

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JULIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS
CÂMPUS DE JABOTICABAL**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
PRODUTIVIDADE DE MILHO**

Marcos Sales Rodrigues

Engenheiro Agrônomo

JABOTICABAL – SÃO PAULO – BRASIL

Janeiro de 2010

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JULIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS
CÂMPUS DE JABOTICABAL**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
PRODUTIVIDADE DE MILHO**

Marcos Sales Rodrigues

Orientador: Prof. Dr. José Eduardo Corá

Co-Orientadora: Profa. Dra. Carolina Fernandes

Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – Unesp, Câmpus de Jaboticabal, como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Agronomia (Ciência do Solo).

JABOTICABAL – SÃO PAULO – BRASIL

Janeiro de 2010

R696v Rodrigues, Marcos Sales
Variabilidade espacial de atributos do solo e da produtividade de milho / Marcos Sales Rodrigues. -- Jaboticabal, 2010
x, 102 f. : il. ; 28 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista,
Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2010
Orientador: José Eduardo Corá
Banca examinadora: Marcílio Vieira Martins Filho, Zigomar
Menezes de Souza
Bibliografia

1. Agricultura de precisão. 2. Amostragem. 3. *Zea mays*. I. Título.
II. Jaboticabal-Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.

CDU 631:42:633.15

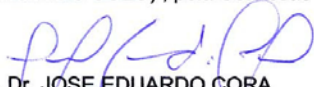
Ficha catalográfica elaborada pela Seção Técnica de Aquisição e Tratamento da Informação –
Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação - UNESP, Câmpus de Jaboticabal.

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO: VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA PRODUTIVIDADE DE MILHO

AUTOR: MARCOS SALES RODRIGUES
ORIENTADOR: Prof. Dr. JOSE EDUARDO CORA

Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de MESTRE em AGRONOMIA (CIÊNCIA DO SOLO), pela Comissão Examinadora:



Prof. Dr. JOSE EDUARDO CORA
Departamento de Solos e Adubos / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal, SP



Prof. Dr. MARCILIO VIEIRA MARTINS FILHO
Departamento de Solos e Adubos / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal, SP



Prof. Dr. ZIGOMAR MENEZES DE SOUZA
Departamento de Água e Solo / Universidade Estadual de Campinas, SP

Data da realização: 22 de janeiro de 2010.

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

MARCOS SALES RODRIGUES – Nascido dia 22 de setembro de 1983, em Ipameri, GO. Em fevereiro de 2003, ingressou no Curso de Graduação em Agronomia pela Universidade Estadual de Goiás – Unidade de Ipameri, e em fevereiro de 2008, obteve o título de Engenheiro Agrônomo. Foi bolsista de iniciação científica pelo programa PIBIC/CNPq/UEG durante o período de agosto de 2006 a julho de 2007. Paralelamente ao curso de Agronomia, em 2003 ingressou no Curso Superior de Tecnologia em Sistemas de Informação pelo Centro Federal de Educação Tecnológica de Urutaí-GO, atual IFET, e em dezembro de 2005, obteve o título de Tecnólogo em Sistemas de Informação. Iniciou em março de 2008 o curso de Mestrado em Agronomia (Ciência do Solo) na Universidade Estadual Paulista - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – Câmpus de Jaboticabal, SP, onde foi bolsista FAPESP. No dia 22 de janeiro de 2010, submeteu-se à banca para a defesa da Dissertação e obteve o título de Mestre em Agronomia.

*“FILHO meu, se aceitares as minhas palavras, e esconderes contigo os meus mandamentos, para fazeres o teu ouvido atento à **sabedoria**; e inclinares o teu coração ao **entendimento**; se clamares por **conhecimento**, e por **inteligência** alçares a tua voz, se como a prata a buscares e como a tesouros escondidos a procurares, então entenderás o temor do SENHOR, e acharás o **conhecimento** de Deus. Porque o SENHOR dá a **sabedoria**; da sua boca é que vem o **conhecimento** e o **entendimento**.”*

(Provérbios 2:1-6).

**À minha família,
Moacir Amâncio Rodrigues, Maria de Fátima Sales Rodrigues, Priscila Sales
Rodrigues e Marcelo Sales Rodrigues,
pelo amor, paciência e incentivo.**

Dedico.

AGRADECIMENTOS

Ao meu **Senhor Jesus Cristo**, por ter me dado vida, salvação e força necessária para alcançar esta vitória.

À minha **mãe**, por suas constantes orações e por ser a minha maior incentivadora.

À **Rosângela**, por estar comigo nos momentos de dificuldades e ter me ajudado sempre que precisei.

Ao meu orientador **Prof. Dr. José Eduardo Corá**, pela oportunidade dada e pelos ensinamentos e instruções durante estes dois anos de mestrado.

À minha co-orientadora **Profa. Dra. Carolina Fernandes**, pelo auxílio na confecção da dissertação, que foi de grande valia para o enriquecimento desse trabalho.

À **Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP)** pela concessão da bolsa de estudos.

Ao **Getúlio**, por sempre ter me ajudado nos trabalhos de campo e laboratório.

Aos colegas de Pós-Graduação **Adolfo, Ricardo, Márcio e José Marcos** pelas constantes ajudas e sugestões que me fizeram crescer profissionalmente durante este período.

Ao nosso técnico de laboratório **Afonso**, pelas instruções no laboratório e ajuda nas amostragens de campo.

A todos os funcionários do Depto. de Solos e Adubos, sem os quais não seria possível a realização deste trabalho.

Ao meu amigo **Fernando**, pela sua companhia, orações e amizade.

Aos meus amigos **Leandro Braz** e a **Michele**, pela grande amizade durante este período em Jaboticabal.

E todos os demais **amigos** que sempre estiveram do meu lado e me apoiaram em todos os momentos.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	viii
SUMMARY	x
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo	3
2.2. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo	7
2.3. Mapas de produtividade	10
2.4. Correlação entre a produtividade das culturas e atributos do solo	11
2.5. Geoestatística	14
2.6. Krigagem	20
3. MATERIAL E MÉTODOS	23
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	28
4.1. Análise estatística descritiva	28
4.2. Análise de correlação de Pearson	38
4.3. Análise de regressão múltipla 'stepwise'	41
4.4. Análise geoestatística	45
4.4.1. Semivariogramas	45
4.4.2. Mapas de isolinhas	55
4.4.3. Semivariogramas cruzados	65
4.5. Correlação entre produtividade e atributos do solo	67
5. CONCLUSÕES	70
6. REFERÊNCIAS	71
APÊNDICES	84

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA PRODUTIVIDADE DE MILHO

RESUMO – Diversos fatores são responsáveis pela variabilidade espacial na produtividade das culturas e dentre estes estão os atributos do solo. Contudo, o que se tem observado, geralmente, é uma baixa correlação entre os mapas de produtividade e os mapas de atributos do solo. Uma hipótese para essa baixa correlação é a diferença na amostragem de cada uma dessas variáveis. O trabalho objetivou estudar o padrão de distribuição espacial dos atributos do solo e da produtividade do milho e as relações de causas e efeitos utilizando-se diferentes intensidades de amostragem. Os dados foram coletados seguindo uma grade amostral contendo 100 pontos georreferenciados. Os pontos foram dispostos em intervalos equidistantes, sendo de 10 m no sentido das linhas da cultura, ao longo de quatro transeções paralelas com 250 m de comprimento, distanciadas entre si 4,5 m, formando um retângulo com quatro colunas e 25 linhas, constituindo os 100 pontos de amostragem. Cada ponto amostral foi composto por cinco linhas de 10 m da cultura, constituindo uma célula amostral de 45 m². Em cada ponto amostral retiraram-se amostras de solo nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. Foram avaliados os atributos do solo textura, pH, teores de matéria orgânica, P, K⁺, Ca²⁺, Mg²⁺, H+Al, soma de bases, capacidade de troca de cátions, saturação por bases, densidade, porosidade total, macroporosidade e microporosidade. Foram estabelecidas intensidades de amostragens por meio de eliminação de pontos intermediários partindo da amostragem inicial, que continha 100 pontos, obtendo-se conjunto de dados com 100, 75, 50 e 25 pontos. Realizou-se a análise estatística descritiva dos dados e geoestatística. Baseado na análise de correlação simples, regressão múltipla 'stepwise' e semelhança dos mapas de isolinhas, os atributos que mais se correlacionaram com a produtividade de milho foram a saturação por bases e o teor de argila. Sendo que, para esses atributos, os conjuntos de dados, que apresentaram maior semelhança nos padrões de distribuição espacial entre os mapas de produtividade foram encontrados nas intensidades amostrais de 75 e 100 pontos. Com base na análise dos

semivariogramas cruzados, o conjunto de dados dos atributos do solo na intensidade amostral de 100 pontos foi o que melhor se correlacionou espacialmente com a produtividade. Foi possível confirmar a hipótese de que, quando se realiza a amostragem do solo na mesma intensidade amostral da produtividade da cultura, é possível obter correlação entre o padrão de distribuição espacial dos atributos do solo e a produtividade.

Palavras-Chave: Agricultura de precisão, amostragem, geoestatística, saturação por bases, teor de argila, *Zea mays*.

SPATIAL VARIABILITY OF SOIL ATTRIBUTES AND CORN YIELD

SUMMARY – Soil attributes play an important role in spatial variability of crop yield. However, what has been observed, generally, is a low correlation between the yield maps and maps of soil attributes. One hypothesis for this low correlation is the difference in the sampling of each of these variables. This research had as objective to study spatial distribution pattern of soil attributes affecting corn yield and their cause-effect relationship, for different sampling intensities. Spatial variability was determined for 100 georeferenced sample points from a sampling grid. Sample points were arranged in regular 10-m intervals along the rows and in four parallel 250-m long and 4.5-m spaced transects, resulting in a 4-column and 25-row rectangle (100 sample points). Each sample point consisted of five 10-m rows, totaling 45 m². Samples were taken from the depths 0-0,1 and 0,1-0,2 m. Soil texture attributes, pH, organic matter content, P, K⁺, Ca²⁺, Mg²⁺ and H+Al levels, sum of bases, cation exchange capacity, base saturation, bulk density, total porosity, macroporosity and microporosity were evaluated. Sampling intensities were established by eliminating intermediary points from the initial 100-point sampling, resulting data sets of 100, 75, 50 and 25 points. Statistical analysis consisted of data description and geostatistics. Based on the simple correlation analysis, stepwise multiple regression and similarity among isoline maps, the attributes that showed stronger spatial correlation to corn yield were base saturation and clay content. For these attributes, data sets of 75 and 100 points showed higher similarity in the spatial distribution pattern for corn yield. The analysis of cross-semivariograms showed that the best correlation between corn yield and soil attributes was obtained with a sampling intensity of 100 points. It was possible to confirm the hypothesis that, when performing the soil sampling in the same sampling intensity of crop yield, it is possible to obtain correlation between the pattern of spatial distribution of soil attributes and crop yield.

Keywords: Precision agriculture, geostatistics, sampling, base saturation, clay content
Zea mays.

1. INTRODUÇÃO

Os solos podem variar ao longo da paisagem em virtude da intensidade de seus fatores e processos de formação, assim como do manejo e das práticas agrícolas realizadas. Portanto, os atributos do solo não variam ao acaso, mas de acordo com uma dependência espacial. Assim como o solo, a produtividade das culturas também apresenta variabilidade espacial, sendo que diversos fatores podem contribuir para esta variabilidade, entre eles estão os atributos do solo.

A variabilidade dos atributos do solo influencia na eficiência do manejo e no desenvolvimento das culturas. A definição espacial dos atributos do solo e da planta contribui para o planejamento das lavouras comerciais e a locação de experimentos científicos.

A Agricultura de Precisão (AP) considera a existência da variabilidade espacial e temporal dos diversos fatores que influenciam a produtividade das culturas no manejo das áreas de produção agrícola. Portanto, para a aplicação dos conceitos da AP, é fundamental o conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo.

Todavia, na prática, o que se tem observado é que, geralmente, os padrões de distribuição da variabilidade da produtividade das culturas não apresentam boa correlação com os padrões de distribuição da variabilidade dos atributos do solo, ou seja, baixa correlação entre os mapas de atributos do solo e de produtividade das culturas, elaborados com a utilização de técnicas preconizadas no sistema AP.

Uma das hipóteses para explicar a ocorrência de baixas correlações entre atributos do solo e produtividade das culturas, tanto experimentalmente como comercialmente, pode estar relacionada com a intensidade com que é realizada a amostragem desses fatores.

Os monitores de produtividade das culturas, existentes no mercado atualmente, permitem aquisição de dados em intervalos de tempos bastante pequenos (de 1 a 3 segundos), possibilitando a obtenção de 500 a 1300 pontos de coleta por ha, dependendo do equipamento utilizado. Nesses casos, cada ponto representa a

produção de uma área que pode variar de 8 a 25 m². Dessa maneira, é possível a confecção de mapas de distribuição espacial da produtividade da cultura com elevada acurácia. Já para elaboração de mapas de atributos do solo, a amostragem tem sido realizada em uma intensidade muito menor, em decorrência, principalmente, de seu custo. Comercialmente, profissionais têm utilizado de uma amostra por ha até uma a cada 20 a 25 ha. Dessa forma, a acurácia dos mapas de distribuição espacial dos atributos dos solos é menor, quando comparados àqueles da produtividade, o que acarreta os baixos valores de correlação entre eles, observados na literatura. E isso pode mascarar e/ou prejudicar o entendimento das relações de causas e efeitos sobre a distribuição espacial da produtividade das culturas e dos atributos do solo.

A hipótese desse trabalho é a de que, quando a amostragem de atributos do solo é realizada na mesma intensidade da produtividade da cultura é possível obter altas correlações entre mapas de distribuição espacial de produtividade da cultura e os atributos do solo, o que possibilitará compreender as relações de causas e efeitos sobre a distribuição espacial da produtividade e dos atributos do solo. Por consequência com a redução da intensidade amostral dos atributos do solo, provavelmente, haverá diminuição da correlação entre os padrões de distribuição espacial da produtividade e os dos atributos do solo.

Dessa forma, o trabalho objetivou estudar o padrão de distribuição espacial dos atributos do solo e da produtividade do milho e as relações de causas e efeitos utilizando-se diferentes intensidades de amostragem.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo

Sabe-se que os solos podem variar ao longo da paisagem devido à intensidade de seus fatores e processos de formação, assim como do manejo e das práticas agrícolas realizadas. Portanto, os atributos do solo não variam ao acaso, mas de acordo com uma dependência espacial.

Os atributos físicos do solo desempenham importantes funções, senão as principais dentre os atributos do solo (WARRICK & NIELSEN, 1980). Desta forma, buscando a definição de melhores estratégias para o manejo sustentável do solo é necessário o conhecimento da variabilidade desses atributos (SCHAFFRATH et al., 2008). A maioria dos estudos da variabilidade espacial dos atributos físicos tem demonstrado uma ampla diversidade de resultados, com variação entre locais estudados, com ou sem continuidade espacial, provavelmente associada ao sistema de manejo e às características intrínsecas dos solos (GREGO & VIEIRA, 2005).

Dentre os atributos físicos, a variabilidade espacial da granulometria tem sido amplamente estudada (COELHO FILHO et al., 2001; MELLO et al. 2006; SIMÕES et al., 2006; AMARO FILHO et al., 2007; KITAMURA et al., 2007). Isso porque a granulometria influencia os demais atributos do solo, como retenção de umidade, retenção de cátions, erodibilidade, permeabilidade, retenção de fosfatos, lixiviação de nitratos, formação de selo superficial, coesão e adesão, entre outras.

Baseado na classificação da variabilidade por meio do valor do coeficiente de variação (CV) sugerida por PIMENTEL-GOMEZ & GARCIA (2002), COELHO FILHO et al. (2001) verificaram média variabilidade para argila e areia e alta para silte em um solo classificado como Terra Roxa Estruturada.

Em um Latossolo Vermelho eutrófico, MELLO et al. (2006) observaram média variabilidade para argila e alta para areia. Resultados semelhantes foram obtidos por SIMÕES et al. (2006), que verificaram média variabilidade para argila e alta para areia

em um Latossolo Vermelho distroférico. Contudo, também em um Latossolo Vermelho distroférico, KITAMURA et al. (2007) observaram variabilidade baixa para argila e média para silte e areia. Em um Latossolo Vermelho distrófico, AMARO FILHO et al. (2007) verificaram alta variabilidade para argila e silte e baixa para areia.

Os resultados de alcance obtidos por meio dos semivariogramas, assim como os modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos granulométricos são variáveis conforme os estudos. MELLO et al. (2006) coletaram 128 amostras de solo georreferenciadas em uma área de 2597 ha e ajustaram o modelo esférico para argila e areia e obtiveram os valores de alcance de 10000 e 8270 m, respectivamente. SIMÕES et al. (2006), em uma área de 20 x 100 m, efetuaram a amostragem em uma grade amostral com o espaçamento entre pontos variando entre 5 e 10 m. Ajustaram o modelo gaussiano para argila, areia e silte obtiveram os valores de alcance de 26, 34 e 26 m, respectivamente.

Utilizando-se de uma malha amostral de 100 x 100 m com espaçamento entre pontos de 10 m, AMARO FILHO et al. (2007) ajustaram os modelos lineares para argila e areia e obtiveram o valor de alcance de 94 m para ambos atributos. Quanto ao silte o modelo ajustado foi o exponencial e o valor de alcance obtido foi de 30 m. KITAMURA et al. (2007) utilizaram de uma grade amostral de 75 pontos, com espaçamento entre pontos de 10 m, numa área total de 8000 m² (160 x 50 m) e ajustaram o modelo esférico para argila e areia. Os valores de alcance obtidos foram de 86 e 103 m para argila e areia, respectivamente. Já para o silte o modelo ajustado foi o exponencial e valor de alcance foi de 20 m.

Os resultados de densidade do solo (Ds) podem ser utilizados como indicador do estado da compactação do solo (TORMENA et al., 1998). Entre os diversos atributos do solo que interferem no manejo de irrigação e crescimento vegetal, a Ds pode ser considerada a principal, sendo fundamental sua medição em projetos de irrigação e drenagem (ANDRADE et al., 2005).

Ao estudar a variabilidade da Ds baseada no CV, os estudos mostram que, geralmente, a Ds apresenta baixa variabilidade (COELHO FILHO et al., 2001; SOUZA

et al., 2004; GREGO & VIEIRA, 2005; SANTOS et al., 2006; AMARO FILHO et al., 2007; SCHAFFRATH et al., 2008; ROSA FILHO et al., 2009).

Em estudo realizado por SOUZA et al. (2004) em um Latossolo Vermelho eutroférico, utilizando-se de uma grade amostral de 100 x 100 com espaçamentos entre pontos de 10 m, totalizando 100 pontos, encontrou-se dependência espacial para Ds nas profundidades de 0-0,1 e 0,2-0,4 m, ajustando o modelo esférico com valor de alcance de 20 m e exponencial com valor de alcance de 70 m, para a primeira e segunda profundidade, respectivamente. GREGO & VIEIRA (2005), estudando um Latossolo Vermelho, utilizaram uma grade amostral de 49 pontos distanciados de 5 x 5 m e ajustaram o modelo esférico para a Ds, obtendo o valor de alcance de aproximadamente 11 m. Semelhantemente AMARO FILHO et al. (2007) ajustaram para os dados de Ds o modelo esférico, porém, obtiveram um valor de alcance de 104 m.

Em trabalho desenvolvido por SANTOS et al. (2006), encontrou-se dependência espacial para Ds na profundidade de 0-0,1 m, ajustando-se o modelo esférico, e obteve-se um alcance de 61 m, em um Latossolo Vermelho distroférico, em uma grade amostral de 160 x 50 m, com pontos espaçados 10 m entre si, totalizando 80 pontos. Estudando um Latossolo Bruno distrófico, em uma grade amostral com 8 m de distância entre pontos, ROSA FILHO et al. (2009) ajustaram o modelo gaussiano para a Ds e obtiveram um alcance de 9 m.

O conhecimento do padrão de distribuição espacial dos espaços porosos do solo é uma das ferramentas para entender a causa de variação das produtividades nos diferentes sistemas de manejo. Pois a porosidade total do solo, assim como o tamanho de tais poros, influencia no movimento da água e do ar no solo e por conseqüência pode afetar a produtividade das culturas (MEGDA et al., 2008).

Nos resultados encontrados por SOUZA et al. (2004), verificou-se média variabilidade para porosidade total (PT) e microporosidade (Mi) e alta variabilidade para a macroporosidade (Ma). Os autores SCHAFFRATH et al. (2008) e MEGDA et al. (2008), estudando um Latossolo Vermelho distroférico em sistema de semeadura direta, encontraram baixa variabilidade para PT e Mi. SCHAFFRATH et al. (2008) encontraram variabilidade muito alta para a Ma na profundidade de 0-0,15 m. Já

MEGDA et al. (2008) encontraram alta variabilidade para a Ma na profundidade de 0,3-0,4 m. AMARO FILHO et al. (2007) encontraram baixa variabilidade para a PT.

Em trabalho desenvolvido por SOUZA et al. (2004), ajustaram-se o modelo esférico para a PT na profundidade de 0-0,2 m, obtendo um valor de alcance de 27 m. Para a Mi e Ma ajustaram-se o modelo esférico, obtendo os valores de alcance de 20 e 27 m, respectivamente. Enquanto que para a profundidade de 0,2-0,4 m os valores de alcance para Mi e Ma foram de 21 e 34 m, respectivamente. Para PT na profundidade de 0,2-0,4 m o modelo ajustado foi exponencial e o alcance foi de 47 m.

Utilizando-se de uma grade amostral de 128 pontos espaçados de 3 x 5 m, SCHAFFRATH et al. (2008) ajustaram o modelo esférico para a PT e Mi e obtiveram os valores de alcance de aproximadamente 10 e 8 m, respectivamente. Para a Ma o modelo ajustado foi o exponencial, obtendo um valor de alcance de 8 m. Esses resultados foram obtidos quando se utilizaram os dados de um sistema de semeadura direta.

Com os dados obtidos em uma grade amostral de 75 pontos com espaçamento de 10 m entre pontos, MEGDA et al. (2008) observaram que o ajuste do modelo para a PT, Mi e Ma foi dependente da profundidade, ajustando-se o modelo gaussiano, para a PT, na profundidade de 0-0,1 m, obtendo um valor de alcance de 44 m. Enquanto que para as profundidade de 0,1-0,2 e 0,2-0,3 m o modelo ajustado foi o exponencial com valores de alcance de 33 e 10 m, respectivamente. Para a profundidade de 0,3-0,4 m o modelo ajustado foi o esférico com valor de alcance de 16 m.

Quanto a Mi, ajustou-se o modelo exponencial para a profundidade de 0-0,1 e 0,1-0,2 m com os respectivos valores de alcance 23 e 12 m e esférico para profundidade de 0,2-0,3 m com valor de alcance de 28 m. Ajustaram-se, para a Ma, o modelo esférico para profundidade de 0-0,1 m com valor de alcance de 30 m e exponencial para profundidade de 0,2-0,3 e 0,3-0,4 m com valores de alcance de 98 e 34 m, respectivamente. A Mi e Ma apresentaram ausência de dependência espacial para as profundidades de 0,3-0,4 e 0,1-0,2 m, respectivamente.

Observando os estudos de variabilidade espacial dos atributos físicos, verifica-se que há uma ampla diversidade de resultados para locais com solos de classificação

semelhante, confirmando a existência da heterogeneidade dos solos. Mostrando a importância do estudo do padrão de distribuição espacial dos atributos físicos para a correta escolha de técnicas de manejo a serem adotadas em cada área de produção agrícola.

2.2. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo

Na grande maioria das propriedades agrícolas brasileiras a aplicação de insumos é baseada em teores médios da fertilidade do solo, que podem ser subestimados ou superestimados. Desta forma, o conhecimento da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo pode otimizar a aplicação localizada de corretivos e fertilizantes, melhorando dessa maneira o controle do sistema de produção das culturas e diminuindo a contaminação ambiental (SOUZA et al., 2006; CAVALCANTE et al., 2007a; SILVA et al., 2007).

A dependência espacial dos atributos químicos pode mudar de atributo para atributo, portanto o número de amostras pode variar entre os diferentes atributos químicos do solo (SILVEIRA et al., 2000). Confirmando esta afirmativa SOUZA et al. (2006) verificaram que com variação de 10% em torno da média, os valores dos atributos pH, matéria orgânica, CTC, podem ser obtidos utilizando-se de um número de subamostras inferior a 15. Enquanto que para os atributos H+Al e saturação por bases (V) é necessário um número de subamostras variando entre 15 a 30. Já para os atributos P, K⁺, Ca²⁺ e Mg²⁺ necessitam de um número de subamostras maior que 30.

A principal função do estudo da variabilidade dos atributos químicos está conferida a aplicação de adubos e corretivos a taxas variáveis (GUEDES FILHO, 2009), assim como na definição de zonas homogêneas de manejo. Em estudos realizados por CORÁ & BERARDO (2006), verificou-se que a dependência espacial dos atributos P e V aumentaram quando se fez a calagem e fosfatagem em taxas variáveis.

Conforme CORÁ et al. (2004), o estudo da variabilidade espacial de atributos químicos permitiu a definição de zonas homogêneas de manejo, com o objetivo de

realizar a aplicação de calcário e fertilizantes a taxas variáveis, proporcionando, desta forma, um manejo mais eficiente e econômico da cultura da cana-de-açúcar.

O manejo do solo e o da cultura são importantes condicionadores da variabilidade de atributos químicos do solo. Pois solos com semelhante classe taxonômica, considerados relativamente homogêneos, podem variar seus atributos como resultados da aplicação de diferentes práticas e sistemas de manejo (CAVALCANTE et al., 2007a).

A maior variabilidade para os atributos químicos é observada em sistemas de semeadura direta. Isto ocorre devido ao não revolvimento do solo e o efeito dos resíduos superficiais advindos das constantes adubações e correções do solo (SOUZA et al., 1998; SCHLINDWEIN & ANGHINONI, 2000; SILVEIRA et al., 2000; SILVEIRA & CUNHA, 2002). SOUZA et al (1998) verificaram que o sistema de semeadura direta apresentou os maiores CV e menores alcances de dependência espacial indicando maior variabilidade quando comparados ao sistema convencional.

Buscando obter o número de subamostras ideal para o sistema de semeadura direta e para os tratamentos com arado e grade, SILVEIRA et al. (2000) verificaram que a maior quantidade de subamostras foi observada no sistema de semeadura direta. Sendo esses resultados confirmados por SILVEIRA & CUNHA (2002).

Os atributos químicos, geralmente, apresentam maior variabilidade do que os atributos físicos devido às várias combinações a que estão sujeitos os elementos e às constantes reações químicas que ocorrem nos solos (SOUZA et al., 2006). Por isso, verifica-se nos estudos a ocorrência de alta variabilidade para a maioria dos atributos químicos do solo.

Baseado na classificação pelo CV sugerida por PIMENTEL-GOMEZ & GARCIA (2002), CORÁ et al. (2004) e MACHADO et al. (2007) verificaram variabilidade muito alta para o P, K⁺ Ca²⁺, Mg²⁺ e V e alta variabilidade para H+Al, ambos estudando Latossolos Vermelho. Semelhantemente CAVALCANTE et al. (2007a) encontraram, para um Latossolo Vermelho sob sistema de semeadura direta, muito alta variabilidade para K⁺ e Mg²⁺. MONTANARI et al. (2005), estudando um Latossolo Vermelho distrófico, encontraram alta variabilidade para o P, K⁺ Ca²⁺ e Mg²⁺.

A alta variabilidade dos atributos químicos ocorre, provavelmente, devido aos efeitos residuais de adubações anteriores, visto que geralmente a adubação ocorre na linha de semeadura nos sistemas de semeadura direta e mesmo a correção da acidez do solo, que é realizada a lanço, não ocasiona homogeneização sobre a área (CAVALCANTE et al., 2007a). Essas contínuas aplicações de fertilizantes podem então, modificar a continuidade espacial dos atributos químicos (CAMBARDELLA et al., 1994).

