	7,6	3,5	5	0,49	-0,07	1,1	25	3
T <sup>(2)</sup>	2009	119	7,82	7,8	5,3	4,6	9,9	7,1	8,7	-0,48	0,02	11,1	14	3
	2011	120	7,2	7,1	5,1	4,7	9,8	6,4	8	0,06	-0,48	1,1	15,3	26*
V <sup>(4)</sup>	2009	125	53,1	54,2	48	29,6	77,7	43,3	61	-0,04	-0,77	11,7	22	9*
	2011	125	55,7	56	58	28	86	47,8	65	-0,14	-0,36	12,3	22,1	47*
SB <sup>(2)</sup>	2009	123	4,1	4,09	5,1	1,8	6,9	3,5	4,8	0,18	0,14	1	24,4	55*
	2011	124	4,2	4,1	5,9	1,6	7,5	3,3	4,9	0,35	-0,1	1,3	31	16*
m <sup>(4)</sup>	2009	125	4,3	3	15,8	0	15,8	2,2	5,1	1,6	2,16	3,2	74,4	0,1
	2011	125	5,9	2,9	34,7	1,3	36	2,1	7,2	2,47	6,2	6,7	113	0,1
Prod. <sup>(5)</sup>	2011	125	5721	5885	6708	2428	9136	4671	6729	-0,31	-0,6	1373	23,6	3

n – número de amostras analisadas; Md – mediana; At – amplitude; Min. – mínimo; Max. – máximo; Q<sub>25%</sub> - quartil inferior; Q<sub>75%</sub> - quartil superior; Cs – coeficiente de assimetria; Ck – coeficiente de curtose; S – desvio-padrão; CV – coeficiente de variação; r – índice de correlação da validação cruzada; (1) em H<sub>2</sub>O(2) cmol dm<sup>-3</sup>; (3) dag kg<sup>-1</sup>; (4) %; (5) kg planta<sup>-1</sup>; (6) 10<sup>-2</sup> e (\*) distribuição normal a 5% de probabilidade para o teste de Shapiro – Wilk

de semivariogramas (CRESSIE, 1993), mas é importante seu conhecimento, podendo assim conhecer melhor o comportamento das variáveis em estudo para a eficiente confecção dos semivariogramas e interpolação dos dados (VIEIRA, 2000).

A normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, o que tem de ser evidenciado é se há a ocorrência do efeito proporcional (CAVALCANTE et al., 2007), garantindo que a média e a variabilidade dos dados sejam constantes na área de estudo, ou seja, ser verdadeira a hipótese de estacionaridade isotrópica para as variáveis – pré-requisito para a aplicação da geoestatística (GONTIJO et al., 2007).

O coeficiente de variação que é uma medida relativa da dispersão, que nos permite o grau de concentração em torno da média para variáveis diferentes, sob limites estabelecidos por Warrick & Nielsen (1980). Para o ano de 2009 todas as variáveis apresentaram variabilidade média, exceto para pH e saturação por alumínio (m) que apresentaram variabilidade baixa e alta, respectivamente (Tabela 1). Para o ano de 2011 todas as variáveis apresentaram uma variabilidade é média, exceto para pH que apresentaram uma variabilidade baixa, para  $Al^{3+}$  e m uma variabilidade alta. Os valores de amplitude, mínimo e máximo nos permitiu concluir que não houve erros de análise e digitação para as variáveis estudadas.

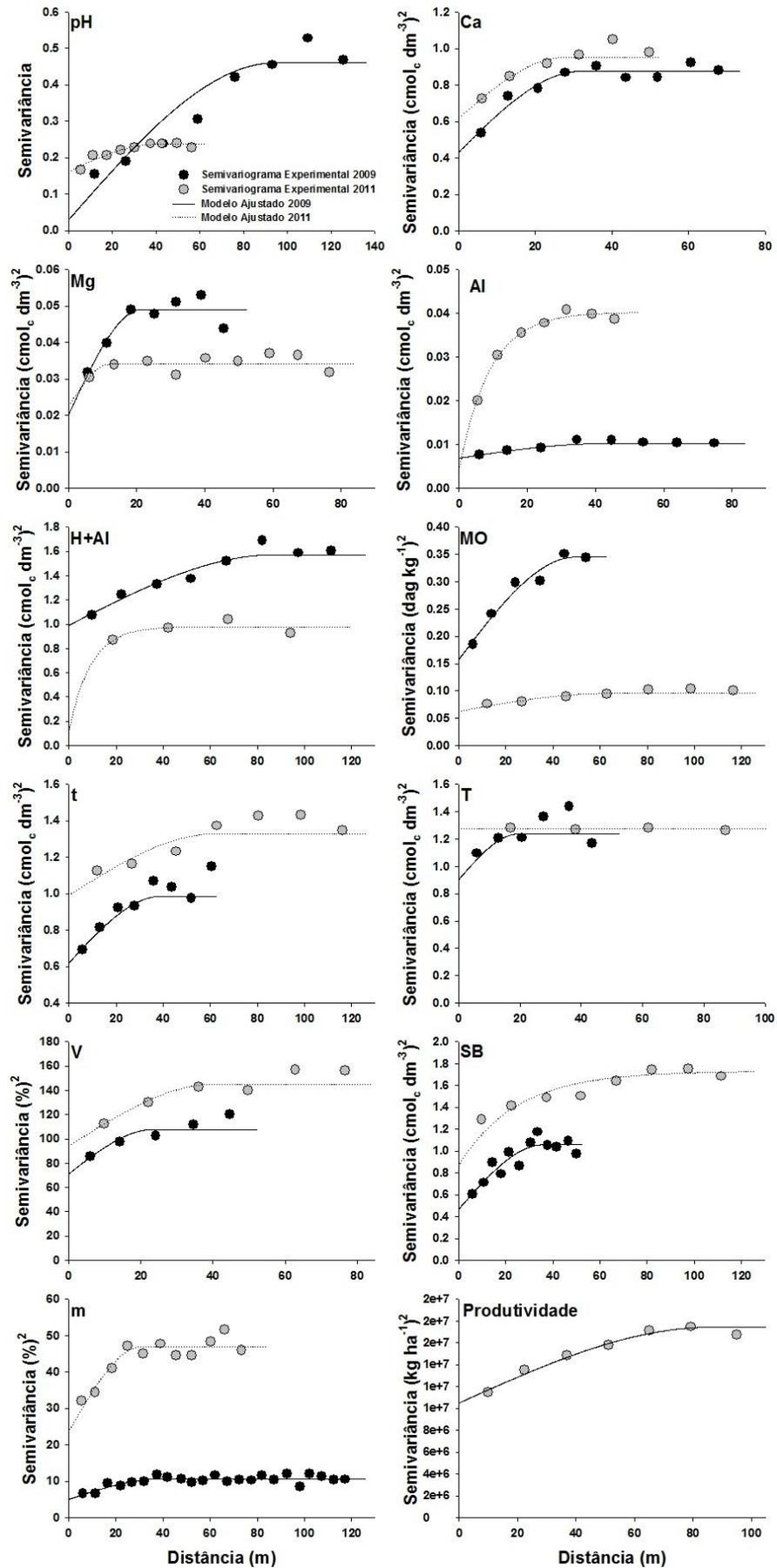
Os modelos ajustados para as variáveis (Figuras 3) são apresentados na tabela 2, assim como os parâmetros dos semivariogramas, os parâmetros de validação cruzada. O índice de correlação entre valores reais e interpolados, representa a confiabilidade do modelo escolhido, sendo quanto mais próximo de um mais confiável é o modelo. Considerando o erro padrão para o r, somente a variável  $Mg^{2+}$  para o ano de 2009 e, para o ano de 2011 pH;  $Mg^{2+}$ ; H+Al; MO; SB; produtividade; não apresentaram valores de r próximos a 1 mas a 0,9, e a variável T que apresentou ausência de dependência espacial para uma distância mínima de 5x5m nas condições do experimento, ajustando-se o modelo efeito pepita puro e apresentando um valor para r de 0. Este fato não permitiu realizar a krigagem e posteriormente a confecção do mapa de isocores para esta variável.

Para as variáveis amostradas em 2009 o melhor modelo ajustado foi o esférico, já para 2011 as variáveis pH, Ca, Mg, MO, t V, m e produtividade foram ajustadas com o modelo esférico. As demais variáveis ajustou-se o modelo exponencial, com exceção da variável T que apresentou efeito pepita puro. Efeito pepita puro significa ausência de dependência espacial para a distância adotada do

grid, ou seja, o alcance é menor que o espaçamento adotado entre as amostras (VIEIRA, 2000). Lima et al. (2010), ajustaram o modelo efeito pepita puro (Epp) para as variáveis Ca, Mg, SB, t e V; já para pH, H+Al e produtividade o modelo esférico e para  $Al^{3+}$  o modelo exponencial para um grid de amostragem de 780 m<sup>2</sup> que pode explicar a diferença entre os estudos. O modelo esférico e exponencial são os dois modelos mais utilizados por pesquisadores para descrever comportamento de atributos dos solos e das plantas (SALVIANO et al., 1998).

O alcance da dependência espacial representa o raio no qual as amostras são mais homogêneas, o que não acontece para amostras fora deste raio, assim define-se o limite de dependência espacial que é representado pelo valor do alcance encontrado para uma variável, garantindo a independência entre os pontos amostrais (GONTIJO et al., 2007). Os alcances para amostras realizadas no ano de 2009 que apresentaram como melhor modelo o esférico variaram de 19,5 a 94,3 m (Tabela 2). Já no ano de 2011 as variáveis que ajustaram-se ao modelo esférico (pH,  $Ca^{2+}$ ,  $Mg^{2+}$ , MO, t, V, m e produtividade), apresentaram uma variação de alcances de 12,1 a 69,0 m. Para as variáveis que se ajustaram com o modelo exponencial ( $Al^{3+}$ , H+Al e SB) o alcance variou de 27 a 73,8 m (Tabela 2). O efeito pepita (Co) que pode ser representado como variação não detectada pela escala de amostragem, e o patamar (Co+C) são apresentados na tabela 2, e sua relação denomina-se o índice de dependência espacial (IDE) proposto por Cambardella et al. (1994). Os valores para IDE são apresentados na tabela 2, sendo classificados como: para o ano de 2009 dependência espacial forte para o pH e moderada para as demais variáveis; e para o ano de 2011 dependência espacial forte para  $Al^{3+}$  e H+Al, moderada para as demais variáveis e ausência de dependência espacial para T. Os parâmetros SQR e R<sup>2</sup> foram utilizados para julgar o melhor modelo para as variáveis, assim como a validação cruzada.

O mapeamento dos atributos avaliados, por meio de mapas de isocores, foi realizado com base nos parâmetros da tabela 2, por meio de krigagem ordinária pontual utilizando um número de 16 vizinhos, que segundo Robertson (1998) é um número suficiente para realizar a interpolação dos dados e o alcance como raio geográfico onde os valores são homogêneos entre si. Os mapas de isocores dos



**FIGURA 3** – Semivariogramas ajustados e modelos experimentais para os atributos antes (2009) e após a calagem em zona de manejo diferenciada.

atributos são representados em relação às cotas, onde também são representados os pontos amostrais realizados (n) são apresentados nas figuras 4 e 5.

**TABELA 2** – Estimativas dos parâmetros dos modelos teóricos ajustados dos semivariograma para variáveis pH em H<sub>2</sub>O (pH), cálcio trocável (Ca<sup>2+</sup>), magnésio trocável (Mg<sup>2+</sup>), acidez trocável (Al<sup>3+</sup>), soma de bases (SB), acidez potencial (H+Al), capacidade efetiva de troca de cátions (t), capacidade de troca de cátions a pH 7 (T), saturação por alumínio (m), saturação por bases (V) e carbono orgânico do solo (Co) na cama de 0,00 a 0,20 m para os anos de 2009 e 2011.

Atributos	Modelo	Co	Co+C	A	SQR	R <sup>2</sup>	IDE	r
				m		%		
2009								
pH <sup>(1)</sup>	Esf.	0,03	0,46	94,3	1,7 10 <sup>-2</sup>	88,1	6,5	0,9
Ca <sup>2+(2)</sup>	Esf.	0,43	0,90	31,7	8,5 10 <sup>-3</sup>	92,6	49,2	0,72
Mg <sup>2+(2)</sup>	Esf.	0,02	0,05	21,4	5,1 10 <sup>-6</sup>	84,5	41,1	0,62
Al <sup>3+(2)</sup>	Esf.	0,007	0,01	41,8	2,0 10 <sup>-2</sup>	90,4	67,2	0,99
H+Al <sup>(2)</sup>	Esf.	0,99	1,57	87,3	2,3 10 <sup>-1</sup>	93,6	63,0	0,78
MO <sup>(3)</sup>	Esf.	0,16	0,35	49,4	8,2 10 <sup>-4</sup>	95,9	45,7	0,95
t <sup>(2)</sup>	Esf.	0,62	1,00	39,1	3,9 10 <sup>-2</sup>	86,1	62,9	0,91
T <sup>(2)</sup>	Esf.	0,9	1,24	19,5	1,1 10 <sup>-1</sup>	86,0	73,0	0,73
V <sup>(4)</sup>	Esf.	71,3	107,8	23,7	2,0 10 <sup>+2</sup>	74,8	66,0	0,81
SB <sup>(2)</sup>	Esf.	0,47	1,06	36,0	6,0 10 <sup>-2</sup>	81,1	44,0	0,86
m <sup>(4)</sup>	Esf.	5,0	10,7	39,8	16,6	64,6	46,8	0,99
2011								
pH <sup>(1)</sup>	Esf.	0,16	0,24	39,7	4,5 10 <sup>-4</sup>	89,9	66,7	0,62
Ca <sup>2+(2)</sup>	Esf.	0,62	0,95	27,6	1,1 10 <sup>-2</sup>	88,5	65,2	0,77
Mg <sup>2+(2)</sup>	Esf.	0,02	0,03	12,1	1,4 10 <sup>-5</sup>	85,5	66,4	0,65
Al <sup>3+(2)</sup>	Exp.	0,004	0,040	27,0	5,4 10 <sup>-6</sup>	98,4	10,7	0,77
H+Al <sup>(2)</sup>	Exp.	0,11	0,98	27,3	6,6 10 <sup>-3</sup>	56,6	11,2	0,7
MO <sup>(3)</sup>	Esf.	0,06	0,10	62,9	1,9 10 <sup>-4</sup>	82,5	65,7	0,62
t <sup>(2)</sup>	Esf.	0,99	1,33	62,2	2,9 10 <sup>-2</sup>	77,0	74,6	0,74
T <sup>(2)</sup>	Epp	1,27	1,27	0	0	0	100,0	0
V <sup>(4)</sup>	Esf.	94,07	145,3	40,6	287	83,8	64,7	0,87
SB <sup>(2)</sup>	Exp.	0,87	1,73	73,8	4,0 10 <sup>-2</sup>	86,1	50,0	0,7
m <sup>(4)</sup>	Esf.	23,47	47,00	30,9	50,5	85,9	50,0	0,77
Prod. <sup>(5)</sup>	Esf.	1,3 10 <sup>+6</sup>	1,9 10 <sup>+6</sup>	69,0	5,6 10 <sup>-11</sup>	97,2	60,2	0,92

Esf. – Esférico; Exp. Exponencial; Epp – Efeito pepita puro Co – Efeito Pepita; Co+C – Patamar; A – Alcance; R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação; SQR – Soma dos Quadrados do Resíduo; IDE – Índice de Dependência Espacial; (1) em H<sub>2</sub>O; (2) cmol dm<sup>-3</sup>; (3) dag kg<sup>-1</sup>; (4) % e (5) kg planta<sup>-1</sup>.

Para análise dos mapas de isocores utilizou-se recomendações e limites estabelecidos por Prezotti et al. (2007) assim como classificações para os atributos. Com objetivo de comparar se foi eficiente a calagem realizada a taxa diferenciada os mapas foram analisados segundo o comportamento dos atributos antes da calagem (2009) e depois da calagem (2011). A tabela 3 demonstra, levando em consideração limites estabelecidos por Prezotti et al. (2007), a distribuição na área estudada dos

atributos estudados antes e depois da calagem, em porcentagem. Para o atributo pH antes da calagem diferenciada, o mapa apresentava 99,3 % classificado como níveis baixos e altos, já após a calagem em zona de manejo diferenciada 97,6 % do mapa apresentou valores considerados médios. Tal comportamento pode ser um indício de que a realização da calagem segundo necessidade de calagem (NC), para cada zona de manejo, pode ter sido eficiente.

A saturação por bases (V) foi mais eficiente após calagem à taxa diferenciada, representando 81,8 % da área em estudo com níveis médios e 18,2 % com baixos, enquanto antes da metodologia de calagem em zona de manejo diferenciada, 62,8 % da área era classificada como níveis médios e níveis baixos. Já as variáveis  $\text{Ca}^{2+}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$ , H+Al, MO, SB e t houve concentração de valores considerados médios em mais de 90 % do mapa de isocores, tanto para o ano de 2009 e 2011, alcançando níveis favoráveis para o desenvolvimento da cultura e um melhor rendimento.

**TABELA 3** – Distribuição dos atributos, em porcentagem da área estudada, antes e depois da calagem diferenciada, levando em consideração as zonas de manejo diferenciadas, de acordo com classificação de Prezotti et al. (2007).

Atributo	Níveis					
	Baixo		Médio		Alto	
	2009	2011	2009	2011	2009	2011
pH <sup>(1)</sup>	45,8	2,4	0,7	97,6	53,5	0
$\text{Ca}^{2+}$	0	0	99,9	90,2	0,1	9,8
$\text{Mg}^{2+}$	0,02	1,7	91,04	97,7	8,94	0,6
$\text{Al}^{3+}$	100	78,3	0	21,7	0	0
H+Al	0	8,6	100	91	0	0,4
MO	0,7	0	95,7	100	3,6	0
t	0	0	100	100	0	0
T	0	-	100	-	0	-
V	37,2	18,2	62,8	81,8	0	0
SB	0	0	91,6	91,2	8,4	8,8
m	100	99,9	0	0,1	0	0

(1) Para pH são considerados níveis de acidez elevada, média e fraca.

O  $\text{Al}^{3+}$  antes da calagem diferenciada apresentava 100% do mapa com níveis baixo, após a calagem diferenciada 78,3% da área total apresentou valores considerados baixos e 21,7% valores considerados médios, o que demonstra que o  $\text{Al}^{3+}$  foi neutralizado pela ação do  $\text{CaCO}_3$  ou  $\text{MgCO}_3$  do calcário formando precipitado não tóxico, que posteriormente pode liberar  $\text{Al}^{3+}$  com a diminuição do pH do solo e utilizado pela planta segundo sua necessidade (PREZOTTI et al.,

2007). Para a variável m maior parte do mapa pode ser classificado como nível baixo de saturação por alumínio para os anos de 2009 e 2010. A variável T foi classificada como nível médio para toda área em estudo para o ano de 2009, já para o ano de 2011 não se ajustou modelo, impossibilitando a confecção do mapa, como também o cálculo para classificação dos valores. A produtividade apresentou valores superiores à produtividade esperada de  $6000 \text{ kg ha}^{-1}$  segundo Prezotti et al. (2007) ideal para os níveis e limites estabelecidos para os atributos estudados.

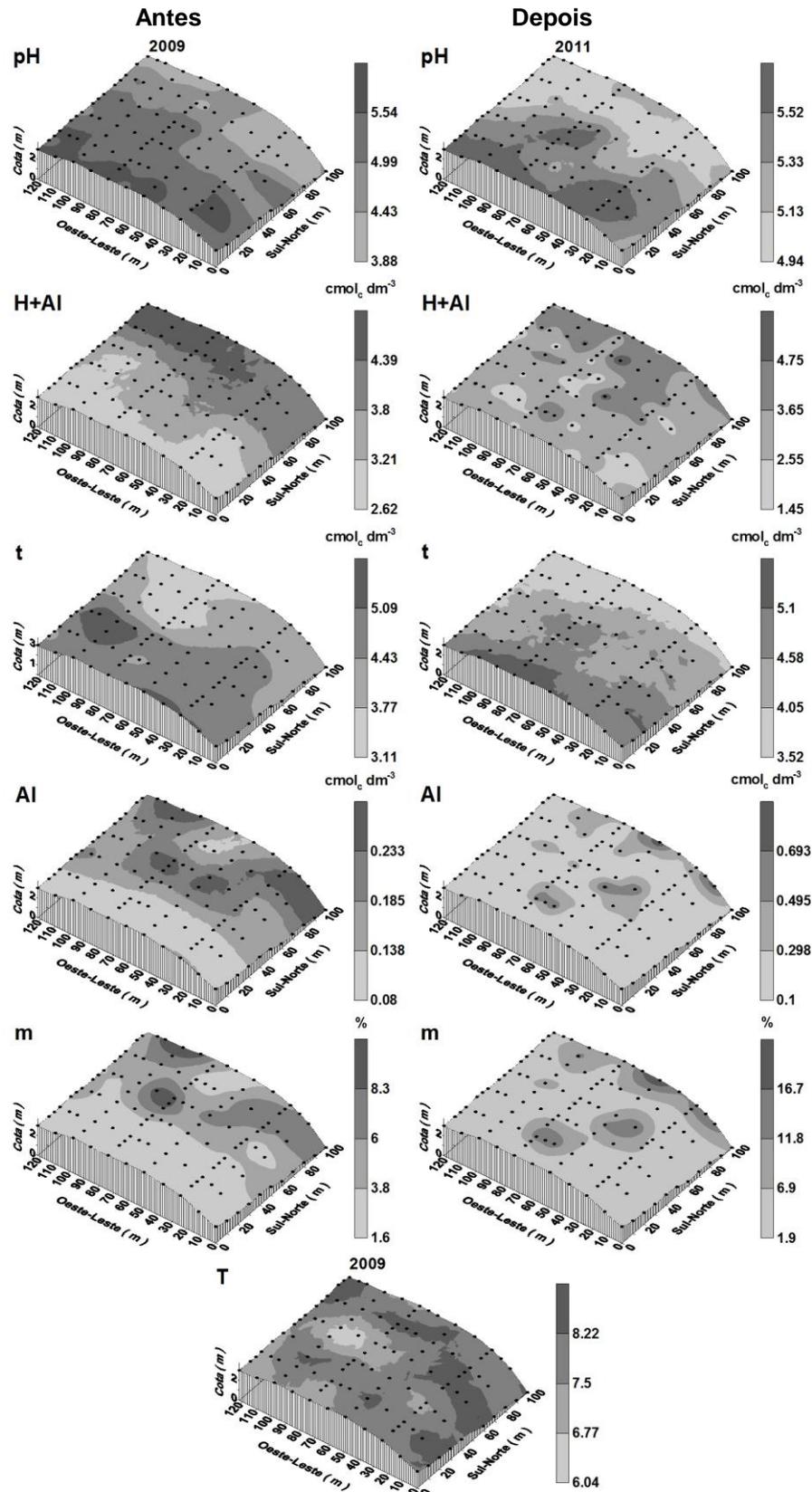
Com a finalidade de comparar a utilização de zonas de manejo diferenciadas com a metodologia convencional, foram realizados cálculos da tabela 4 e 5. Para realização da média da NC para toda a área (Tabela 5) utilizou-se essa média nos dos 126 pontos amostrais da área em estudo. Com isso foi possível realizar o cálculo do QC que seria aplicado na área, segundo metodologia convencional de calagem. Este método necessitaria de  $553 \text{ kg}$  de calcário dolomítico para a correção de  $1,2 \text{ ha}$ , contra  $562 \text{ kg}$  para a mesma área utilizando a calagem em zona de manejo diferenciada. Este aumento pode ser explicado por arredondamentos no processo de cálculos de NC e QC para as zonas de manejo. Justina et al. (2010), estudando a necessidade de calcário para a aplicação à taxa variável em uma área agrícola comercial sob Latossolo Vermelho distroférrico, obteve uma diminuição de  $73,32\%$  ou  $151,6$  toneladas de calcário calcítico para corrigir a acidez do solo, enquanto Giacomini et al. (2009) evidenciaram uma diminuição de  $6,9\%$ .

**TABELA 4** – Dados da calagem sob zona de manejo diferenciada: área de cada zona de manejo em hectares, necessidade de calagem em  $\text{kg ha}^{-1}$  e a quantidade de calcário que foi aplicada em cada zona de manejo em  $\text{kg}$ .

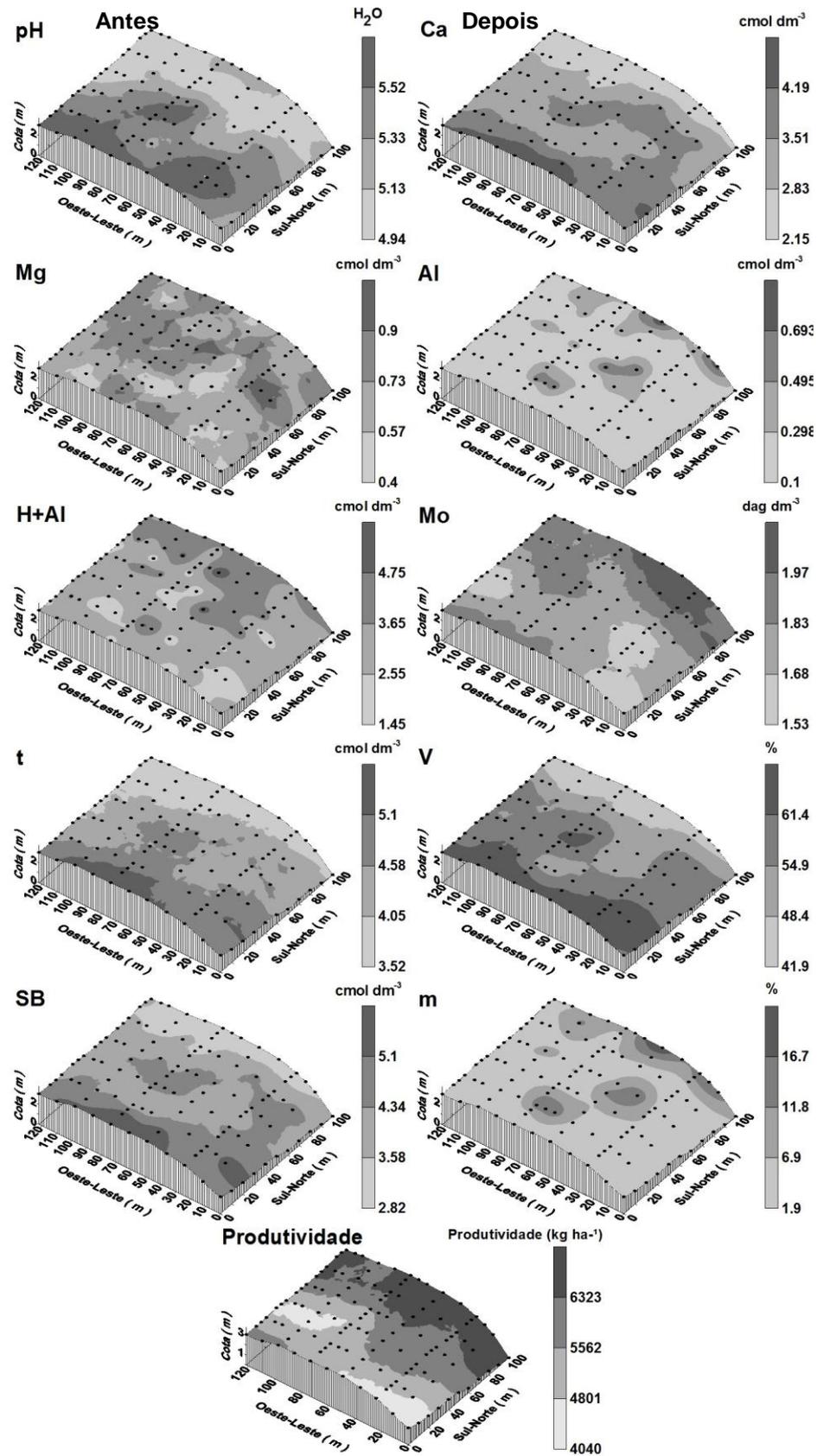
Zona de Manejo	Área ha	NC $\text{kg ha}^{-1}$	QC kg
1	0,3	800	76
2	0,3	1150	109
3	0,3	1800	173
4	0,3	2127	204
<b>Total</b>	1,2	-----	562

**TABELA 5** – Dados da calagem convencional: área total do experimento em hectares, necessidade de calagem em  $\text{kg ha}^{-1}$  e a quantidade de calcário que foi aplicada para cada zona de manejo em  $\text{kg}$ .

Zona de Manejo	Área ha	NC $\text{kg ha}^{-1}$	QC kg
<b>Média</b>	1,2	1469	545



**FIGURA 4** – Mapas de isocores para os atributos pH, H+Al, t, T, Al<sup>3+</sup> e m antes (2009) e após a calagem em zona de manejo diferenciada.



**FIGURA 4** – Mapas de isocores para os atributos  $\text{Ca}^{2+}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$ , MO, SB, V e produtividade antes (2009) e após a calagem em zona de manejo diferenciada.

A metodologia de calagem em zona de manejo diferenciada pôde ser considerada vantajosa tendo em vista que não houve aumento de mão de obra, pois o método de aplicação foi o mesmo para a metodologia em zonas de manejo diferenciada e convencional, que consiste na aplicação ao redor da copa da planta, planta por planta. Sua eficiência pode também ser evidenciada em melhor distribuição do calcário a ser aplicado na área.

## CONCLUSÕES

A calagem em zonas de manejo diferenciada foi eficiente na neutralização de  $H^+$  e  $Al^{3+}$ , elevando a SB a níveis ideais para o desenvolvimento da cultura assim como proporcionando também um pH considerado médio.

Os resultados da comparação da QC utilizado para corrigir a acidez do solo entre o método convencional e de zona de manejo diferenciada indicaram que houve um aumento de 3,1 %, mas em contrapartida houve uma melhor distribuição do calcário a ser aplicado na área em estudo podendo evitar assim subestimação ou superestimação de calcário.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM. **ACTION** - ESTATCAMP - São Carlos, Brasil, 2012.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

CAVALCANTE, E.G.S.; ALVES, M.C.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.31, p.1329-1339, 2007.

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

EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. 2ª ed. Rio de Janeiro, Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. p.212.

EMPRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa CNPS, 2006. p.306.

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

GIACOMIN, F.; URIBE-OPAZO, M.A.; JOHANN, J.A.; DALPOSSO, G.H.; BORSSOI, J.A.; MERCANTE, E.; Variabilidade espacial da necessidade de calagem para o cultivo da soja na safra 2007/2008 em área agrícola no oeste do paran  In: XXXVIII CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGR COLA, 2009, Juazeiro – BA. **Anais do XXXVIII Congresso Brasileiro de engenharia Agr cola**, Juazeiro, CONBEA 2009.

GONTIJO, I.; DIAS J NIOR, M.S.; OLIVEIRA, M.S.; ARAUJO J NIOR, C.F.; PIRES, B.S.; OLIVEIRA, C.A. Planejamento amostral da press o de Preconsolida o de um latossolo Vermelho distrof rrico. **Revista Brasileira de Ci ncia do Solo**. v.31, p.1245-1254, 2007.

JUSTINA, D. D.; MERCANTE, E.; OPAZO, M. U. Caracteriza o da da variabilidade espacial da quantidade de calc rio para a aplica o   taxa variada em uma  rea agr cola comercial. **Pesquisa Aplicada & Agrotecnologia**. v.3, n.3, p.31-43, 2010.

KERRY, R. & OLIVER, M. A. Determining the effect of asymmetric data on the variograma: II. Outliers. **Computers & Geosciences**, n. 33, p. 1233-1260, 2007.

LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, R. B.; DA ROCHA, W; OLIVEIRA, P. C.; QUARTEZANI, W. Z. An lise espacial de atributos qu micos do solo e da produ o da cultura pimenta-do-reino (*piper nigrum*, l.). **Idesia**, v.28, n. 2, p. 31-39, 2010.

N BREGA, N.E.F. da.; SILVA, J.G.F. da; RAMOS, H.E.A.; PAGUNG, F.S. Balan o h drico climatol gico e classifica o clim tica de Thornthwaite e K ppen para o munic pio de S o Mateus – ES. In: **XVIII Congresso Nacional de Irriga o e Drenagem**. S o Mateus – ES, 2008. Disponivel em <[http://hidrometeorologia.incapere.gov.br/arquivos\\_pdf/publicacoes/CONIRD/1569\\_sao\\_mateus.pdf](http://hidrometeorologia.incapere.gov.br/arquivos_pdf/publicacoes/CONIRD/1569_sao_mateus.pdf)> Acesso em 02/05/2012.

PREZOTTI, L.C.; GOMES, J.A.; DADALTO, G.G. & OLIVEIRA, J.A. de. **Manual de Recomenda o de Calagem e Aduba o para o Estado do Esp rito Santo**. 5  aproxima o. Vit ria, ES, SEEA/INCAPER/CEDAGRO, 305p. 2007.

RIBEIRO, A.C.; GUIMAR ES, P.T.G. & ALVAREZ V., V.H. **Recomenda o para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais**. Vi osa, MG, CFSEMG/UFV, 1999. 359p.

ROBERTSON, G. P. **GS<sup>+</sup>: Geostatistics for the environmental sciences**. Vers o 5.03 Beta, Plainwell, Gamma Design Software, 1998. p152.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R. & SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em  rea severamente erodida. **Revista Brasileira de Ci ncia do Solo**, n.22, p.115-122, 1998.

SECUNDINO, W. **Novo Plano Estrat gico de Desenvolvimento da Agricultura Capixaba – PEDEAG**: Estudo Setorial – Pimenta-do-reino e especiarias. Vit ria – ES, 2007. p. 20.

SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: Complete samples. **Biometrika**, n.52, p.591-611, 1965.

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

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

## 2.2. ESTUDO DA CORRELAÇÃO E VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO E PRODUTIVIDADE DE PIMENTA-DO-REINO

### RESUMO

A pimenta-do-reino é uma importante cultura para o município de São Mateus detém 77,2% da produção estadual. Esta cultura está totalmente atrelada à agricultura familiar, sendo uma das principais fontes agrícolas de renda para o município. Os atributos físicos do solo podem ser modificados intencionalmente ou não, o preparo do solo para implantação da cultura em questão deve atribuir ao solo condições favoráveis para o desenvolvimento da cultura. O presente trabalho objetivou-se descrever a variabilidade espacial do volume total de poros, macroporos, microporos e densidade do solo, bem como determinar a correlação linear e espacial entre os atributos físicos do solo estudados e as variáveis, produtividade da pimenta-do-reino e cota do terreno. Foram coletadas 126 amostras indeformadas, por meio de um grid amostral para uma área de 1,2 ha, para a determinação das variáveis. Com a utilização da geoestatística, ajustou-se o modelo que melhor explica o comportamento da variável, sendo posteriormente interpolados por meio de krigagem ordinária pontual os dados coletados e confeccionados os mapas de isocores. Todos os atributos estudados apresentaram moderado índice de dependência espacial, com alcance que variou de 23,6 a 45,2 m para os atributos físicos do solo e 69,0 m para a produtividade. Foi evidenciada a correlação linear e espacial para nenhum dos atributos em relação à produtividade e à cota da área estudada. Os mapas confeccionados são ponto de partida para um melhor preparo do solo para um novo ciclo da cultura.

Palavras-chave: Densidade do solo, macroporosidade, microporosidade, Geoestatística, *Piper nigrum* L.

## ABSTRACT

The black pepper kingdom is an important crop for the Espírito Santo State and São Mateus owns 77,2% of state production. This culture is totally tied to family farming, being a major source of income for the city and state. The soil physical properties can be modified intentionally or not, the soil preparation for implantation of the culture in question must assign to the soil conditions favorable for the development of culture. This study aimed to describe the spatial variability of porosity, macroporosity, microporosity and bulk density, and to determine the linear and spatial correlation between soil physical properties and the variables studied, the productivity of black pepper and level terrain. The 126 soil samples were collected through a sampling grid into a 1,2 ha, for the determination of the variables. Using geostatistics, we adjusted the model that best explains the behavior of the variable, and subsequently interpolated by kriging point data collected and the Contour maps showed. All attributes were moderate index of spatial dependence, with a range that varied from 23,6 to 45,2 m for the soil physical properties and 69,0 m for productivity. It was found correlation and linear space for any of the attributes in relation to productivity and share of the studied area. The maps are starting point for a better preparation of soil for a new cycle of culture.

Keywords: Density of soil, macroporosity, microporosity, geostatistics, *Piper nigrum* L..

## INTRODUÇÃO

O Estado do Espírito Santo se destaca no cenário nacional na produção de pimenta-do-reino, ocupando o segundo lugar no ranking nacional de produção desta especiaria, sendo responsável por 15% da produção nacional. O cultivo capixaba do produto se concentra principalmente no município de São Mateus, região norte do estado, que representa 77,2% da produção estadual (SECUNDINO, 2007). A pimenta-do-reino se caracteriza por ser uma espécie perene, arbustiva e trepadeira, e tem sua origem de regiões tropicais da Índia. Seus frutos representam a parte da planta de maior interesse por ser uma das especiarias mais consumidas no mundo (VELOSO & MURAOKA, 1999). No entanto, a pimenta-do-reino é cultivada em solos dos tabuleiros costeiros, caracterizados por apresentar limitações de natureza física (resistência do solo ao penetrômetro elevada, deficiência de disponibilidade de água e aeração), o que torna necessário um manejo correto e sustentável para que a produtividade da cultura não seja influenciada pelas características citadas.

Os atributos físicos de um solo apresentam influência direta no desenvolvimento radicular (SILVA et al., 2006), e conjuntamente na produção da cultura em questão. O solo pode ser caracterizado como um sistema trifásico disperso, portanto a caracterização de seu volume total de poros (VTP) é de grande

importância para adoção do tipo de manejo mais adequado, visto que este sistema está condicionado à dinâmica do armazenamento e do movimento de solutos e de circulação de gases em seu interior, o que se apresenta essencial aos processos bioquímicos das plantas, inclusive aqueles relacionados com a produtividade vegetal (EPSTEIN & BLOOM, 2006).