Assim como para os atributos físicos os modelos ajustados e os valores de alcance diferiram bastante entre os estudos. MACHADO et al. (2007) observaram a ausência de dependência espacial para o P e K^+ , realizando amostragem com a distância de 50 m entre pontos em um Latossolo Vermelho. Diferindo dos resultados obtidos por CORÁ et al. (2004) que ajustaram o modelo esférico para o P e exponencial para K^+ , e obtiveram valores de alcance de 1034 e 102 m, respectivamente. Esses dados foram obtidos na profundidade de 0-0,2 m, em uma grade amostral regular de 421 pontos com espaçamento de 50 m entre pontos.

Ao realizar a amostragem com a intensidade de uma amostra a cada 3 ha, MONTANARI et al. (2005) ajustaram o modelo exponencial para P e esférico para K^+ e obtiveram valores de alcance de 477 e 236 m, respectivamente.

Utilizando uma grade amostral de 64 pontos, com intervalos de 2 m entre pontos, CAVALCANTE et al. (2007a) ajustaram o modelo esférico para o Ca^{2+} e exponencial para o Mg^{2+} e obtiveram valores de alcance, aproximados, de 13 e 8 m, respectivamente. MACHADO et al. (2007) ajustaram o modelo gaussiano para esses dois atributos e obtiveram valores de alcance de 83 m para o Ca^{2+} e 412 m para o Mg^{2+} . CORÁ et al. (2004) ajustaram o modelo esférico para Ca^{2+} e Mg^{2+} e obtiveram valores de alcance de 850 e 1001 m, respectivamente.

Quanto ao pH, CORÁ et al. (2004), MONTANARI et al. (2005), CAVALCANTE et al. (2007a) e MACHADO et al. (2007) ajustaram o modelo esférico e obtiveram alcances de 783, 329, 9 e 150 m, respectivamente.

Para a V, CORÁ et al. (2004) e MONTANARI et al. (2005) ajustaram o modelo esférico e obtiveram os valores de alcance de 299 e 267 m, respectivamente.

Discordando desses resultados, MACHADO et al. (2007) ajustaram o modelo exponencial para V e obtiveram um alcance de 376 m.

Assim como para os atributos físicos, observando os estudos de variabilidade espacial dos atributos químicos, verifica-se que há uma ampla diversidade de resultados para locais com solos de classificação semelhante. Contudo, a variabilidade para os atributos químicos é ainda maior, pois as ações antrópicas geram ainda mais variabilidade para os atributos químicos. Verifica-se que esta alta variabilidade está também associada ao sistema de manejo utilizado, constatando que o sistema de semeadura direta gera maior variabilidade para os atributos químicos do solo do que o sistema convencional.

2.3. Mapas de produtividade

A melhor informação do resultado de uma lavoura é a colheita. Na agricultura tradicional a informação sobre a produtividade restringe-se a um valor da média de determinado talhão da propriedade agrícola. Na agricultura de precisão essa informação é o mapa de produtividade de cada pequena porção da lavoura. É uma imagem que representa a variabilidade espacial da produção (MOLIN, 2006).

Para gerar os mapas de produtividade é preciso que as colhedoras estejam equipadas com alguns dispositivos especiais. Estes dispositivos geralmente são: sensor de produtividade, é o responsável pela mensuração da quantidade de material colhido pela máquina; sensor de umidade, que mede umidade da massa de grãos, com o objetivo de se fazer a correção para a umidade padrão de venda dos grãos; sensor de velocidade, responsável pela medição da velocidade de deslocamento da máquina que, juntamente com a largura da plataforma, fornece a área colhida; monitor e coletor de dados é o aparelho que recebe os sinais de todos os sensores associados ao sinal de localização fornecido pelo 'Global Positioning System' (GPS), gravando-os para posterior utilização (SHIRATSUCHI, 2004).

A coleta de dados de produtividade é obtida pelo conjunto desses sensores conjugado com um GPS para o georreferenciamento das medições. À medida que a

máquina se desloca na área, os sensores fazem as leituras, e o GPS grava o posicionamento dessas leituras no cartão de memória do monitor de produtividade (SHIRATSUCHI, 2004).

O empenho das empresas de máquinas agrícolas proporcionou o desenvolvimento de equipamentos que podem coletar grande quantidade de dados. Como exemplo, para a confecção de mapas de produtividade das culturas com os equipamentos disponíveis, é possível registrar e/ou coletar dados com intervalos de tempos definidos e bastante pequenos (de 1 a 3 segundos). É possível obter-se 500 a 1300 pontos ha^{-1} , dependendo do equipamento utilizado. Isso significa dizer que cada ponto representa a produção de uma área que pode variar entre 8 a 25 m^2 (MOLIN, 2000).

Devido ao desenvolvimento na obtenção de mapas de produtividade, esta fase se tornou a de mais fácil execução na agricultura de precisão (BAZZI et al., 2008). Desta forma, os mapas de produtividade se tornaram uma alternativa moderna para gerenciar a variabilidade espacial e temporal de lavouras comerciais, orientando práticas de manejo (MILANI et al., 2006).

Os mapas de produtividade definem a variabilidade espacial da produção de uma cultura no campo, mas não explica a variabilidade observada (COELHO, 2003), ou seja, indicam as regiões de baixa e alta produtividade, porém não explica as causas de tal variação. Para tanto é necessário o estudo dos fatores que afetam a variação da produtividade. Dentre estes fatores estão os atributos do solo, que por sua vez, não possui tal facilidade para obtenção de dados, sendo um processo muito mais oneroso.

2.4. Correlação entre a produtividade das culturas e atributos do solo

A produtividade das culturas apresenta variabilidade espacial e diversos fatores, como atributos do solo, taxa de germinação, plantas daninhas, pragas, doenças entre outros, podem contribuir para esta variabilidade (ACOCK & PACHEPSKY, 1997).

A variabilidade dos atributos do solo influencia na eficiência do manejo e no desenvolvimento das culturas. Segundo REICHERT et al. (2008), a definição espacial

dos atributos do solo e da planta contribuem para o planejamento das lavouras comerciais e a locação de experimentos científicos.

Porém o que se tem observado, na prática, é que, geralmente, os padrões de distribuição da variabilidade da produtividade das culturas não apresentam boa correlação com os padrões de distribuição da variabilidade dos atributos do solo, ou seja, baixa correlação entre os mapas de atributos do solo e de produtividade das culturas, elaborados com a utilização de técnicas preconizadas no sistema de agricultura de precisão (GIMENEZ & MOLIN, 2002; CARVALHO et al, 2006; SANTOS et al., 2006).

Buscando correlacionar a produtividade de feijão com a resistência a penetração do solo sob sistema de semeadura direta, CARVALHO et al. (2006) observaram que a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração não influenciou a produtividade de grãos de feijão. Confirmando esse resultado, porém em um sistema convencional, FREDDI et al. (2006) verificaram que a resistência do solo à penetração não apresentou correlação espacial com a produtividade de milho.

Em estudo realizado por MEGDA et al. (2008), observou-se baixa correlação linear entre a produtividade de feijão e a porosidade de um Latossolo Vermelho. Porém, houve correlação espacial inversa entre a produtividade de feijão e porosidade total na profundidade de 0,1-0,2 m. Resultado semelhante foi obtido por MARTINS et al. (2009) que constataram baixa correlação linear entre a produtividade de feijão e a D_s do solo. Contudo, houve correlação espacial inversa entre a produtividade de feijão e a densidade do solo na profundidade de 0-0,1 m.

Estudando a relação entre produtividade de milho e densidade de partícula do solo, densidade do solo e porosidade total, em um Latossolo Vermelho distroférico, SANTOS et al. (2006) verificaram que, praticamente, não foram observadas correlações lineares nem espaciais entre os atributos do solo e a produtividade da cultura e, quando ocorreram, os valores dos coeficientes de correlação foram considerados baixos. ABREU et al. (2003) não constataram correlação espacial entre a produtividade de trigo e a condutividade hidráulica saturada e a resistência do solo à penetração de um Argissolo franco arenoso.

Para a produtividade de soja, ROSA FILHO et al. (2009) observaram que somente a densidade do solo e a resistência do solo à penetração, na camada de 0-0,1 m, apresentaram correlação significativa. KITAMURA et al. (2007) verificaram baixos valores de coeficientes de correlação entre a textura de um Latossolo Vermelho distroférico e a produtividade de feijão, sendo que 7,3% da produtividade foi explicada pelo teor de argila da camada superficial do solo.

Observou-se, em estudo realizado por DURIGON et al. (2009) que houve correlação positiva entre a produtividade de arroz irrigado no ano agrícola de 2005/2006 e os atributos Ca^{2+} , Mg^{2+} , V, CTC e argila. Já MONTEZANO et al. (2006) verificaram correlação linear positiva entre a produtividade de milho e os atributos argila, MO e boro e negativas para areia, cobre, manganês e zinco. Nesses dois trabalhos os valores de r da correlação de Pearson foram inferiores a 0,39. Concordando com MONTEZANO et al. (2006) esses valores podem ser considerados baixos, pois foram inferiores a 0,50.

Segundo os resultados obtidos por PONTELLI (2006), ao estudar a variabilidade de um Latossolo Vermelho sob semeadura direta e a relação entre os atributos químicos do solo e a produtividade de soja, milho e trigo, observou-se baixos valores de correlação. GIMENEZ & MOLIN (2002), ao estudarem a influência da fertilidade do solo na produtividade das culturas em sistema de semeadura direta, observaram baixos valores de coeficientes de correlação entre os mapas de produtividades de soja e de milho e os mapas de fertilidade do solo.

Nos resultados obtidos por MOLIN et al. (2007), verifica-se que a variabilidade da produtividade de milho não pode ser atribuída aos atributos P, K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} e V. Sendo sugerido, por esses mesmos autores, que a população de plantas teve efeito mais pronunciado na produtividade do que os atributos do solo estudados.

Conforme SHIRATSUCHI et al. (2007), é comum observar, em talhões de grandes propriedades agrícolas comerciais, zonas de baixa produtividade onde ocorrem níveis considerados altos de fertilidade do solo.

Uma das hipóteses para explicar a ocorrência de baixas correlações entre atributos do solo e produtividade das culturas, tanto experimentalmente como

comercialmente, pode estar relacionada com a intensidade com que é realizada a amostragem desses fatores.

Como mencionado no item 2.3 os monitores existentes atualmente, permitem a aquisição de dados em intervalos de tempos bastantes pequenos. Dessa maneira, é possível a confecção de mapas de distribuição espacial da produtividade da cultura com elevada acurácia (MOLIN, 2000). Já para elaboração de mapas de atributos do solo, a amostragem tem sido realizada em uma intensidade muito menor, em decorrência, principalmente, de seu custo. Comercialmente, profissionais têm utilizado de uma amostra por ha até uma a cada 20 a 25 ha.

Dessa maneira, a acurácia dos mapas de distribuição espacial dos atributos dos solos é menor, quando comparados àqueles da produtividade, o que pode acarretar nos baixos valores de correlação entre eles, observados na literatura. E isso pode mascarar e/ou prejudicar o entendimento das relações de causas e efeitos sobre a distribuição espacial da produtividade das culturas e dos atributos do solo.

2.5. Geoestatística

A dependência espacial ou temporal de determinado atributo do solo é uma preocupação antiga, sendo comprovado esse fato por experimentos datados do início do século XX, conforme mostra VIEIRA (2000).

Contudo a partir da metade do século XX, algumas áreas da ciência, como a agricultura, adotaram as metodologias de análise de dados proposta por Fisher. Desta forma, a conveniência dos chamados métodos clássicos da estatística fez com diminuísse o interesse pelos estudos da variabilidade dos atributos do solo em grande parte desse século (GONÇALVES et al., 2001).

A estatística clássica é sim, uma importante ferramenta no estudo e comparação de tratamentos. Porém, exige a verificação de pressuposições básicas, tais como: os efeitos dos tratamentos e os efeitos ambientais devem ser aditivos e os erros experimentais devem ser todos independentes, ter uma variância comum e apresentar distribuição normal. Portanto, é necessário que as unidades experimentais sejam

homogêneas e independentes entre si. Caso tais pressuposições forem ignoradas, a análise dos dados e a comparação entre tratamentos podem apresentar erros que comprometerão a interpretação dos resultados (SILVA et al., 2003).

Geralmente as hipóteses de normalidade e independência dos dados não são testadas e, além disto, a independência entre as amostras tem que ser assumida a priori, antes de se amostrar o atributo a ser estudado. Toda a variabilidade apresentada pelos valores é conferida ao resíduo, ou seja, a fatores não controlados (GONÇALVES, et al., 2001).

Em muitos casos a aleatorização realizada na estatística clássica não é suficiente para garantir a independência espacial das amostras, isto porque algumas variáveis apresentam forte dependência espacial (autocorrelação entre as observações) que não pode ser desfeita por este procedimento. Desta forma, a presença de dependência espacial requer o uso de um tipo de estatística chamada geoestatística (VIEIRA, 2000).

É possível com a geoestatística identificar a existência ou não de dependência espacial entre as observações, podendo ser aplicada em mapeamentos, orientação de futuras amostragens e modelagens, permitindo, assim, estimar por meio de interpolação o valor do atributo em locais não amostrados (GOMES et al., 2007).

A geoestatística surgiu na África do Sul, quando o engenheiro de minas Daniel G. Krige, trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras. Baseado nessas observações, o matemático Matheron, desenvolveu uma teoria, a qual ele chamou de Teoria das Variáveis Regionalizadas e que contém os fundamentos da geoestatística (VIEIRA, 2000).

Pode se considerar a geoestatística como um tópico especial da estatística aplicada, no qual são tratados os problemas referentes às variáveis regionalizadas, àquelas que têm comportamento espacial mostrando características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente aleatórias e as totalmente determinísticas (LANDIM, 1998).

Estas variáveis têm em comum uma dupla característica: são aleatórias já que os valores numéricos observados podem variar consideravelmente de um ponto a outro no espaço; são espaciais porque apesar de muito variáveis dentro do espaço, os valores numéricos observados não são inteiramente independentes (GUERRA, 1988).

A teoria fundamental da geoestatística é a esperança de que, na média, as amostras próximas no tempo e espaço sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

O variograma ou semivariograma, covariograma e correlograma são algumas ferramentas para o estudo da continuidade espacial. Essas ferramentas são usadas para investigar a magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não, com a distância. Para a interpolação e posterior construção de mapas de isolinhas, a ferramenta mais adequada é o semivariograma (VIEIRA et al., 1983).

O semivariograma é uma ferramenta básica que permite representar quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (HUIJBREGTS, 1975). Ele é estimado pela seguinte expressão:

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

No qual,

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

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

$Z(x_i + h)$ é o valor medido num ponto mais uma distância h .

Na figura 1, observa-se um exemplo de um semivariograma com seus parâmetros. O seu padrão representa o que, intuitivamente, se espera de dados de campo, isto é, que as diferenças $\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}$ decresçam à medida que h , a distância que os separa decresce. Espera-se que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas em distâncias maiores. Deste modo, é esperado que $\gamma(h)$ aumente com a distância h (CAMARGO, 1998).

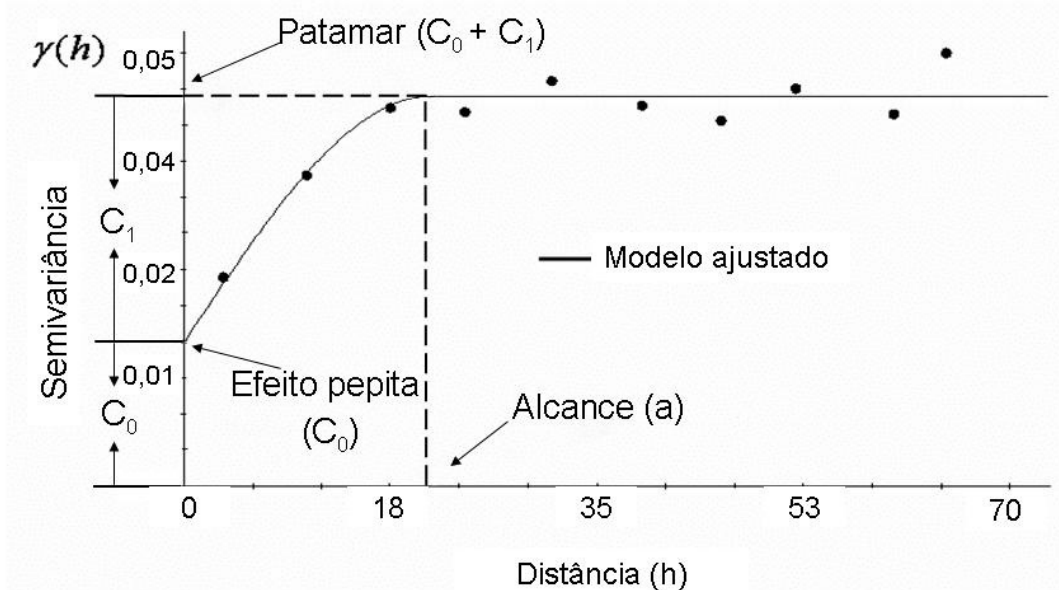


Figura 1. Exemplo de semivariograma e seus parâmetros.

Os parâmetros do semivariograma (Figura 1) são: alcance (a), que é a distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente. O conhecimento do valor desse parâmetro permite definir o raio de amostragem (CARVALHO et al., 2002).

O patamar ($C_0 + C_1$) é o valor do semivariograma correspondente ao seu alcance. Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) torna-se invariante com a distância; efeito pepita (C_0): idealmente, $\gamma(0)=0$, entretanto, na prática, à medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo que revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras e/ou devida a erros de medição (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989). Não é possível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.

Posteriormente ao cálculo para a criação do semivariograma, que é formado por uma série de valores, é necessário ajustar uma função ou modelo matemático ao

semivariograma. É importante que o modelo ajustado represente a tendência de $\gamma(h)$ em relação à h .

O ajuste do modelo não é direto ou automático, mas sim iterativo, pois nesse processo faz-se um primeiro ajuste e verifica-se a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode-se ou não redefinir o modelo, até obter um que seja considerado satisfatório. Apesar da existência de métodos para verificar a qualidade do ajuste do modelo, ajustar modelos matemáticos aos semivariogramas é um procedimento subjetivo (CARVALHO et al., 2002) e pode ser uma das maiores fontes de ambigüidade e polêmica nessas aplicações (VIEIRA, 2000).

Os modelos básicos, denominados de modelos isotrópicos, estão divididos em dois tipos: modelos com patamar ou transitivos e modelos sem patamar. Os modelos transitivos mais utilizados são: modelo esférico, exponencial e gaussiano (Figura 2). Modelos não transitivos não atingem o patamar e continuam aumentando conforme a distância aumenta (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989).

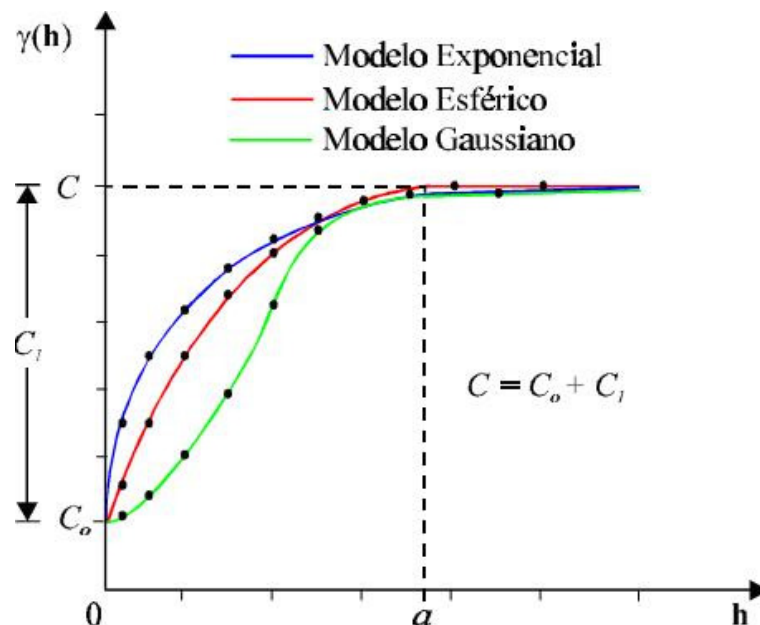


Figura 2. Representação de alguns modelos com patamar.

O modelo esférico é o mais ajustado destes três modelos (TRANGMAR et al., 1987). Os modelos exponenciais e gaussianos atingem o patamar assintoticamente

com o alcance prático definido como a distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989). O modelo gaussiano é, geralmente, utilizado para modelar fenômenos contínuos. Sua principal característica é apresentar um comportamento parabólico próximo a origem.

Baseado na relação entre valores dos parâmetros do semivariograma, efeito pepita e patamar é possível definir o grau de dependência espacial de determinado atributo. CAMBARDELLA et al. (1994) considera dependência espacial forte os semivariogramas que têm efeito pepita igual a 25% do patamar, de dependência espacial moderada quando o efeito pepita está entre 25 e 75% e dependência espacial fraca, quando o efeito pepita é maior que 75%.

Os semivariogramas chamados simples permitem verificar a dependência espacial de determinada variável, contudo, para verificar a correlação espacial entre duas variáveis utiliza-se do semivariograma cruzado. Ele objetiva descrever a variação espacial e/ou temporal simultânea de duas variáveis aleatórias (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

As características do semivariograma cruzado são semelhantes ao do semivariograma simples, contudo, com significados diferentes. Diferentemente do semivariograma simples, no semivariograma cruzado não é óbvio que o valor para $h=0$ seja nulo. Pois, além de espaços menores do que a distância de amostragem, acumulado no mesmo parâmetro, está a falta de correlação entre as duas variáveis. O alcance representa apenas o final ou a distância máxima de dependência espacial entre as variáveis (VIEIRA, 2000). Os modelos utilizados para o semivariograma cruzado são os mesmos para o semivariograma simples (Figura 2).

O semivariograma cruzado é uma importante ferramenta no estudo da variabilidade dos atributos do solo. Pois, frequentemente observa-se que existem variáveis que se correlacionam espacialmente entre si. Pode-se então tirar vantagens dessa situação, pois conhecendo a correlação espacial dessas variáveis, a estimativa de uma delas pode ser feita usando-se informações de ambas, expressas no semivariograma cruzado pelo método chamado de co-krigagem (VIEIRA et al., 1983; VIEIRA, 2000).

Tal técnica, geralmente, é aplicada quando uma variável é onerosa de se amostrar, porém possui correlação com outra que é de mais fácil amostragem, permitindo, desta forma, realizar uma amostragem menos intensa para a variável onerosa. Nessa técnica a variável com menor número de amostras é chamada de variável principal e a com maior número de amostras de covariável (VIEIRA et al., 1983; VIEIRA, 2000).

Os semivariogramas cruzados que tem sido comumente utilizada em trabalhos que estudando a variabilidade dos atributos do solo e da produtividade das culturas. No qual, por meio deles é possível verificar a correlação espacial entre atributos do solo e produtividade das culturas. Nesses estudos a variável principal é a produtividade das culturas e a covariável os atributos do solo (SOUZA et al., 1998; VIEIRA & GONZALEZ, 2003; CARVALHO et al., 2006; FREDDI et al., 2006; MOLIN et al., 2007; MEGDA et al., 2008).

A geoestatística tem se mostrado uma importante ferramenta para o conhecimento da variabilidade dos atributos do solo e da produtividade das culturas e sua aplicação tem se tornado cada vez mais comum. Possibilitando a definição de estratégias mais precisas para o manejo do solo e das culturas.

2.6. Krigagem

A interpolação é a técnica de estimar pontos de locais não amostrados a partir de pontos amostrados. Ela tem um papel fundamental na agricultura de precisão, pois é por meio da interpolação que é possível confeccionar os mapas de isolinhas, como os de produtividade das culturas (SHIRATSUCHI, 2003) e atributos do solo (GONÇALVES et al., 2001). Existem diversas técnicas de interpolação e dentre elas está a Krigagem.

O termo krigagem deriva do nome de Daniel G. Krige, que iniciou o uso de médias móveis para evitar a superestimação sistemática de reservas em mineração (DELFINER & DELHOMME, 1975).

A Krigagem diferencia-se dos outros métodos de interpolação pela forma como os pesos são distribuídos nas diferentes amostras. Na interpolação linear simples os

pesos são todos iguais a $1/N$ (N = número de amostras); na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos são definidos como o inverso do quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores observados. Na krigagem, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, contudo, nela, os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental (CAMARGO, 1998).

Para se utilizar a Krigagem é necessário que exista dependência espacial entre as amostras vizinhas, expressa no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000).

O efeito pepita possui importância na krigagem, pois estabelece um limite menor para o tamanho da variância de estimação e, portanto, para a precisão da interpolação (TRANGMAR et al., 1985), ou seja, quanto maior for a diferença do efeito pepita em relação ao patamar do semivariograma, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa, ou maior a confiança que se pode ter na estimativa (VIEIRA, 2000).

Existem diversos tipos de krigagem, sendo dependente do objetivo do estudo. As mais comuns são a krigagem simples, a ordinária, a universal, de indicadores, de probabilidade e a disjuntiva (JAKOB & YOUNG, 2006).

Diversos trabalhos têm mostrado a eficiência da krigagem e sua superioridade comparada aos métodos de interpolação lineares (BUCENE & ZIMBACK, 2003; SHIRATSUCHI, 2003; CORÁ & BERLDO, 2006; SILVA et al., 2008; COELHO et al., 2009; SOUZA et al., 2010).

Comparando o método de interpolação Krigagem com o inverso do quadrado da distância (IQD) para o mapeamento do atributo pH, BUCENE & ZIMBACK (2003) concluíram que a Krigagem fornece a melhor estimativa de um parâmetro nos locais onde este não foi amostrado, com uma boa distribuição e continuidade. Para a confecção de mapas de produtividade de milho, SHIRATSUCHI (2003) verificou que o método da Krigagem foi melhor que o método do IQD.

Com os resultados obtidos por CORÁ & BERLDO (2006), verifica-se que os mapas de isolinhas elaborados por meio da Krigagem, levando-se em consideração a

existência de dependência espacial de atributos do solo, expressa no semivariograma, apresentaram maior precisão e diferentes padrões de ocorrência da distribuição espacial dos atributos, comparados àqueles construídos utilizando-se do interpolador linear IQD para a estimativa dos valores em locais não medidos.

Objetivando o mapeamento dos atributos CTC e V, SILVA et al. (2008) compararam o método Krigagem com o método IQD e verificaram que, apesar, de apresentarem pequena diferença entre os dois métodos para o mapeamento desses dois atributos, o IQD apresentou maior erro em comparação com a Krigagem.

Buscando comparar a eficiência da interpolação de dados por meio da Krigagem ordinária e do IQD na estimativa de atributos químicos do solo, SOUZA et al. (2010) verificaram que não houve diferença entre os métodos de interpolação, por meio da análise dos erros da estimativa. Contudo, notou-se uma maior diferença visual entre os mapas interpolados por Krigagem e IQD para o atributo SB, apresentando o mapa interpolado pelo IQD uma maior variabilidade, resultado de uma menor uniformidade dos tons de cinza.

Conforme COELHO et al. (2009), apesar de com o método de a Krigagem obter-se os melhores resultados em comparação com os interpoladores lineares, para utilizar todo o potencial da Krigagem e esse método ser recomendado, é necessário ter muitos pontos para que um adequado semivariograma seja estimado. Pelo contrário, podem-se usar os interpoladores lineares.

Segundo CORÁ & BERALDO (2006), a acurácia dos mapas é dependente do método de interpolação utilizado na estimativa dos valores em locais não-amostrados. O método de interpolação, por sua vez, é dependente da densidade de pontos amostrados por área, isto é, da intensidade da amostragem e, conseqüentemente, da distância entre os pontos amostrados.

Desta forma, verifica-se que a Krigagem é confiável para obtenção de mapas de isolinhas de atributos do solo e esse método de interpolação é melhor que os métodos lineares, desde que os semivariogramas sejam estimados corretamente e a intensidade amostral da variável em estudo seja adequada.

3. MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido em Jaboticabal, SP. A altitude local é de 613 m, com latitude 21°14'05" sul e longitude de 48°17'09" oeste. O clima do local é classificado, segundo critérios de KÖPPEN (1936), como Aw, denominado clima tropical de inverno seco, no qual a temperatura do mês mais quente é superior a 22 °C e a do mês mais frio é inferior a 18 °C. A precipitação anual média é de 1417 mm, com distribuição anual mostrando concentração no período de outubro-março e relativa seca no período de abril-setembro. O solo da área experimental é classificado como Latossolo Vermelho distroférico, textura argilosa, relevo suave ondulado, com declividade média de 5%.

Há 10 anos, a área é cultivada com milho no verão em sistema de semeadura direta e permanece em pousio durante o inverno. Antes da semeadura da cultura de verão, realiza-se a dessecação da vegetação espontânea com herbicidas não seletivos.

No ano agrícola de 2007/2008, a semeadura do milho híbrido triplo Máster da 'Syngenta' ocorreu no dia 5/12/2007. O espaçamento utilizado foi de 0,9 m entre linhas e 0,2 m entre plantas. As recomendações das adubações de semeadura e cobertura foram baseadas nos resultados da análise química do solo, conforme RAIJ et al. (1997), aplicando-se 30 kg de N, 70 kg de P₂O₅ e 50 kg de K₂O por ha. As adubações foram realizadas da maneira convencional, ou seja, considerando a necessidade média e aplicação uniforme dos insumos na área.

Os dados foram coletados seguindo uma grade amostral contendo 100 pontos georreferenciados. Os pontos foram dispostos em intervalos equidistantes, sendo de 10 m no sentido das linhas da cultura, ao longo de quatro transeções paralelas com 250 m de comprimento distanciadas entre si 4,5 m, formando um retângulo com quatro colunas e 25 linhas. A célula amostral foi composta por cinco linhas de 10 m da cultura, totalizando 45 m² cada, considerando como centro da célula o ponto georreferenciado (Figura 3).

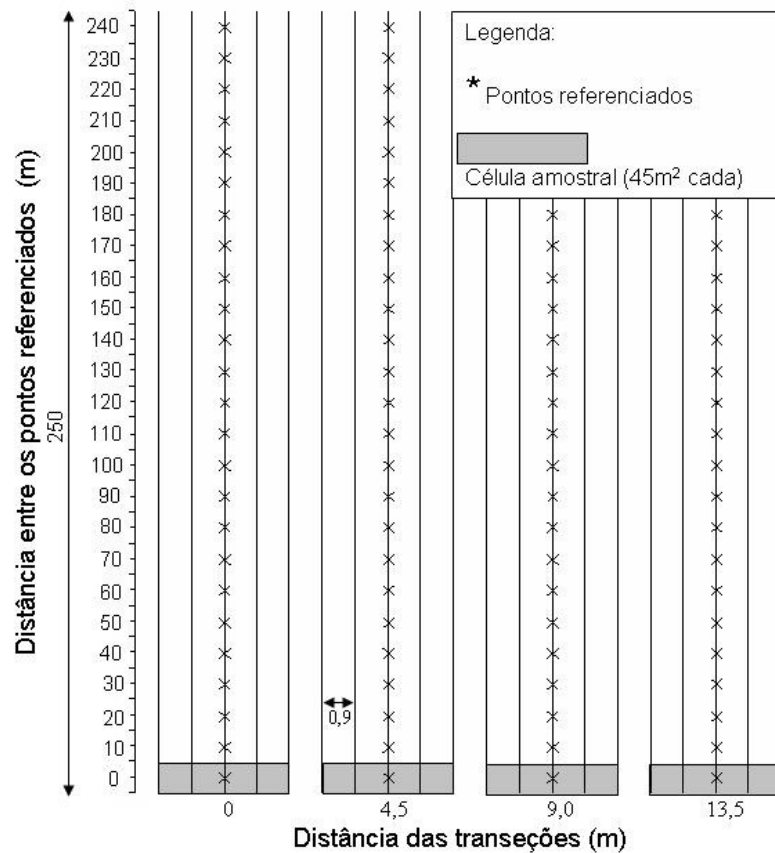


Figura 3. Esquema de amostragem do solo e da colheita do milho para a determinação da produtividade.

A colheita do milho realizou-se aos 151 dias após a semeadura utilizando-se de uma colhedora mecânica de parcelas. Essa colhedora permite a colheita de uma linha de milho por vez. Desta forma, em cada célula amostral foram colhidas cinco linhas de 10 m cada da cultura do milho, sendo o peso dos grãos obtido nessas cinco linhas o dado de produtividade para a célula amostral. O peso dos grãos de cada célula amostral foi padronizado para 13% de umidade e a produtividade foi estimada em $t\ ha^{-1}$.

Após a colheita do milho, realizou-se a amostragem do solo nas camadas de 0-0,1 e 0,1-0,2 m de profundidade. Coletaram-se cinco sub-amostras de solo para compor uma amostra composta representativa da célula amostral, com a utilização de trado tipo holandês, sendo uma no centro (ponto georreferenciado) e as outras nos quatro pontos

cardeais espaçadas 2 m do ponto central. Com as amostras determinou-se a textura pelo método da pipeta (CAMARGO et al., 1986) e pH, teores de matéria orgânica (MO), P (método da resina), K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , $H+Al$, segundo procedimentos descritos por RAIJ et al. (2001). Posteriormente, foram calculadas a soma de bases (SB), a capacidade de troca de cátions (CTC) e a porcentagem de saturação por bases do solo (V).

Nas mesmas profundidades e no ponto central (ponto georreferenciado) de cada célula amostral, coletou-se uma amostra de solo indeformada, utilizando-se anéis volumétricos com altura de 0,053 m e diâmetro de 0,048 m. Para essas amostras determinou-se a porosidade total (PT), macroporosidade (Ma), microporosidade (Mi) e densidade do solo (Ds), utilizando-se os métodos propostos pela EMBRAPA (1997).

Foram estabelecidas intensidades de amostragens por meio de eliminação de pontos intermediários partindo da amostragem inicial, que continha 100 pontos, obtendo-se conjunto de dados com 100, 75, 50 e 25 pontos (Figura 4).

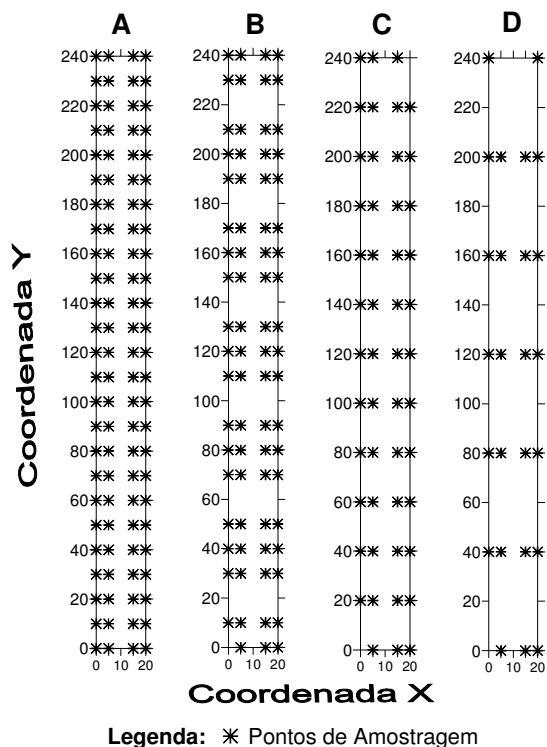


Figura 4. Distribuição do plano amostral para diferentes intensidades de amostragem, A (100 pontos), B (75 pontos), C (50 pontos) e D (25 pontos).

Cada conjunto de dados foi submetido á análise estatística descritiva para determinação da média, valores máximos e mínimos, coeficiente de variação (CV), coeficientes de assimetria e curtose e distribuição de freqüência dos dados utilizando-se do programa Minitab 14 (MINITAB RELEASE, 2000),

A partir da análise descritiva dos dados, verificou-se a ocorrência de dados discrepantes. A decisão de substituí-los foi tomada após confrontar os seus valores com seus vizinhos mais próximos, realizando então a substituição do valor pela média dos vizinhos. Tais valores discrepantes se devem a possíveis erros de amostragem ou erros de laboratório. Para testar a hipótese de normalidade dos dados foi utilizado o teste de SHAPIRO & WILK (1965) utilizando-se do programa Sisvar 5.0 (FERREIRA, 2007).

A variabilidade dos atributos foi classificada de acordo com a magnitude do seu CV, conforme PIMENTEL-GOMEZ & GARCIA (2002), sendo baixa para valor de CV menor que 10%; média, quando entre 10 e 20%; alta, quando entre 20 e 30%; e muito alta, se maior que 30%.

Foi realizada a correlação simples de Pearson entre a produtividade da cultura do milho e os atributos do solo. Para verificar as associações e interdependências entre as variáveis estudadas, realizou-se, agrupando os valores das variáveis referentes às profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 cm, análise de regressão múltipla pelo método 'stepwise', com grau de significância para o F de 15% de probabilidade para inclusão das variáveis. Para realização dessas duas análises foi utilizado o programa Minitab 14 (MINITAB RELEASE, 2000).

Para estimar a dependência espacial entre as amostras, bem como identificar se as variações foram sistemáticas ou aleatórias, utilizou-se modelos de semivariogramas estimados com o programa GS+ (ROBERTSON, 2004). A seleção dos modelos foi realizada com base na menor soma de quadrados do resíduo (SQR) e melhor coeficiente de determinação (R^2). Os semivariogramas foram validados pelo método de validação cruzada observando isotropia em todos os modelos ajustados, indicando que o padrão da estrutura de variabilidade espacial é o mesmo em todas as direções.

Para a análise do grau de dependência espacial foi utilizada a classificação de CAMBARDELLA et al. (1994), que considera dependência espacial forte os

semivariogramas que têm efeito pepita igual a 25% do patamar, de dependência espacial moderada quando o efeito pepita está entre 25 e 75% e dependência espacial fraca, quando o efeito pepita é maior que 75%.

Após a estimação dos semivariogramas utilizando-se de diversas distâncias máxima, verificou-se que para a produtividade e atributos químicos e físicos do solo, com exceção dos atributos granulométricos, a distância máxima ideal para a estimação dos semivariogramas foi de 80 m. Para argila, areia e silte a distância máxima ideal foi de 150 m. Isto se justifica, pois, os atributos granulométricos possuem uma continuidade espacial maior do que os demais, sendo a distância máxima de 80 m não suficiente para verificar a estabilização do patamar. Contudo, quando se usou a distância de 150 m para todos os atributos, não foi possível se obter o melhor ajuste aos semivariogramas.

Posteriormente a estimação dos semivariogramas experimentais e ajuste dos modelos teóricos realizaram-se a interpolação dos dados pelo método da krigagem utilizando o programa GS+ (ROBERTSON, 2004). Optou-se pela krigagem em blocos por gerar mapas com uma superfície mais suavizada quando comparada a krigagem pontual, já que a krigagem em blocos representa o valor médio de uma área ao redor do ponto estimado (BURROUGH & MCDONNELL, 1998). Para a elaboração dos mapas foi utilizado o programa Surfer 8.0 (SURFER, 2002).

Buscando correlacionar espacialmente a produtividade e os atributos do solo, foram estimados os semivariogramas cruzados. Utilizou-se a produtividade de milho como variável principal e os atributos do solo como covariável. As variáveis do solo foram utilizadas para estimar os semivariogramas cruzados somente quando apresentaram semivariogramas simples, ou seja, apresentaram dependência espacial (VIEIRA, 2000). Foram selecionados os semivariogramas cruzados que apresentaram sua série de pontos distribuídos apenas em um dos quadrantes, denotando, assim, um aspecto confiável entre a produtividade e os atributos do solo (MEGDA et al., 2008). Já que os semivariogramas cruzados que apresentam sua série de pontos em mais de um quadrante são considerados de correlação espacial indefinida (CAMARGO et al., 2008).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise estatística descritiva

Os resultados mostram que os valores médios para argila, areia e silte apresentaram-se semelhantes entre as diferentes intensidades de amostragem (Tabela 1). Resultados similares foram obtidos por BERALDO (2001). Esses resultados demonstram que a amostragem de solo realizada de forma convencional, ou seja, quando algumas amostras de solo são retiradas, aleatoriamente, de maneira que os valores medidos permitam inferir sobre seus valores médios em toda a área. Pode gerar erros, já que este procedimento não considera uma possível estrutura de variabilidade espacial (GONÇALVES et al., 2001).

Baseado na classificação por meio do CV sugerida por PIMENTEL-GOMEZ & GARCIA (2002), observou-se baixa variabilidade para a argila e areia e média para o silte, nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m para as intensidades amostrais estudadas (Tabela 1). Resultados semelhantes foram obtidos por KITAMURA et al. (2007), que ao estudar um Latossolo Vermelho distroférico, encontrou variabilidade baixa para argila e média para silte e areia, contudo, os valores de CV para areia foram 10 e 11%, para as respectivas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m, ou seja, próximos do limite da classe de variabilidade baixa. Entretanto, MELLO et al. (2006) observaram média variabilidade para argila e alta para areia em um Latossolo Vermelho eutroférico. Essa diferença de variabilidade dos atributos granulométricos, de solos com classificação semelhante, pode ter ocorrido devido à diferença no relevo, manejo do solo e/ou tempo de cultivo dessas áreas estudadas.

Os valores da média e da mediana para os atributos granulométricos estão próximos, indicando distribuições simétricas (Tabela 1). Resultados semelhantes foram obtidos por COELHO FILHO et al. (2001), SIMÕES et al. (2006) e AMARO FILHO et al. (2007). A normalidade dos dados para esses atributos (Tabela 1) é confirmada pelo resultado do teste de SHAPIRO & WILK (1965).

Tabela 1. Resultados da análise estatística descritiva dos atributos granulométricos do solo nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficientes		Distribuição P < W	
						Assimetria	Curtose		
Argila (g kg ⁻¹)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	333	335	288	373	6	-0,17	-0,53	N	0,2872
75 pontos	333	335	288	366	5	-0,18	-0,61	N	0,3397
50 pontos	333	334	288	373	6	-0,18	-0,15	N	0,7916
25 pontos	333	334	304	359	4	-0,29	0,12	N	0,8006
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	355	356	314	391	6	-0,12	-0,87	N	0,0467
75 pontos	355	356	314	387	5	-0,08	-0,91	N	0,0728
50 pontos	354	356	316	391	6	0,04	-0,91	N	0,1518
25 pontos	354	356	316	387	6	0,05	-0,92	N	0,2161
Areia (g kg ⁻¹)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	620	620	569	660	3	-0,27	-0,28	N	0,4057
75 pontos	621	620	569	650	3	-0,46	-0,05	N	0,0922
50 pontos	621	620	580	660	3	-0,09	-0,14	N	0,9667
25 pontos	621	622	587	643	2	-0,39	0,21	N	0,6732
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	608	608	567	653	3	0,00	-0,83	N	0,0916
75 pontos	608	608	571	649	3	-0,06	-0,86	N	0,0835
50 pontos	609	610	567	653	4	-0,15	-0,93	N	0,1704
25 pontos	609	610	571	642	4	-0,41	-1,10	N	0,0654
Silte (g kg ⁻¹)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	44	44	32	60	14	0,42	-0,40	N	0,0118
75 pontos	45	45	32	60	14	0,44	-0,32	N	0,0401
50 pontos	44	44	32	60	15	0,36	-0,45	N	0,2182
25 pontos	44	45	32	57	14	0,10	-0,67	N	0,4045
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	37	38	21	53	19	-0,13	-0,30	N	0,4763
75 pontos	37	38	21	53	19	-0,11	-0,30	N	0,8288
50 pontos	38	39	22	53	19	-0,03	-0,25	N	0,7940
25 pontos	38	38	24	53	18	0,12	-0,18	N	0,9988

CV= Coeficiente de variação; N = Distribuição normal; N-N = Distribuição não-normal; P<W= resultado do teste de normalidade.

Semelhantemente aos resultados dos atributos granulométricos, as médias dos atributos densidade, porosidade total, microporosidade e macroporosidade foram similares entre as diferentes intensidades de amostragem (Tabelas 2 e 3). Confirmando,

novamente, que a análise por meio da estatística clássica não é suficiente para verificar a variabilidade dos atributos físicos do solo.

Tabela 2. Resultados da análise estatística descritiva dos atributos densidade do solo, porosidade total e microporosidade nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficientes		Distribuição	P < W
						Assimetria	Curtose		
Densidade (g cm ³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	1,54	1,56	1,37	1,68	6	-0,48	-0,90	N-N	0,0001
75 pontos	1,54	1,55	1,37	1,68	6	-0,41	-0,96	N-N	0,0021
50 pontos	1,54	1,57	1,38	1,66	6	-0,56	-0,99	N-N	0,0011
25 pontos	1,53	1,54	1,38	1,65	6	-0,37	-1,17	N	0,0767
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	1,59	1,60	1,37	1,73	5	-0,80	0,28	N-N	0,0000
75 pontos	1,59	1,60	1,39	1,73	5	-0,66	-0,12	N-N	0,0077
50 pontos	1,59	1,59	1,37	1,71	5	-0,59	-0,15	N	0,0663
25 pontos	1,56	1,56	1,40	1,69	5	-0,04	-0,80	N	0,6720
Porosidade Total (%)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	41	40	34	49	8	0,37	-0,49	N	0,0796
75 pontos	40	40	34	48	9	0,27	-0,70	N	0,1230
50 pontos	41	41	35	49	8	0,52	-0,43	N	0,1105
25 pontos	41	41	35	48	8	0,08	-0,65	N	0,9047
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	37	37	33	45	8	0,95	0,45	N-N	0,0000
75 pontos	38	37	33	45	8	0,82	0,10	N-N	0,0005
50 pontos	37	37	33	45	8	0,78	0,06	N	0,0114
25 pontos	38	39	33	45	9	0,35	-0,57	N	0,3959
Microporosidade (%)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	30	30	27	34	5	0,54	0,41	N	0,0401
75 pontos	30	30	27	34	5	0,45	0,38	N	0,2494
50 pontos	30	30	28	34	4	0,39	0,51	N	0,7159
25 pontos	30	30	28	33	4	0,00	0,45	N	0,9429
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	29	29	25	31	5	-1,20	1,27	N-N	0,0000
75 pontos	29	29	25	31	5	-1,38	1,52	N-N	0,0000
50 pontos	29	29	26	31	4	-0,75	0,72	N-N	0,0043
25 pontos	29	29	26	30	4	-1,34	1,03	N-N	0,0011

CV= Coeficiente de variação; N = Distribuição normal; N-N = Distribuição não-normal; P<W= resultado do teste de normalidade.

Tabela 3. Resultados da análise estatística descritiva do atributo macroporosidade nas profundidades de 0-0,1 m e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficientes		Distribuição	
						Assimetria	Curtose	P < W	
Macroporosidade (%)									
Profundidade 0-10 cm									
100 pontos	10	10	3	20	38	0,46	-0,48	N	0,0147
75 pontos	10	10	3	20	38	0,38	-0,48	N	0,1177
50 pontos	11	10	5	20	35	0,65	-0,42	N	0,0152
25 pontos	11	12	5	20	33	0,51	-0,14	N	0,4992
Profundidade 10-20 cm									
100 pontos	8	7	3	19	45	1,20	0,66	N-N	0,0000
75 pontos	9	7	3	19	44	1,11	0,44	N-N	0,0000
50 pontos	8	7	4	18	45	1,05	0,29	N-N	0,0002
25 pontos	9	8	4	16	38	0,60	-0,56	N	0,1105

CV= Coeficiente de variação; N = Distribuição normal; N-N = Distribuição não-normal; P<W= resultado do teste de normalidade.

A Ds (Tabela 2) apresentou baixa variabilidade nas profundidades e intensidades amostrais estudadas conforme classificação por meio do CV sugerida por PIMENTEL-GOMEZ & GARCIA (2002). Resultados semelhantes foram encontrados por SOUZA et al. (2004), ao estudar um Latossolo Vermelho eutroférico e por SANTOS et al. (2006) e ROSA FILHO et al. (2009), ambos estudando Latossolos Vermelho distroférico.

Observou-se baixa variabilidade para a PT e Mi (Tabela 2). Resultados semelhantes aos obtidos por MEGDA et al. (2008), ao estudar um Latossolo Vermelho distroférico. Diferindo dos encontrados por SOUZA et al. (2004) que observaram variabilidade média para esses dois atributos. A Ma apresentou variabilidade muito alta (Tabela 3). Resultados similares foram obtidos por SOUZA et al. (2004) e resultados diferentes foram obtidos por MEGDA et al. (2008) que verificaram média variabilidade.

Os valores da média e da mediana para os atributos físicos foram similares, apesar da ocorrência de distribuições assimétricas. Mesmo nos dados dos atributos que o teste de normalidade indicou distribuição não-normal, nota-se que os coeficientes de assimetria e curtose, no geral, variaram próximos de zero, indicando uma tendência à normalidade (Tabelas 2 e 3). Para os dados que não apresentaram distribuição normal realizou-se a modelagem dos semivariogramas com os dados originais e transformados, contudo, não foram obtidos melhores ajustes dos dados transformados

aos semivariogramas. Portanto, optou-se por utilizar a modelagem com os dados originais, sabendo também que a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística (CRESSIE, 1991).

Concordando com TORMENA et al. (1998), dentre os atributos físicos a macroporosidade destaca-se como um dos atributos mais importantes em relação ao desempenho dos sistemas de manejo sobre a produtividade das culturas. Baseado nessa afirmativa é importante observar que os valores médios da Ma variaram entre 10 e 11% e 8 e 9% para as profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m, respectivamente (Tabela 3). Conforme VOMOCIL & FLOCKER (1966), valores de Ma inferiores a 10% podem limitar o crescimento radicular das culturas. Desta forma, verifica-se que os valores médios da Ma na profundidade de 0,1-0,2 m estão abaixo desse limite, podendo então prejudicar o desenvolvimento das raízes da cultura do milho na área de estudo. Resultados semelhantes foram obtidos por SILVEIRA et al. (1999) na profundidade de 0,1-0,2 m em um Latossolo Vermelho Escuro e por TORMENA et al. (2002) nessa mesma profundidade em um Latossolo Vermelho distrófico, ambos estudos em sistema de semeadura direta.

Uma hipótese para ocorrência destes baixos valores de macroporos são as pressões advindas dos implementos agrícolas ao longo de 10 anos de semeadura direta e a ausência de rotação de culturas e cultivo de culturas de inverno, que fizeram com que diminuísse a macroporosidade do solo.

Comparando os valores médios dos atributos químicos do solo (Tabelas 4, 5, 6 e 7) com os limites estabelecidos para os níveis de fertilidade do solo, para a cultura do milho no estado de São Paulo (RAIJ et al., 1997), observaram-se baixos níveis para V nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m e para K^+ na profundidade de 0,1-0,2 m. Médios para P, nas duas profundidades e para K^+ na profundidade 0-0,1 m. Níveis altos para Ca^{2+} e Mg^{2+} em ambas as profundidades. Valores baixos para pH e adequados para MO. Esses resultados ocorreram para todas as intensidades amostrais estudadas.

Esses resultados demonstram como a adubação realizada pela necessidade média do talhão, desconsiderando a variabilidade espacial, pode gerar erros na aplicação de fertilizantes e corretivos, pois, locais no talhão poderiam receber dose

acima ou abaixo daquelas necessárias. Isto resulta em prejuízos econômicos, tanto pela aplicação desnecessária, quanto pelo desequilíbrio entre as quantidades de nutrientes que serão disponibilizados para as plantas, além do efeito deletério que essa prática pode ocasionar sobre o meio ambiente (CORÁ et al., 2004).

O menor valor de CV, para os atributos químicos, foi encontrado para o pH, que apesar de ser classificado como de média variabilidade, seu valor nas duas profundidades e nas intensidades amostrais estudadas variou de 10 a 13%, ou seja, próximo ao limite da classe de baixa variabilidade (Tabela 4). CORÁ et al. (2004) e CAVALCANTE et al. (2007a), ambos, ao estudar a variabilidade em Latossolos, verificaram também baixos valores de CV para o pH. A ocorrência de menor valor de CV para o pH é esperada, pois seus valores variam dentro de um intervalo estreito (GOMES et al, 2008). Concordando com COELHO et al. (2003), o CV do pH não pode ser comparado com os dos demais atributos, pois ele é medido em escala logarítmica.

A matéria orgânica (MO) apresentou valores de CV entre 13 e 16%, para as profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m e para as intensidades amostrais estudadas, sendo classificada como média variabilidade (Tabela 4), concordando com os resultados obtidos por CORÁ et al. (2004) e CAVALCANTE et al. (2007b). Devido a não-incorporação dos resíduos culturais, esperava-se maior variabilidade da MO, o que não ocorreu no presente estudo. Uma hipótese a ser levantada é que o período de semeadura direta (10 anos) e a deposição contínua de resíduos vegetais tenham ocasionado a homogeneização deste atributo na área de estudo.

Os atributos químicos que apresentaram alta variabilidade foram o K^+ (Tabela 5) e $H+Al$ (Tabela 6) nas profundidades e intensidades amostrais estudadas. Resultados semelhantes, para $H+Al$, foram obtidos por CORÁ et al. (2004) e MACHADO et al. (2007). Para K^+ , resultados similares foram encontrados por SILVA et al. (2003) em um Argissolo Vermelho-Amarelo. Os atributos P (Tabela 4), Ca^{2+} (Tabela 5), Mg^{2+} (Tabela 5), SB (Tabela 6), CTC (Tabela 6) e V (Tabela 7), apresentaram variabilidade muito alta, concordando com os resultados obtidos por CORÁ et al. (2004) e MACHADO et al. (2007). Os maiores valores de CV foram encontrados para as variáveis Mg^{2+} , Ca^{2+} e SB.

Tabela 4. Resultados da análise estatística descritiva dos atributos fósforo, matéria orgânica e pH (CaCl₂) nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficientes		Distribuição	P < W
						Assimetria	Curtose		
Fósforo (mg dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	33	31	8	67	48	0,46	-0,78	N-N	0,0014
75 pontos	33	30	8	67	46	0,51	-0,67	N-N	0,0074
50 pontos	32	31	8	64	50	0,33	-0,97	N	0,0435
25 pontos	30	27	8	60	47	0,32	-0,83	N	0,5118
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	21	20	7	46	45	0,73	-0,04	N-N	0,0004
75 pontos	21	19	8	46	47	0,86	0,00	N-N	0,0002
50 pontos	20	19	7	42	45	0,58	-0,55	N	0,0241
25 pontos	20	16	8	42	52	0,76	-0,61	N	0,0144
Matéria Orgânica (g dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	17	17	11	22	13	0,10	0,28	N	0,0433
75 pontos	17	17	11	22	14	0,22	0,13	N	0,1084
50 pontos	17	17	11	22	15	-0,04	0,23	N	0,2417
25 pontos	17	17	11	22	16	-0,03	-0,12	N	0,7797
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	14	14	8	18	15	-0,32	0,11	N	0,0180
75 pontos	14	14	8	18	15	-0,34	-0,27	N	0,0382
50 pontos	14	14	8	18	14	-0,14	0,31	N	0,1451
25 pontos	14	14	11	18	14	0,12	-0,91	N	0,2514
pH (CaCl ₂)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	4,8	4,7	3,9	6,4	11	1,01	1,20	N-N	0,0000
75 pontos	4,8	4,7	3,9	6,4	11	1,06	1,23	N-N	0,0000
50 pontos	4,8	4,7	3,9	6,4	10	1,17	2,50	N-N	0,0000
25 pontos	4,8	4,7	3,9	6,4	12	1,49	2,88	N-N	0,0000
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	4,8	4,6	4,0	6,3	11	1,13	1,02	N-N	0,0000
75 pontos	4,8	4,7	4,0	6,3	12	1,17	1,01	N-N	0,0000
50 pontos	4,7	4,5	4,0	6,3	11	1,28	1,88	N-N	0,0000
25 pontos	4,8	4,6	4,0	6,3	13	1,39	1,54	N-N	0,0000

CV= Coeficiente de variação; N = Distribuição normal; N-N = Distribuição não-normal; P<W= resultado do teste de normalidade.