O volume total de poros (VTP) é considerado ideal quando se apresenta a níveis de valores de  $0,50 \text{ cm}^3 \text{ cm}^{-3}$  do seu volume total (LIMA et al., 2007a). No entanto, o VTP pode ser reduzido devido ao manejo inadequado. Essa redução se expressa pela diminuição do volume dos macroporos. Gontijo et al. (2008) observaram a transformação de macroporos em microporos decorrente da compactação e conseqüente redução do VTP. Hillel (1970) afirmou que para o bom desenvolvimento das plantas há necessidade de, no mínimo, entre  $0,06$  e  $0,20 \text{ cm}^3 \text{ cm}^{-3}$  de macroporos, dependendo do tipo de solo.

As interações entre variáveis do solo fazem com que sua variabilidade espacial, seja algo importante, pois quando ela se expressa de forma organizada indicando dependência espacial, essa condição passa a ser objeto de estudo da Geoestatística (LIMA et al., 2007a).

No estudo da Geoestatística, o semivariograma é a representação gráfica do ajuste de modelos matemáticos aos dados observados, no qual se definem parâmetros necessários para a estimação de valores para locais que não foram amostrados (SOUZA et al., 1997). A variabilidade espacial pode ser representada de forma clara por mapas, confeccionados a partir da técnica da krigagem (CARVALHO et al., 2003).

O objetivo do presente trabalho foi descrever a variabilidade espacial do volume total de poros, macroporos, microporos e densidade do solo, bem como determinar a correlação linear e espacial entre os atributos físicos do solo estudados e as variáveis produtividade da pimenta-do-reino e cota do terreno.

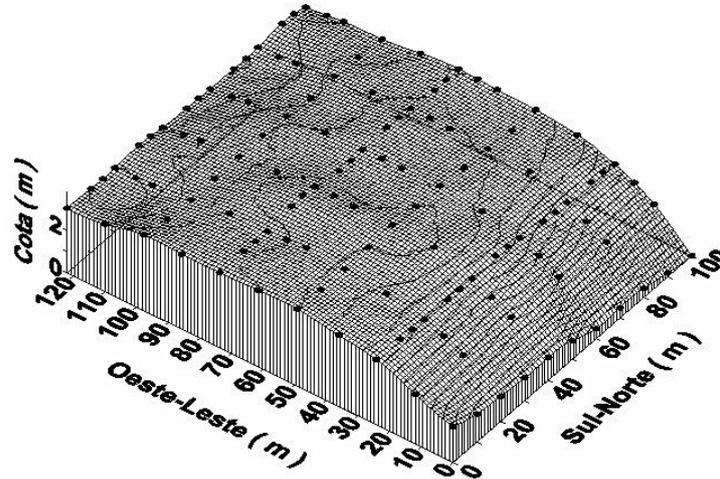
## **MATERIAL E MÉTODOS**

O experimento foi realizado em uma lavoura de pimenta-do-reino (*Piper nigrum* L.) da variedade Bragantina implantada há 5 anos, sob espaçamento de  $3,0 \times 1,8 \text{ m}$  ( $1.852 \text{ plantas ha}^{-1}$ ), em regime de irrigação por microaspersão, localizada a

18°42' de latitude Sul e 39° 51' de longitude Oeste no município de São Mateus, Norte do Estado do Espírito Santo. A área apresenta 3 a 10% de declividade e altitude de 30 m. O clima do município de São Mateus é Aw, segundo classificação de Köppen, caracterizado por clima tropical úmido, com inverno seco e chuvas máximas no verão. A precipitação média anual de 1.200 mm concentra-se entre os meses de novembro e janeiro. A temperatura média anual é de 23°C, e as médias máximas e mínimas são de 29°C e 18°C, respectivamente (NÓBREGA et al., 2008). O solo é um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, textura média, com teores de argila, silte e areia, de 344, 113 e 543 g kg<sup>-1</sup> respectivamente, conforme classificação apresentada pela Embrapa (2006). Na ocasião da implantação da lavoura foi realizada a correção do solo com a aplicação de 2.000 kg ha<sup>-1</sup> de calcário dolomítico. No plantio, para cada metro de sulco, foi aplicado 5 kg de uma mistura curtida nas proporções de 3:2 de palha de café com esterco de galinha, além de 300 g de superfosfato simples. Na formação da lavoura, no primeiro ano após o plantio, foram realizadas adubações mensais do formulado 25-00-25 com doses crescentes de 20 g planta<sup>-1</sup> até o limite de 50 g planta<sup>-1</sup>. As adubações anuais de produção, a partir do segundo ano após o plantio, foram parceladas em quatro aplicações do formulado 25-00-25, conforme recomendações técnicas (PREZOTTI et al., 2007) baseadas em análises de solo.

As análises de solo foram realizadas no Laboratório de Física do Solo do Centro Universitário Norte do Espírito Santo da Universidade Federal do Espírito Santo (CEUNES/UFES). Foi instalada uma malha retangular de 100 x 120 m (12.000 m<sup>2</sup>) com 126 pontos georreferenciados, apresentando uma distância mínima de 5 x 5 m (Figura 1). Para georreferenciamento da área, foi utilizado um par de receptores GPS TechGeo®, modelo GTR G<sup>2</sup> geodésico. Os dados após serem processados pela Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo (RBMC) do IBGE, apresentaram precisão de 10 mm + 1 ppm. Os atributos do solo obtidos em cada ponto amostral foram densidade do solo (DS), volume total de poros (VTP), macroporos (Macro) e microporos (Micro), coletados na profundidade de 0,00–0,20 m, analisados pelo método do anel volumétrico (EMBRAPA, 1997). Para a realização da análise dos atributos físicos do solo, foram coletadas amostras nas profundidades pré-determinadas e na projeção das copas de três plantas em cada ponto amostral. Para a avaliação da produtividade, coletou-se toda produção da planta referente ao ponto amostral e das suas plantas vizinhas (planta à direita e à esquerda), onde foi obtida

uma média para o ponto amostral obtendo-se uma média para o ponto. Com os valores calculou-se a produtividade em relação a 1.852 plantas ha<sup>-1</sup>.



**FIGURA 1** – Modelo de elevação digital da área estudada com os respectivos locais de amostragem.

Para determinação da existência ou não de tendência dos dados, analisou-se dois gráficos, na direção Sul-Norte e na direção Oeste-Leste da malha amostral. Para analisar se houve ou não a presença de pontos candidatos a valores discrepantes “*outliers*” entre os dados das variáveis estudadas, foi feita análise do ordenamento dos valores de acordo com quartil inferior e superior dos mesmos de acordo com Hoaglin et al. (1983) com modificações. A partir de tais valores calculou-se o desvio interquartilício (DQ) e se estabeleceu os limites inferiores (Li) e superiores (Ls), referentes a 1,5 DQ para cima (Ls) em relação ao  $Q_{75\%}$  e 1,5 DQ para baixo (Li) em relação ao  $Q_{25\%}$ . Observações que apresentaram afastamento superior a 1,5 DQ, para cima ou para baixo, foram consideradas atípicas, ou possíveis “*outliers*”. Após determinar tais valores, realizou-se um estudo dos valores em relação aos pontos vizinhos. Quando foram observados pontos discrepantes em relação à vizinhança procedeu-se a retirada dos dados para a realização das análises descritiva dos dados e a análise de dependência espacial com o novo conjunto de dados sem a presença de “*outliers*” (KERRY & OLIVER, 2007). A normalidade dos dados foi verificada utilizando o teste de Shapiro-Wilk (1965) a 5% de probabilidade e analisada pelo gráfico de distribuição de frequências (Figura 2). Para cada atributo avaliado, efetuou-se a análise descritiva, em que foram

calculados a média, mediana, valores mínimos e máximos, desvio padrão, coeficiente de variação, curtose, assimetria e coeficiente de variação. O estudo da correlação entre os atributos foi realizado, utilizando o valor de p de Pearson a 5% de significância. Para tais análises foi utilizado o software estatístico Action v. 2.3 (ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM, 2012). Para cálculo do erro padrão para curtose e assimetria utilizou-se o software GS+ (ROBERTSON, 1998).

Submeteram-se os resultados à análise Geoestatística, visando definir o modelo de variabilidade espacial das variáveis envolvidas nesse estudo, obtendo-se assim os semivariogramas e posteriormente mapeamento dos atributos.

A análise da dependência espacial foi realizada utilizando ferramentas geoestatísticas, com auxílio do software GS+ (ROBERTSON, 1998), que foi utilizado para obtenção dos semivariogramas e dos mapas de isocores dos atributos estudados. Os dados foram interpolados por meio da técnica da krigagem, a qual utiliza os parâmetros do semivariograma. Para a obtenção do melhor ajuste dos modelos matemáticos aos semivariogramas foi utilizado o método de validação cruzada, o menor valor da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e o maior coeficiente de determinação múltipla ( $R^2$ ) do ajuste dos modelos teóricos aos variogramas experimentais, nesta ordem de importância. A validação cruzada é uma ferramenta utilizada para avaliar modelos alternativos de semivariogramas simples e cruzados, que servirão de base para a realização da krigagem.

Na avaliação da validação cruzada, cada ponto contido dentro do domínio espacial é retirado, sendo seu valor estimado. Dessa forma, pode-se construir um gráfico de valores estimados versus observados, para todos os pontos. A eficiência do ajuste pode ser observada pelo coeficiente de correlação ( $r$ ) entre tais valores que expressa a precisão do semivariograma na interpolação dos dados, e pela equação de regressão linear em questão e seu erro padrão (SE) (ROBERTSON, 1998).

Foi calculado o índice de dependência espacial (IDE), que é a proporção em percentagem do efeito pepita ( $C_0$ ) em relação ao patamar ( $C_0+C$ ), dada pela equação  $IDE=(C_0/C_0+C)100$  que, de acordo com Cambardella et al. (1994), apresenta a seguinte proporção: (a) dependência forte < 25 %; (b) dependência moderada de 25% a 75% e (c) dependência fraca > 75%.

A análise Geoestatística foi utilizada para verificar a dependência espacial das variáveis, segundo Vieira (2000). Foram confeccionados semivariogramas, os quais

foram considerados os modelos: esférico, exponencial, linear e gaussiano, partindo das pressuposições de estacionaridade da hipótese intrínseca e do cálculo da semivariância, estimada conforme equação 1:

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

em que  $N(h)$  é o número de pares experimentais de observações  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i + h)$ , separados por uma distância  $h$ . O semivariograma é representado pelo gráfico  $\gamma^*(h)$  versus  $h$ .

Os parâmetros do semivariograma, efeito pepita (Co); patamar (Co + C) e alcance (A) foram obtidos através do ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de  $\gamma^*(h)$ .

Para a verificação da correlação espacial entre a produtividade e as variáveis VTP, Macro, Micro e Ds foi utilizado o semivariograma cruzado. Seu cálculo é determinado segundo a expressão descrita na equação 2 (VAUCLIN et al., 1983):

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(x_i) - Z_1(x_{i+h})][Z_2(x_i) - Z_2(x_{i+h})] \quad (2)$$

em que  $Z_1$  representa a produtividade da pimenta-do-reino e  $Z_2$  as demais variáveis avaliadas separados por uma distância  $h$ .

Os mapas de isocores depois de confeccionados, foram submetidos a análise pelo software ArcGIS 9 ArcMap™ Version 9.3, para determinação da área das classes presentes no mapa. Com a finalidade de facilitar o estudo, a área foi representada em percentagem.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os pontos considerados “*outliers*” do conjunto de dados foram excluídos com a finalidade de não haver super ou subestimação dos valores obtidos pela interpolação. Assim, a tabela 1 faz referência ao novo conjunto de dados para cada variável estudada. Valores discrepantes “*outliers*” influenciam negativamente o processo de interpolação mediante a krigagem, o que nos revela uma distribuição espacial que não é real (CRESSIE, 1993). Os quartis auxiliam no processo de determinação de possíveis candidatos a “*outliers*”. Para VTP foram retiradas 2 amostras o que significa 1,6 % do total, para Macro 6 representando 4,8%, para

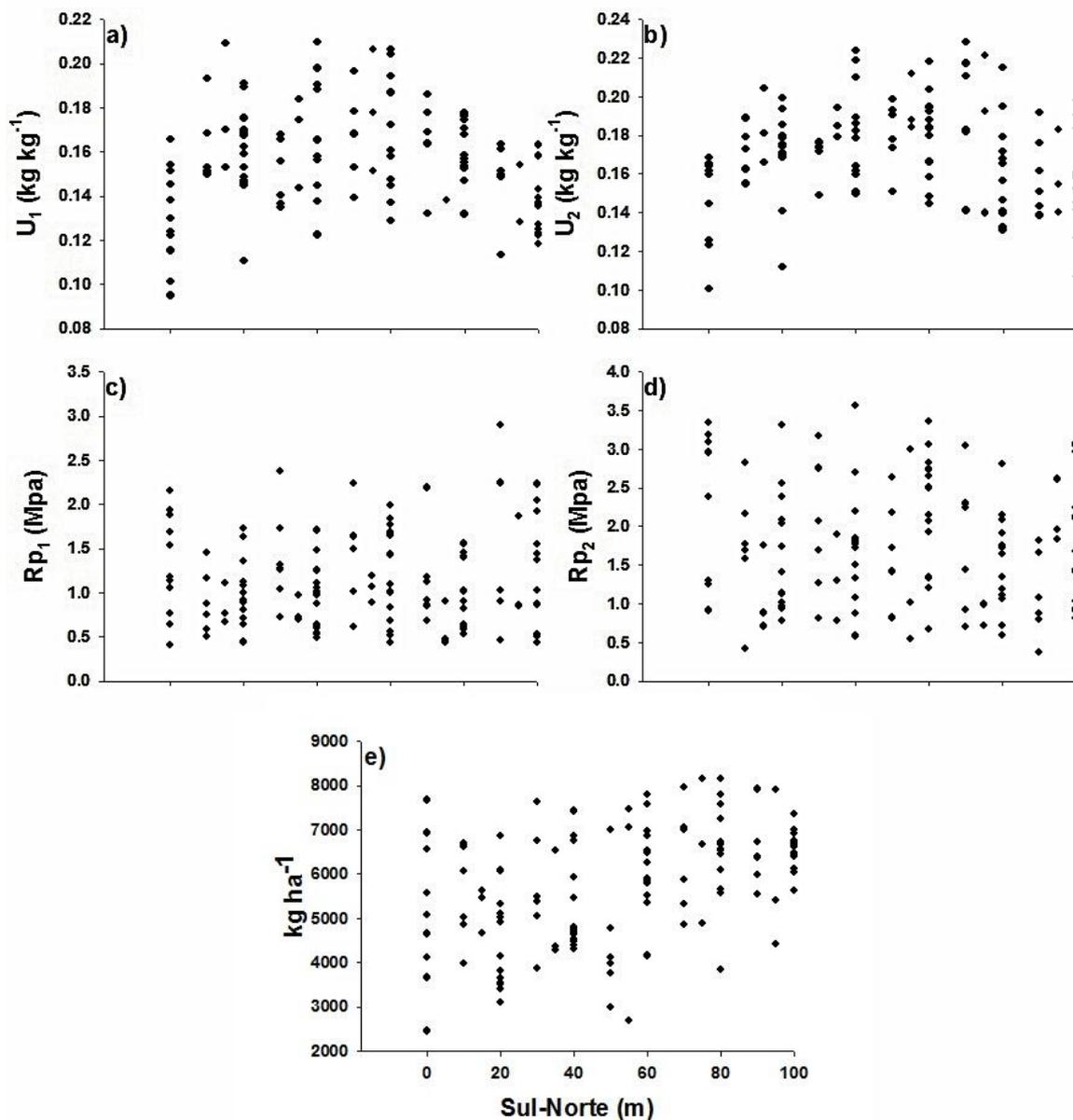
Micro 4 ou 3,2% do total, e para Ds e produtividade retirou-se 1 amostra que em relação a um total de 126 amostras representa 0,8%.

**TABELA 1** - Estatística descritiva e teste de normalidade para as variáveis volume total de poros (VTP), macroporosidade (Macro), microporosidade (Micro) e densidade do solo (Ds)

<b>Parâmetro Estatístico</b>	<b>VTP</b>	<b>Macro</b>	<b>Micro</b>	<b>D<sub>s</sub></b>	<b>Produtividade</b>
	-----cm <sup>3</sup> cm <sup>-3</sup> -----			g cm <sup>-3</sup>	kg ha <sup>-1</sup>
n <sup>(1)</sup>	124	120	122	125	125
Média	0,453	0,224	0,229	1,27	5721
Mediana	0,452	0,221	0,232	1,29	5885
Variância Amostral	0,0005	0,00085	0,001	0,007	1882384
Desvio Padrão	0,023	0,0286	0,031	0,082	1372
CV (%) <sup>(2)</sup>	5,1	12,8	13,5	6,5	23,6
Mínimo	0,391	0,151	0,144	1,05	2428
Máximo	0,512	0,294	0,310	1,44	9136
Amplitude	0,121	0,144	0,165	0,39	6708
Q <sub>25%</sub> <sup>(3)</sup>	0,441	0,203	0,209	1,21	4671
Q <sub>75%</sub> <sup>(4)</sup>	0,464	0,242	0,247	1,34	6728
Assimetria	0,095	0,184	-0,081	-0,161	-0,31
EPA <sup>(5)</sup>	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22
Curtose	0,773	-0,182	-0,001	-0,691	-0,6
EPC <sup>(6)</sup>	0,43	0,44	0,43	0,43	0,43
Valor de p	0,050 <sup>(*)</sup>	0,637 <sup>(*)</sup>	0,991 <sup>(*)</sup>	0,140 <sup>(*)</sup>	0,033

(1) - número de amostras analisadas; (2) - Coeficiente de Variação; (3) Quartil inferior; (4) Quartil superior; (5) - Erro Padrão da Assimetria; (6). Erro Padrão da Curtose; (\*) - distribuição normal a 5% de probabilidade para o teste de Shapiro – Wilk.