Tabela 5. Resultados da análise estatística descritiva dos atributos potássio, cálcio e magnésio nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficientes		Distribuição	P < W
						Assimetria	Curtose		
Potássio (mmol _c dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	1,90	1,90	0,90	3,60	30	0,81	0,79	N-N	0,0000
75 pontos	1,92	1,80	0,90	3,60	30	0,67	0,45	N-N	0,0000
50 pontos	1,96	1,90	1,00	3,60	30	1,19	1,48	N-N	0,0000
25 pontos	1,94	1,80	1,30	3,50	28	1,38	1,79	N-N	0,0000
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	1,39	1,30	0,80	2,40	26	0,41	-0,39	N-N	0,0000
75 pontos	1,37	1,30	0,80	2,20	26	0,34	-0,69	N-N	0,0000
50 pontos	1,37	1,30	0,80	2,10	24	0,31	-0,64	N-N	0,0000
25 pontos	1,38	1,30	0,80	2,00	24	0,38	-0,57	N-N	0,0000
Cálcio (mmol _c dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	22	15	3	152	125	3,17	10,35	N-N	0,0000
75 pontos	23	15	3	152	123	2,89	8,71	N-N	0,0000
50 pontos	20	14	4	152	133	3,82	15,51	N-N	0,0000
25 pontos	25	11	5	152	142	2,69	6,83	N-N	0,0000
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	20	12	3	150	126	3,17	11,08	N-N	0,0000
75 pontos	20	13	3	129	118	2,62	7,07	N-N	0,0000
50 pontos	18	10	3	129	135	3,55	12,95	N-N	0,0000
25 pontos	23	12	4	129	142	2,56	5,68	N-N	0,0000
Magnésio (mmol _c dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	11	7	2	69	126	2,78	7,07	N-N	0,0000
75 pontos	12	7	2	69	128	2,53	5,54	N-N	0,0000
50 pontos	10	7	2	69	141	3,55	11,97	N-N	0,0000
25 pontos	13	6	3	69	148	2,44	4,57	N-N	0,0000
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	10	5	1	68	146	2,82	7,25	N-N	0,0000
75 pontos	10	5	1	68	143	2,55	5,66	N-N	0,0000
50 pontos	8	4	1	68	165	3,57	12,12	N-N	0,0000
25 pontos	12	5	1	68	163	2,47	4,73	N-N	0,0000

CV= Coeficiente de variação; N = Distribuição normal; N-N = Distribuição não-normal; P<W= resultado do teste de normalidade.

Tabela 6. Resultados da análise estatística descritiva dos atributos hidrogênio + alumínio, soma de bases e capacidade de troca de cátions nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficientes		Distribuição	
						Assimetria	Curtose	P < W	
Hidrogênio + Alumínio (mmol _c dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	33	34	9	58	29	-0,07	0,17	N	0,0402
75 pontos	34	34	9	58	27	-0,09	0,31	N	0,1173
50 pontos	32	34	9	52	30	0,00	0,17	N	0,1969
25 pontos	31	34	9	52	31	-0,13	0,25	N	0,8917
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	32	34	10	47	26	-0,63	0,30	N-N	0,0002
75 pontos	32	34	10	47	27	-0,73	0,39	N-N	0,0000
50 pontos	34	34	11	47	26	-0,43	0,11	N	0,0263
25 pontos	33	34	11	47	31	-0,44	0,05	N	0,0325
Soma de Bases (mmol _c dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	36	25	6	223	117	2,94	8,46	N-N	0,0000
75 pontos	37	25	6	223	117	2,70	7,05	N-N	0,0000
50 pontos	32	23	7	223	127	3,66	13,59	N-N	0,0000
25 pontos	40	21	10	223	137	2,56	5,63	N-N	0,0000
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	31	19	5	217	127	3,00	9,25	N-N	0,0000
75 pontos	32	19	5	199	121	2,58	6,42	N-N	0,0000
50 pontos	27	15	6	199	137	3,55	12,54	N-N	0,0000
25 pontos	36	18	6	199	143	2,52	5,25	N-N	0,0000
Capacidade de Troca de Cátions (mmol _c dm ⁻³)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	69	59	28	232	56	2,74	7,39	N-N	0,0000
75 pontos	71	59	28	232	57	2,52	6,15	N-N	0,0000
50 pontos	64	54	28	232	59	3,36	11,56	N-N	0,0000
25 pontos	71	55	28	232	72	2,36	4,67	N-N	0,0000
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	63	54	40	232	52	3,31	11,56	N-N	0,0000
75 pontos	64	54	44	212	50	2,83	8,02	N-N	0,0000
50 pontos	61	56	40	212	52	3,74	13,93	N-N	0,0000
25 pontos	68	56	44	212	63	2,58	5,68	N-N	0,0000

CV= Coeficiente de variação; N = Distribuição normal; N-N = Distribuição não-normal; P<W= resultado do teste de normalidade.

Tabela 7. Resultados da análise estatística descritiva da variável saturação por bases nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragens	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficientes		Distribuição	
						Assimetria	Curtose	P < W	
Saturação por Bases (%)									
Profundidade 0-0,1 m									
100 pontos	44	41	16	96	44	1,02	0,59	N-N	0,0000
75 pontos	44	41	16	96	45	1,03	0,53	N-N	0,0000
50 pontos	42	39	19	96	42	1,16	1,33	N-N	0,0007
25 pontos	45	38	22	96	45	1,37	1,42	N-N	0,0026
Profundidade 0,1-0,2 m									
100 pontos	40	34	11	94	55	1,02	0,32	N-N	0,0000
75 pontos	41	36	11	94	55	1,01	0,21	N-N	0,0000
50 pontos	37	32	12	94	55	1,22	1,31	N-N	0,0002
25 pontos	40	35	12	94	58	1,33	1,28	N-N	0,0015

CV= Coeficiente de variação; N = Distribuição normal; N-N = Distribuição não-normal; P<W= resultado do teste de normalidade.

Observa-se que os atributos químicos apresentaram alta variabilidade. Isto ocorre, provavelmente, devido aos efeitos residuais de adubações anteriores, visto que geralmente a adubação ocorre na linha de plantio e mesmo a correção da acidez do solo, que é realizada a lanço, não ocasiona homogeneização sobre a área (CAVALCANTE et al., 2007a). Essas contínuas aplicações de fertilizantes podem então modificar a continuidade espacial das variáveis químicas (CAMBARDELLA et al., 1994).

No caso do P, a alta variabilidade, pode estar relacionada também à sua baixa mobilidade no solo (MACHADO et al., 2007). Já a variabilidade do K⁺ no solo deve-se, não somente às linhas de adubação, mas também à localização das plantas, pois esse elemento não forma compostos orgânicos no tecido das plantas, e, é facilmente transportado da parte aérea para o solo, após a chuva. Sendo assim, teoricamente, o K⁺ tende a concentrar maiores teores próximo ao colo da planta, e diminui com o afastamento da mesma (CARVALHO et al., 2002).

Ainda que com os resultados de coeficientes de variação seja possível que se compare a variabilidade entre atributos com unidades diferentes, seu uso não deve ser generalizado, devendo-se apreciar esses resultados conforme as finalidades a que se destina o trabalho (OLIVEIRA & MENK, 1974).

A produtividade do milho apresentou os seguintes valores para a análise descritiva: média = 7,36 t ha⁻¹; mediana = 7,56 t ha⁻¹; mínimo = 4,45 t ha⁻¹; máximo = 9,12; CV = 14%; coeficiente de assimetria = -0,52; coeficiente de curtose = 0,04 e distribuição P < W = 0,018.

A amplitude para a produtividade de milho foi de 4,76 t ha⁻¹, contudo, foi classificada como de média variabilidade baseado no valor de CV. A produtividade de milho apresentou distribuição normal. Estes resultados discordam dos obtidos por SILVA et al. (2003) e SANTOS et al. (2006), que não observaram normalidade nos dados de produtividade de milho.

Verificou-se que os valores da estatística descritiva dos dados foram semelhantes entre as intensidades amostrais estudadas. Isto demonstra que a simples observação da análise descritiva não permite visualizar diferença nos dados das intensidades amostrais estudadas, sendo necessário o conhecimento de como estes dados estão distribuídos espacialmente.

4.2. Análise de correlação de Pearson

Os atributos que apresentaram as melhores correlações com a produtividade de milho foram a argila, areia, pH, Ca²⁺, Mg²⁺, SB, CTC e V, todas positivas, com exceção da areia (Tabela 8). Os coeficientes de correlação (r) para esses atributos, na profundidade de 0-10 cm, foram significativos em todas as intensidades amostrais estudadas. Isto indica que esses atributos foram os que mais influenciaram a produtividade de milho e que mesmo reduzindo a intensidade amostral é possível obter correlação linear entre a produtividade e tais atributos. Os demais atributos apresentaram variação de seus valores de r e nível de significância entre as intensidades amostrais. Isto demonstra que para determinados atributos do solo a redução da intensidade de amostragem pode prejudicar o estudo da relação de causa e efeito com a produtividade das culturas.

Resultados semelhantes foram encontrados por REICHERT et al. (2008) que observaram correlações positivas entre a produtividade de soja e os atributos pH, Ca²⁺,

Mg^{2+} , SB e CTC, porém encontraram correlação negativa para argila. Já MONTEZANO et al. (2006) verificaram correlação positiva entre a produtividade de milho e os atributos argila, MO e boro e negativas para areia, cobre, manganês e zinco. PONTELLI (2006) encontrou correlação positiva entre produtividade de milho e MO e negativa para a argila. DURIGON et al. (2009) encontrou correlação positiva entre a produtividade de arroz irrigado no ano agrícola de 2005/2006 e os atributos Ca^{2+} , Mg^{2+} , V, CTC e argila.

Os atributos H+Al e areia apresentaram correlação negativa. Isto é esperado, pois quanto maior os teores de H+Al, maior a acidez do solo e menor a produtividade das culturas. Como os teores de areia são inversamente proporcionais aos da argila é de se esperar que haja menor produtividade quanto maior forem os teores de areia (Tabela 8). O resultado da correlação negativa para a areia está em concordância com os resultados obtidos por MONTEZANO et al. (2006).

Observando os valores de r para os atributos obtidos das amostras indeformadas verifica-se que praticamente não houve correlação entre esses atributos e a produtividade de milho nas intensidades amostrais estudadas. Resultados semelhantes foram obtidos por SANTOS et al. (2006), MEGDA et al. (2008) e ROSA FILHO et al. (2009). A exceção é a microporosidade que apresentou correlação significativa para a profundidade de 0,1-0,2 m para as intensidades de 100 e 75 pontos.

Estudando a correlação entre a produtividade de milho e os atributos densidade de partículas, Ds e PT em três profundidades, 0-0,1; 0,1-0,2 e 0,2-0,3 m, SANTOS et al. (2006) verificaram coeficientes de correlação nulos entre atributos do solo e produtividade de milho, com exceção da densidade do solo na profundidade de 0,2-0,3 m que apresentou correlação negativa. MEGDA et al. (2008) verificaram correlação positiva entre a produtividade de feijão e o atributo Ma na profundidade de 0-0,1 m e negativa para Mi e PT nas profundidades de 0-0,1 e 0,2-0,3 m, respectivamente. Já ROSA FILHO et al. (2009) observaram correlação negativa entre a produtividade de soja e os atributos Ds e resistência a penetração nas profundidades de 0,1-0,2 m.

Tabela 8. Coeficientes de correlação de Pearson entre produtividade de milho e os atributos do solo nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Atributos	Produtividade			
	100 pontos	75 pontos	50 pontos	25 pontos
	(r)			
	Profundidade 0-0,1 m			
Argila (g kg ⁻¹)	0,498**	0,567**	0,405**	0,661**
Areia (g kg ⁻¹)	-0,443**	-0,513**	-0,383**	-0,684**
Silte (g kg ⁻¹)	-0,146 ^{ns}	-0,078 ^{ns}	-0,263 ^{ns}	-0,103 ^{ns}
Densidade do solo (g cm ³)	-0,133 ^{ns}	-0,183 ^{ns}	-0,006 ^{ns}	-0,073 ^{ns}
Porosidade Total (%)	0,164 ^{ns}	0,221 ^{ns}	0,068 ^{ns}	0,168 ^{ns}
Microporosidade (%)	0,152 ^{ns}	0,229*	0,083 ^{ns}	0,331 ^{ns}
Macroporosidade (%)	0,032 ^{ns}	0,051 ^{ns}	-0,016 ^{ns}	-0,044 ^{ns}
Fósforo (mg dm ⁻³)	0,240*	0,218 ^{ns}	0,241 ^{ns}	0,286 ^{ns}
Matéria Orgânica (g dm ⁻³)	0,211*	0,311**	0,205 ^{ns}	0,412*
pH (CaCl ₂)	0,634**	0,623**	0,633**	0,577**
Potássio (mmol _c dm ⁻³)	0,177 ^{ns}	0,214 ^{ns}	0,118 ^{ns}	0,171 ^{ns}
Cálcio (mmol _c dm ⁻³)	0,413**	0,444**	0,416**	0,460*
Magnésio (mmol _c dm ⁻³)	0,442**	0,455**	0,407**	0,453*
Hidrogênio +Alumínio (mmol _c dm ⁻³)	-0,219*	-0,187 ^{ns}	-0,347**	-0,338 ^{ns}
Soma de bases (mmol _c dm ⁻³)	0,429**	0,453**	0,416**	0,460*
CTC (mmol _c dm ⁻³)	0,409**	0,444**	0,356**	0,430*
Saturação por bases (mmol _c dm ⁻³)	0,639**	0,632**	0,651**	0,657*
	Profundidade 0,1-0,2 m			
Argila (g kg ⁻¹)	0,308**	0,307**	0,268 ^{ns}	0,248 ^{ns}
Areia (g kg ⁻¹)	-0,327**	-0,389**	-0,238 ^{ns}	-0,325 ^{ns}
Silte (g kg ⁻¹)	0,258**	0,287**	0,228 ^{ns}	0,231 ^{ns}
Densidade do solo (g cm ³)	0,020 ^{ns}	0,006 ^{ns}	-0,107 ^{ns}	-0,332 ^{ns}
Porosidade Total (%)	0,018 ^{ns}	0,038 ^{ns}	0,186 ^{ns}	0,441*
Microporosidade (%)	0,263**	0,329**	0,140 ^{ns}	0,351 ^{ns}
Macroporosidade (%)	-0,045 ^{ns}	0,027 ^{ns}	-0,071 ^{ns}	0,172 ^{ns}
Fósforo (mg dm ⁻³)	-0,080 ^{ns}	-0,101 ^{ns}	-0,028 ^{ns}	-0,015 ^{ns}
Matéria Orgânica (g dm ⁻³)	0,362**	0,360**	0,398**	0,351 ^{ns}
pH (CaCl ₂)	0,480**	0,466**	0,382**	0,360 ^{ns}
Potássio (mmol _c dm ⁻³)	-0,024 ^{ns}	-0,065 ^{ns}	-0,065 ^{ns}	-0,210 ^{ns}
Cálcio (mmol _c dm ⁻³)	0,362**	0,405**	0,332*	0,361 ^{ns}
Magnésio (mmol _c dm ⁻³)	0,395**	0,423**	0,345**	0,384 ^{ns}
Hidrogênio +Alumínio (mmol _c dm ⁻³)	-0,430**	-0,462**	-0,305*	-0,365 ^{ns}
Soma de bases (mmol _c dm ⁻³)	0,375**	0,412**	0,336*	0,368 ^{ns}
CTC (mmol _c dm ⁻³)	0,333**	0,372**	0,312*	0,346 ^{ns}
Saturação por bases (mmol _c dm ⁻³)	0,468**	0,465**	0,373*	0,356 ^{ns}

^{ns} = não significativo; * = significativo a 5%; ** = significativo a 1%.

Mesmos esses autores que encontraram correlação significativa entre a produtividade das culturas e alguns atributos físicos do solo, os valores de r foram

inferiores a 0,225. Podendo ser considerados baixos em comparação com os valores de r encontrados para os atributos químicos. Indicando, provavelmente, que a produtividade das culturas pode ser mais bem explicada por meio da análise dos dados dos atributos químicos.

A saturação por bases apresentou os maiores valores de r , que foram de 0,639, 0,632, 0,651 e 0,657, para as intensidades amostrais de 100, 75, 50 e 25 pontos, respectivamente (Tabela 8). Nos estudos realizados por PONTELLI (2006), MONTEZANO et al. (2006) e DURIGON et al. (2009), os maiores valores de r não ultrapassaram 0,390. Concordando com MONTEZANO et al. (2006), esses valores podem ser considerados baixos, pois foram inferiores a 0,500. Contudo REICHERT et al. (2008) encontraram para o pH em água o valor de r de 0,697. Uma explicação possível para a ocorrência de baixos valores de r está relacionada com a intensidade de amostragem da produtividade e dos atributos do solo.

É importante observar que os dados dos atributos na profundidade de 0-0,1 m apresentaram valores de r superiores aos da profundidade de 0,1-0,2 m. Isto sugere que o conjunto de dados dos atributos do solo obtidos na profundidade de 0-0,1 m é mais adequado para explicar a produtividade no presente estudo. Isto pode ter ocorrido devido o fato de se tratar de um sistema de semeadura direta o qual não há revolvimento do solo e os nutrientes tendem a se acumular nas camadas superficiais do solo.

4.3. Análise de regressão múltipla 'stepwise'

Conforme a técnica de regressão múltipla 'stepwise', aproximadamente, 65% da produtividade de milho, pode ser explicada por meio dos atributos do solo e a maior contribuição foi da saturação por bases, que explicou 44% da produtividade, quando a intensidade amostral do solo foi a mesma da produtividade, ou seja, 100 pontos amostrais (Tabela 9). Esse resultado permite verificar que mais da metade da produtividade das culturas pôde ser explicada por meio dos atributos do solo, podendo ser considerado um bom resultado, já que a produtividade é dependente de diversos

fatores de produção (taxa de germinação, plantas daninhas, pragas, doenças entre outros) além do solo.

Resultado semelhante foi obtido por REICHERT et al. (2008), que ao estudar a variabilidade espacial dos atributos do solo em um Planossolo e a relação com a produtividade de soja, verificaram por meio da técnica de regressão múltipla 'stepwise', que aproximadamente 65% da produtividade foi explicada pelos atributos químicos e físicos do solo. Contudo, a maior contribuição no modelo foi do pH (H₂O) e a saturação por alumínio na profundidade de 0-15 cm.

Ao estudar a correlação entre produtividade de milho e atributos físicos, SANTOS et al. (2006) verificaram por meio da técnica de regressão múltipla 'stepwise', que 10% da produtividade do milho foi explicada pelos atributos físicos Ds na profundidade de 0,2-0,3 m e PT nas profundidades de 0-0,1 e 0,2-0,3 m. Já MEGDA et al. (2008) verificaram que, aproximadamente, 21% da produtividade de feijão foi explicada pelos atributos Ma, Mi e PT, todos na profundidade de 0,1-0,2 m. Nota-se que esses valores foram bem menores quando comparados com os valores obtidos quando utilizou-se os dados dos atributos químicos. Isto indica que, provavelmente, tanto para o presente estudo como para esses estudos citados, os atributos químicos foram mais preponderantes para explicar a produtividade das culturas do que os atributos físicos.

O resultado da técnica de regressão múltipla 'stepwise' para a intensidade amostral de 75 pontos foi semelhante àquele de 100 pontos, com os modelos apresentando os atributos V, argila, Ca²⁺, H+Al da profundidade de 0-1, m e silte na profundidade de 0,1-0,2 m. Contudo no modelo obtido com os dados da intensidade amostral de 100 pontos ocorre a presença dos atributos MO e pH, ausentes no modelo da intensidade amostral de 75 pontos (Tabela 9).

Para a intensidade amostral de 75 pontos, com a técnica de regressão múltipla 'stepwise', aproximadamente 64% da produtividade, pode ser explicada por meio dos atributos do solo. A maior contribuição também foi da saturação por base, que explicou 44% da produtividade (Tabela 9). Esses resultados mostram que com uma intensidade amostral de 75 pontos, para o presente estudo, é possível verificar a correlação linear

ou não-espacial entre a produtividade de milho e os atributos do solo, assim como identificar quais destes atributos mais influenciaram a produtividade.

Tabela 9. Resultados da análise de regressão linear múltipla 'stepwise' entre os atributos do solo e os parâmetros do modelo matemático estimado da produtividade do milho agrupando os valores das variáveis referentes às profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Atributos	Estimativas dos Parâmetros	Pr > F	R ²
100 pontos			
Intercepto			
Saturação por bases (0-0,1 m)	0,0480	0,000	0,4400
Argila (0-0,1 m)	0,0075	0,073	0,0597
Cálcio (0-0,1 m)	-0,0209	0,000	0,0441
Hidrogênio +Alumínio (0-0,1 m)	0,0356	0,000	0,0505
Silte (0,1-0,2 m)	0,0258	0,009	0,0292
Matéria Orgânica (0,1-0,2 m)	0,0650	0,057	0,0121
pH (0-0,1 m)	0,6300	0,082	0,0119
			0,6475
75 pontos			
Intercepto	-1,1195		
Saturação por bases (0-0,1 m)	0,0587	0,000	0,4401
Argila (0-0,1 m)	0,0126	0,023	0,1005
Cálcio (0-0,1 m)	-0,0182	0,002	0,0253
Hidrogênio +Alumínio (0-0,1 m)	0,0320	0,005	0,0342
Silte (0,1-0,2 m)	0,0300	0,010	0,0373
			0,6374
50 pontos			
Intercepto	2,0973		
Saturação por bases (0-0,1 m)	0,0470	0,000	0,4913
Argila (0-0,1 m)	0,0111	0,073	0,0583
CTC (0,1-0,2 m)	-0,0082	0,090	0,0276
			0,5772
25 pontos			
Intercepto	36,280		
Areia (0-0,1 m)	-0,050	0,000	0,4678
Matéria Orgânica (0-0,1 m)	0,119	0,046	0,0896
			0,5574

Significativo ao nível de 10% de probabilidade

Verifica-se que os atributos V e argila na profundidade de 0-0,1 m estão presentes nos modelos dos dados das intensidades amostrais de 100, 75 e 50 pontos e

foram os que mais contribuíram para explicar a produtividade do milho. Esses resultados corroboram com os obtidos na correlação de Pearson, os quais apresentaram os maiores valores de r (Tabela 9).

A técnica de regressão múltipla 'stepwise' para a intensidade amostral de 25 pontos apresentou um modelo apenas para os atributos areia e MO, provavelmente, devido ao número reduzido de dados (Tabela 9).

Observando-se a estimativa do parâmetro do atributo Ca^{2+} , verifica-se que seu valor é negativo. Teoricamente, isto indica que nos locais onde os teores de Ca^{2+} foram maiores, os valores de produtividade foram menores. Porém, observando-se os resultados da correlação de Pearson verifica-se que ocorre correlação positiva entre a produtividade e os teores de Ca^{2+} (Tabela 8).

Ao observar os valores de mínimo e máximo do Ca^{2+} verifica-se uma amplitude de $149 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$ e o valor de CV de 126%, indicando uma alta variação desse atributo (Tabela 5). Esses resultados são confirmados quando se observa o gráfico de dispersão entre a produtividade de milho e os teores de Ca^{2+} (Figura 5).

Verifica-se que a produtividade aumenta, conforme aumenta os teores de Ca^{2+} no solo, porém, até certo valor, já que a produtividade estabiliza enquanto os teores de cálcio continuam a aumentar. Observando o gráfico é possível visualizar valores de produtividade de $9,0 \text{ t ha}^{-1}$ com teores de Ca^{2+} variando entre 7 e $98 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$, por exemplo. Associado a essas informações, sabe-se também que a análise de regressão múltipla 'stepwise' leva em consideração não apenas a variável independentemente, mas o conjunto de variáveis que constituem o modelo. Essa, possivelmente, seja a explicação para o valor negativo da estimativa do parâmetro do Ca^{2+} no modelo. Essa hipótese também pode ser aplicada para a CTC, pois o Ca^{2+} é levado em conta nos cálculos desse atributo, o qual apresentou comportamento semelhante.

Para o H+Al, cujo valor da estimativa do parâmetro deveria ser negativo, pode-se também aplicar a mesma hipótese, porém de forma inversa, pois mesmo aumentando os valores de H+Al a produtividade diminui até determinado teor de H+Al. Adicionalmente, é de conhecimento existência de correlação inversa entre os teores de Ca^{2+} e H+Al em solos tropicais.

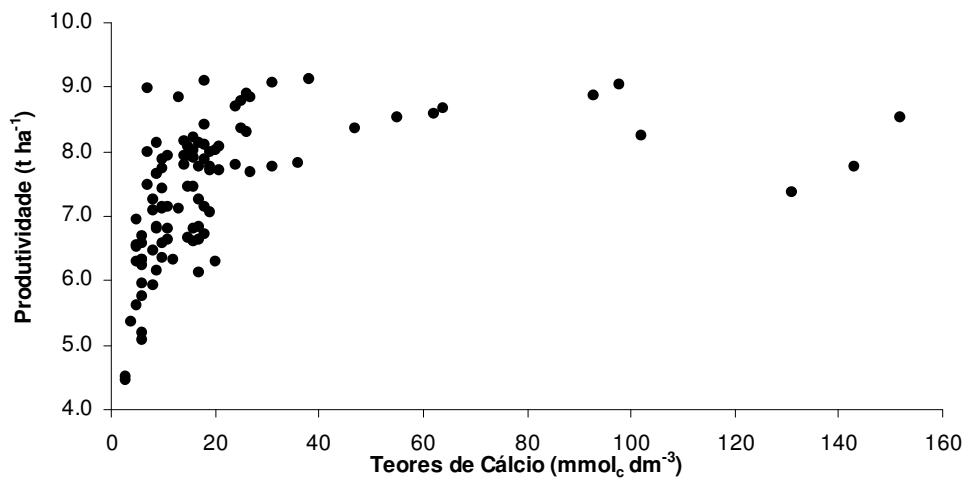


Figura 5. Gráfico de dispersão entre a produtividade de milho e os teores de cálcio.

4.4. Análise geoestatística

4.4.1. Semivariogramas

Os atributos argila e areia apresentaram dependência espacial para todas as intensidades amostrais, com exceção da intensidade de 25 pontos. Os teores de silte apresentaram dependência espacial em todas as intensidades na profundidade de 0-0,1 m. Na profundidade de 0,1-0,2 m, verificou-se dependência espacial para o silte na intensidade amostral de 100 pontos (Tabela 10).

Ajustaram-se para os dados da argila na profundidade de 0-0,1 m os modelos gaussiano, na intensidade amostral de 100 pontos e exponencial, nas intensidades amostrais de 75 e 50 pontos. Para a profundidade de 0,1-0,2 m, ajustaram-se os modelos, esférico, na intensidade amostral de 100 pontos, exponencial, na intensidade amostral de 75 pontos e gaussiano, na intensidade amostral de 50 pontos. Para os dados da areia, na profundidade de 0-0,1 m, os modelos ajustados foram os mesmos da argila, contudo para a profundidade de 0,1-0,2 m ajustaram-se o modelo exponencial, nas intensidades amostrais de 100 e 75 pontos e esférico nas

intensidades amostrais de 50 pontos. Para os dados de silte ajustaram-se o modelo exponencial (Tabela 10). KITAMURA et al. (2007) ajustaram o modelo esférico para a argila nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m e para a areia, na profundidade de 0-0,1 m e exponencial, para o silte, nessas mesmas profundidades.

Segundo a classificação de CAMBARDELLA et al. (1994), os atributos granulométricos apresentaram dependência espacial moderada, com exceção do silte, que na profundidade de 0-0,1 m, apresentou forte dependência espacial na intensidade de 25 pontos (Tabela 10). Esses resultados concordam com os obtidos por KITAMURA et al. (2007), que observaram dependência espacial moderada para os atributos granulométricos. Resultados contrários foram obtidos por MELLO et al. (2006), que observaram dependência espacial forte para argila e areia.

O alcance indica o limite da dependência espacial da variável, ou seja, determinações realizadas a distâncias maiores que o alcance tem distribuição espacial aleatória, sendo independentes entre si, fazendo-se uso então da estatística clássica. Já as determinações realizadas em distâncias menores que o alcance estão correlacionadas umas com as outras, o que permite que se façam interpolações para espaçamentos menores que os amostrados (SILVA et al., 2003). Desta forma, conhecendo-se o alcance, define-se o raio de amostragem (CARVALHO et al., 2002).