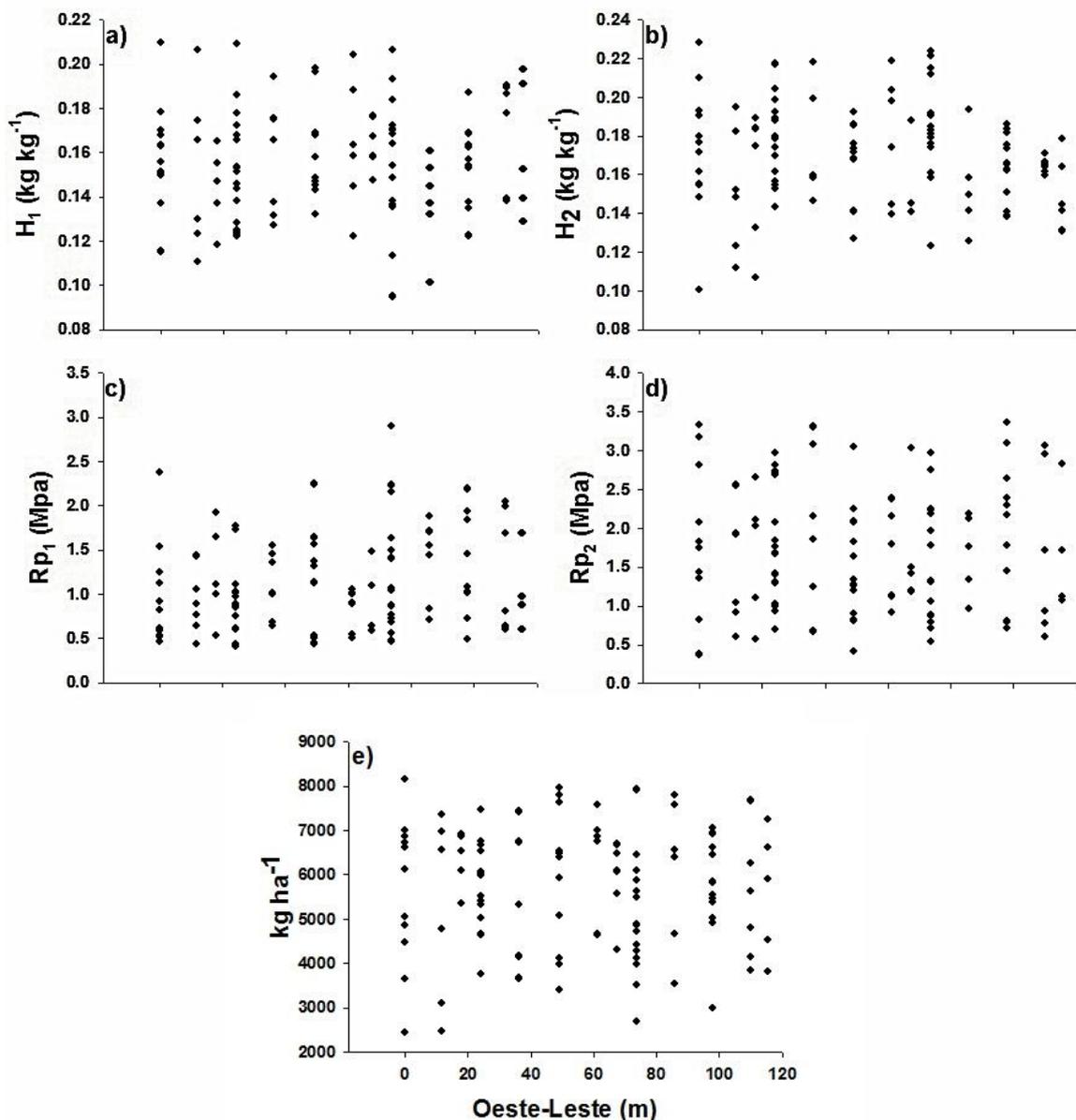
O comportamento dos dados em relação às direções da malha amostral é apresentado nas figuras 2 e 3, nas quais nota-se que os dados estão distribuídos homogeneamente em toda a área, não havendo regiões com concentração de valores altos ou baixos em zonas específicas da área estudada. Essa observação indica não houve tendência nas direções da malha amostral, o que indicou a possibilidade de assumir a hipótese de estacionariedade isotrópica dos dados (QUEIROZ et al., 1999).



**FIGURA 2** – Gráfico de dispersão de dados por coluna dos atributos Volume total de poros (a), Macroporosidade (b), Microporosidade (c), Densidade do solo (d) e Produtividade (e).

Os coeficientes de assimetria próximos de zero para VTP, Macro, Micro e  $D_s$ , bem como a proximidade dos valores de média e mediana indicam que essas variáveis seguem a distribuição normal, fato confirmado pelo teste de Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade (Tabela 1), o que também pode ser observado na figura 4. Este resultado está em conformidade com os dados apresentados por Lima et al. (2007b) para as variáveis VTP e  $D_s$ . Situação contrária foi observada para produtividade de conforme resultados de Lima et al. (2010). A normalidade dos dados não é uma exigência para a aplicação da Geoestatística, o que deve ser observado é se há a ocorrência do efeito proporcional (CAVALCANTE et al., 2007), ou seja, que a média

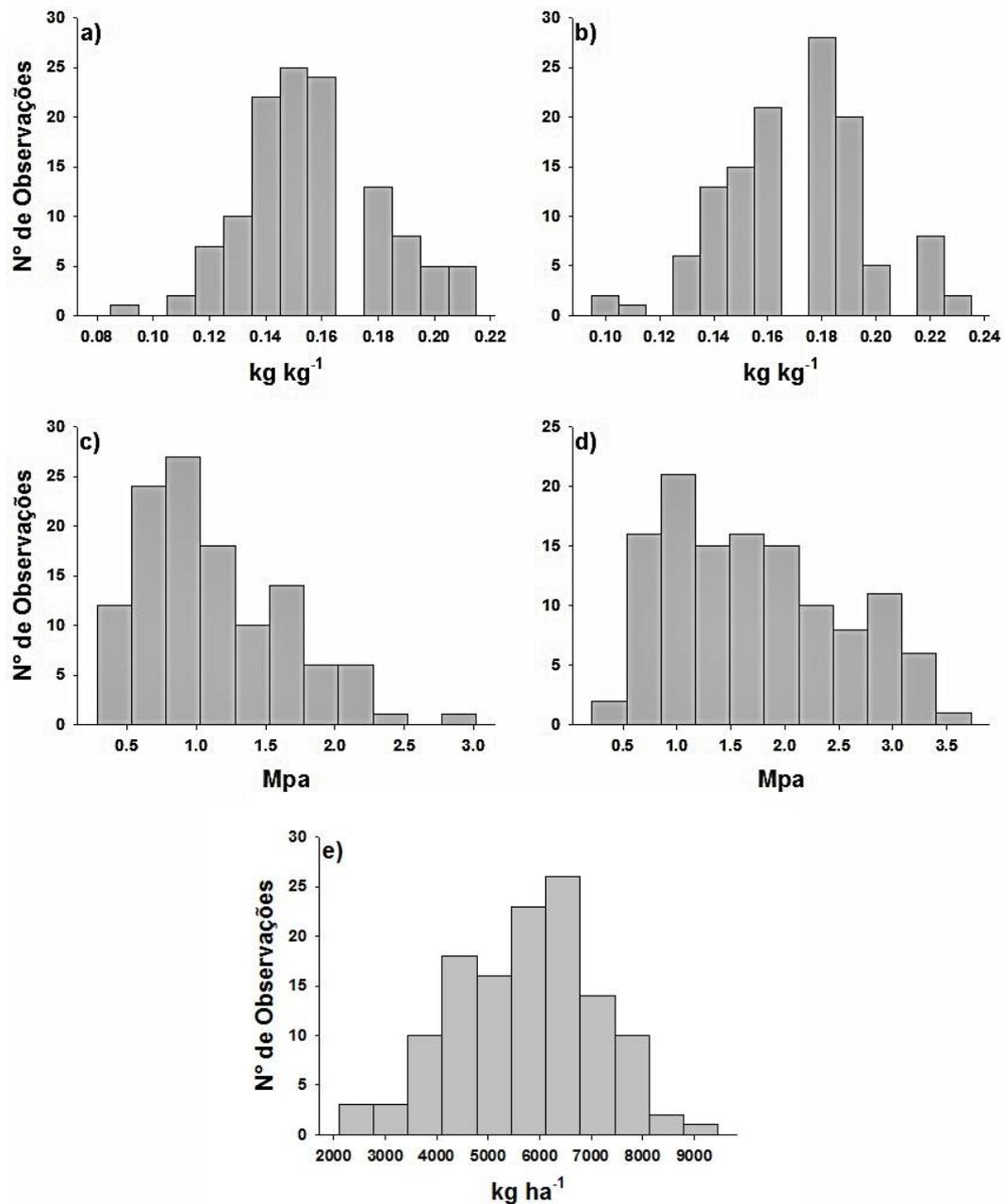
e a variabilidade dos dados sejam constantes na área de estudo, ocorrendo assim a estacionaridade isotrópica – fato essencial na aplicação da Geoestatística (GONTIJO et al., 2007).



**FIGURA 3** – Gráfico de dispersão de dados por linha dos atributos Volume total de poros (a), Macroporosidade (b), Microporosidade (c), Densidade do solo (d) e Produtividade (e).

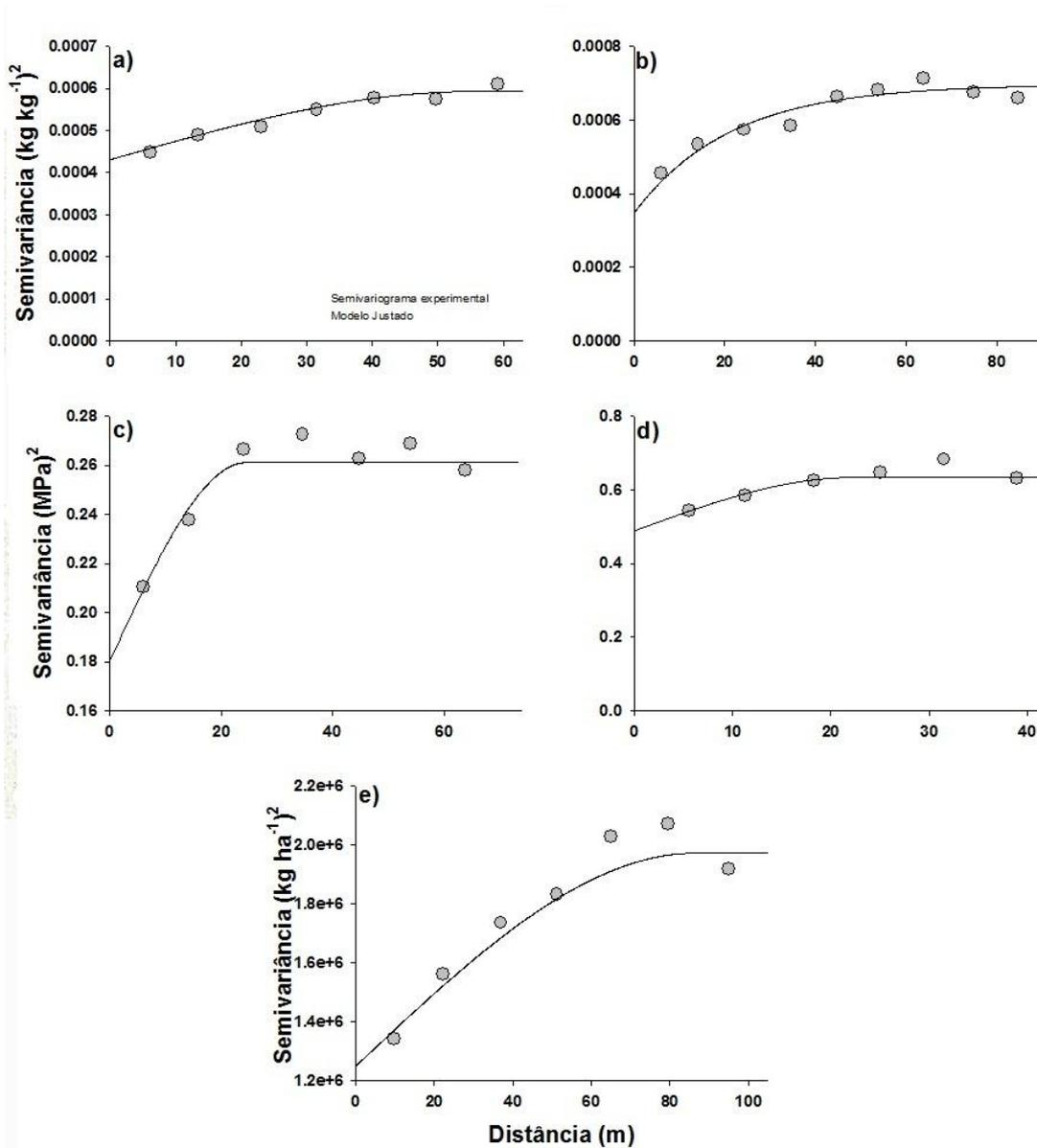
A distribuição de frequência para Macro e Micro é classificada como mesocúrtica. Já o VTP como leptocúrtica e produtividade e  $D_s$  é classificada como leptocúrtica, de acordo com o índice de curtose. As informações dos coeficientes de assimetria e curtose não são pré-requisitos para a confecção de semivariogramas (CRESSIE, 1993), mas imprescindível para o conhecimento do comportamento das

variáveis em estudo para a eficiente confecção dos semivariogramas e interpolação dos dados (VIEIRA, 2000).



**FIGURA 4** – Distribuição de frequência para o número de observações dos atributos Volume total de poros (a), Macroporosidade (b), Microporosidade (c), Densidade do solo (d) e Produtividade (e).

A VTP e Ds apresentaram coeficientes de variação de 5,1 e 6,5 %, respectivamente – valores considerados baixos, de acordo com Warrick & Nielsen (1980) – concordando com dados obtidos por Lima et al. (2007b) que apresentaram valores de 3,6 e 4,4 %, respectivamente, considerados também valores baixos. A produtividade apresentou coeficiente de variação de 23,6 % corroborando os dados de Lima et al. (2010), trabalhando com a mesma cultura.



**FIGURA 5** – Semivariogramas ajustados e modelos experimentais para os atributos Volume total de poros (a), Macroporosidade (b), Microporosidade (c), Densidade do solo (d) e Produtividade (e).

O melhor modelo ajustado para Macro foi o exponencial, para os demais atributos foi o esférico (Figura 5). Lima et al. (2007b) ajustou modelos lineares para produtividade e Ds, a malha amostral foi de 76 pontos amostrais em 0,1 ha, o que pode explicar resultado diferente para modelo ajustado. Os dois modelos são utilizados com frequência por pesquisadores para descrever o comportamento de semivariogramas de atributos do solo e das plantas (SALVIANO et al., 1998).

Os alcances dos atributos estudados variaram de 23,6 a 69,0 m, esses valores indicam a amplitude de correlação espacial entre as observações de cada variável, representando o raio de um círculo no qual as amostras têm correlação

entre si. Dessa forma, amostras localizadas em área de raio igual ao alcance são mais homogêneas entre si, ao contrário das amostras localizadas fora do alcance, permitindo-nos definir um limite de dependência espacial, que deverá ser, no mínimo, igual ao alcance, garantindo a independência entre os pontos amostrais (GONTIJO et al., 2007). A validação dos modelos foi realizada observando o índice de correlação ( $r$ ) entre os pontos reais e estimados, levando-se em consideração o erro padrão para todas variáveis, o índice se aproximou de 1,00 para todas as variáveis, exceto para micro (Tabela 2). Valores de soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) presentes na tabela 2 também auxiliaram na escolha do modelo ideal, mas a tomada de decisão final, em relação ao modelo ideal, foi com base na validação cruzada.

O efeito pepita ( $C_0$ ) pode ser representado como variação não detectada pela escala de amostragem (CAMBARDELLA, et al., 1994), além de ser influenciada pelas características extrínsecas ao solo ocasionadas pela ação antrópica. Este parâmetro pode ser quantificado pela razão entre o efeito pepita e o patamar ( $C_0+C$ ), denominada de índice da dependência espacial (IDE), proposta por Cambardella et al. (1994). Pela Tabela 2, observou-se que o IDE apresentou valores próximos para as variáveis estudadas, sendo considerada uma dependência moderada (entre 25 e 75 %), explicado pelo preparo do solo, fato que influencia as variáveis avaliadas neste trabalho já que as mesmas apresentaram variações com o manejo do solo.

Com base nos parâmetros da tabela 2, foi realizado o mapeamento dos atributos avaliados utilizando-se o processo da krigagem ordinária pontual. Desse modo, foi utilizado um número de vizinhos de 16, que segundo Robertson (1998) é um número suficiente para realizar a interpolação dos dados. O raio geográfico, que representa o raio onde os valores são homogêneos entre si (ROBERTSON, 1998), foi definido segundo valores de alcance, que determinam a dependência espacial das variáveis. Os mapas de isocores dos atributos com relação às cotas, onde também são representados os pontos amostrais georreferenciados, são apresentados na figura 6. Observou-se na tabela 3 uma correlação negativa significativa a 1% entre a  $D_s$  e a produtividade, o que pode ser melhor visualizado comparando os mapas de produtividade e  $D_s$ , pois o lado esquerdo em relação ao sentido Sul-Norte apresentou menores valores para produtividade, e maiores valores para  $D_s$ , analisando o lado norte do mapa no mesmo sentido, acontece exatamente

um comportamento contrário para os dois mapas (Figura 6). As demais variáveis não apresentaram correlação linear significativa com a produtividade (Tabela 3), o que pode ser notado pela comparação dos mapas, pois locais onde a produtividade foi maior houve presença de valores altos, médios e baixos para VTP, Macro e Micro, não revelando assim uma possível influência de tais atributos na produtividade da pimenta-do-reino. Não foi evidenciada correlação entre os valores de cota e as demais variáveis, o que pode ser observado comparando os mapas de isocores.

Visando uma melhor interpretação dos mapas, com o auxílio do software ArcGIS 9 ArcMap™ Version 9.3, calculou-se a distribuição de frequências de áreas homogêneas (classes) em relação à área total. Os mapas para valores das variáveis foram divididas em 4 classe para possibilitar a análise, sem que houvesse prejuízo na informação sobre as mesmas.(Figura 6).

**TABELA 2** – Estimativa dos parâmetros dos modelos teóricos ajustados dos semivariograma para o volume total de poros (VTP), macroporos (Macro), microporos (Micro), densidade do solo (Ds) e produtividade da pimenta-do-reino.

Parâmetros	VTP	Macro	Micro	D <sub>s</sub>	Produtividade
	-----cm <sup>3</sup> cm <sup>-3</sup> -----			----g cm <sup>-3</sup> ----	---kg ha <sup>-1</sup> ----
Modelo	Esf.	Exp.	Esf.	Esf.	Esf.
Co	2,8 10 <sup>-4</sup>	5,5 10 <sup>-4</sup>	4,8 10 <sup>-4</sup>	2,5 10 <sup>-3</sup>	1,3 10 <sup>+6</sup>
Co+C	5,4 10 <sup>-4</sup>	9,1 10 <sup>-4</sup>	7,5 10 <sup>-4</sup>	4,7 10 <sup>-3</sup>	1,9 10 <sup>+6</sup>
A (m)	28,3	32,0	45,2	23,6	69,0
R <sup>2</sup> (%)	97,2	92,0	96,8	95,8	97,2
SQR	9,9 10 <sup>-10</sup>	4,4 10 <sup>-9</sup>	1,6 10 <sup>-9</sup>	7,1 10 <sup>-8</sup>	5,6 10 <sup>-11</sup>
IDE (%)	52,0	60,7	64,7	53,4	60,2
r	0,73	0,77	0,6	0,96	0,92
EPVC	0,2	0,24	0,24	0,1	0,16

Esf. – Esférico; Exp. Exponencial Co – Efeito Pepita; Co+C – Patamar; A – Alcance; R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação; SQR – Soma dos Quadrados do Resíduo; IDE – Índice de Dependência Espacial; r – Índice de correlação da Validação Cruzada; EPVC – Erro Padrão da correlação da validação cruzada.

O uso de semivariogramas cruzados nos permite avaliar a correlação espacial entre variáveis, ao contrário do semivariograma simples, os semivariogramas cruzados podem ser negativos (Figura 7). Um semivariograma cruzado negativo indica uma relação inversa entre duas variáveis. Optou-se por não ajustar modelos matemáticos aos semivariogramas cruzados, sendo estes utilizados com a finalidade de ratificar as distribuições espaciais observadas nos mapas (Figura 6).

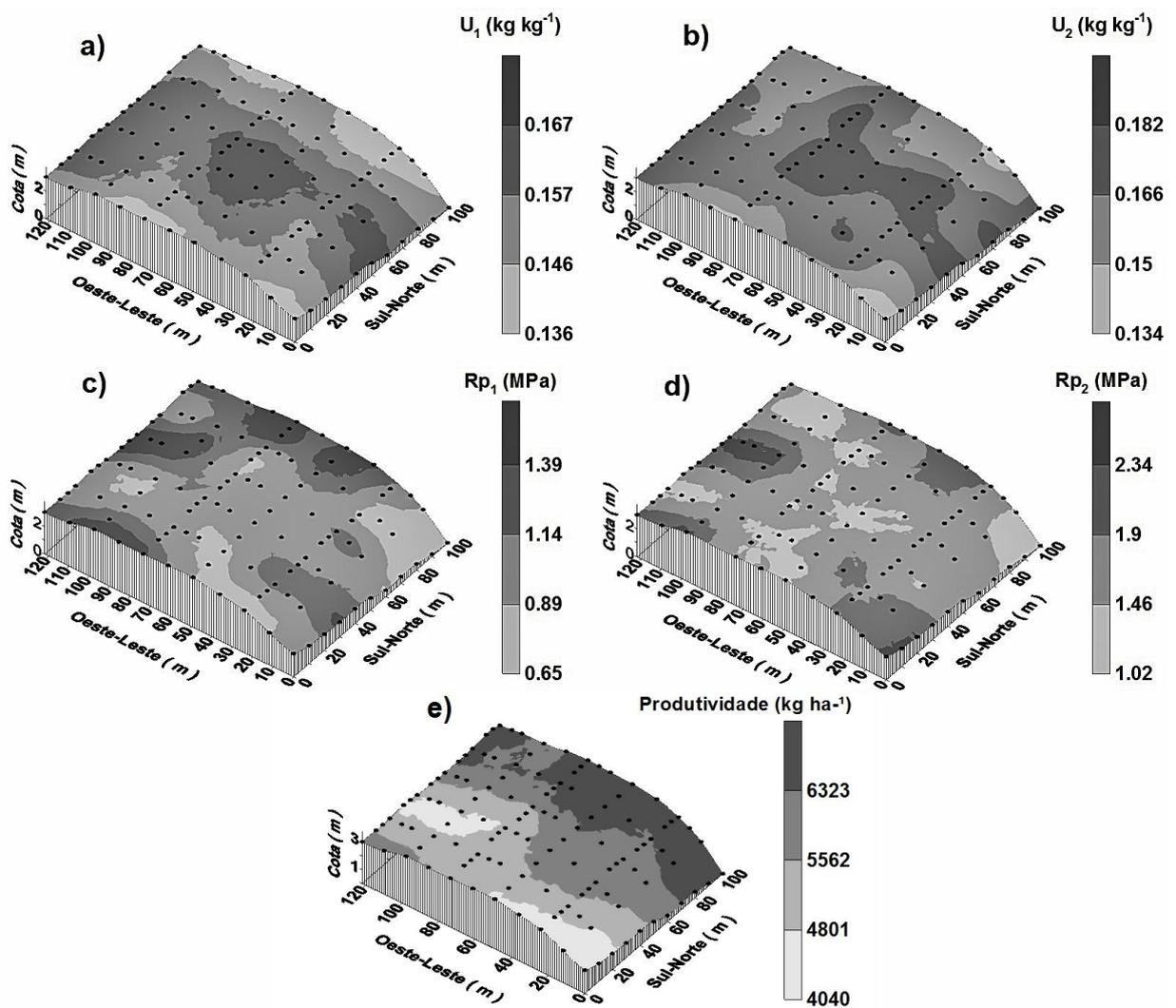
Analisando o mapa de isocores para a variável D<sub>s</sub> (Figura 6) percebeu-se uma relação inversa entre a variável e a produtividade, a região sul da área em estudo

apresentou maior produtividade e menores valores de Ds, fato também comprovado pela correlação linear significativa (Tabela 3). Tal comportamento pôde ser confirmado quando se analisa o semivariograma cruzado que demonstra relação inversa para as variáveis.

**TABELA 3** – Matriz de correlação da Produtividade da pimenta-do-reino com os atributos Volume total de poros (VTP), Macroporosidade (Macro), Microporosidade (Micro) e Densidade do solo (Ds).

	VTP	Macro	Micro	Ds	Produtividade
Produtividade	0,014	0,063	-0,072	-0,222*	---
Cotas	0,067	0,094	-0,049	0,016	-0,092

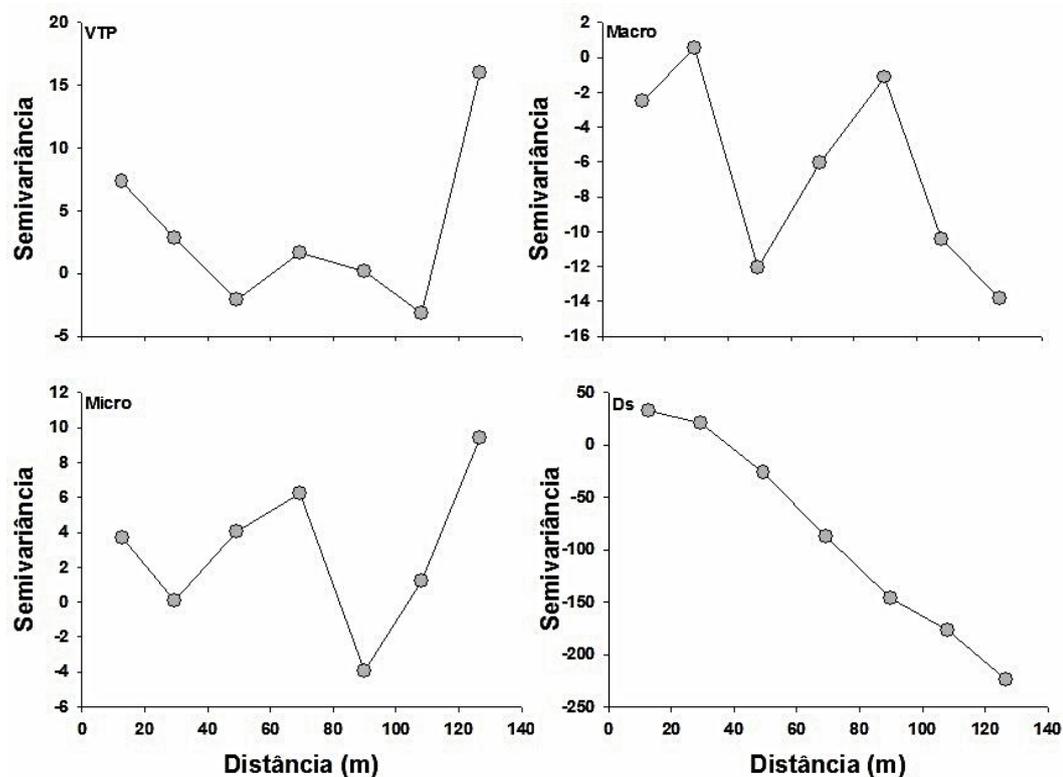
\*Significante a 5 % pela correlação de Pearson.



**FIGURA 6** – Mapas de isocores para os atributos Volume total de poros (a), Macroporosidade (b), Microporosidade (c), Densidade do solo (d) e Produtividade (e).

Os demais atributos, em relação à produtividade, não apresentaram uma correlação espacial bem definida (Figura 7), fato que também pôde ser observado nos mapas de isocores.

Os mapas confeccionados demonstraram a variabilidade espacial dos atributos ao longo da área em estudo. A utilização dos mesmos para a tomada de decisão para uso e manejo do solo e da água é de suma importância. Considerar valores médios acarretaria em uma provável oneração no cultivo de pimenta-do-reino para as condições estudadas.



**FIGURA 7** – Semivariograma cruzado entre a produtividade de Pimenta-do-reino e as demais variáveis.

## CONCLUSÕES

Todos os atributos estudados apresentaram moderado índice de dependência espacial, com alcance que variou de 23,6 a 45,2 m para os atributos físicos do solo e 69,0 m para a produtividade;

Não houve correlação linear e espacial entre os atributos e a produtividade, exceto para a densidade do solo que apresentou uma relação inversa;

Não houve correlação significativa para nenhum dos atributos avaliados e cota do terreno no presente estudo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM. **ACTION** - ESTATCAMP - São Carlos, Brasil, 2012.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

CAVALCANTE, E.G.S.; ALVES, M.C.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.31, p.1329-1339, 2007.

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.27, p.695-703, 2003.

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

EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. 2ª ed. Rio de Janeiro, Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. p.212.

EMPRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa CNPS, 2006

EPSTEIN, E.; BLOOM, A. **Nutrição mineral de plantas: Princípios e perspectivas**. 2.ed. Londrina, Planta, 2006. p.403.

HILLEL, D. **Solo e água: fenômenos e princípios físicos**. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1970.

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

GONTIJO, I.; DIAS JÚNIOR, M.S.; OLIVEIRA, M.S.; ARAUJO JÚNIOR, C.F.; PIRES, B.S.; OLIVEIRA, C.A. Planejamento amostral da pressão de Preconsolidação de um Latossolo Vermelho distroférico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.31, p.1245-1254, 2007.

GONTIJO, I.; DIAS JÚNIOR, M.S.; GUIMARÃES, P.T.G.; ARAUJO JÚNIOR, C.F. Atributos físico-hídricos de um latossolo de cerrado em diferentes posições de amostragem na lavoura cafeeira. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.32, p.2227-2234, 2008.

KERRY, R. & OLIVER, M.A. Determining the effect of asymmetric data on the variograma: II. Outliers. **Computers & Geosciences**, n.33, p.1233-1260, 2007.

LIMA, C.G.R.; CARVALHO, M.P.; MELLO, L.M.M.; LIMA, R.C. Correlação Linear e Espacial Entre a Produtividade de Forragem, a Porosidade Total e a Densidade do Solo de Pereira Barreto (Sp). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.31, p.1233-1244, 2007a.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; QUARTEZANI, W.Z. Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de pimenta-do-reino. **Engenharia na Agricultura**, v.15, n.3, p. 290-298, 2007b.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; DA ROCHA, W.; OLIVEIRA, P.C.; QUARTEZANI, W. Z. Análise espacial de atributos químicos do solo e da produção da cultura pimenta-do-reino (*piper nigrum*, l.). **Idesia**, v.28, n. 2, p. 31-39, 2010.

NÓBREGA, N.E.F.; SILVA, J.G.F.; RAMOS, H.E.A.; PAGUNG, F.S. Balanço hídrico climatológico e classificação climática de Thornthwaite e Köppen para o município de São Mateus – ES. In: **XVIII Congresso Nacional de Irrigação e Drenagem**. São Mateus – ES, 2008. Disponível em <[http://hidrometeorologia.incapere.gov.br/arquivos\\_pdf/publicacoes/CONIRD/1569\\_sao\\_mateus.pdf](http://hidrometeorologia.incapere.gov.br/arquivos_pdf/publicacoes/CONIRD/1569_sao_mateus.pdf)> Acesso em 02/05/2012.

PREZOTTI, L.C.; GOMES, J.A.; DADALTO, G.G.; OLIVEIRA, J.A. de. **Manual de Recomendação de Calagem e Adubação para o Estado do Espírito Santo**. 5ª aproximação. Vitória, ES, SEEA/INCAPER/CEDAGRO, 305p. 2007.

QUEIROZ, J.E.; CRUCIANI, D.E.; LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea, no município de Piracicaba, Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**., n.3, p.135-139, 1999.

ROBERTSON, G.P. **GS<sup>+</sup>: Geostatistics for the environmental sciences**. Versão 5.03 Beta, Plainwell, Gamma Design Software, 1998. p.152.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, n.22, p.115-122, 1998.

SECUNDINO, W. **Novo Plano Estratégico de Desenvolvimento da Agricultura Capixaba – PEDEAG: Estudo Setorial – Pimenta-do-reino e especiarias**. Vitória – ES, 2007. p.20.

SILVA, S.R.; BARROS, N.F.; COSTA, L.M.; Atributos Físicos de Dois Latossolos Afetados Pela Compactação do Solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.10, n.4, p.842-847, 2006.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: Complete samples. **Biometrika**, n.52, p.591-611, 1965.

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

SOUZA, Z. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BENTO, M. J. C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. Campina Grande. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. v.8, n.1, p.51-58, 2004.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D.R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.47, n.1, p.175-184, 1983.

VELOSO, C.A.C.; MURAOKA, T. Diagnosis of macronutrient deficiency symptoms in black pepper (*Piper nigrum*, L.). **Scientia Agrícola**. (Piracicaba, Braz.), v.50, n.2, p.232-236, 1993.

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

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

### **2.3. ESTUDO DA CORRELAÇÃO LINEAR E VARIABILIDADE ESPACIAL DA RESISTÊNCIA DO SOLO À PENETRAÇÃO E PRODUTIVIDADE DE PIMENTA-DO-REINO**

#### **RESUMO**

A compactação do solo pode influenciar de forma negativa a produtividade das culturas, pois o desenvolvimento radicular está ligado ao desenvolvimento e crescimento vegetal. Uma das formas de avaliar a compactação dos solos é pelo estudo da resistência do solo ao penetrômetro, que quando apresenta valores acima de 2,0 MPa são considerados limitantes para o desenvolvimento de raízes para maioria das culturas, atrapalhando seu rendimento. A cultura da pimenta-do-reino é considerada uma importante fonte de renda para o estado do Espírito Santo, onde se destaca o município de São Mateus que é considerado um dos maiores produtores nacionais da cultura e representa 77,2 % da produção estadual. Foram coletadas 126 amostras indeformadas, por meio de um grid amostral retangular em uma área de 1,2 ha. Com a utilização da Geoestatística, ajustou-se o modelo que melhor explica o comportamento da variável, sendo posteriormente interpolados para a confecção dos mapas de isocores. Todas as variáveis apresentaram moderada dependência espacial, com exceção da resistência do solo à penetração na camada de 0,20-0,40. O modelo esférico foi ajustado para todas as variáveis com o alcance variando de 22,2 a 69 m, com exceção da umidade na camada de 0,20-0,40 que apresentou um alcance de 63,9 m. Não houve correlação linear entre os atributos e a produtividade, assim como com a cota do terreno.

Palavras-chave: Variabilidade espacial, compactação, umidade do solo, geoestatística, *Piper nigrum* L..

## ABSTRACT

Soil compaction can negatively affect crop yields, because root development is linked to development and plant growth. One way to evaluate the soil compaction and for the study of soil penetration resistance, when present values above 2.0 MPa are considered critical for the development of root crops for most disturbing yield. The culture of black pepper is considered an important source of income for the state of Espírito Santo, where stands the city of São Mateus, which is considered one of the largest domestic producers of culture and represents 77.2 % of state production. The 126 soil samples were collected through a sampling grid into a 1.2 ha. With the use of geostatistics, set the model that best explains the behavior of the variable, and then interpolated to the making of maps isocores. All variables showed moderate spatial dependence, with the exception of resistance to penetration in the layer of 0.20 to 0.40. The spherical model was adjusted for all variables with the range varying from 22.2 to 69 m, with the exception of moisture in the layer from 0.20 to 0.40 which had a reach of 63.9 m. There was no linear correlation between the attributes and productivity, as well as the share of the land was not correlated with the physical attributes and yield of black pepper.

**Keywords:** Spatial variability, soil compaction, water content, geostatistics, *Piper nigrum* L.

## INTRODUÇÃO

O Estado do Espírito Santo ocupa o segundo lugar no ranking nacional de produção de pimenta-do-reino, sendo responsável por 15 % da produção nacional. Este cultivo se concentra no município de São Mateus, região norte do estado, que representa 77,2 % da produção estadual (SECUNDINO, 2007). A pimenta-do-reino tem sua origem de regiões tropicais da Índia e se caracteriza por ser uma espécie perene, arbustiva e trepadeira. Seus frutos são a parte da planta de maior interesse por ser uma das especiarias mais consumidas no mundo agregado a um alto valor comercial (VELOSO & MURAOKA, 1999).

O monitoramento da qualidade do solo por atributos físicos é determinante na manutenção e avaliação da sustentabilidade dos sistemas agrícolas, dentre eles a compactação do solo (BLEUTER et al. 2001), que pode ser limitante para o desenvolvimento de uma cultura. A resistência do solo a penetração é um dos atributos mais utilizados para se avaliar essa compactação do solo por apresentar boa correlação com o crescimento radicular (ROQUE et al., 2008) e por ser mais eficiente na identificação de estados de compactação comparada à densidade do solo (SILVA, 2003). Ralisch & Tavares Filho (2002) afirmam que a compactação provoca significativas reduções na produtividade e acréscimos nos custos.

As consequências da compactação se manifestam no solo e na planta, pois na compactação do solo há aumento de massa por unidade de volume,

consequentemente, maior densidade do solo e resistência do solo à penetração, com redução linear da porosidade total e da macroporosidade (STONE et al., 2002).

A resistência do solo à penetração é influenciada pela umidade do solo, textura e pela condição estrutural do solo (TARDIEU, 1994). Na determinação da resistência do solo à penetração, são utilizados diversos penetrômetros, o que tem dificultado a interpretação dos resultados. A ampla utilização de penetrômetro é devido a sua facilidade de manuseio, obtenção rápida de resultados, como também a medição em pequenos incrementos de profundidade. Assim, Herrick & Jones (2002) recomendam a utilização de penetrômetros estáticos com velocidade constante de penetração tanto por sua maior precisão como também para padronizar as determinações.

Um diagnóstico qualitativo da distribuição espacial de atributos do solo como a resistência à penetração e teor de umidade do solo ganha importância, não só para auxiliar a verificação da qualidade do manejo utilizado, mas também para auxiliar o estabelecimento de limites de compactação que não afetem o desenvolvimento radicular das plantas.