Observou-se que com a alteração na intensidade amostral a argila apresentou uma variação no valor do alcance de até 71 m, da amostragem de 100 pontos (49 m) para 75 pontos (120 m), na profundidade de 0-0,1 m (Tabela 10). Observando esses resultados, verifica-se que conforme alterou a intensidade amostral ocorreram mudanças no valor do alcance e essas mudanças foram maiores na profundidade de 0-0,1 m. MELLO et al. (2006) obtiveram maior valor de alcance na camada mais sub-superficial para argila, indicando uma maior continuidade espacial nessa camada. Isto deve ter ocorrido devido às camadas superficiais sofrerem mais com o manejo das culturas, ainda que a argila seja considerada um atributo estável e se trate de um sistema de semeadura direta, podem ocorrer alterações na dependência espacial ao longo do tempo.

Tabela 10. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados dos atributos granulométricos nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Modelo	C_0	Patamar	Alcance(m)	$\frac{[C_0/(C_0+C)]}{x100}$	GDE	R ²	SQR
Argila (g kg ⁻¹)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Gau	159,000	356,000	49	45	M	0,908	6462
75 pontos	Exp	111,800	355,300	120	31	M	0,738	24903
50 pontos	Exp	150,500	348,300	87	43	M	0,842	6371
25 pontos	Pep	173,348	173,348					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Esf	229,600	459,300	121	50	M	0,824	18292
75 pontos	Exp	236,373	435,662	148	54	M	0,599	42980
50 pontos	Gau	269,700	545,800	121	49	M	0,793	35051
25 pontos	Pep	472,098	472,098					
Areia (g kg ⁻¹)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Gau	154,100	316,500	33	49	M	0,848	5707
75 pontos	Exp	86,100	282,800	55	30	M	0,538	24481
50 pontos	Exp	133,200	298,000	32	45	M	0,348	17850
25 pontos	Pep	193,900	193,900					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Exp	261,600	523,300	124	50	M	0,511	56879
75 pontos	Exp	236,100	472,300	98	50	M	0,458	50001
50 pontos	Esf	279,800	559,700	128	50	M	0,385	140063
25 pontos	Pep	483,635	483,635					
Silte (g kg ⁻¹)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Exp	22,228	41,150	21	54	M	0,241	196
75 pontos	Exp	23,308	42,530	30	55	M	0,250	387
50 pontos	Exp	22,297	40,986	41	54	M	0,218	289
25 pontos	Pep	25,214	25,214					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Exp	27,910	51,281	47	54	M	0,215	1852
75 pontos	Pep	46,667	46,667					
50 pontos	Pep	52,142	52,142					
25 pontos	Pep	43,326	43,326					

Esf = Esférico; Exp = Exponencial; Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; C = Variância estrutural; GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; F = Forte; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

A Mi apresentou dependência espacial quando se utilizou os dados das intensidades amostrais de 100 e 75 pontos, sendo ajustado o modelo exponencial nas duas profundidades estudadas (Tabela 12). Esse resultado assemelhou-se com os obtidos por MEGDA et al. (2008) que também ajustaram o modelo exponencial para a Mi. Na profundidade de 0-0,1 m, o alcance foi de 29 m e 36 m, para as intensidades amostrais de 100 e 75 pontos, respectivamente. Para a profundidade de 0,1-0,2 m, o alcance foi de 38 e 23 m, para as intensidades amostrais de 100 e 75 pontos, respectivamente (Tabela 12). Isto sugere que para conhecer a variabilidade espacial da Mi no presente estudo, a amostragem não pode ser inferior a 75 pontos.

A ausência de dependência espacial dos atributos Ds (Tabela 11), PT (Tabela 12) e Ma (Tabela 12), deve ter ocorrido, provavelmente, devido ao efeito acumulativo das pressões advindas dos implementos agrícolas nos 10 anos de semeadura direta, fazendo com que diminuísse sensivelmente a dependência espacial, predominando a variabilidade aleatória (ABREU et al. 2003). Sendo diferente para a Mi, pois segundo HILLEL (1982), com a compactação, ocorrem reduções significativas, principalmente no volume de macroporos, enquanto os microporos permanecem praticamente inalterados.

Tabela 11. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados do atributo densidade do solo nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragens	Modelo	C_0	Patamar	Alcance(m)	$\frac{[C_0/(C_0+C)]}{x100}$	GDE	R^2	SQR
Densidade (g cm ³)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Pep	0,007	0,007					
75 pontos	Pep	0,007	0,007					
50 pontos	Pep	0,007	0,007					
25 pontos	Pep	0,009	0,009					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Pep	0,007	0,007					
75 pontos	Pep	0,007	0,007					
50 pontos	Pep	0,007	0,007					
25 pontos	Pep	0,007	0,007					

Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; C = Variância estrutural; GDE = Grau de dependência espacial; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

Tabela 12. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados dos atributos porosidade total, microporosidade e macroporosidade nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragens	Modelo	C_0	Patamar	Alcance(m)	$\frac{[C_0/(C_0+C)]}{x100}$	GDE	R^2	SQR
Porosidade Total (%)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Pep	11,810	11,810					
75 pontos	Pep	12,132	12,132					
50 pontos	Pep	10,490	10,490					
25 pontos	Pep	11,488	11,488					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Pep	8,396	8,396					
75 pontos	Pep	8,386	8,386					
50 pontos	Pep	8,389	8,389					
25 pontos	Pep	9,773	9,773					
Microporosidade (%)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Exp	0,991	1,983	29	50	M	0,741	0,0929
75 pontos	Exp	0,989	1,979	36	50	M	0,421	0,500
50 pontos	Pep	1,455	1,455					
25 pontos	Pep	1,180	1,180					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Exp	0,068	1,355	38	5	F	0,504	0,124
75 pontos	Exp	0,360	1,148	23	31	M	0,680	0,0654
50 pontos	Pep	1,430	1,430					
25 pontos	Pep	1,124	1,124					
Macroporosidade (%)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Pep	15,834	15,834					
75 pontos	Pep	15,619	15,619					
50 pontos	Pep	14,979	14,979					
25 pontos	Pep	16,853	16,853					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Pep	14,321	14,321					
75 pontos	Pep	14,233	14,233					
50 pontos	Pep	13,954	13,954					
25 pontos	Pep	12,998	12,998					

Exp = Exponencial; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; C = Variância estrutural; GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; F = Forte; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

Ajustou-se o modelo exponencial, para os dados de P, na profundidade de 0-0,1 m nas intensidades amostrais de 100 e 75 pontos. Na profundidade de 0,1-0,2 m, ajustou-se o modelo exponencial, nas intensidades amostrais de 100 e 75 pontos e

gaussiano na intensidade amostral de 25 pontos (Tabela 13). Resultados semelhantes foram obtidos por CAVALCANTE et al. (2007b), que ajustaram o modelo exponencial para P na profundidade de 0-0,1 m, porém, para a profundidade de 0,1-0,2 m ajustaram o modelo esférico. CORÁ et al. (2004) ajustaram o modelo esférico para o P na profundidade 0-0,2 m e exponencial na profundidade de 0,6-0,8 m.

Ajustou-se para os dados de K^+ o modelo esférico na profundidade de 0-0,1 m, na intensidade amostral de 75 pontos. Na profundidade de 0,1-0,2 m, ajustou-se o modelo exponencial, nas intensidades amostrais de 100 e 75 pontos (Tabela 14). CAVALCANTE et al. (2007a) ajustaram o modelo esférico para K^+ nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. CORÁ et al. (2004) ajustaram o modelo exponencial para K^+ nas profundidades de 0,1-0,2 m e 0,6-0,8 m.

Os resultados dos ajustes dos modelos aos semivariogramas para os atributos físicos argila, areia e silte e para os químicos P e K^+ indicam que a escolha do modelo experimental do semivariograma é dependente, não somente do atributo avaliado, mas também da intensidade de amostragem, ou seja, para o mesmo atributo é possível ajustar diferentes modelos experimentais variando a intensidade amostral.

Percebeu-se que os atributos pH, Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB, CTC e V nas duas profundidades e H+Al na profundidade de 0,1-0,2 m, assim como a produtividade, apresentaram tendência nos dados, pois, os semivariogramas desses atributos, quando elaborados com os dados originais, cresceram sem limites para todos os valores de h calculados, indicando que o tamanho do campo amostrado não foi suficiente para exibir toda a variância (VIEIRA, 2000). Essa tendência foi retirada pelo método de superfície de tendência proposto por DAVIS (1973).

Na intensidade de amostragem de 100 pontos foram ajustadas superfícies de tendência linear em Y para os atributos pH, nas duas profundidades estudadas e H+Al e V na profundidade de 0,1-0,2 m; linear e quadrática em Y para Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB e CTC, nas duas profundidades; e linear em X e Y para V, na profundidade de 0-0,1 m e produtividade do milho. Para a intensidade de amostragem de 75 pontos foram ajustadas superfícies de tendências linear em Y para os atributos pH, H+Al e V, na profundidade de 0,1-0,2 m; linear e quadrática em Y para Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB e CTC nas

duas profundidades; e linear em X e Y para pH e V, na profundidade de 0-0,1 m. Na intensidade amostral de 50 pontos foi ajustado superfície de tendência para o atributo pH, o qual foi linear em Y para a profundidade de 0,1-0,2 m e linear em X e Y para a profundidade de 0-0,1 m. Para a intensidade de 25 pontos não houve a necessidade de ajuste de superfície de tendência.

Após a retirada da tendência foi possível ajustar o modelo gaussiano para pH (Tabela 13), Ca^{+2} (Tabela 14), Mg^{+2} (Tabela 14), SB (Tabela 15), CTC (Tabela 15) e V (Tabela 16) nas duas profundidades estudadas. Resultados equivalentes foram obtidos por REICHERT et al. (2008), em um Planossolo, ajustando-se o modelo gaussiano para Ca^{+2} , Mg^{+2} , CTC e V.

Visualizaram-se semelhanças entre os semivariogramas dos atributos pH, Ca^{+2} , Mg^{+2} , SB, CTC e V, quando se observou seus parâmetros. O alcance desses atributos foi semelhante nas duas profundidades e variaram entre 11 e 15 m. Esse comportamento similar indica semelhante padrão de distribuição espacial. Esses atributos apresentaram forte grau de dependência espacial. Isso demonstra que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais (SILVA et al., 2003).

Ajustou-se o modelo esférico para o atributo H+Al, na profundidade de 0,1-0,2 m para todas as intensidades amostrais estudadas (Tabela 14). Esses resultados concordam com os obtidos por MACHADO et al. (2007), que ajustaram o modelo esférico para o atributo H+Al, porém, discordam dos obtidos por CORÁ et al. (2004), que ajustaram o modelo exponencial para esse atributo.

O modelo ajustado para a produtividade foi o esférico, com $C_0 = 0,139$; patamar = 0,445; alcance = 22 m; $R^2 = 0,672$ e SQR = 0,0186. Verificou-se uma forte dependência espacial para esta variável.

Tabela 13. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados dos atributos fósforo, matéria orgânica e pH (CaCl₂) nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragens	Modelo	C ₀	Patamar	Alcance(m)	$\frac{[C_0/(C_0+C)]}{x100}$	GDE	R ²	SQR
Fósforo (mg dm ⁻³)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Exp	117,702	255,300	20	46	M	0,579	2006
75 pontos	Exp	116,811	246,900	16	47	M	0,480	2835
50 pontos	Pep	248,930	248,930					
25 pontos	Pep	194,046	194,046					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Exp	60,502	92,123	36	66	M	0,503	358
75 pontos	Exp	53,500	107,100	47	50	M	0,768	347
50 pontos	Pep	85,170	85,170					
25 pontos	Gau	60,400	120,900	22	50	M	0,584	1195
Matéria Orgânica (g dm ⁻³)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Pep	4,865	4,865					
75 pontos	Pep	5,140	5,140					
50 pontos	Pep	5,478	5,478					
25 pontos	Pep	6,249	6,249					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Pep	4,073	4,073					
75 pontos	Pep	4,256	4,256					
50 pontos	Pep	3,792	3,792					
25 pontos	Pep	4,098	4,098					
pH (CaCl ₂)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Gau	0,039	0,120	12	32	M	0,445	2,35E-03
75 pontos	Gau	0,038	0,098	10	38	M	0,552	9,67E-04
50 pontos	Gau	0,032	0,100	10	32	M	0,312	2,37E-03
25 pontos	Gau	0,018	0,218	15	8	F	0,686	8,67E-03
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Gau	0,025	0,144	13	17	F	0,683	2,31E-03
75 pontos	Gau	0,025	0,144	14	17	F	0,620	3,71E-03
50 pontos	Gau	0,052	0,182	12	28	M	0,453	7,05E-03
25 pontos	Gau	0,034	0,284	13	12	F	0,603	0,0175

Exp = Exponencial; Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C₀ = Efeito pepita; C = Variância estrutural; GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; F = Forte; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

Tabela 14. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados dos atributos potássio, cálcio e magnésio nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Modelo	C_0	Patamar	Alcance (m)	$[C_0/(C_0+C)] \times 100$	GDE	R^2	SQR
Potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Pep	0,281	0,281					
75 pontos	Esf	0,145	0,265	9	55	M	0,234	3,16E-03
50 pontos	Pep	0,284	0,284					
25 pontos	Pep	0,260	0,260					
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Exp	0,051	0,118	18	43	M	0,478	6,76E-04
75 pontos	Exp	0,046	0,118	17	39	M	0,301	2,02E-03
50 pontos	Pep	0,101	0,101					
25 pontos	Pep	0,103	0,103					
Cálcio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Gau	77,203	413,100	12	19	F	0,495	41606
75 pontos	Gau	111,073	428,794	13	26	M	0,285	66272
50 pontos	Gau	2,000	582,400	15	0	F	0,650	112983
25 pontos	Gau	1,000	1240,000	14	0	F	0,666	472368
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Gau	2,790	322,400	14	1	F	0,736	25234
75 pontos	Gau	5,000	289,900	14	2	F	0,496	48549
50 pontos	Gau	1,000	433,100	13	0	F	0,600	102992
25 pontos	Pep	910,777	910,777					
Magnésio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Gau	21,231	113,033	12	19	F	0,490	3267
75 pontos	Gau	32,861	124,201	12	26	M	0,351	5299
50 pontos	Gau	0,100	164,100	14	0	F	0,695	10286
25 pontos	Gau	1,000	329,600	14	0	F	0,699	40626
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Gau	1,500	114,200	14	1	F	0,692	3979
75 pontos	Gau	1,000	123,300	14	1	F	0,597	6672
50 pontos	Gau	0,100	153,100	14	0	F	0,619	12236
25 pontos	Pep	313,996	313,996					

Esf = Esférico; Exp = Exponencial; Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; C = Variância estrutural; GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; F = Forte; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

Tabela 15. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados dos atributos hidrogênio + alumínio, soma de bases e capacidade de troca de cátions nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Modelo	C_0	Patamar	Alcance (m)	$[C_0/(C_0+C)] \times 100$	GDE	R^2	SQR
Hidrogênio + Alumínio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)								
Profundidade 0-10 cm								
100 pontos	Pep	79,492	79,492					
75 pontos	Pep	74,727	74,727					
50 pontos	Pep	87,453	87,453					
25 pontos	Pep	86,570	86,570					
Profundidade 10-20 cm								
100 pontos	Esf	18,346	46,859	8	39	M	0,389	79,9
75 pontos	Esf	19,096	43,530	9	44	M	0,138	379
50 pontos	Esf	24,726	66,446	8	37	M	0,107	667
25 pontos	Esf	25,398	88,000	12	29	M	0,447	817
Soma de Bases ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)								
Profundidade 0-10 cm								
100 pontos	Gau	157,737	950,999	14	17	F	0,510	225413
75 pontos	Gau	259,957	966,000	11	27	M	0,329	343741
50 pontos	Gau	1,000	1354,000	15	0	F	0,689	599331
25 pontos	Gau	1,000	2824,000	14	0	F	0,725	2213179
Profundidade 10-20 cm								
100 pontos	Gau	15,000	807,600	14	2	F	0,720	174784,0
75 pontos	Gau	1,000	782,900	13	0	F	0,550	314763
50 pontos	Gau	1,000	1098,000	13	0	F	0,605	650536
25 pontos	Pep	2246,031	2246,031					
Capacidade de Troca de Cátions ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)								
Profundidade 0-10 cm								
100 pontos	Gau	142,570	845,189	12	17	F	0,552	139026
75 pontos	Gau	206,791	878,000	11	24	F	0,341	249845
50 pontos	Gau	1,000	1222,000	14	0	F	0,715	414307
25 pontos	Gau	1,000	2496,000	15	0	F	0,734	1763546
Profundidade 10-20 cm								
100 pontos	Gau	10,000	602,100	14	2	F	0,721	88777
75 pontos	Gau	1,000	571,900	13	0	F	0,511	182476
50 pontos	Gau	1,000	804,000	13	0	F	0,608	335553
25 pontos	Pep	1663,782	1663,782					

Esf = Esférico; Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; C = Variância estrutural; GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; F = Forte; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

Tabela 16. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados do atributo saturação por bases nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Amostragem	Modelo	C_0	Patamar	Alcance (m)	$[C_0/(C_0+C)] \times 100$	GDE	R^2	SQR
Saturação por Bases ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)								
Profundidade 0-0,1 m								
100 pontos	Gau	31,363	138,600	12	23	F	0,675	1971
75 pontos	Gau	45,702	130,900	12	35	M	0,645	1369
50 pontos	Gau	0,100	236,800	13	0	F	0,537	24490
25 pontos	Gau	10,000	298,100	14	3	F	0,714	17158
Profundidade 0,1-0,2 m								
100 pontos	Gau	40,197	228,080	12	18	F	0,769	4180
75 pontos	Gau	35,965	210,400	13	17	F	0,649	6755
50 pontos	Gau	51,053	308,700	14	17	F	0,577	20724
25 pontos	Gau	20,000	410,900	14	5	F	0,566	53882

Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; C = Variância estrutural; GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; F = Forte; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

4.4.2. Mapas de isolinhas

Observou-se nos mapas de isolinhas dos teores de argila (Figura 6), na profundidade de 0-0,1 m, duas regiões na área de estudo com menores teores, uma entre as distâncias aproximadas de 180 e 240 m e outra entre as distâncias 40 e 80 m, com valores variando entre 300 e 330 g kg^{-1} . Semelhantemente, observou-se a existência dessas regiões nos mapas da profundidade de 0,1-0,2 m, essas, porém, com teores mais elevados. Nota-se que existe um gradiente de textura que diminui seus valores da direita para a esquerda. A areia (Figura 7) seguiu semelhante padrão de distribuição espacial.

Verifica-se que os mapas nas intensidades amostrais de 100 e 75 pontos assemelharam-se entre si, mantendo-se as regiões com os maiores e menores teores de argila. Isto indica que para o presente estudo as intensidades amostrais, que devem ser utilizadas para se conhecer a variabilidade espacial da argila e areia e obter mapas com certo grau de confiabilidade é a de 100 e 75.

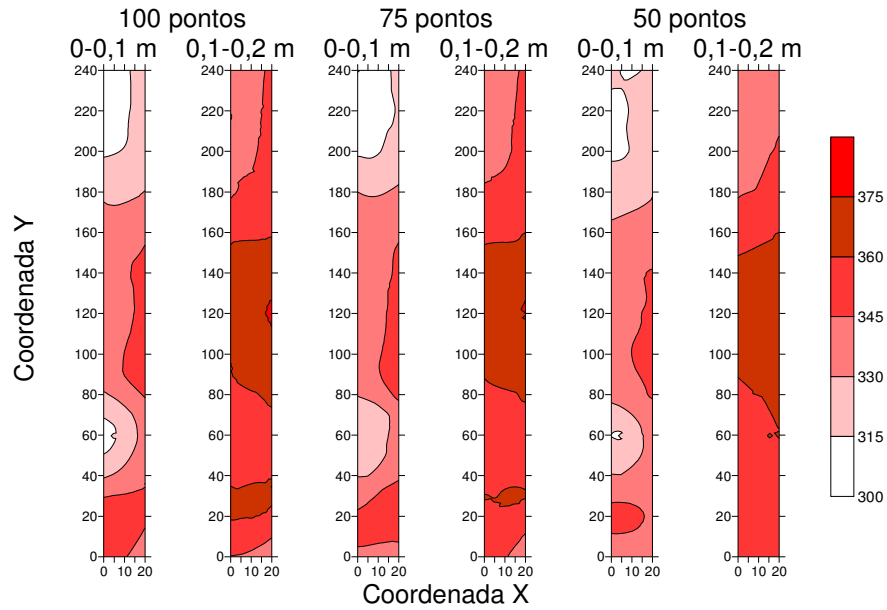


Figura 6. Mapas de isolinhas dos teores de argila (g kg^{-1}).

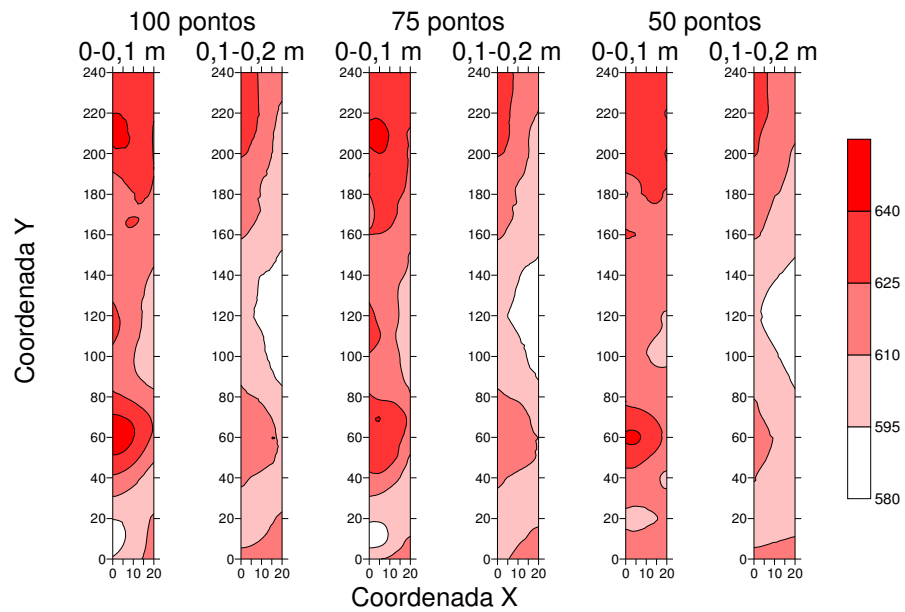


Figura 7. Mapas de isolinhas dos teores de areia (g kg^{-1}).

Para o silte (Figura 8), visualiza-se duas regiões na área, na profundidade de 0-0,1 m, com maiores teores, uma localizada entre as distâncias 0 e 60 m, variando entre

46 e 52 g kg⁻¹ e outra no canto superior, entre as distâncias 180 e 240 m, com variação entre 46 e 52 g kg⁻¹. Na profundidade de 0,1-0,2 m, verifica-se que existe um gradiente decrescente dos teores de silte da direita para a esquerda.

Esse padrão de distribuição espacial foi observado na intensidade amostral de 100 pontos. Quando se alterou a intensidade amostral, os mapas apresentaram diferentes padrões de distribuição espacial. Isso mostra que a redução da intensidade amostral pode diminuir a acurácia na determinação do padrão de distribuição espacial desse atributo. É importante mencionar que essa fração granulométrica do solo é obtida por diferença, portanto, a maior parte dos erros da análise está presente nessa fração, prejudicando a determinação do padrão de distribuição espacial.

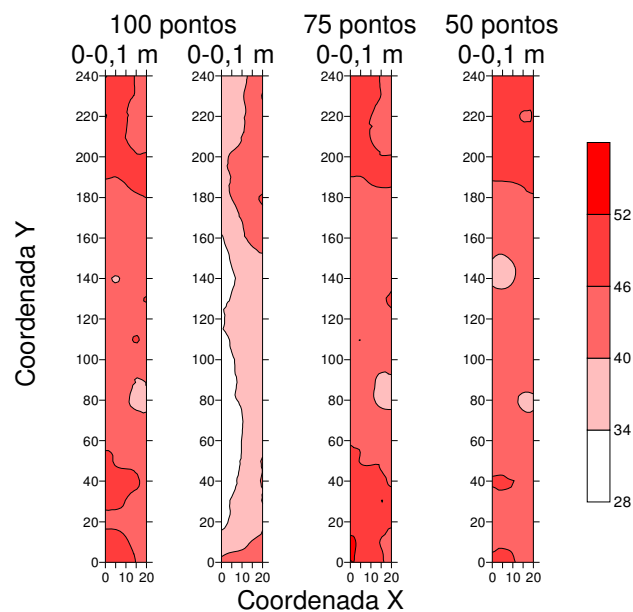


Figura 8. Mapas de isolinhas dos teores de silte (g kg⁻¹).

Nos mapas de Mi (Figura 9), para a intensidade amostral de 100 pontos, visualiza-se uma região entre as distâncias aproximadas de 160 e 240 m, cujos valores de Mi são menores, coincidindo com aquelas de menores teores de argila. Isso indica que a Mi está associada com a textura do solo, sendo esse resultado esperado, já que nos solos mais argilosos, a maior superfície de contato dos colóides minerais determina

maior microporosidade. Verifica-se que nos dados da intensidade amostral de 75 pontos ocorreu mudança no padrão de distribuição espacial em comparação como os mapas de 100 pontos. Isto indica que a redução da intensidade amostral para Mi implica em perda de acurácia dos mapas de isolinhas.

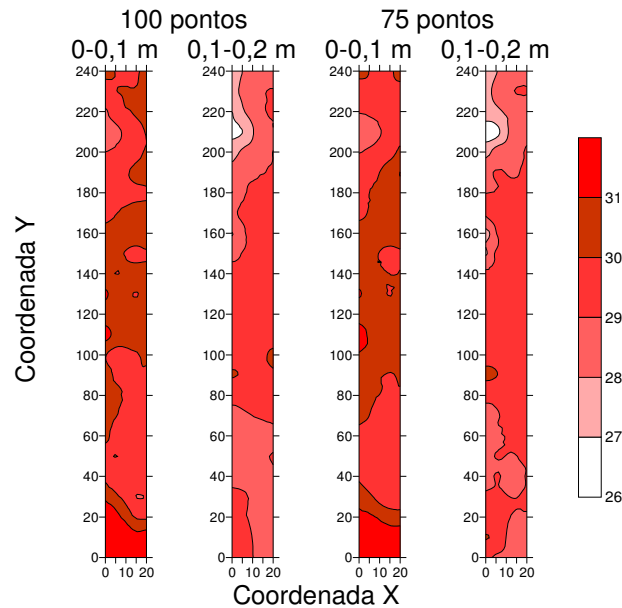


Figura 9. Mapas de isolinhas da microporosidade (g kg^{-1}).

As classes dos mapas de isolinhas dos atributos P, K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , pH e V foram definidas segundo os limites propostos por RAIJ et al. (1997). Segundo essa classificação, verifica-se, na profundidade 0-0,1 m, que os teores de P (Figura 10) encontram-se no nível médio, quase na totalidade da área de estudo, com exceção de uma região localizada na parte direita do mapa, entre as distâncias 160 e 200 m, no qual os teores foram considerados altos. Na profundidade de 0,1-0,2 m há três regiões com altos níveis, uma localizada no canto superior do mapa, outra no canto inferior e uma localizada entre as distâncias aproximadas 110 e 140 m. Há semelhança entre os mapas dos dados das intensidades de 100 e 75 pontos. Isto indica que para conhecer o padrão de distribuição espacial do P é necessária que a intensidade amostral não seja inferior a 75 pontos.