Objetivou-se descrever a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e teor de água no solo em uma lavoura de pimenta-do-reino (*Piper nigrum* L.) no município de São Mateus (ES), bem como determinar a correlação linear entre os atributos e a produtividade da cultura assim com a cota do terreno.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

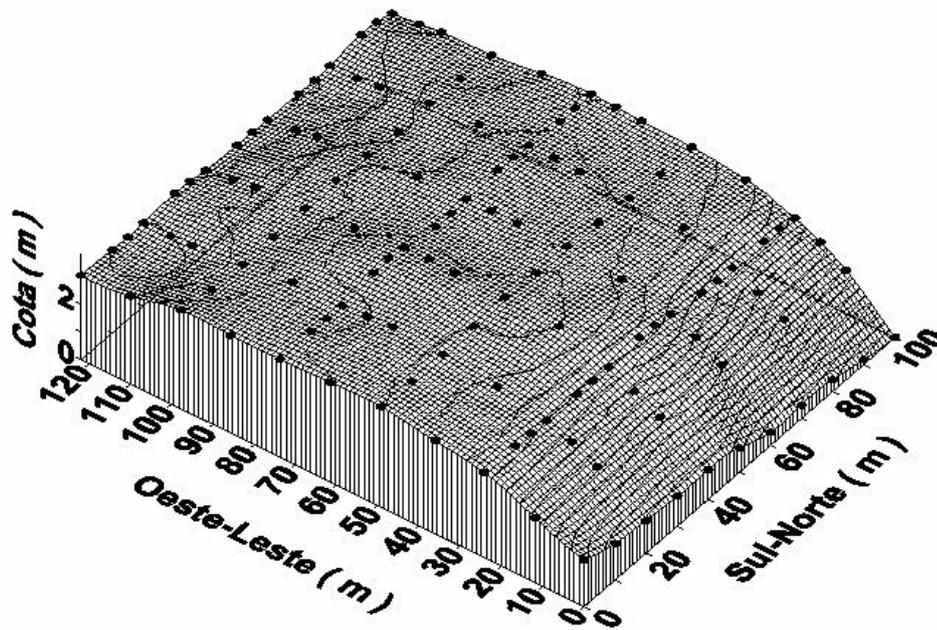
O estudo foi conduzido em uma lavoura de pimenta-do-reino (*Piper nigrum* L.) da variedade Bragantina, sob espaçamento de 3,0 x 1,8 m (1.852 plantas ha<sup>-1</sup>), em regime de irrigação por microaspersão, localizado no município de São Mateus, Norte do Estado do Espírito Santo, localizada a 18°42' de latitude Sul e 39° 51' de longitude Oeste. A área apresenta de 3 a 10 % de declividade e altitude de 30 m em média. O clima do município de São Mateus é Aw, segundo classificação de Köppen, caracterizado por clima tropical úmido, com inverno seco e chuvas máximas no verão, com uma precipitação média anual de 1.200 mm, que se concentra entre os meses de novembro a janeiro. A temperatura média anual é de 23°C, e as médias máximas e mínimas são de 29°C e 18°C, respectivamente (NÓBREGA et al., 2008). O solo é um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, de textura média, com

teores de argila, silte e areia, de 344, 113 e 543 g kg<sup>-1</sup> respectivamente, conforme classificação apresentada pela Embrapa (2006).

Na ocasião da implantação da lavoura foi realizada a correção do solo com a aplicação de 2.000 kg ha<sup>-1</sup> de calcário dolomítico. No plantio, para cada metro de sulco, foram aplicados 5 kg de uma mistura curtida nas proporções de 3:2 de palha de café com esterco de galinha, além de 300 g de superfosfato simples. Na formação da lavoura, no primeiro ano após o plantio, foram realizadas adubações mensais do formulado 25-00-25 com doses crescentes de 20 g planta<sup>-1</sup> até o limite de 50 g planta<sup>-1</sup>. As adubações anuais de produção a partir do segundo ano após o plantio, foram parceladas em quatro aplicações do formulado 25-00-25, conforme recomendações técnicas baseadas em análises de solo.

As análises de solo foram realizadas no Laboratório de Física do Solo do Centro Universitário Norte do Espírito Santo da Universidade Federal do Espírito Santo (CEUNES/UFES). Foi instalada uma malha retangular de 100 x 120 m (12.000 m<sup>2</sup>) com 126 pontos georreferenciados com distância mínima de 5x5 m (Figura 1). Para georreferenciamento da área, foi utilizado um par de receptores GPS TechGeo<sup>®</sup>, modelo GTR G<sup>2</sup> geodésico. Os dados após serem processados pela Rede Brasileira de Monitoramento Contínuo (RBMC) do IBGE apresentaram precisão de 10 mm + 1 ppm.

A resistência do solo ao penetrômetro (Rp) foi determinada por meio de medidor automatizado de compactação do solo Falker TLG5200 em profundidade de 0,00 – 0,40 m nos pontos demarcados na projeção da copa da planta e os dados foram armazenados no próprio aparelho. Esses dados foram trabalhados em software Penetrolog v.1.22, e foram obtidos mediante valores médios nas profundidades de 0,00-0,20 m e 0,20-0,40 m. O teor de água (U) no solo foi analisado conforme Embrapa (1997), nas profundidades de 0,00-0,20 m (U<sub>1</sub>) e 0,0-0,40 m (U<sub>2</sub>). Para a realização da análise dos atributos físicos do solo, foram coletadas amostras nas profundidades pré-determinadas na projeção copa da planta referente a cada ponto amostral. Para a avaliação da produtividade, coletou-se toda produção da planta referente ao ponto amostral e das suas plantas vizinhas (planta à direita e à esquerda), onde foi obtida uma média para o ponto amostral obtendo-se uma média para o ponto. Com os valores calculou-se a produtividade em relação a 1.852 plantas ha<sup>-1</sup>.



**FIGURA 1** – Modelo de elevação digital da área estudada com os respectivos locais de amostragem.

Para determinação da existência ou não de tendência dos dados, analisaram-se dois gráficos de dispersão dos valores dos atributos, na direção Sul-Norte (Figura 2) e na direção Oeste-Leste (Figura 3) da malha amostral. Para analisar se houve ou não a presença de pontos candidatos a “*outliers*” entre os dados das variáveis estudadas, foi feita análise do ordenamento dos valores de acordo com quartil inferior e superior dos mesmos. A partir de tais valores calculou-se o desvio interquartílico (DQ) e se estabeleceu os limites inferiores (Li) e superiores (Ls), referentes a  $1,5DQ$  para cima (Ls) em relação ao  $Q_{75\%}$  e  $1,5DQ$  para baixo (Li) em relação ao  $Q_{25\%}$ . Observações que apresentaram afastamento superior a  $1,5DQ$ , para cima ou para baixo, são consideradas atípicas, ou possíveis “*outliers*”. Após determinar tais valores, realizou-se um estudo dos mesmos em relação aos pontos vizinhos. Nos pontos considerados discrepantes em relação à vizinhança, procedeu-se com a retirada dos dados para a realização das análises exploratória e descritiva, e a análise de dependência espacial com o novo conjunto de dados sem a presença de “*outliers*” (KERRY & OLIVER, 2007). A normalidade foi verificada utilizando o teste de Shapiro-Wilk (1965) a 5 % de probabilidade (W e valor de p) e analisada pelo gráfico de distribuição de frequências (Figura 4). Para cada atributo avaliado, efetuou-se a análise descritiva, em que foram calculados a média, mediana, valores mínimos e máximos, desvio padrão, coeficiente de variação, curtose e assimetria. O estudo da correlação entre os atributos foi realizado o valor de p de Pearson a 5 %

de significância. Para tais análises foi utilizado o software estatístico Action v. 2.3 (ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM, 2012). Para cálculo do erro padrão para curtose e assimetria utilizou-se o software GS+ (ROBERTSON, 1998).

Os resultados foram submetidos à análise Geoestatística, visando definir o modelo de variabilidade espacial das variáveis envolvidos nesse estudo, obtendo-se assim os semivariogramas e posteriormente mapeamento dos atributos. A análise da dependência espacial foi realizada utilizando ferramentas geoestatísticas com auxílio do software GS+ (ROBERTSON, 1998), que foi utilizado para obtenção dos semivariogramas e dos mapas de isocores dos atributos estudados. Os dados foram interpolados por meio da técnica da krigagem, a qual utiliza os parâmetros do semivariograma. Para a obtenção do melhor ajuste dos modelos matemáticos aos semivariogramas foi utilizado o método de validação cruzada, o menor valor da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e o maior coeficiente de determinação múltipla ( $R^2$ ) do ajuste dos modelos teóricos aos variograma experimentais, nesta ordem de importância. A validação cruzada é uma ferramenta utilizada para avaliar modelos alternativos de semivariogramas simples e cruzados, que servirão de base para a realização da krigagem.

Na avaliação da validação cruzada, cada ponto contido dentro do domínio espacial é retirado, sendo seu valor estimado. Dessa forma, pode se construir um gráfico de valores estimados versus observados, para todos os pontos. A eficiência do ajuste pode ser observada pelo coeficiente de correlação ( $r$ ) entre tais valores que expressa a precisão do semivariograma na interpolação dos dados, e pela equação de regressão linear em questão e seu erro padrão (SE) (ROBERTSON, 1998).

Foi calculado o índice de dependência espacial (IDE), que é a proporção em percentagem do efeito pepita ( $C_0$ ) em relação ao patamar ( $C_0+C$ ), dada pela equação  $IDE=(C_0/C_0+C)100$  que, de acordo com Cambardella et al. (1994), apresenta a seguinte proporção: (a) dependência forte < 25 %; (b) dependência moderada de 25 a 75 % e (c) dependência fraca > 75 %.

A análise Geoestatística foi utilizada para verificar a dependência espacial das variáveis, segundo Vieira (2000). Foram confeccionados semivariogramas, os quais foram considerados os modelos: esférico, exponencial, linear e gaussiano, partindo das pressuposições de estacionaridade da hipótese intrínseca e do cálculo da semivariância, estimada conforme equação 1:

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

em que  $N(h)$  é o número de pares experimentais de observações  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i + h)$ , separados por uma distância  $h$ . O semivariograma é representado pelo gráfico  $\gamma^*(h)$  que corresponde a semivariância versus a distância  $h$ .

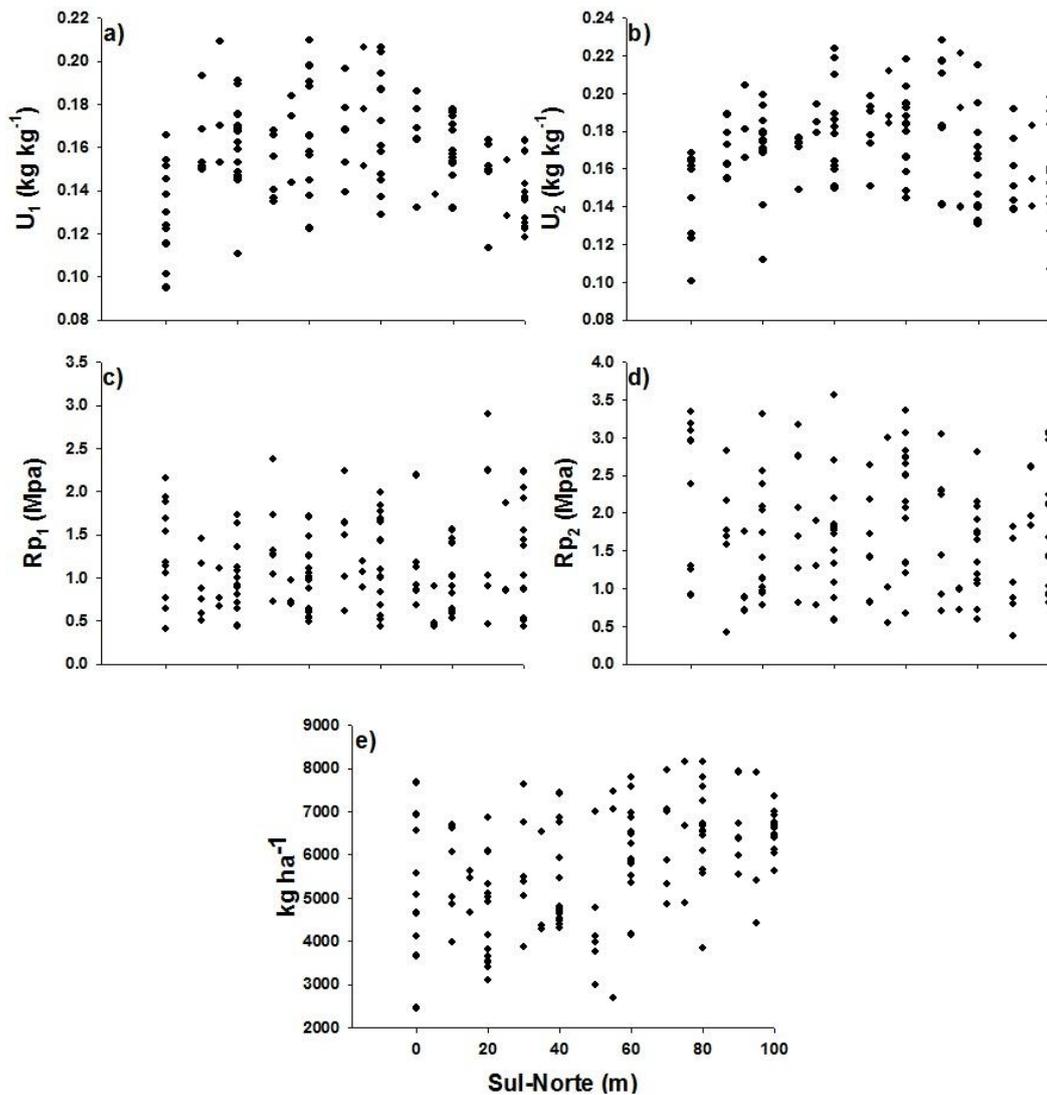
Os parâmetros do semivariograma, efeito pepita ( $C_0$ ); patamar ( $C_0 + C$ ) e alcance ( $A$ ) foram obtidos através do ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de  $\gamma^*(h)$ .

Os mapas de isocores depois de confeccionados foram submetidos à análise pelo software ArcGis 9 ArcMap™ Version 9.3, para determinação da área das classes presentes no mapa. Com a finalidade de facilitar o estudo, a área foi representada em percentagem.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Pontos considerados “*outliers*” foram excluídos do conjunto de dados, a tabela 1 faz referência ao novo conjunto de dados para cada variável estudada. Valores discrepantes “*outliers*” influenciam negativamente no processo de interpolação mediante a krigagem, podendo haver super ou subestimação dos valores, o que nos revela uma distribuição espacial que não é real (CRESSIE, 1993). Para exclusão dos valores candidatos a “*outliers*” foram utilizados os quartis. Para a produtividade foi excluído um ponto que representa 0,8 % dos 126 pontos que representam a malha amostral total. Já para foram retirados 4 pontos que representam 3,2 % do total. Para  $U_2$  e  $Rp_2$  os 5 valores excluídos representaram 4 %, e para  $Rp_1$  5,6 % do total referente aos 7 “*outliers*” encontrados.

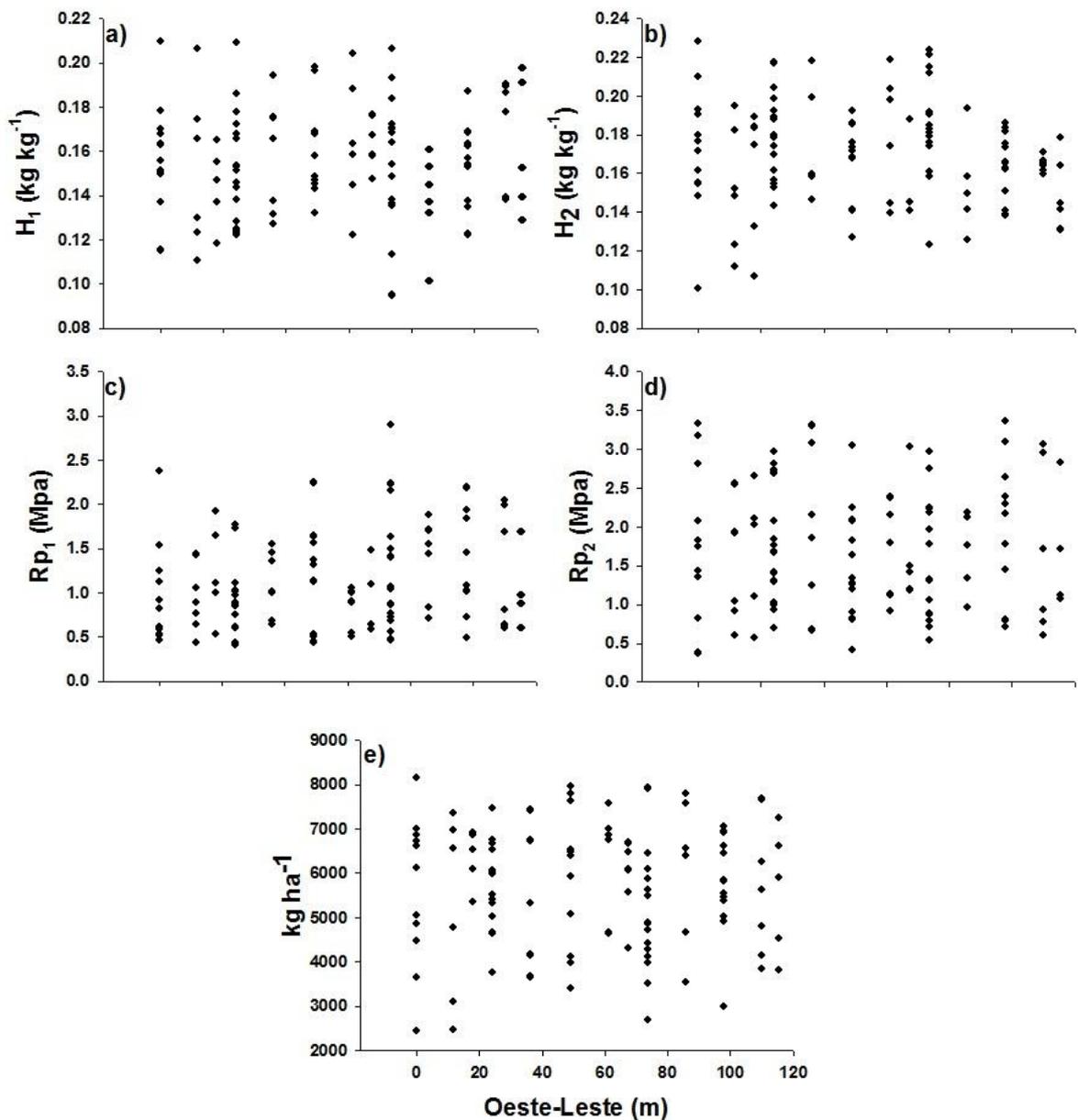
O estudo de tendência dos dados realizado a partir das figuras 2 e 3 não revelaram agrupamento dos dados em locais da malha amostral ou mesmos espaços vazios na distribuição dos valores nas linhas ou colunas da malha amostral, o que confirmou a hipótese de não haver tendência nos dados para as variáveis em estudo. Em seguida procedeu-se a análise descritiva e Geoestatística dos dados.



**FIGURA 2** – Gráfico de dispersão de dados por coluna dos atributos Umidade 0,00 a 0,20 m (a), Umidade 0,20 a 0,40 m (b), Resistência do solo ao penetrômetro 0,00 a 0,20 m (c), Resistência do solo ao penetrômetro 0,20 a 0,40 m (d), e Produtividade (e).

O número real de dados utilizados para o estudo geoestatístico é também apresentado na tabela 1, toda a análise descritiva e análise Geoestatística levaram em consideração esses dados. A distribuição de frequência dos dados pode ser observada na figura 4, que demonstra o agrupamento de valores divididos em classes. A normalidade dos dados foi confirmada pela análise do teste de Shapiro-Wilk a 5 % de probabilidade. Fator esse representado pelo valor de p apresentando valores menores do que 0,05, apresentando-se significantes ao teste citado acima para as todas as variáveis, exceto para a umidade nas duas camadas (U<sub>1</sub> e U<sub>2</sub>). Roque et al. (2008), também evidenciaram uma a ausência de normalidade dos dados para a resistência do solo ao penetrômetro para a camada de 0,00 a 0,20 m e normalidade para a umidade na mesma camada para um Latossolo Vermelho distroférico típico com cultivo de feijoeiro irrigado. Lima et al. (2010) encontraram

uma distribuição normal para a produtividade de cultivo de pimenta-do-reino sob Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, mas foi utilizado o teste de Kolmogorov-Smirnov que é considerado menos rigoroso do que o de Shapiro-Wilk (AQUINO & DUARTE, 1986) utilizado no presente estudo, o que pode explicar tal divergência. Mas de acordo com Cavalcante et al. (2007), a normalidade dos dados não é pré-requisito para a aplicação da Geoestatística, o que deve se evidenciar é se há a ocorrência do efeito proporcional.



**FIGURA 3** - Gráfico de dispersão de dados por linha dos atributos Umidade 0,00 a 0,20 m (a), Umidade 0,20 a 0,40 m (b), Resistência do solo ao penetrômetro 0,00 a 0,20 m (c), Resistência do solo ao penetrômetro 0,20 a 0,40 m (d), e Produtividade (e).

**TABELA 1** – Estatística descritiva e teste de normalidade para as variáveis Resistência do solo ao penetrômetro 0,00 a 0,20 m ( $R_{p1}$ ), Resistência do solo ao penetrômetro 0,20 a 0,40 m ( $R_{p2}$ ), Umidade 0,00 a 0,20 m ( $U_1$ ), Umidade 0,20 a 0,40 m ( $U_2$ ) e Produtividade.

<b>Parâmetro Estatístico</b>	<b><math>U_1</math></b>	<b><math>U_2</math></b>	<b><math>R_{p1}</math></b>	<b><math>R_{p2}</math></b>	<b>Produtividade</b>
	-----Kg kg <sup>-1</sup> -----		-----MPa-----		-----kg ha <sup>-1</sup> -----
<b>n<sup>(1)</sup></b>	122	121	119	121	125
<b>Média</b>	0,156	0,17	1,22	1,73	5721
<b>Mediana</b>	0,154	0,172	1,02	1,70	5885
<b>Variância Amostral</b>	0,0006	0,0006	0,27	0,66	1882384
<b>Desvio Padrão</b>	0,024	0,025	0,52	0,81	1372
<b>CV (%)<sup>(2)</sup></b>	15,4	14,7	42,7	46,9	23,6
<b>Mínimo</b>	0,095	0,101	0,41	0,37	2428
<b>Máximo</b>	0,21	0,23	2,49	3,56	9136
<b>Amplitude</b>	0,115	0,128	2,49	3,19	6708
<b>Q<sub>25%</sub><sup>(3)</sup></b>	0,14	0,15	0,70	1,02	4671
<b>Q<sub>75%</sub><sup>(4)</sup></b>	0,17	0,19	1,47	2,24	6728
<b>Assimetria</b>	0,128	-0,115	0,837	0,398	-0,310
<b>EPA<sup>(5)</sup></b>	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22
<b>Curtose</b>	-0,147	-0,002	0,223	-0,875	-0,600
<b>EPC<sup>(6)</sup></b>	0,43	0,44	0,43	0,44	0,43
<b>Valor de p</b>	0,653*	0,796*	0,001	0,001	0,033

(1) - número de amostras analisadas; (2) - Coeficiente de Variação; (3) Quartil inferior; (4) Quartil superior; (5) - Erro Padrão da Assimetria; (6). Erro Padrão da Curtose \*Distribuição normal a 5 % de probabilidade para o teste de Shapiro – Wilk.

A simetria da curva de distribuição de frequência dos dados pôde ser testada pelo coeficiente de assimetria e pelas medidas de posição média e mediana. Valores de coeficiente de assimetria, média e mediana podem ser visualizadas na tabela 1 e a figura 4 que nos demonstra a distribuição de frequência para as variáveis estudadas. Para umidade nas duas camadas houve simetria, pois os valores de coeficiente de assimetria, com auxílio do erro padrão para interpretação do coeficiente, se aproximou de 0 (zero), tendo a  $U_2$  uma leve tendência a uma assimetria a direita ou negativa e a  $U_1$  a esquerda ou positiva. Mas ressalta-se que ambas podem ser consideradas simétricas, o que já não acontece para a resistência do solo ao penetrômetro para as duas camadas e a produtividade. Essa constatação foi comprovada pela proximidade dos valores da média e da mediana para os teores

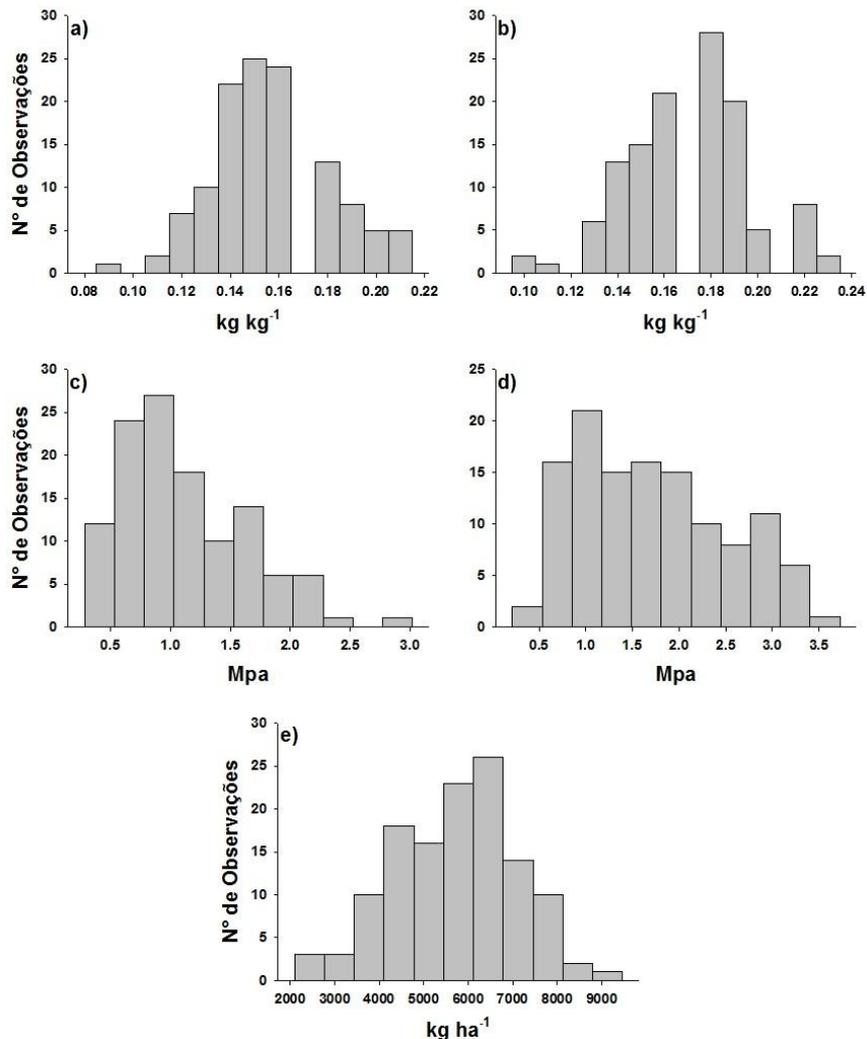
de umidade do solo, diferentemente do observado para os demais atributos estudados. Analisando o coeficiente de curtose, com o auxílio do erro padrão, classificou-se a curva de distribuição de frequências da umidade nas duas camadas e a  $Rp_1$  como mesocúrtica por apresentar valores próximos a 0 (zero). Para  $Rp_2$  e produtividade a curva classificou-se como platicúrtica, por apresentar valores de coeficiente de curtose negativos. Tais análises são importantes para o conhecimento do comportamento das variáveis em estudo para a escolha do modelo ideal para os semivariogramas que são ferramenta fundamental para a interpolação dos dados por meio de krigagem para a confecção de mapas (VIEIRA, 2000), mas não são pré-requisitos para a confecção de semivariogramas (CRESSIE, 1993).

Valores que expressam medidas de dispersão dos dados como Amplitude, valor Máximo e valor Mínimo permitem evidenciar erros de amostragem ou mesmo erros de digitação. Analisando os índices de cada variável, pôde-se afirmar não existirem possíveis erros, pois os dados foram previamente trabalhados no sentido de retirar pontos possíveis candidatos a “*outliers*”. Warrick & Nielsen (1980) propuseram limites para o coeficiente de variação que é uma relação entre o desvio padrão e a média expressa em porcentagem mais usualmente analisada do que o próprio desvio-padrão e a variância amostral. Todas as variáveis apresentaram variância moderada, como está expresso pelo coeficiente de variação na Tabela 1.

Os valores de média para  $Rp_1$  e  $Rp_2$  bem como a mediana estão abaixo de 2,00 Mpa, que seria o valor restritivo ao desenvolvimento para a maioria das cultivares, segundo Silva et al. (1994), apesar dos valores máximos acusarem valores superiores a esse limite estabelecido, no entanto não são representativos quanto ao valor médio em conjunto com os valores medianos.

Para todas as variáveis o melhor modelo obtido foi o esférico, exceto para a  $U_2$  que foi melhor representado pelo modelo exponencial (Figura 5). Roque et al. (2008) também ajustaram umidade e resistência do solo ao penetrômetro com o modelo esférico, o que pode ser explicado pelo método de preparo do solo ter sido parecido. Já Lima et al. (2007) ajustaram modelos lineares para produtividade, mas utilizaram uma malha amostral de 76 pontos amostrais em 0,1 ha. Os dois modelos são utilizados com frequência por pesquisadores para descrever o comportamento de semivariogramas de atributos do solo e das plantas (SALVIANO et al., 1998). Avaliou-se a validação dos modelos pelo índice de correlação ( $r$ ) entre os pontos reais e estimados, com auxílio do erro padrão, para a umidade nas duas camadas e

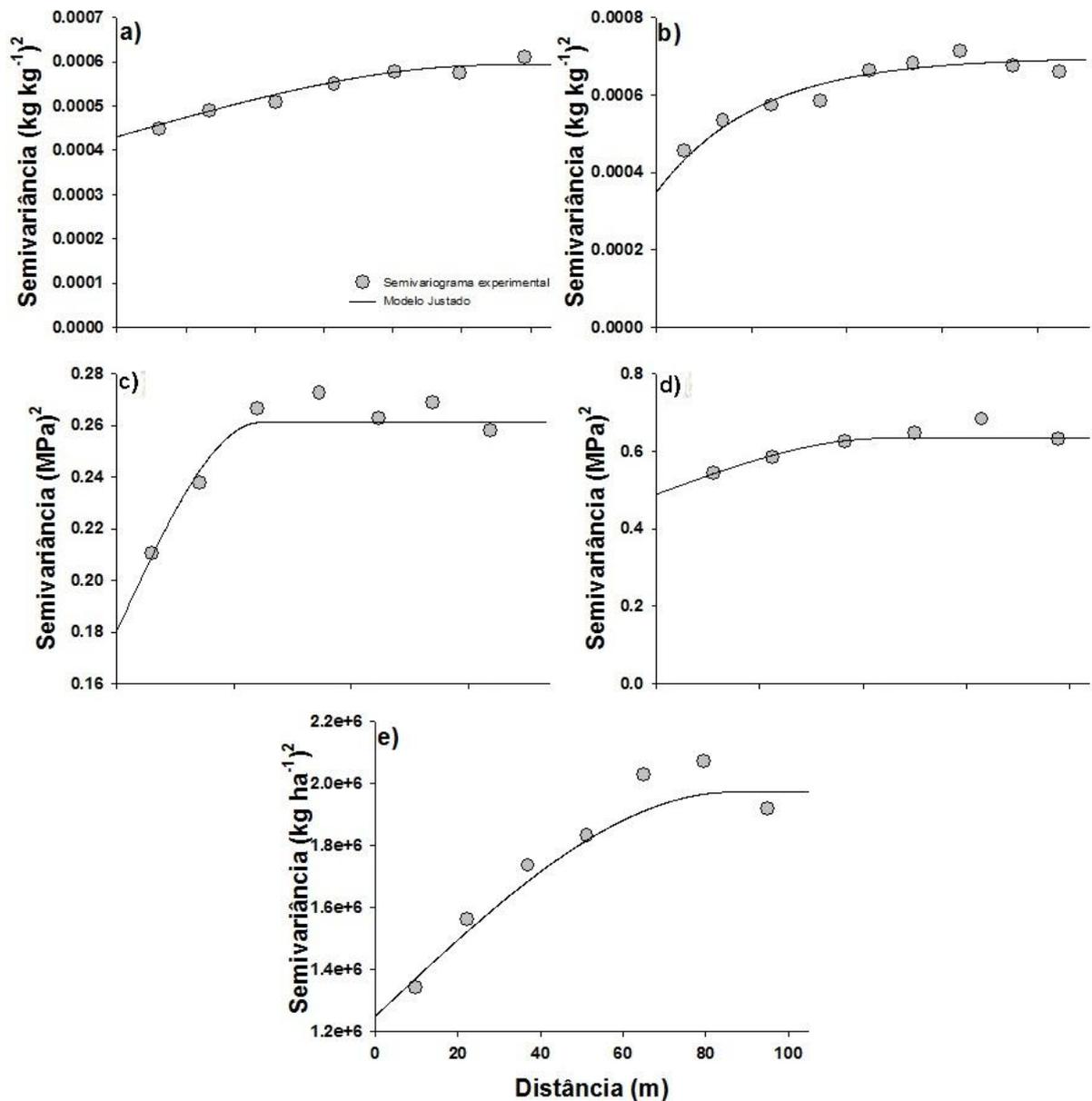
a produtividade se aproximou de 1,00, para resistência no solo ao penetrômetro, considerando o erro padrão, se aproximaram de 0,9 (Tabela 2). Roque et al. (2008) estudando a mesma variável em Latossolo Vermelho distroférrico típico com cultivo de feijoeiro irrigado encontrou valores semelhantes para umidade e resistência do solo ao penetrômetro na camada de 0,00 a 0,20 m.



**FIGURA 4** – Distribuição de frequências para o número de observações dos atributos Umidade 0,00 a 0,20 m (a), Umidade 0,20 a 0,40 m (b), Resistência do solo ao penetrômetro 0,00 a 0,20 m (c), Resistência do solo ao penetrômetro 0,20 a 0,40 m (d), e Produtividade (e).

Valores de soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) presentes na tabela 2 também auxiliaram na escolha do modelo ideal. Os alcances variaram de 22,2 a 69,0 metros, revelando a abrangência da dependência espacial na área estudada. A variável  $U_1$  apresentou um alcance de 55,1 m que corrobora valores encontrados por Roque et al. (2008). Já para  $Rp_1$  os autores encontraram valores semelhantes aos obtidos no presente estudo. O efeito pepita

(Co) pode ser representado como variação não detectada pela amostragem, como a influência do uso e manejo do solo que se apresentam como uma variabilidade não explicada entre os parâmetros do semivariograma. Já o patamar (Co + C) nos indica a semivariância em relação ao alcance.



**FIGURA 5** – Semivariogramas ajustados e modelos experimentais para os atributos Umidade 0,00 a 0,20 m (a), Umidade 0,20 a 0,40 m (b), Resistência do solo ao penetrômetro 0,00 a 0,20 m (c), Resistência do solo ao penetrômetro 0,20 a 0,40 m (d), e Produtividade (e).

A determinação destes parâmetros possibilitou a determinação do índice de dependência espacial (IDE). Segundo classificação de Cambardella et al. (1994), observou-se dependência moderada para as variáveis analisadas, com exceção da

Rp<sub>2</sub> que apresentou uma baixa dependência espacial fato que pode ser associado ao preparo do solo que é realizado normalmente até a camada de 0,00 a 0,20 m.

**TABELA 2** - Parâmetros, índice de dependência espacial (IDE), modelos teóricos ajustados dos semivariograma dos atributos.

Parâmetros	U <sub>1</sub>	U <sub>2</sub>	Rp <sub>1</sub>	Rp <sub>2</sub>	Produtividade
<b>Modelo</b>	Esf.	Exp.	Esf.	Esf.	Esf.
<b>Co</b>	4,19	3,48	0,18	0,49	1,3 x 10 <sup>+6</sup>
<b>Co+C</b>	5,98	6,96	0,26	0,63	1,9 x 10 <sup>+6</sup>
<b>A (m)</b>	55,1	63,9	24,6	22,2	69,0
<b>R<sup>2</sup> (%)</b>	95,9	91,7	91,3	84,6	97,2
<b>SQR</b>	0,10	0,52	2,55 x 10 <sup>-4</sup>	2,67 x 10 <sup>-4</sup>	5,56 x 10 <sup>-11</sup>
<b>IDE (%)</b>	70,1	50,0	69,2	77,8	60,2
<b>r</b>	0,91	0,81	0,62	0,51	0,92
<b>EPC</b>	0,24	0,20	0,28	0,34	0,16

Esf. – Esférico; Exp. Exponencial Co – Efeito Pepita; Co+C – Patamar; A – Alcance; R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação; SQR – Soma dos Quadrados do Resíduo; IDE – Índice de Dependência Espacial; EPC – Erro Padrão da correlação da validação cruzada e r – coeficiente de correlação para a validação cruzada.

Para a interpolação de valores e confecção dos mapas foram utilizados os parâmetros presentes na tabela 2, por meio de krigagem ordinária pontual e utilização de um número de vizinhos de 16 que é um número suficiente para um resultado próximo da realidade que a área em estudo apresenta (ROBERTSON, 1998). Para o raio geográfico foi utilizado o alcance, que demonstra a dependência espacial das variáveis. Os mapas de isocores dos atributos com relação às cotas, onde também foram representados os pontos amostrais georreferenciados, são apresentados na figura 6.

**TABELA 3** – Matriz de correlação da Produtividade da pimenta-do-reino com os atributos Umidade 0,00 a 0,20 m (U<sub>1</sub>), Umidade 0,20 a 0,40 m (U<sub>2</sub>), Resistência do solo ao penetrômetro 0,00 a 0,20 m (Rp<sub>1</sub>), Resistência do solo ao penetrômetro 0,20 a 0,40 m (Rp<sub>2</sub>), e Produtividade.

	U <sub>1</sub>	U <sub>2</sub>	Rp <sub>1</sub>	Rp <sub>2</sub>	Produtividade
	----kg kg <sup>-1</sup> ----		-----MPa-----		----kg ha <sup>-1</sup> ----
<b>Produtividade (kg ha<sup>-1</sup>)</b>	-0,123	-0,065	0,11	0,086	---
<b>Cotas (m)</b>	0,021	0,047	0,124	0,012	-0,092

\*Significante a 5 % pela correlação de Pearson.