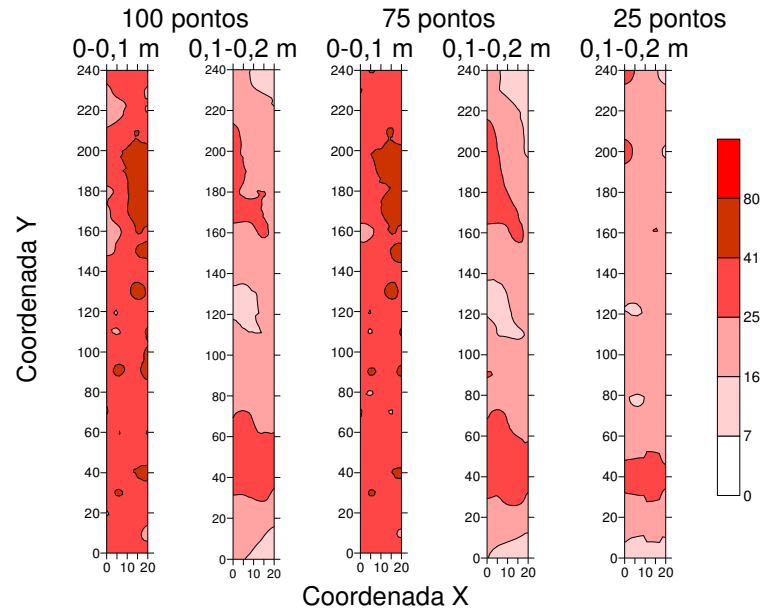


Figura 10. Mapas de isolinhas dos teores de fósforo (mg dm^{-3}).

Os mapas de K^+ (Figura 11), na profundidade de 0,1-0,2 m foram semelhantes nas intensidades de 100 e 75 pontos, apresentando baixa ou muito baixa disponibilidade em quase toda a área de estudo.

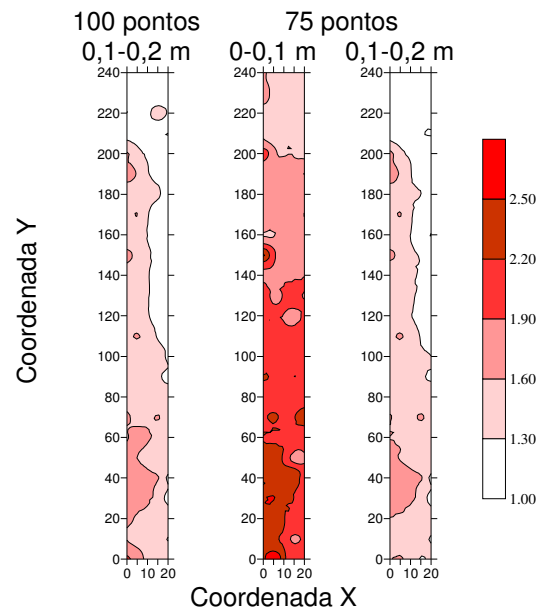


Figura 11. Mapas de isolinhas dos teores de potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).

Os atributos pH (Figura 12), Ca^{2+} (Figura 13) e Mg^{2+} (Figura 14) apresentaram semelhante padrão de distribuição espacial, visualizando-se uma região de maiores valores no canto superior do mapa e no canto inferior uma região com menores valores. Os mapas referentes aos teores de SB (Figura 15), CTC (Figura 16) e V (Figura 17) seguiram semelhantes padrões de distribuição espacial quando comparados aos mapas de Ca^{+2} e Mg^{+2} . Isso se deve ao fato de que os teores de Ca^{2+} e Mg^{2+} são levados em conta nos cálculos desses atributos. Visualiza-se semelhança entre os mapas de H+Al (Figura 18) nas intensidades amostrais de 100 e 75 pontos.

No mapa de isolinhas da produtividade (Figura 19), nota-se que as menores produtividades estão localizadas na região superior da área de estudo, entre as distâncias aproximadas de 190 e 240 m, e as maiores (8,0 e 9,0 t ha⁻¹) no canto inferior direito. Semelhante padrão de distribuição espacial foi observado nos mapas dos atributos pH (Figura 12), Ca^{+2} (Figura 13) e Mg^{+2} (Figura 14), visualizando-se uma região de menores valores no canto superior do mapa e no canto inferior uma região de maiores valores. Verifica-se semelhança do mapa de produtividade com o mapa dos teores de argila (Figura 6), no qual as menores produtividades e teores de argila estão localizados na região superior da área.

Essa semelhança entre os mapas de produtividade e os mapas de pH, V, Ca^{+2} , Mg^{+2} e argila pode ser visualizada nos mapas dos dados da intensidade amostral de 75 pontos. Nos mapas dos dados das intensidades amostrais de 50 e 25 pontos ocorrem alterações no padrão de distribuição espacial desses atributos o que diminui a semelhança visual com o mapa de produtividade.

Baseado na semelhança visual dos mapas de isolinhas da produtividade do milho e dos mapas de atributos do solo, verifica-se que os atributos V, Ca^{+2} , Mg^{+2} e argila foram os que mais se relacionaram com a produtividade. Esses resultados corroboram com os obtidos na análise de correlação linear simples e com a técnica de regressão múltipla 'stepwise' que verificaram que esses atributos, principalmente V e argila, apresentaram as maiores correlações com a produtividade.

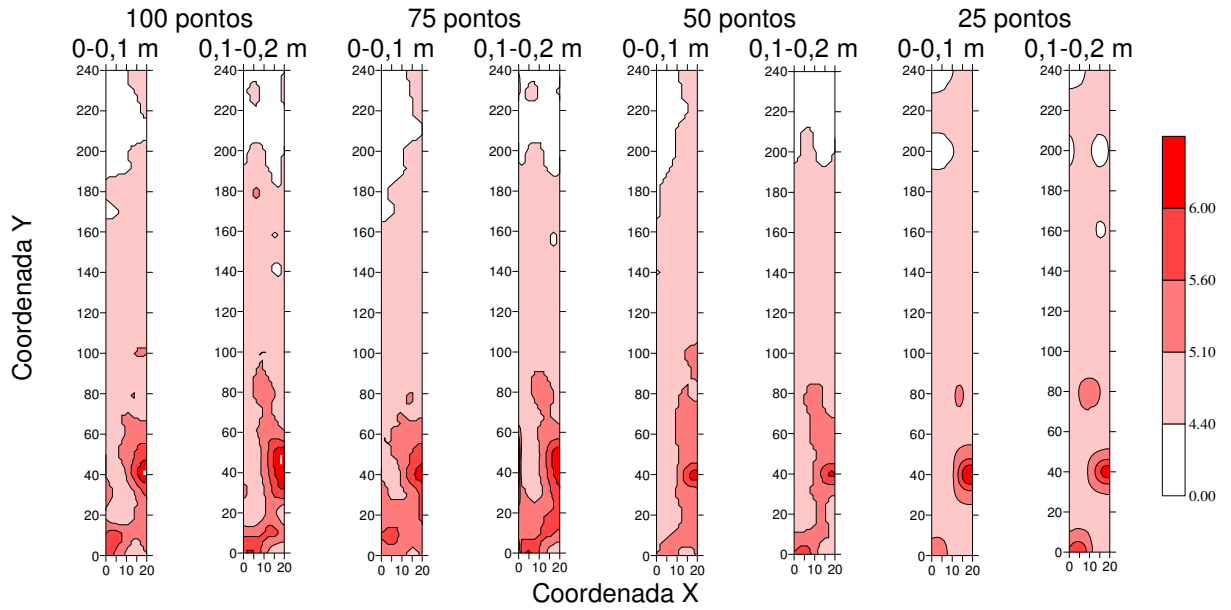


Figura 12. Mapas de isolinhas dos valores de pH (CaCl_2).

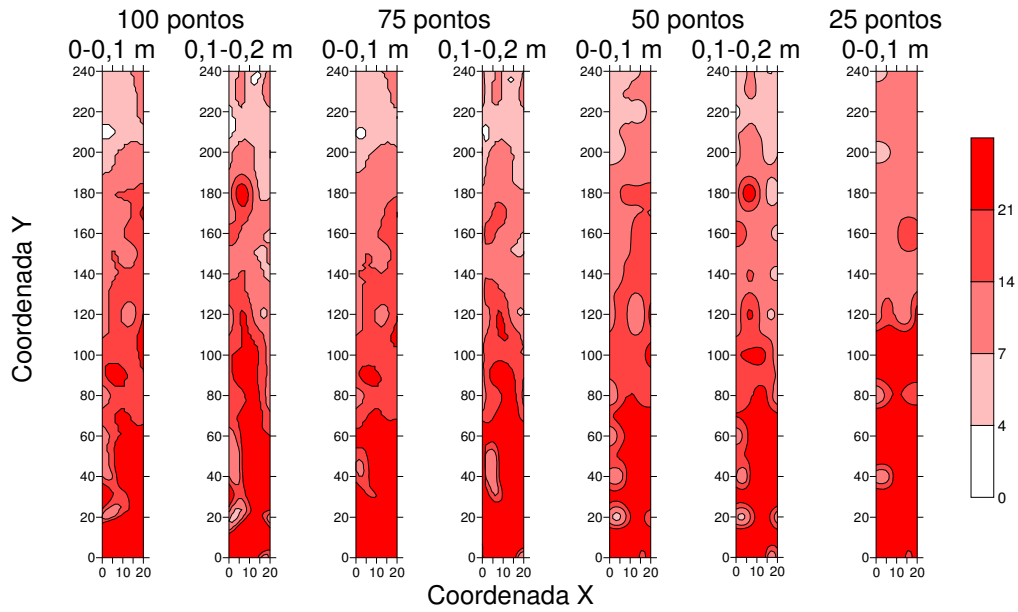


Figura 13. Mapas de isolinhas dos teores de cálcio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).

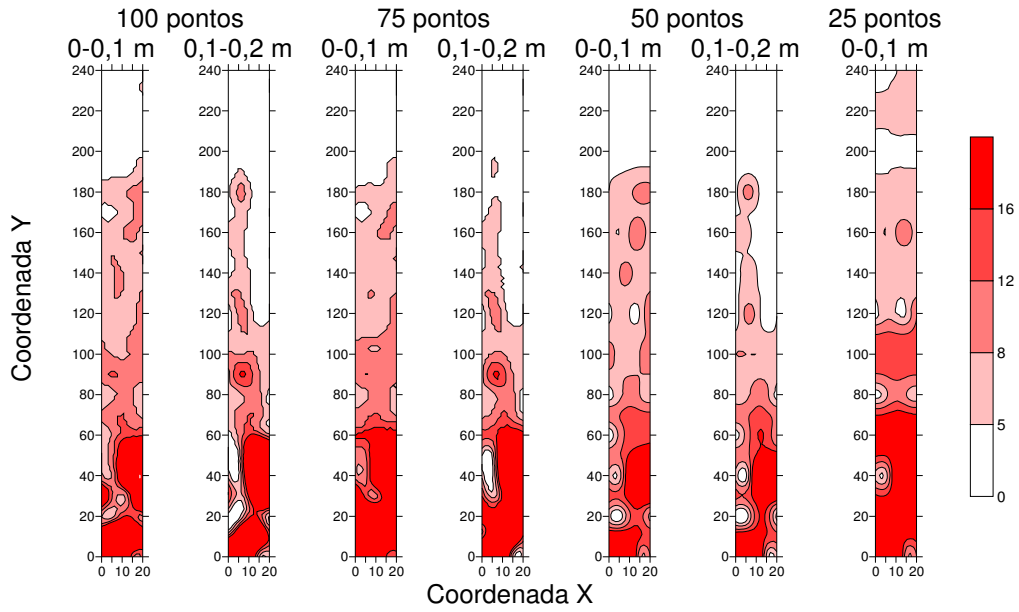


Figura 14. Mapas de isolinhas dos teores de magnésio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).

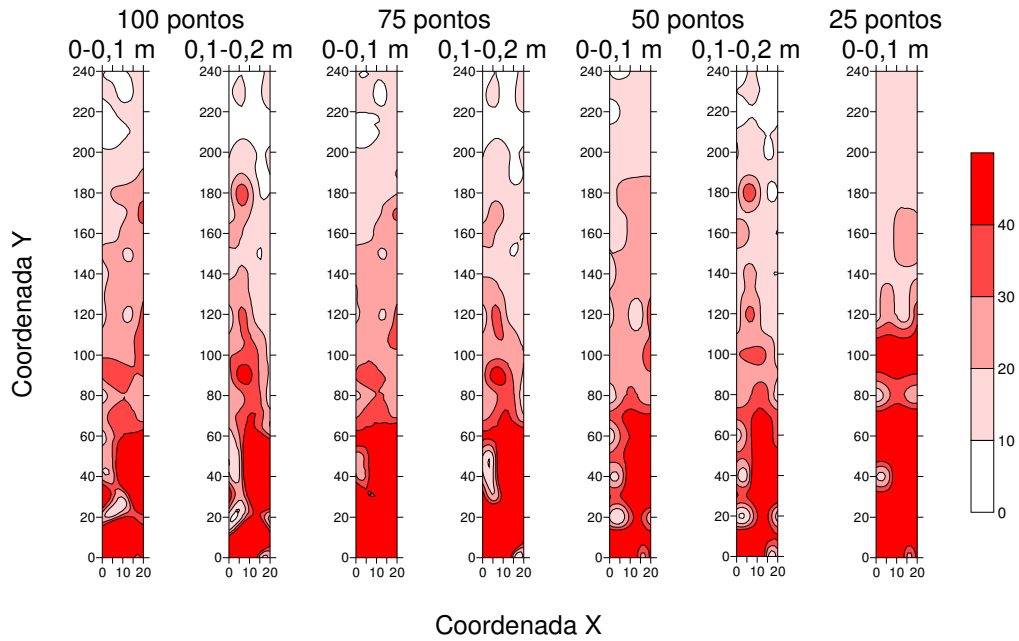


Figura 15. Mapas de isolinhas dos teores de soma de bases ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).

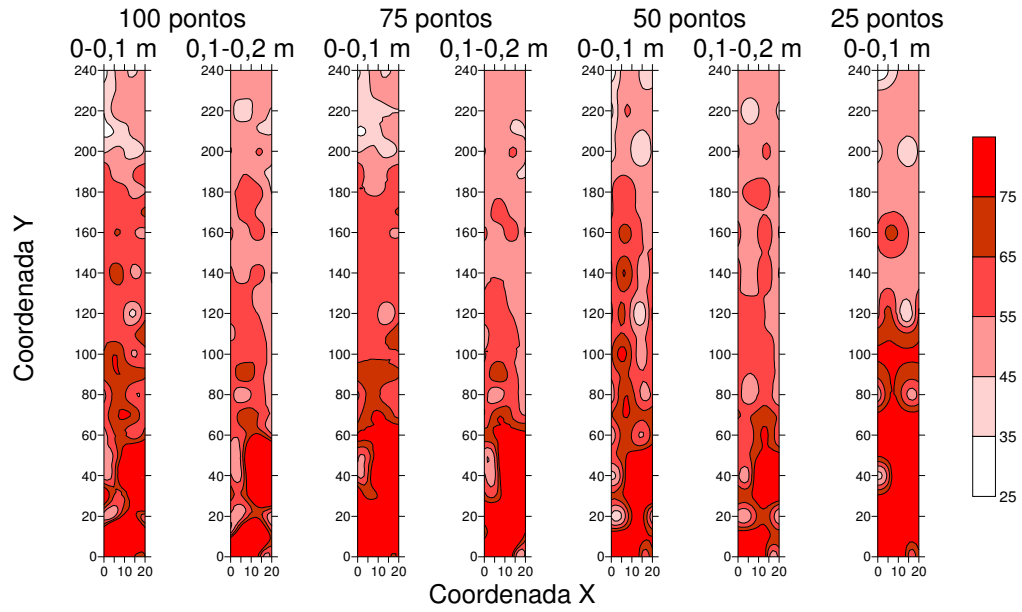


Figura 16. Mapas de isolinhas dos teores da capacidade de troca de cátions ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).

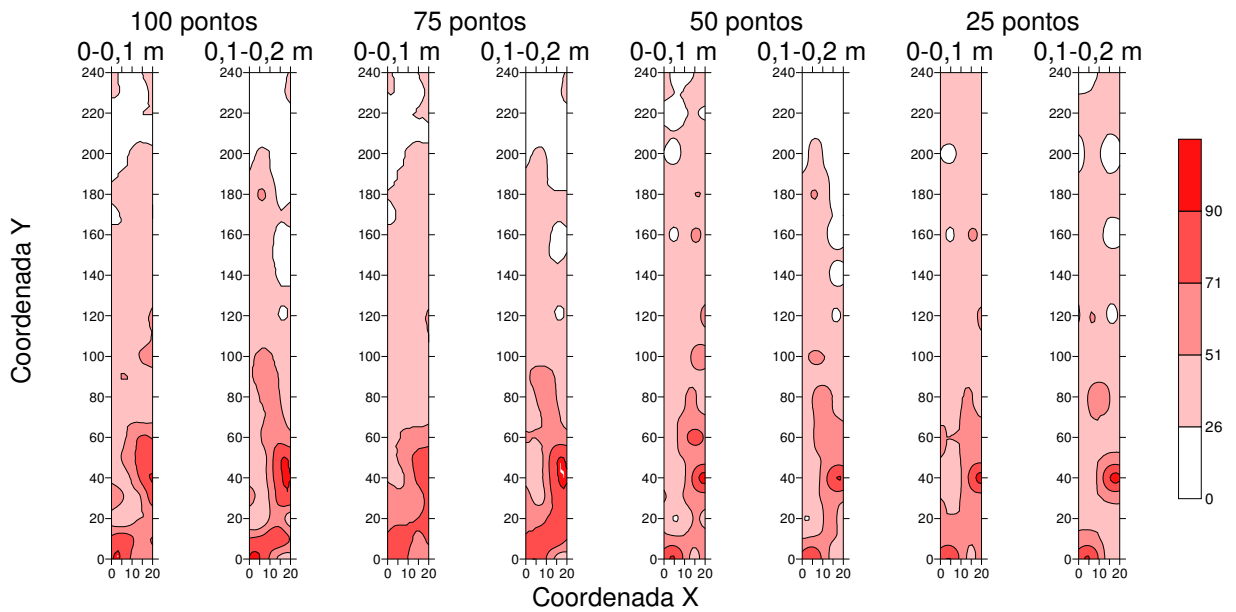


Figura 17. Mapas de isolinhas dos valores de saturação por bases (%).

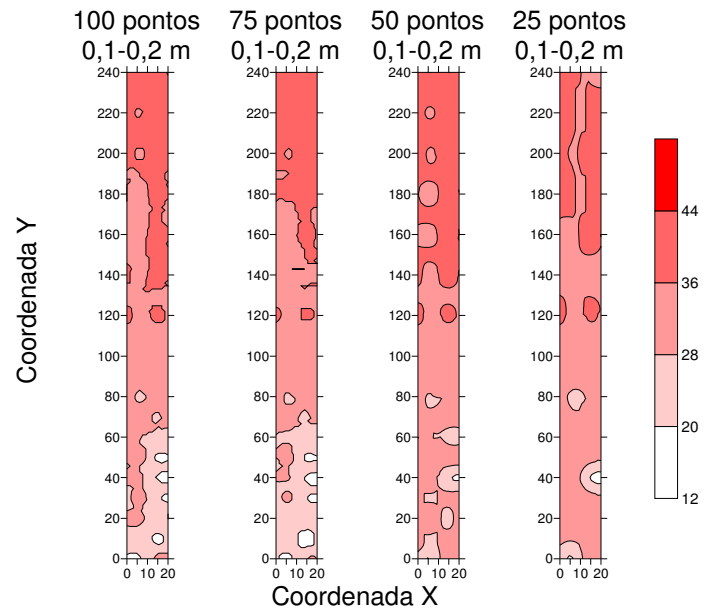


Figura 18. Mapas de isolinhas dos teores de hidrogênio + alumínio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).

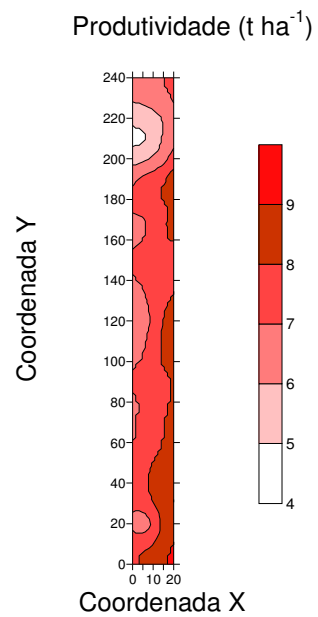


Figura 19. Mapa de isolinhas da produtividade de milho.

4.4.3. Semivariogramas cruzados

Foram selecionados os semivariogramas cruzados entre produtividade e argila (Figura 20a) e V (Figura 20b), na profundidade de 0-0,1 m, na intensidade amostral de 100 pontos. Para esses dois semivariogramas cruzados foi ajustado o modelo gaussiano e o alcance foi de 60 e 14 m para a argila e V, respectivamente. Diferentemente dos semivariogramas simples o valor do alcance nos semivariogramas cruzados indica até que distância as variáveis estão correlacionadas espacialmente (VIEIRA, 2000). Discordando desses resultados, MOLIN et al. (2007) não encontraram semivariogramas cruzados entre a produtividade de milho e a V. Já VIEIRA & GONZALEZ (2003) encontraram semivariograma cruzado entre a produtividade de soja e o teor de fósforo na folha, ajustando o modelo esférico e obtendo um alcance de 65 m.

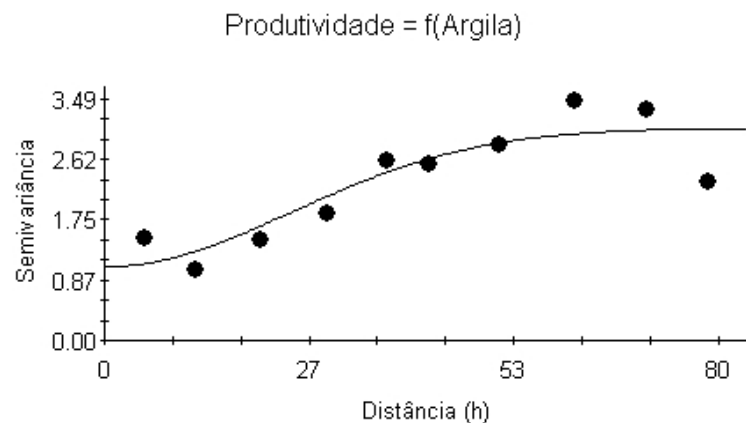
Ao estudar a dependência espacial entre produtividade de trigo e os atributos P, K⁺ e MO em diferentes sistemas de manejo, SOUZA et al. (1998) verificaram, por meio da análise de semivariogramas cruzados, que houve correlação espacial positiva entre esses atributos e a produtividade de trigo no sistema de semeadura direta na profundidade de 0-0,1 m. Concordando com esses autores o fato de no sistema de semeadura direta os dados de produtividade e atributos do solo apresentarem correlação espacial cruzada, seja resultado da concentração superficial de nutrientes, normalmente verificada nesse sistema. Esse fato pode também explicar a ocorrência de semivariogramas cruzados somente na profundidade de 0-0,1 m para a V no presente estudo.

Os resultados dos semivariogramas cruzados corroboram com a análise visual dos mapas de isolinhas de tais atributos, confirmando a existência de correlação espacial entre a produtividade de milho e os atributos argila e V.

Observando os resultados dos semivariogramas cruzados, verifica-se que o conjunto de dados de atributos do solo obtidos na intensidade amostral de 100 pontos foi o que melhor se correlacionou espacialmente com a produtividade de milho. Pois apesar da semelhança visual no padrão de distribuição espacial referentes aos atributos

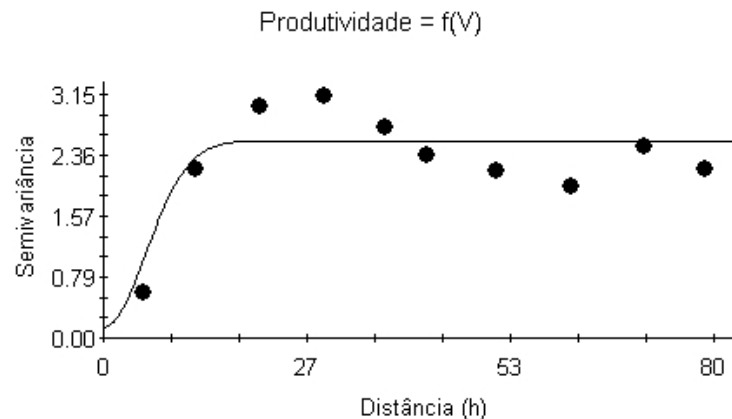
argila e V, nas profundidades de 100 e 75 pontos, foi possível a estimação dos semivariogramas cruzados, apenas quando a intensidade amostral dos atributos do solo foi à mesma que da produtividade, ou seja, 100 pontos amostrais. Isto, novamente, confirma a hipótese de que a diminuição da intensidade amostral dos atributos do solo prejudica a compreensão das relações de causas e efeitos entre produtividade da cultura e atributos do solo.

a)



Gau ($C_0 = 1,064$; $C_0+C = 3,071$; $A = 60$ m; $R^2 = 0,80$; $SQR = 1,23$)

b)



Gau ($C_0 = 0,140$; $C_0+C = 2,553$; $A = 14$ m; $R^2 = 0,72$; $SQR = 1,36$)

Figura 20. Semivariogramas cruzados entre produtividade de milho e os atributos argila (a) e V (b).

V = Saturação por bases; Gau = Gaussiano; C_0 = efeito pepita; C_0+C = Patamar; A = Alcance; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

4.5. Correlação entre produtividade e atributos do solo

Ao observar os resultados da análise de correlação linear simples, a análise de regressão múltipla 'stepwise', os mapas de isolinhas e os semivariogramas cruzados, é possível confirmar a existência de alta correlação linear e espacial entre a produtividade do milho e os atributos do solo, principalmente aqueles referentes à V e argila. Esses resultados discordam dos obtidos por GIMENEZ & MOLIN (2002), PONTELLI (2006), MONTEZANO et al. (2006) e MOLIN et al. (2007), que observaram baixa correlação entre os atributos químicos do solo e a produtividade das culturas. Em seus respectivos estudos, os autores obtiveram os dados de produtividade por meio de colhedoras equipadas com monitores de produtividade, possibilitando a obtenção de elevado número de pontos de coleta por ha. Contudo ao observar as grades amostrais para a amostragem do solo, verifica-se que elas são de uma intensidade muito menor do que da produtividade.

Observou-se que GIMENEZ & MOLIN (2002) utilizaram uma grade amostral regular, com distância de 60 m entre pontos, em uma área de aproximadamente 26 ha. PONTELLI (2006) utilizou na área de estudo de 57 ha, uma grade amostral regular de 58 pontos, com espaçamento de 100 m entre pontos.

Já MONTEZANO et al. (2006) realizaram a divisão da área de estudo em 80 células amostrais com 4 ha cada, obtendo um valor de atributo do solo para cada uma dessas 80 células. MOLIN et al. (2007) utilizaram uma grade amostral de 60 x 60 metros, perfazendo 67 amostras de solo.

Esses resultados confirmam a hipótese de que quando a amostragem de atributos do solo é realizada na mesma intensidade da produtividade da cultura, é possível compreender as relações de causas e efeitos sobre a distribuição espacial da produtividade e dos atributos do solo. As correlações entre atributos do solo e produtividade poderão ser altas quando tais variáveis forem amostradas na mesma intensidade. Verifica-se também que a redução de pontos da intensidade amostral inicial prejudica o estudo da relação entre produtividade e atributos do solo, sendo isto

demonstrado pela ausência de semivariogramas cruzados nas intensidades de 75, 50 e 25 pontos.

Um fator importante a se considerar é que a produtividade do milho obtida no presente estudo não foi estimada. Para cada célula amostral de 45 m² foi atribuído um valor que corresponde à produção obtida nessa célula. O que se observa em diversos estudos relacionando a produtividade com os atributos do solo, é que se estima um valor de produtividade para cada ponto da grade amostral experimental, por meio de uma amostragem na área, entorno do ponto amostral onde foi coletada a amostra de solo. Os estudos realizados com a estimativa da produtividade, geralmente, têm apresentado baixas correlações entre atributos do solo e produtividade das culturas.