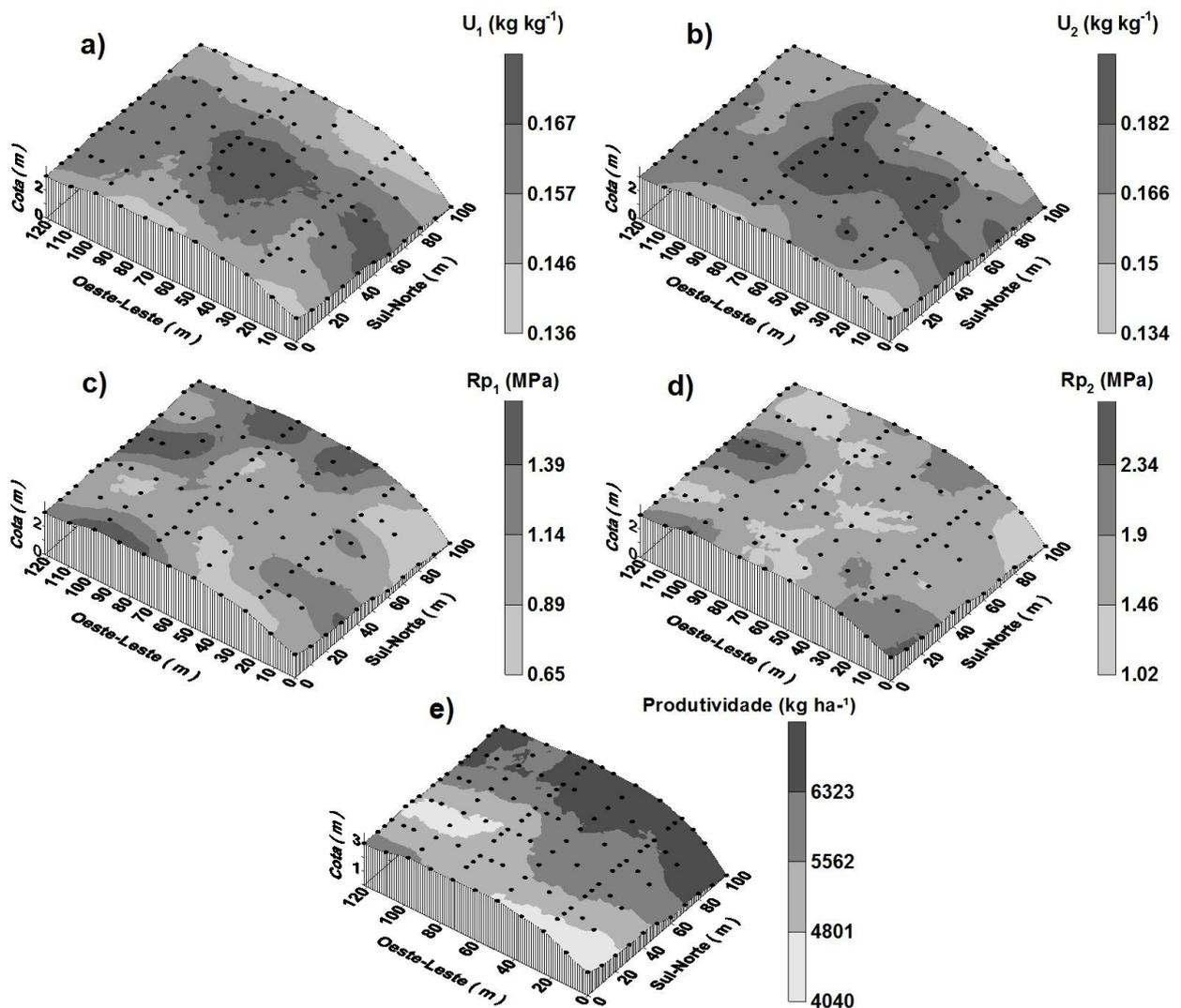
Previsivelmente, foi comprovada a orrerrelação linear para a umidade e a resistência ao penetrômetro nas camadas estudadas. Para U<sub>1</sub> e Rp<sub>1</sub> houve correlação negativa significativa ao teste de correlação de Pearson a 5 % de

probabilidade apresentando um valor de p de 0,017. O mesmo aconteceu também para  $U_2$  e  $Rp_2$  apresentando um valor de p de 0,002. Tal fato também foi evidenciado quando se comparou os mapas. Regiões onde há presença de valores altos para  $U_1$ , percebeu-se valores baixos para  $Rp_1$  e vice versa. O mesmo fato é notado para a comparação entre os mapas de  $U_2$  e  $Rp_2$ . Isso reforçou-se a ideia de que a resistência do solo ao penetrômetro depende da umidade presente no solo. De acordo com a tabela 3 não existe correlação linear entre a produtividade e cotas do terreno com a umidade e a resistência ao penetrômetro nas duas profundidades estudadas.

Os comportamentos das variáveis e da cota do terreno não influenciaram diretamente a produtividade da pimenta-do-reino para as condições em que o presente estudo foi avaliado, no entanto não foi analisada a associação entre as variáveis e sua influência na produtividade.

Altos valores de  $U_1$  e  $U_2$  coincidem nos mesmos locais do mapa, assim como baixos valores, o mesmo acontece para  $Rp_1$  e  $Rp_2$ . Já para a produtividade quando comparamos com qualquer outro mapa, não foi evidenciada a presença de valores altos ou baixos em regiões que apresentaram valores altos ou baixos das outras variáveis, o que pode ser explicado por não haver correlação significativa entre nenhuma das variáveis e a mesma.

Com os mapas confeccionados a partir dos semivariogramas foi comprovada a variabilidade espacial dos atributos ao longo da malha amostral. A utilização dos mapas para a tomada de decisão para o uso e manejo do solo e da água é importante, uma vez que os atributos foram mapeados e pode-se realizar um manejo diferenciado para locais com diferente comportamento na área em estudo.



**FIGURA 6** – Mapas de isocores para os atributos Umidade 0,00 a 0,20 m (a), Umidade 0,20 a 0,40 m (b), Resistência do solo ao penetrômetro 0,00 a 0,20 m (c), Resistência do solo ao penetrômetro 0,20 a 0,40 m (d), e Produtividade (e).

## CONCLUSÕES

As variáveis apresentaram moderada dependência espacial, com exceção da  $Rp_2$ .

O modelo esférico foi ajustado para as variáveis com o alcance variando de 22,2 a 69 m, com exceção da  $U_2$ , que ajustou-se ao modelo exponencial.

Não houve correlação linear entre os atributos avaliados e a produtividade, assim como a cota do terreno não apresentou correlação com os atributos físicos e a produtividade da pimenta-do-reino.

A variável  $Rp_2$  apresentou valores superiores aos valores citados na literatura como limitantes para o desenvolvimento das raízes, representando 14,8 % da área total do mapa, mas a produtividade não foi alterada por tal motivo, uma vez que houve valores de produção considerados altos em regiões onde a  $Rp$  foi maior do que 2,0 MPa para a camada de 0,20-0,40 m.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM. **ACTION - ESTATCAMP** - São Carlos, Brasil, 2012.

AQUINO, L.H.; DUARTE, G.S. **Curso de estatística experimental**. Lavras: Escola Superior de Agricultura de Lavras, Departamento de Ciências Exatas, 1986. 204p.

BLEUTER, A.N.; SILVA, M.L.N.; CURI, N.; FERREIRA, M.M.; CRUZ, J.C.; PEREIRA FILHO, I.A. Resistência À Penetração E Permeabilidade De Latossolo Vermelho Distrófico Típico Sob Sistemas De Manejo Na Região Dos Cerrados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.25, p.167-177, 2001.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

CAVALCANTE, E.G.S.; ALVES, M.C.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.31, p.1329-1339, 2007.

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

EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. 2ª ed. Rio de Janeiro, Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. 212p.

EMPRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa CNPS, 2006.

HERRICK, J.E.; JONES, T.L. A dynamic cone penetrometer for measuring soil penetration resistance. **Soil Science Society of America Journal**, v.66, p.1320-1324, 2002.

KERRY, R. & OLIVER, M.A. Determining the effect of asymmetric data on the variograma: II. Outliers. **Computers & Geosciences**, n.33, p.1233-1260, 2007.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; QUARTEZANI, W.Z. Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de pimenta-do-reino. **Engenharia na Agricultura**, v.15, n.3, p. 290-298, 2007.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; DA ROCHA, W.; OLIVEIRA, P.C.; QUARTEZANI, W. Z. Análise espacial de atributos químicos do solo e da produção da cultura pimenta-do-reino (*piper nigrum*, l.). **Idesia**, v.28, n.2, p. 31-39, 2010.

NÓBREGA, N.E.F.; SILVA, J.G.F.; RAMOS, H.E.A.; PAGUNG, F.S. Balanço hídrico climatológico e classificação climática de Thornthwaite e Köppen para o município de São Mateus – ES. In: **XVIII Congresso Nacional de Irrigação e Drenagem**. São Mateus – ES, 2008. Disponível em <[http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/arquivos\\_pdf/publicacoes/CONIRD/1569\\_sao\\_mateus.pdf](http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/arquivos_pdf/publicacoes/CONIRD/1569_sao_mateus.pdf)> Acesso em 02/05/2012.

RALISCH, R.; TAVARES FILHO, J. **Compactação: uma preocupação pertinente**. A Granja, v.646, p.55-57, 2002.

ROBERTSON, G.P. **GS<sup>+</sup>: Geostatistics for the environmental sciences**. Versão 5.03 Beta, Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.

ROQUE, M.W.; MATSURA, E.E.; SOUZA, Z.M.; BIZARI, D.R.; SOUZA, A.L. Correlação Linear E Espacial Entre A Resistência Do Solo Ao Penetrômetro e a Produtividade Do Feijoeiro Irrigado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.32, p.1827-1835, 2008.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R. & SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, n.22, p.115-122, 1998.

SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: Complete samples. **Biometrika**, 52:591-611, 1965.

SECUNDINO, W. **Novo Plano Estratégico de Desenvolvimento da Agricultura Capixaba – PEDEAG: Estudo Setorial – Pimenta-do-reino e especiarias**. Vitória – ES, 2007. p. 20.

SILVA, A.P.; KAY, B.D. & PERFECT, E. Characterization of the least limiting water range. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, p.1775-1781, 1994.

SILVA, V.R. **Propriedades físicas e hídricas em solos sob diferentes estados de compactação**. 2003. 171p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

STONE, L.F.; GUIMARÃES, C.M.; MOREIRA, J.A.A. Compactação do solo na cultura do feijoeiro - I: efeitos nas propriedades físico-hídricas do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.6, p.207-212, 2002.

TARDIEU, F. Growth and functioning of roots and to root systems subjected to soil compaction: towards a system with multiple signaling. **Soil and Tillage Research**, v.30, p.217-243, 1994.

VELOSO, C.A.C.; MURAOKA, T. Diagnosis of macronutrient deficiency symptoms in black pepper (*Piper nigrum*, L.). **Scientia. Agrícola**. (Piracicaba, Braz.), v.50, n.2, p.232-236, 1993.

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

WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D., ed. **Applications of soil physics**. New York, Academic Press, 1980. 350p.

### 3. CONCLUSÕES GERAIS

Conseguiram-se bons ajustes para as variáveis analisadas, refletindo confiabilidade dos dados. Para os ajustes, utilizaram-se os modelos Gaussiano, Esférico e Exponencial, todos com patamar bem definido. Houve ausência de ajuste para o atributo CTC a pH 7 (T), classificando-o como efeito pepita puro ou sem dependência espacial.

Houve eficiência para a utilização da metodologia de zona de manejo diferenciado. A elevação da saturação por bases e o pH atingiram níveis médios para mais de 80 % da área, alcançando assim valores superiores quando se comparados com os valores antes da calagem a taxa diferenciada.

Com a confecção dos mapas de isocores para os atributos físicos do solo é possível traçar metas de manejo mais eficientes e talvez em zona de manejo diferenciadas, pois a área é irrigada e em alguns locais esse procedimento pode não estar alcançando a eficiência na qual provavelmente foi estabelecido o projeto de irrigação para a área.

A área não apresentou compactação que limitasse o rendimento da cultura, fato comprovado pelos níveis de densidade do solo e resistência do solo ao

penetrômetro nas duas camadas estudadas. Pois apesar da produtividade ter apresentado correlação negativa com a densidade do solo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM. **ACTION - ESTATCAMP** - São Carlos, Brasil, 2012.
- AQUINO, L.H.; DUARTE, G.S. **Curso de estatística experimental**. Lavras: Escola Superior de Agricultura de Lavras, Departamento de Ciências Exatas, 1986. 204p.
- BLEUTER, A.N.; SILVA, M.L.N.; CURI, N.; FERREIRA, M.M.; CRUZ, J.C.; PEREIRA FILHO, I.A. Resistência À Penetração E Permeabilidade De Latossolo Vermelho Distrófico Típico Sob Sistemas De Manejo Na Região Dos Cerrados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.25, p.167-177, 2001.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.
- CAVALCANTE, E.G.S.; ALVES, M.C.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.31, p.1329-1339, 2007.
- CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.27, p.695-703, 2003.
- CRESSIE, N.A.C. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1993. 900p.
- DIAS, A.G. **O cultivo da Pimeteira-do-Reino: Produção de Especiarias de Qualidade**. Vitória-ES, 2006, Sementes Vitória Ltda. 204 p.
- EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. 2ª ed. Rio de Janeiro, Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. p.212.
- EMPRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa CNPS, 2006. p. 306.
- EPSTEIN, E.; BLOOM, A. **Nutrição mineral de plantas: Princípios e perspectivas**. 2.ed. Londrina, Planta, 2006. p.403.
- HERRICK, J.E.; JONES, T.L. A dynamic cone penetrometer for measuring soil penetration resistance. **Soil Science Society of America Journal**, v.66, p.1320-1324, 2002.
- HILLEL, D. **Solo e água: fenômenos e princípios físicos**. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1970.
- HOAGLIN, D.C.; MOSTELLER, F.; TYKEY, J.W. **Análise exploratória de dados: técnicas robustas, um guia**. Lisboa: Editora Salamandra, 1983. 446p.

GIACOMIN, F.; URIBE-OPAZO, M.A.; JOHANN, J.A.; DALPOSSO, G.H.; BORSSOI, J.A.; MERCANTE, E.; Variabilidade espacial da necessidade de calagem para o cultivo da soja na safra 2007/2008 em área agrícola no oeste do paran  In: XXXVIII CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGR COLA, 2009, Juazeiro – BA. **Anais do XXXVIII Congresso Brasileiro de engenharia Agr cola**, Juazeiro, CONBEA 2009.

GONTIJO, I.; DIAS J NIOR, M.S.; OLIVEIRA, M.S.; ARAUJO J NIOR, C.F.; PIRES, B.S.; OLIVEIRA, C.A. Planejamento amostral da press o de Preconsolida o de um latossolo Vermelho distrof rico. **Revista Brasileira de Ci ncia do Solo**. v.31, p.1245-1254, 2007.

GONTIJO, I.; DIAS J NIOR, M.S.; GUIMAR ES, P.T.G.; ARAUJO J NIOR, C.F. Atributos f sico-h dricos de um latossolo de cerrado em diferentes posi es de amostragem na lavoura cafeeira. **Revista Brasileira de Ci ncia do Solo**. v. 32, p. 2227-2234, 2008.

JUSTINA, D.D.; MERCANTE, E.; OPAZO, M.U. Caracteriza o da da variabilidade espacial da quantidade de calc rio para a aplica o   taxa variada em uma  rea agr cola comercial. **Pesquisa Aplicada & Agrotecnologia**. v.3, n.3, p.31-43, 2010.

KERRY, R. & OLIVER, M.A. Determining the effect of asymmetric data on the variograma: II. Outliers. **Computers & Geosciences**, n.33, p.1233-1260, 2007.

LIMA, C.G.R.; CARVALHO, M.P.; MELLO, L.M.M.; LIMA, R.C. Correla o Linear e Espacial Entre a Produtividade de Forragem, a Porosidade Total e a Densidade do Solo de Pereira Barreto (Sp). **Revista Brasileira de Ci ncia do Solo**, v.31, p.1233-1244, 2007a.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; QUARTEZANI, W.Z. Variabilidade espacial de atributos f sicos de um latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de pimenta-do-reino. **Engenharia na Agricultura**, v.15, n.3, p. 290-298, 2007b.

LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B.; DA ROCHA, W; OLIVEIRA, P.C.; QUARTEZANI, W.Z. An lise espacial de atributos qu micos do solo e da produ o da cultura pimenta-do-reino (*piper nigrum*, l.). **Idesia**, v.28, n. 2, p. 31-39, 2010.

N BREGA, N.E.F.; SILVA, J.G.F.; RAMOS, H.E.A.; PAGUNG, F.S. Balan o h drico climatol gico e classifica o clim tica de Thornthwaite e K ppen para o munic pio de S o Mateus – ES. In: **XVIII Congresso Nacional de Irriga o e Drenagem**. S o Mateus – ES, 2008. Dispon vel em <[http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/arquivos\\_pdf/publicacoes/CONIRD/1569\\_sao\\_mateus.pdf](http://hidrometeorologia.incaper.es.gov.br/arquivos_pdf/publicacoes/CONIRD/1569_sao_mateus.pdf)> Acesso em 02/05/2012.

PREZOTTI, L.C.; GOMES, J.A.; DADALTO, G.G. & OLIVEIRA, J.A. de. **Manual de Recomenda o de Calagem e Aduba o para o Estado do Esp rito Santo**. 5  aproxima o. Vit ria, ES, SEEA/INCAPER/CEDAGRO, 305p. 2007.

QUEIROZ, J.E.; CRUCIANI, D.E.; LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial da porosidade dren vel de um solo de v rzea, no munic pio de Piracicaba, Estado de S o Paulo. **Revista Brasileira de Engenharia Agr cola e Ambiental**. V.3, p.135-139, 1999.

RALISCH, R.; TAVARES FILHO, J. **Compactação: uma preocupação pertinente.** A Granja, v.646, p.55-57, 2002.

RIBEIRO, A.C.; GUIMARÃES, P.T.G.; ALVAREZ V., V.H. **Recomendação para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais.** Viçosa, MG, CFSEMG/UFV, 1999. 359p.

ROBERTSON, G. P. **GS<sup>+</sup>: Geostatistics for the environmental sciences.** Versão 5.03 Beta, Plainwell, Gamma Design Software, 1998. p.152.

ROQUE, M. W.; MATSURA, E.E.; SOUZA, Z.M.; BIZARI, D.R.; SOUZA, A.L. Correlação Linear E Espacial Entre A Resistência Do Solo Ao Penetrômetro e a Produtividade Do Feijoeiro Irrigado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.32, p.1827-1835, 2008.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.22, p.115-122, 1998.

SECUNDINO, W. **Novo Plano Estratégico de Desenvolvimento da Agricultura Capixaba – PEDEAG: Estudo Setorial – Pimenta-do-reino e especiarias.** Vitória – ES, 2007. p. 20.

SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: Complete samples. **Biometrika**, n.52, p.591-611, 1965.

SILVA, A.P.; KAY, B.D. & PERFECT, E. Characterization of the least limiting water range. **Soil Science Society American Journal.**, v.58, p.1775-1781, 1994.

SILVA, V.R. **Propriedades físicas e hídricas em solos sob diferentes estados de compactação.** 2003. 171p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

SILVA, S.R.; BARROS, N.F.; COSTA, L.M.; Atributos Físicos de Dois Latossolos Afetados Pela Compactação do Solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.10, n.4, p.842-847, 2006.

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

SOUZA, Z.M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho sob cultivo de cana-de- açúcar. Campina Grande. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental.** v.8, n.1, p.51-58, 2004.

STONE, L.F.; GUIMARÃES, C.M.; MOREIRA, J.A.A. Compactação do solo na cultura do feijoeiro - I: efeitos nas propriedades físico-hídricas do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.6, p.207-212, 2002.

TARDIEU, F. Growth and functioning of roots and to root systems subjected to soil compaction: towards a system with multiple signaling. **Soil and Tillage Research**, v.30, p.217-243, 1994.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D.R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 47, n.1, p.175-184, 1983.

VELOSO, C.A.C.; MURAOKA, T. Diagnosis of macronutrient deficiency symptoms in black pepper (*Piper nigrum*, L.). **Scientia Agrícola**. (Piracicaba, Braz.), v.50, n.2, p.232-236, 1993.

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

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