Observou-se que SANTOS et al. (2006) realizaram a amostragem de solo utilizando-se de uma grade de 160 x 50 m, com pontos espaçados 10 m entre si, totalizando 80 pontos. A produtividade de milho foi coletada numa área de 11,56 m² (3,4 m x 3,4 m) contendo quatro linhas de plantas para todos os pontos amostrais. ROSA FILHO et al. (2009) utilizaram-se de uma grade amostral constituída de seis linhas e 12 colunas, de formato retangular e contendo 72 pontos amostrais, com espaçamento entre pontos de 8 m. Em cada ponto foi realizada a amostragem dos atributos físicos e a produtividade da soja foi coletada em quatro linhas da cultura, as quais abrigaram uma largura de 1,80 m e uma área útil de 3,24 m².

Já KITAMURA et al. (2007) utilizaram-se de uma grade amostral de 75 pontos, com espaçamento entre pontos de 10 m, numa área total de 8000 m² (160 x 50 m). Para a coleta da produtividade de feijão, a área útil de coleta foi de 4 m² (2 x 2 m), sendo o ponto de amostragem do solo posicionado no centro da mesma. Todos esses autores obtiveram ausência ou baixa correlação entre os atributos do solo e a produtividade das culturas.

O tamanho da área do presente estudo pode ser considerado pequeno, quando comparado com o tamanho dos talhões comerciais das propriedades agrícolas. Contudo, seria inviável a realização da amostragem do solo na mesma intensidade da produtividade e a coleta de dados de produtividade em área total em uma área de maior tamanho.

Como observado no presente estudo, é possível verificar altas correlações entre produtividade e atributos do solo, quando sua intensidade amostral é a mesma. Contudo, sabe-se que a amostragem de solo tão intensa como a amostragem da produtividade, é inviável economicamente. Desta forma, torna-se necessário o estudo de alternativas para avaliar os atributos dos solos e a produtividade das culturas na mesma intensidade amostral. Uma das alternativas seria o desenvolvimento de sensores que permitam a avaliação dos atributos do solo na mesma intensidade da produtividade. Alguns exemplos de sensores que tem sido estudados com propósito semelhante são os de condutividade elétrica (MOLIN et al., 2005) e refletância para estimação do N (GROHS et al., 2009).

5. CONCLUSÕES

Foi possível confirmar a hipótese de que, quando se realiza a amostragem do solo na mesma intensidade amostral da produtividade da cultura, é possível obter correlação entre o padrão de distribuição espacial dos atributos do solo e a produtividade.

Verificou-se dependência espacial para os atributos do solo e para a produtividade de milho.

Os dados de atributos do solo obtidos na intensidade amostral de 100 pontos foram os que melhor se correlacionaram com a produtividade de milho.

O padrão de distribuição espacial dos atributos teor de argila e saturação por bases foram os que mais explicaram o padrão de distribuição espacial da produtividade de milho.

A estatística descritiva não foi eficiente para determinar a intensidade amostral mais adequada para a área do presente estudo. Sendo necessário o uso da geoestatística para verificar o padrão de distribuição espacial e determinar com acurácia a intensidade amostral mais adequada para o presente estudo.

6. REFERÊNCIAS

ABREU, I. L.; REICHERT, J. M.; SILVA, V. R.; REINERT, D. J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.33, n.2, p.275-282, 2003.

ACOCK B.; PACHEPSKY, Y. A. Holes in precision farming: mechanistic crop models. In: EUROPEAN CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 1., 1997, London. **Proceedings....** London: SCI, 1997. p.397-404.

AMARO FILHO, J.; NEGREIROS, R. F. D.; ASSIS JÚNIOR, R. N.; MOTA, J. C. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.31, n.3, p.415-422, 2007.

ANDRADE, A. R. S.; GUERRINI, I. V. A.; GARCIA, C. J. B.; KATEZ, I.; GUERRA, H. O. G. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.29, n.2, p.322-329, 2005.

BAZZI, C. L.; SOUZA, E. G.; URIBE-OPAZO, M. A.; NÓBREGA L. H. P.; PINHEIRO NETO, R. Influência da distância entre passadas de colhedora equipada com monitor de colheita na precisão dos mapas de produtividade na cultura do milho. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.28, n.2, p.355-363, 2008.

BERALDO, J. M. G. **Variabilidade espacial de um Latossolo Vermelho eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar**. 2001. 143f. Trabalho de Graduação (Graduação em Agronomia) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP, Jaboticabal, 2001.

BUCENE, L. C.; ZIMBACK, C. R. L. Comparação de métodos de interpolação e análise espacial em dados de pH, em Botucatu-SP. **Irriga**, Botucatu, v.8, n.1, p.21-28, 2003.

BURROUGH, P. A., MCDONNELL, R. A. **Principles of geographical information systems**. Oxford: University Press, 1998. 333p.

CAMARGO, O. A.; MONIZ, A. C.; JORGE, J. A.; VALADARES, J. M. S. **Métodos de análise química, mineralógica e física de solos do Instituto Agrônomo**. Campinas: Instituto Agrônomo, 1986. 94p. (Boletim Técnico, 106).

CAMARGO, E. C. G. Geoestatística: fundamentos e aplicações. In: CÂMARA, G.; MEDEIROS, J. S. 2 ed. **Geoprocessamento para projetos ambientais**. São José dos Campos: INPE, 1998. Disponível em: <http://www.dpiinpe.br/dpi/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf>. Acesso em: 24 set. 2009.

CAMARGO, L. A.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; HORVAT, R. A. Variabilidade espacial de atributos mineralógicos de um latossolo sob diferentes formas do relevo: II - correlação espacial entre mineralogia e agregados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, n.6, p.2279-2288, 2008.

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 American Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

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

CARVALHO, G. J.; CARVALHO, M. P.; FREDDI, O. S.; MARTINS, M. V. Correlação da produtividade do feijão com a resistência à penetração do solo sob plantio direto. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.10, n.3, p.765–771, 2006.

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**, Viçosa, v.31, n.6, p.1329-1339, 2007a.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M. Variabilidade espacial de MO, P, K e CTC do solo sob diferentes usos e manejos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, n.2, p.394-400, 2007b.

COELHO, A. M. Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e das culturas. In: CURTI, N.; MARQUES, J. J.; GUILHERME, L. R. G.; LIMA, J. M.; LOPES, A. S.; ALVAREZ VENEGAS, V. H. (Ed.). **Tópicos em Ciência do Solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2003. v.3. p.243-290.

COELHO, E. C.; SOUZA, E. G.; URIBE-OPAZO, M. A.; PINHEIRO NETO, R. Influência da densidade amostral e do tipo de interpolador na elaboração de mapas temáticos. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v.31, n.1, p.165-174, 2009.

COELHO FILHO, M. A.; COELHO, R. D.; GONÇALVES, A. C. A. Variabilidade espacial de variáveis físico-hídricas do solo em um pomar de lima ácida Tahiti, irrigado por microaspersão. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.5, n.2, p. 239-246, 2001.

CORÁ, J. E.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo antes e após calagem e fosfatagem em doses variadas na cultura de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.26, n.2, p.374-387, 2006.

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

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900p.

DAVIS, J. C. **Statistics and data analysis in geology**. New York: John Wiley, 1973. 550p.

DELFINER, P.; DELHOMME, J. P. Optimum interpolation by Kriging. In: DAVIS, J. C.; McCULLAGH, M. J. (Ed.). **Display and analysis of spatial data**. New York: John Wiley, 1975. p.96-114.

DURIGON, R.; SCHLOSSER, J. F.; RUSSINI, A.; DORNELLES, M. E. C.; PINHEIRO, E. D. Correlações entre atributos químicos do solo e atributos da cultura e da produtividade de arroz irrigado determinadas com técnicas de manejo localizado. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.39, n.9, 2009.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. 212p.

FERREIRA, D. F. **Sistema de análise de variância – SISVAR**. Versão 5.0. Lavras: Universidade Federal de Lavras/Departamento de Ciências Exatas, 2007.

FREDDI, O. S.; CARVALHO, M. P.; VERONESI JÚNIOR, V.; CARVALHO, G. J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.26, n.1, p.113-121, 2006.

GIMENEZ, L. M.; MOLIN, J. P. Fertilidade do solo e sua influência no rendimento das culturas: propostas de uma metodologia para definição de unidades de manejo. In: BALASTREIRE, L. A. **Avanços na agricultura de precisão no Brasil no período de 1999-2001**. Piracicaba: Esalq, 2002. p.347. 1 CD-ROM.

GOMES, N. M.; SILVA, A. M.; MELLO, C. R.; FARIA, M. A.; OLIVEIRA, P. M. Métodos de ajuste e modelos de semivariograma aplicados ao estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, n.3, p.435-443, 2007.

GOMES, J. B. V.; BOLFE, E. L.; CURI, N. C.; FONTES, H. R.; BARRETO, A. C.; VIANA, R. D. Variabilidade espacial de atributos de solos em unidades de manejo em área piloto de produção integrada de coco. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, n.6, p.2471-2482, 2008.

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

GREGO, C. R.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.2, p.169-177, 2005.

GROHS, D. S.; BREDEMEIER, C.; MUNDSTOCK, C.M.; POLETTO, N. Modelo para estimativa do potencial produtivo em trigo e cevada por meio do sensor Greenseeker. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.29, n.1, p.101-112, 2009.

GUEDES FILHO, O. **Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta**. 2009. 97f. Dissertação

(Mestrado em Agricultura Tropical e Subtropical) - Instituto Agronômico, Campinas, 2009.

GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional**. Brasília: Ministério das Minas e Energia/Departamento de Produção Mineral, 1988. 145p.

HILLEL, D. **Introduction to soil physics**. San Diego: Academic Press, 1982. 264p.

HUIJBREGTS, C. J. Regionalized variables and quantitative analysis of spatial data. In: DAVIS, J. C.; McCULLAGH, M. J. (Ed.). **Display and analysis of spatial data**. New York: John Wiley, 1975. p.38-53.

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

JAKOB, A. A. E.; YOUNG, A. F. O uso de métodos de interpolação espacial de dados nas análises sociodemográficas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2006. Disponível em: < http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2006/docspdf/abep2006_388.pdf>. Acesso em: 8 fev. 2010.

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

KÖPPEN, W. Dasa geographi SC system der klimete. In. KOPPEN, W., GEIGER, R. **Handbuch der Klimatologia**. Berlin: Gerdrulier Borntreeger, 1936.

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

MACHADO, L. O.; LANA, A. M. Q.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C.; FERREIRA, C. V. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, n.3, p.591-599, 2007.

MARTINS, M. V.; CARVALHO, M. P.; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R. Correlação linear e espacial entre a produtividade do feijoeiro e atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico de Selvíria, Estado de Mato Grosso do Sul. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v.31, n.1, p.147-154, 2009.

MEGDA, M. M.; CARVALHO, M. P.; VIEIRA, M. X.; ANDREOTTI, M.; PEREIRA, E. C. Correlação linear e espacial entre a produtividade de feijão e a porosidade de um Latossolo Vermelho de Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, n.2, p.781-788, 2008.

MELLO, G. de; BUENO, C. R. P.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas do solo em áreas intensamente cultivadas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.10, n.2, p.294–305, 2006.

MILANI, L.; SOUZA, E. G. de; URIBE-OPAZO, M. A.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J. A.; PEREIRA, J. O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v.28, n.4, p.591-598, 2006.

MINITAB RELEASE. Release 13.1. **Making Data Analysis Easier**. Pennsylvania: State College, 2000.

MOLIN, J. P. Geração e interpretação de mapas de produtividade para a agricultura de precisão. In: BORÉM, A.; GIÚDE, M. P. del; QUIROZ, D. M. de; MANTOVANI, E. C.;

FERREIRA, L. R.; VALLE, F. X. R. do; GOMIDE, R. L. **Agricultura de precisão**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2000. p.237-258.

MOLIN, J. P.; GIMENEZ, L. M.; PAULETTI, V.; SCHMIDHALTER, U.; HAMMER, J. Mensuração da condutividade elétrica do solo por indução e sua correlação com fatores de produção. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.25, n.2, p.420-426, 2005.

MOLIN, J. P. Tendências da agricultura de precisão no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 1., 2006, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: ESALQ/USP, 2006. p.1-10.

MOLIN, J. P.; VIEIRA JUNIOR, P. A.; DOURADO NETO, D. D.; FAULIN, G. D. C.; MASCARIN, L. Variação espacial na produtividade de milho safrinha devido aos macronutrientes e à população de plantas. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete Lagoas, v.6, n.3, p.309-324, 2007.

MONTANARI, R.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M. Forma da paisagem como critério para otimização amostral de Latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.40, n.1, p.69-77, 2005.

MONTEZANO, F. Z.; CORAZZA, E. J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada e manejada homoganeamente. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, n.5, p.839-847, 2006.

OLIVEIRA, J. B.; MENK, J. R. F. Variabilidade das características químicas e físicas em duas áreas homogêneas de Oxissolo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 14., 1974, Santa Maria. **Anais...** Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1974. p.359-376.

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

PONTELLI, C. B. **Caracterização da variabilidade espacial das características químicas do solo e da produtividade das culturas utilizando as ferramentas da agricultura de precisão**. 2006. 112f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J. A.; FURLANI, A. M. C. (Ed). **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo**. 2.ed. Campinas: Instituto Agrônômico/Fundação IAC, 1997. 285p. (Boletim Técnico, 100).

RAIJ, B. VAN; ANDRADE, J. C. de; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J. A. **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas: Instituto Agrônômico, 2001. 285p.

REICHERT, J. M.; DARIVA, T. A.; REINERT, J. D. Variabilidade espacial de Planossolo e produtividade de soja em várzea sistematizada: análise geoestatística e análise de regressão. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.38, n.4, p.981-988, 2008.

ROBERTSON, G. P. Release 7. **GS+: Geostatistics for the environmental sciences**. Gamma Design Software. Plainwell, MI, 2004.

ROSA FILHO, G.; CARVALHO, M. P; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R.; BINOTTI, F. F. S.; GIOIA, M. T. Variabilidade da produtividade da soja em função de atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.33, n.2, p.283-293, 2009.

SANTOS, M. L.; CARVALHO, M. P.; REPASSI, R. M. A.; MALLER, C. T. M.; MALLER, A.; MATOS, F. A. M. Correlação linear e espacial entre produtividade de milho (*Zea mays* L.) e atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto do Cerrado Brasileiro. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v.28, n.3, p.313-321, 2006.

SCHAFFRATH, V. R.; TORMENA, C. A.; FIDALSKI, J.; GONÇALVES, A. C. A. Variabilidade e correlação espacial de propriedades físicas de solo sob plantio direto e preparo convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, n.4, p.1369-1377, 2008.

SCHLINDWEIN, J.A.; ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.24, n.1, p.85-91, 2000.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, London, v.52, n.3-4, p.591-611, 1965.

SHIRATSUCHI, L. S. **Geração de mapas de produtividade para experimentos com milho no âmbito de fazenda**. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2003. 10p. (Comunicado Técnico, 96).

SHIRATSUCHI, L. S. **Conceitos e considerações práticas do sistema de geração de mapas de produtividade na cultura de grãos**. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2004. 27p. (Documentos, 126).

SHIRATSUCHI, L. S.; MARCHÃO, R. L.; JERKE, C.; RESENDE, A. V.; FONTES, J. R. A.; OLIVEIRA, C. M.; VILELA, M. F.; SÁ, M. A. C. de; SANTOS JÚNIOR, J. D. G. dos; HURTADO, S. M. C. **Geração de mapas multitemáticos em agricultura de precisão**. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2007. 22p. (Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento, 181).

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

SILVA, F. M.; SOUZA, Z. M.; FIGUEIREDO, C. A. P.; MARQUES JÚNIOR, J.; MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, n.2, p.401-7, 2007.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; OLIVEIRA, R. B. Avaliação de interpoladores estatísticos e determinísticos na estimativa de atributos do solo em agricultura de precisão. **Idésia**, Chile, v.26, n.2, 2008.

SILVEIRA, P. M.; SILVA, J. G.; STONE, L. F.; ZIMMERMANN, F. J. Alterações na densidade e na macroporosidade de um latossolo vermelho-escuro causadas pelo sistema de preparo do solo. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Brasília, v.29, n.2, p.145-149, 1999.

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

SILVEIRA, P. M.; CUNHA, A. A. Variabilidade de micronutrientes, matéria orgânica e argila de um Latossolo submetido a sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.37, n.9, p.1325-1332, 2002.

SIMÕES, W. L.; SILVA, E. L.; LIMA, D. M.; OLIVEIRA, M. S. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico, submetido a diferentes manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, n.6, p.1061-1068, 2006.

SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo, em relação a sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.22, n.1, p.77-86, 1998.

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

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; MONTANARI, R.; CAMPOS, M. C. C. Amostragem de solo para determinação de atributos químicos e físicos em área com variação nas formas do relevo. **Científica**, Jaboticabal, v.34, n.2, p.249-256, 2006.

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

SURFER. Release 8.0. **Contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers. User's Guide**. New York: Golden software, 2002. 619p.

TORMENA, C. A.; ROLOFF, G.; SÁ, J. C. M. Propriedades físicas do solo sob plantio direto influenciadas por calagem, preparo inicial e tráfego. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.22, n.2, p.301-309, 1998.

TORMENA, C. A.; BARBOSA, M. C.; COSTA, A. C. S.; GONÇALVES, C. A. Densidade, porosidade e resistência à penetração em Latossolo cultivado sob diferentes sistemas de preparo do solo. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.59, n.4, p.795-801, 2002.

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

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

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

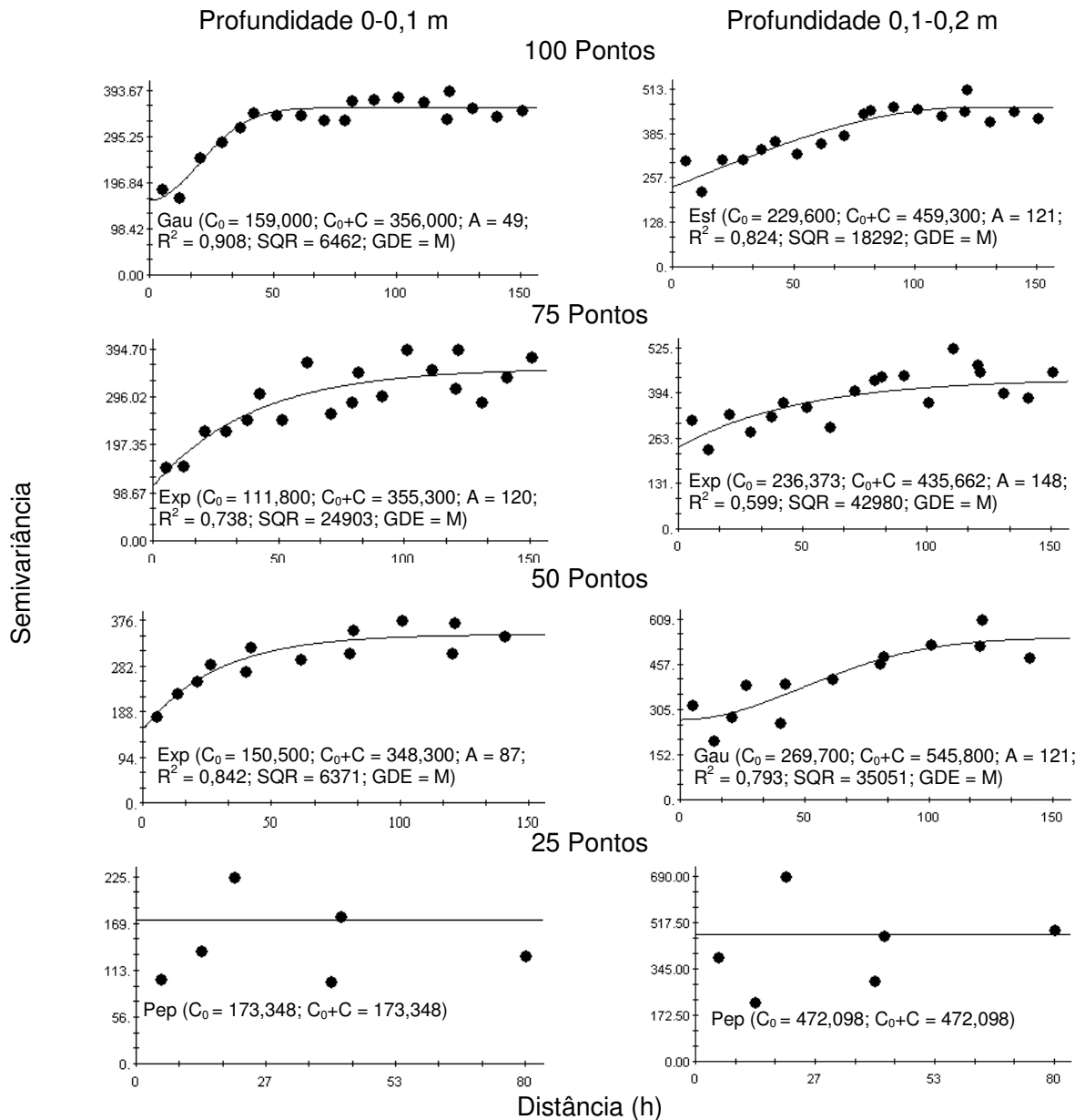
VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, P. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1. p.1-54.

VIEIRA, S. R.; GONZALEZ, A. P. Soil properties in small agricultural plots. **Bragantia**, Campinas, v.62, n.1, p.127-138, 2003.

VOMOCIL, J. A.; FLOCKER, W. J. Effects of soil compaction on storage and movement of soil, air and water. **Transaction of the American Society Agricultural Engineering**, Chicago, v.4, p.242-246, 1966.

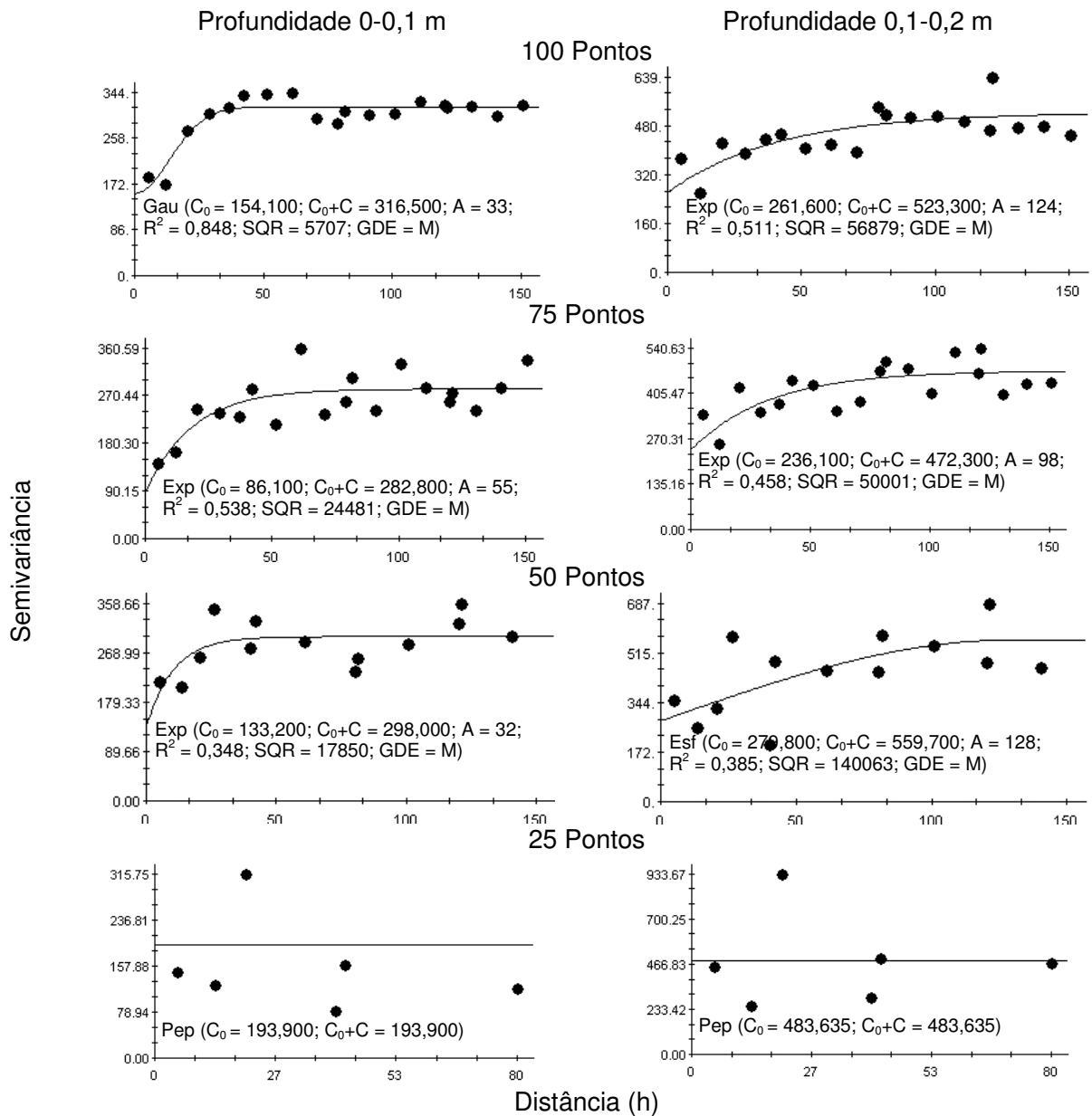
WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of physical properties in the field. In: D. HILLEL, (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic Press, 1980. p.319-344.

APÊNDICES



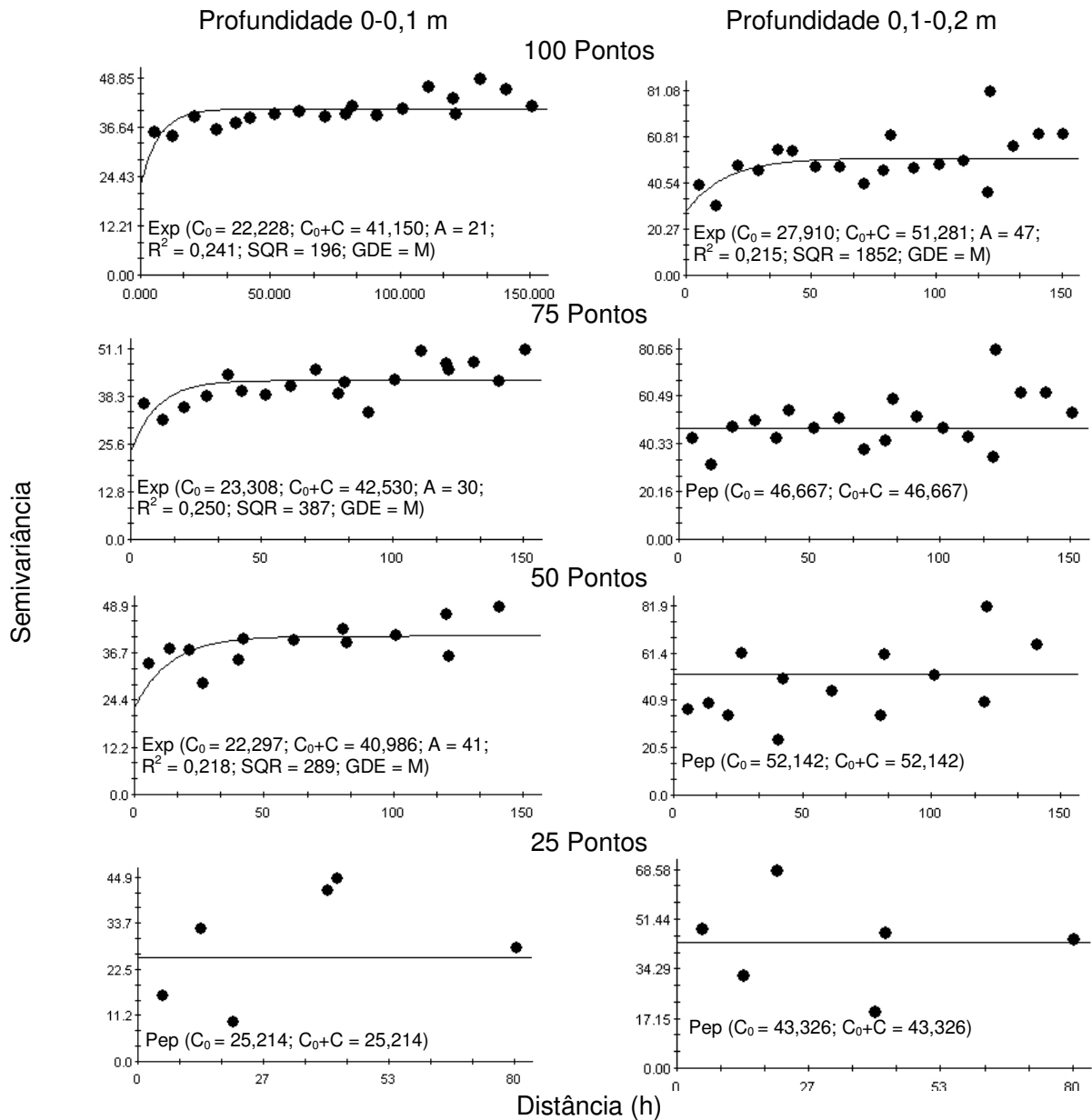
Apêndice 1. Semivariogramas dos teores de argila (g kg^{-1}) para as intensidades amostrais estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Esf = Esférico; Exp = Exponencial; Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



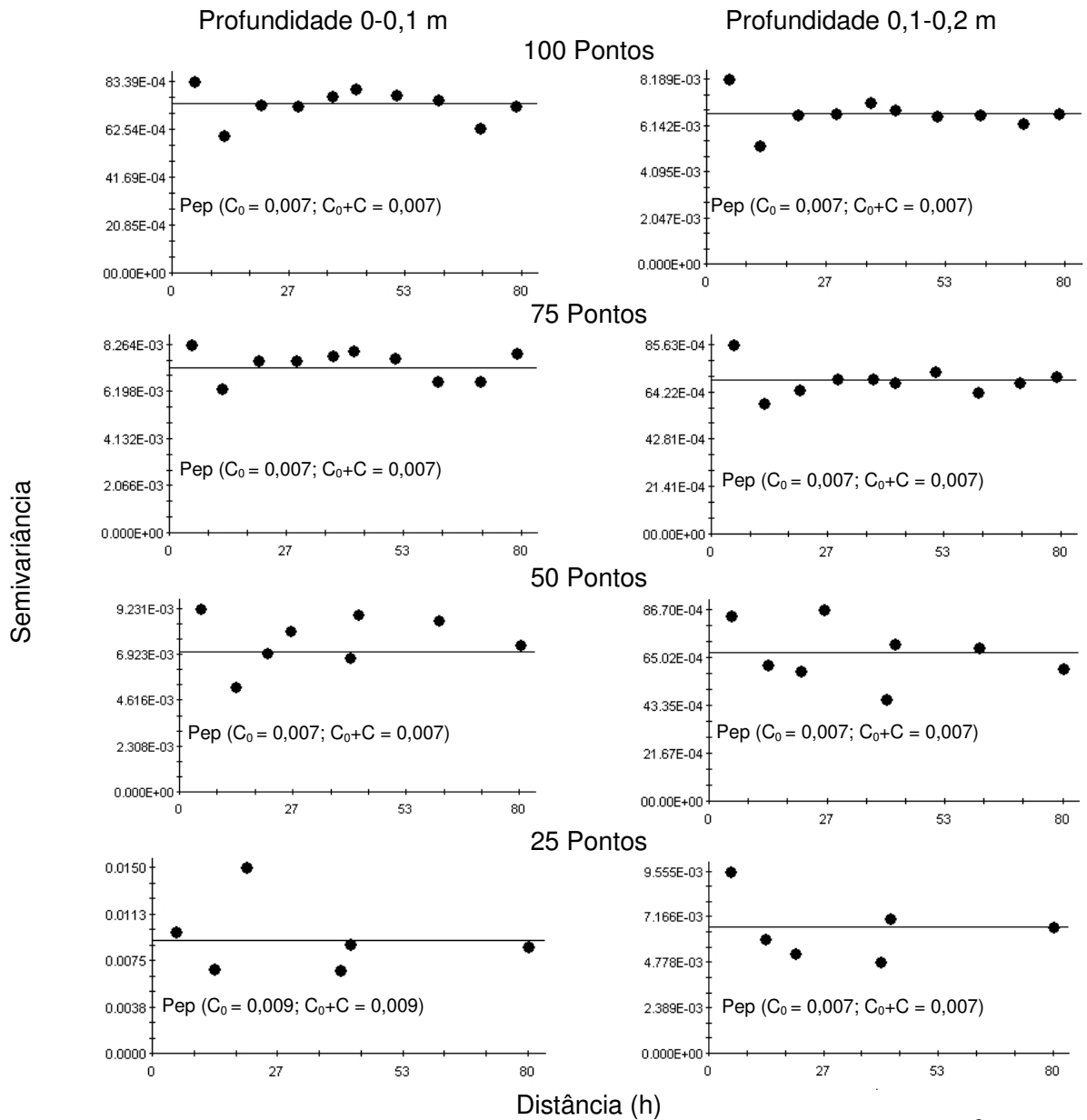
Apêndice 2. Semivariogramas dos teores de areia ($g\ kg^{-1}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Esf = Esférico; Exp = Exponencial; Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

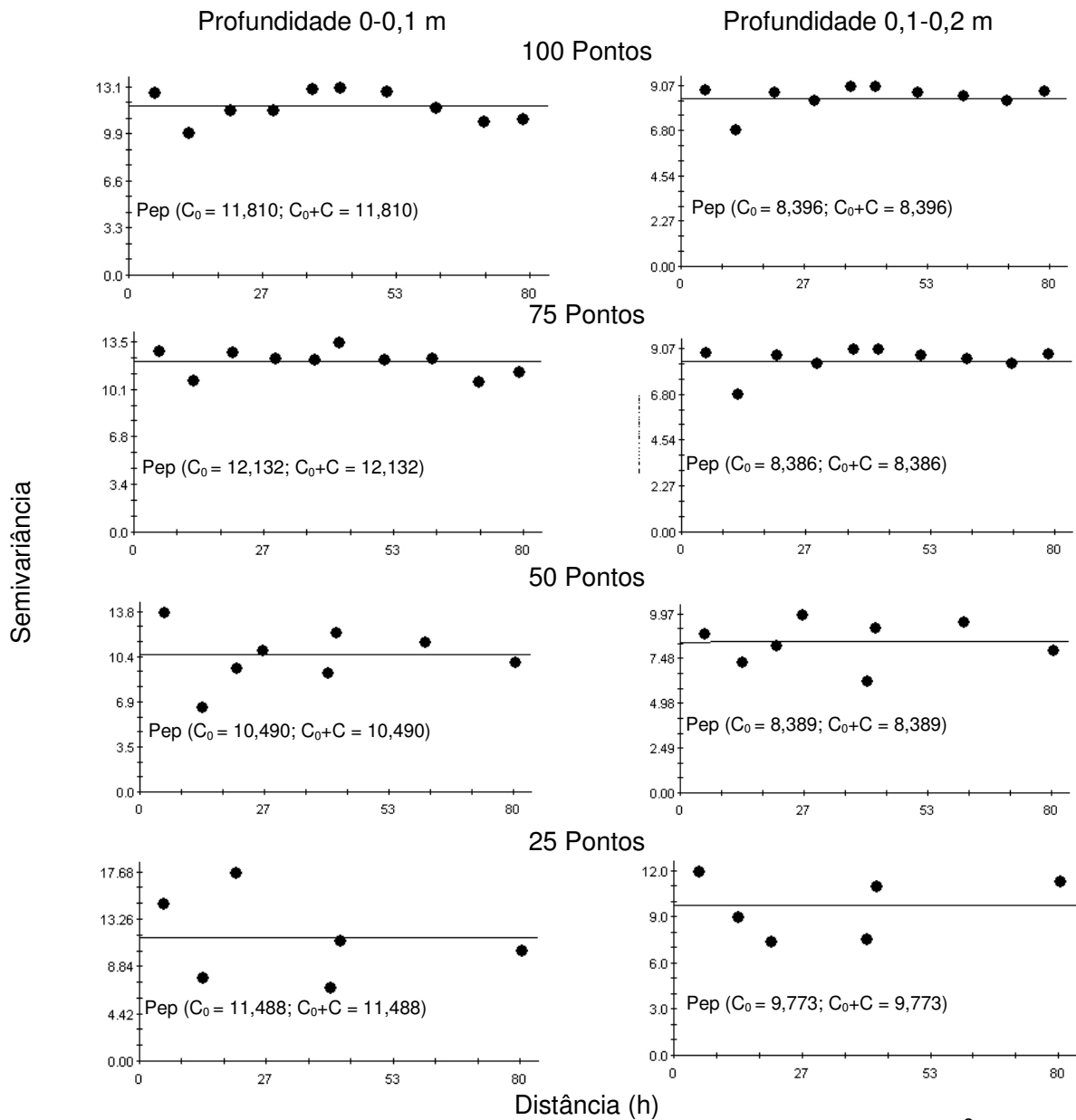


Apêndice 3. Semivariogramas dos teores de silte (g kg^{-1}) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

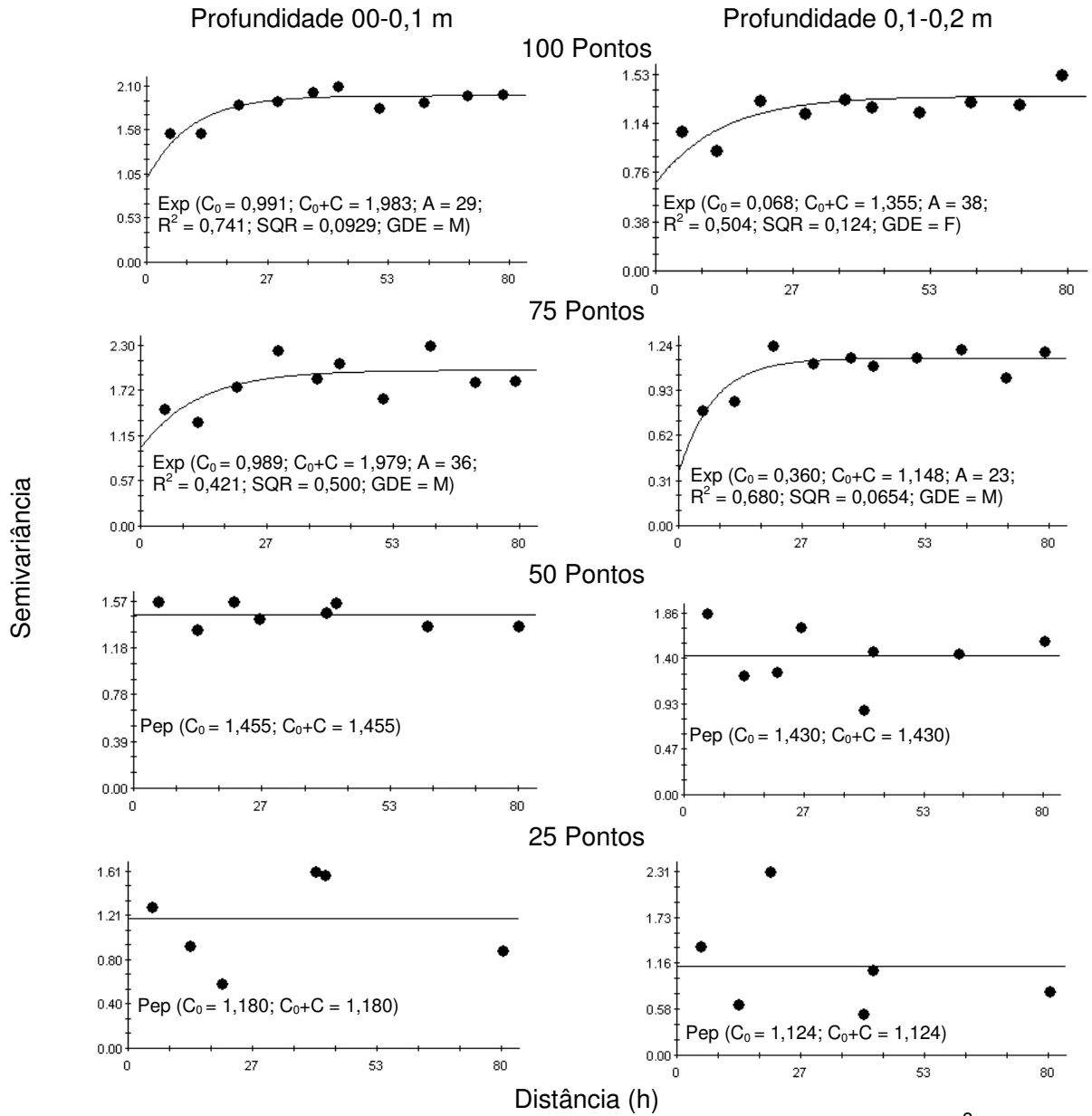
Exp = Exponencial; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



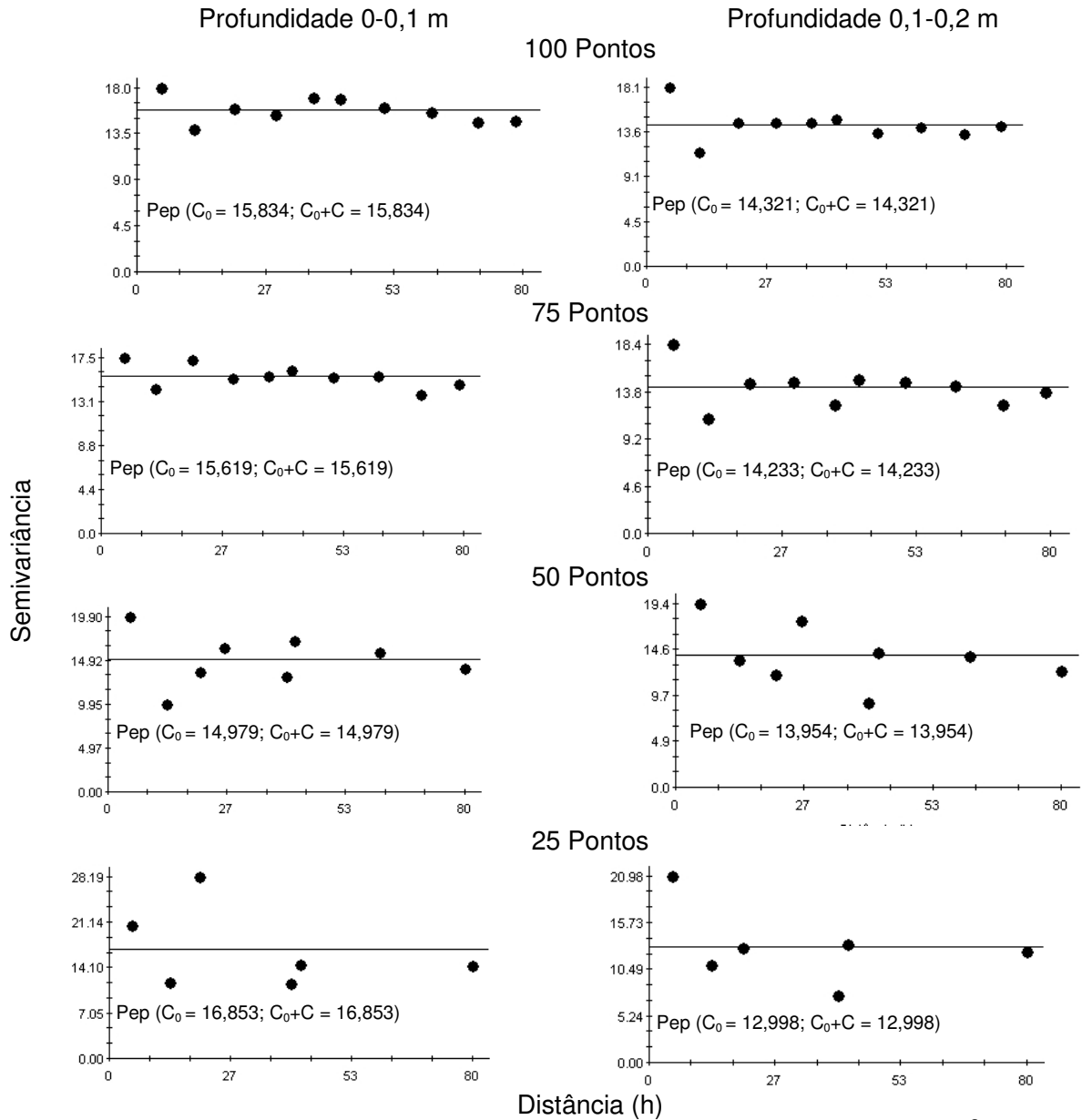
Apêndice 4. Semivariogramas dos valores de densidade do solo ($g\ m^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar;



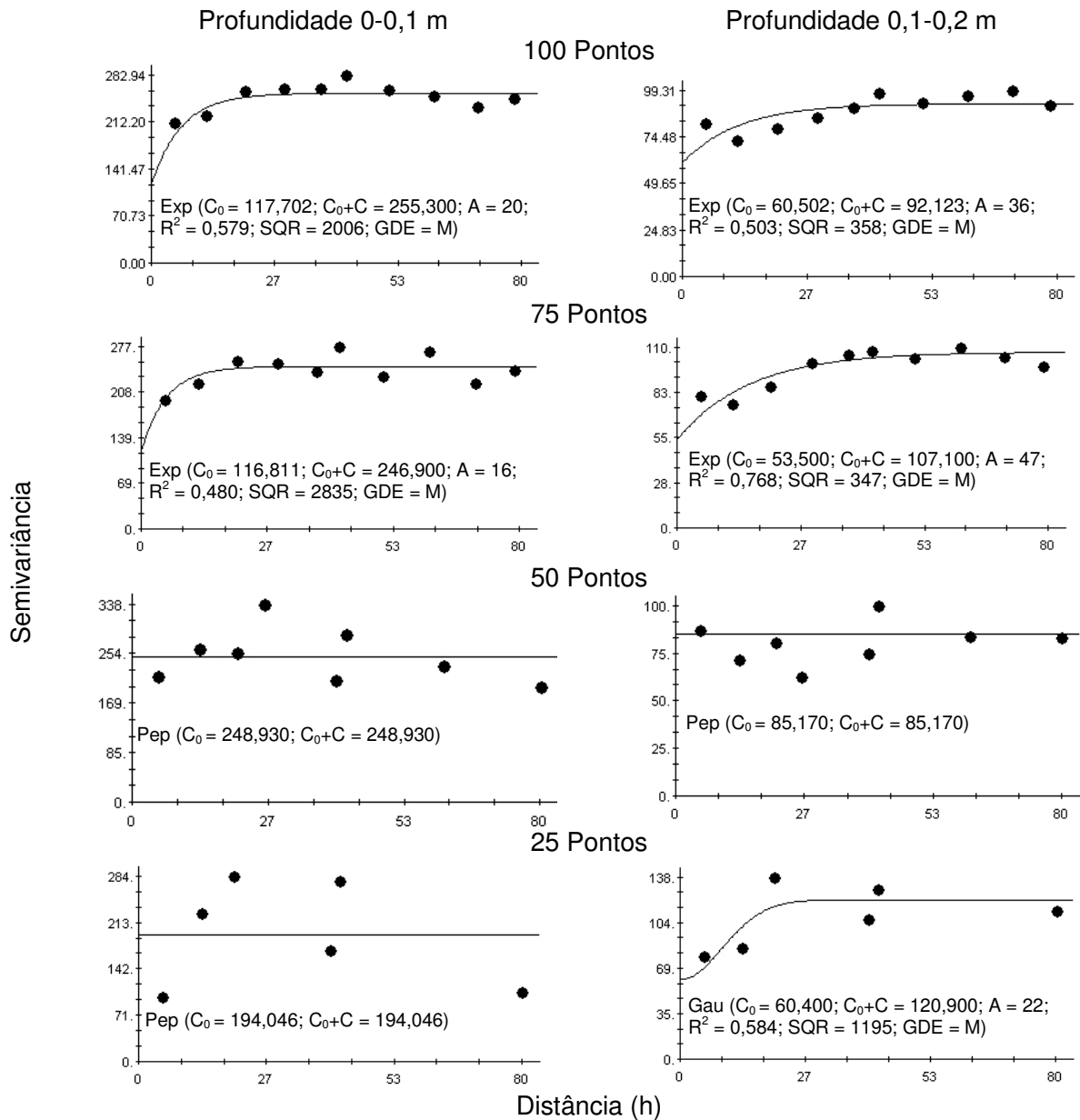
Apêndice 5. Semivariogramas dos valores de porosidade total (g m^{-3}) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar.



Apêndice 6. Semivariogramas dos valores de microporosidade (g m^{-3}) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. Exp = Exponencial; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

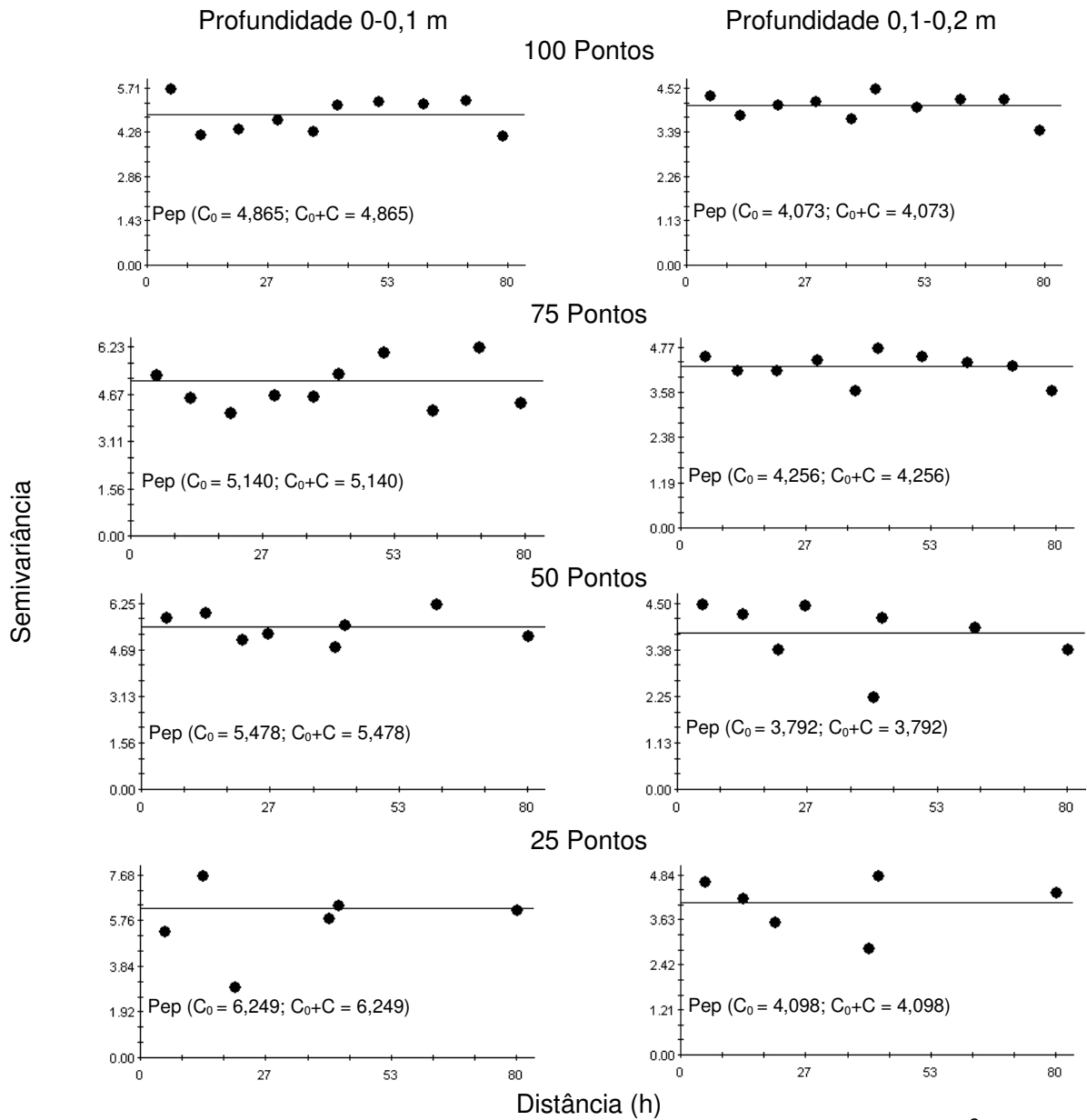


Apêndice 7. Semivariogramas dos valores de macroporosidade (g m^{-3}) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar.

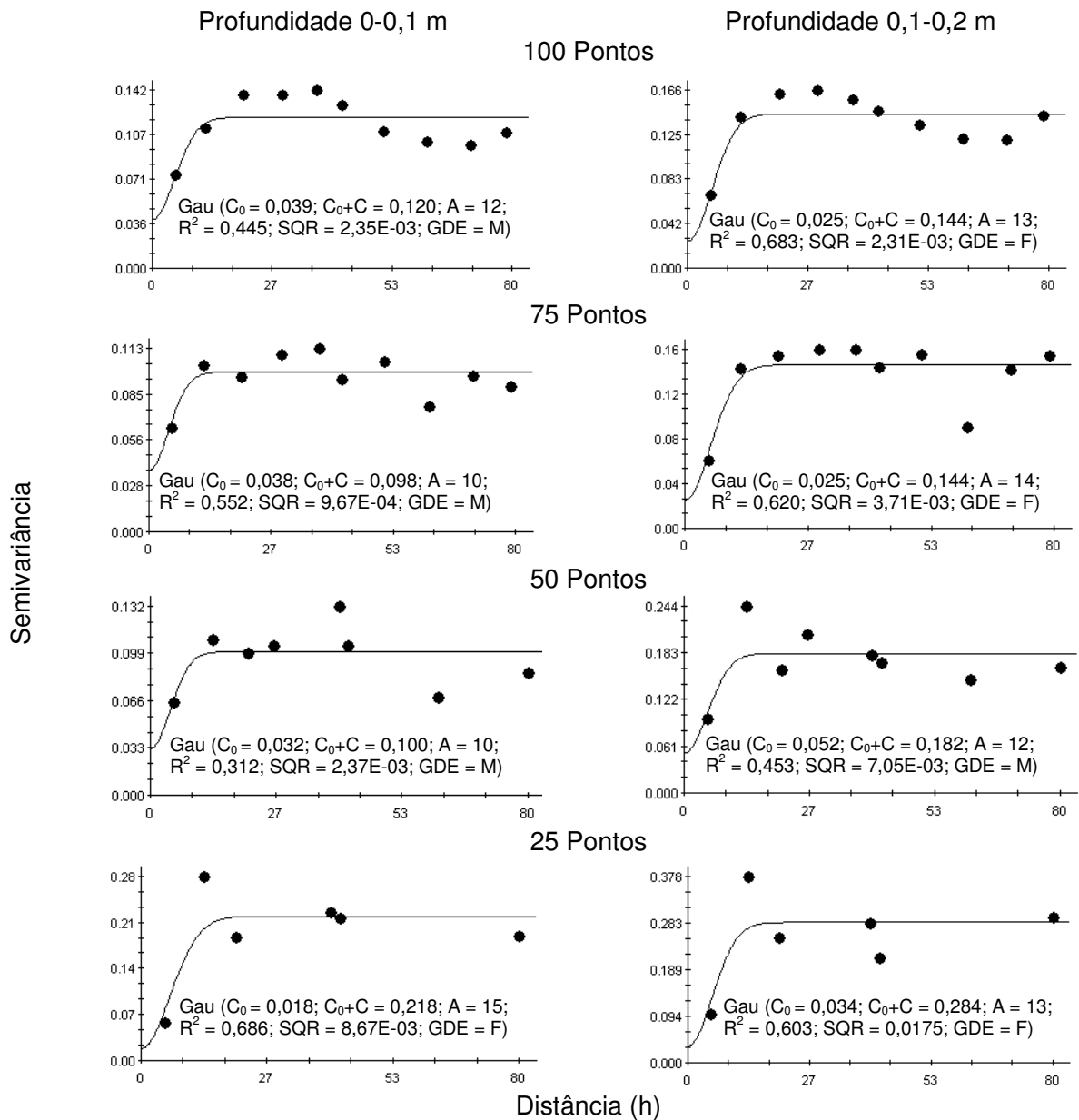


Apêndice 8. Semivariogramas dos teores de fósforo (mg dm^{-3}) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Exp = Exponencial; Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

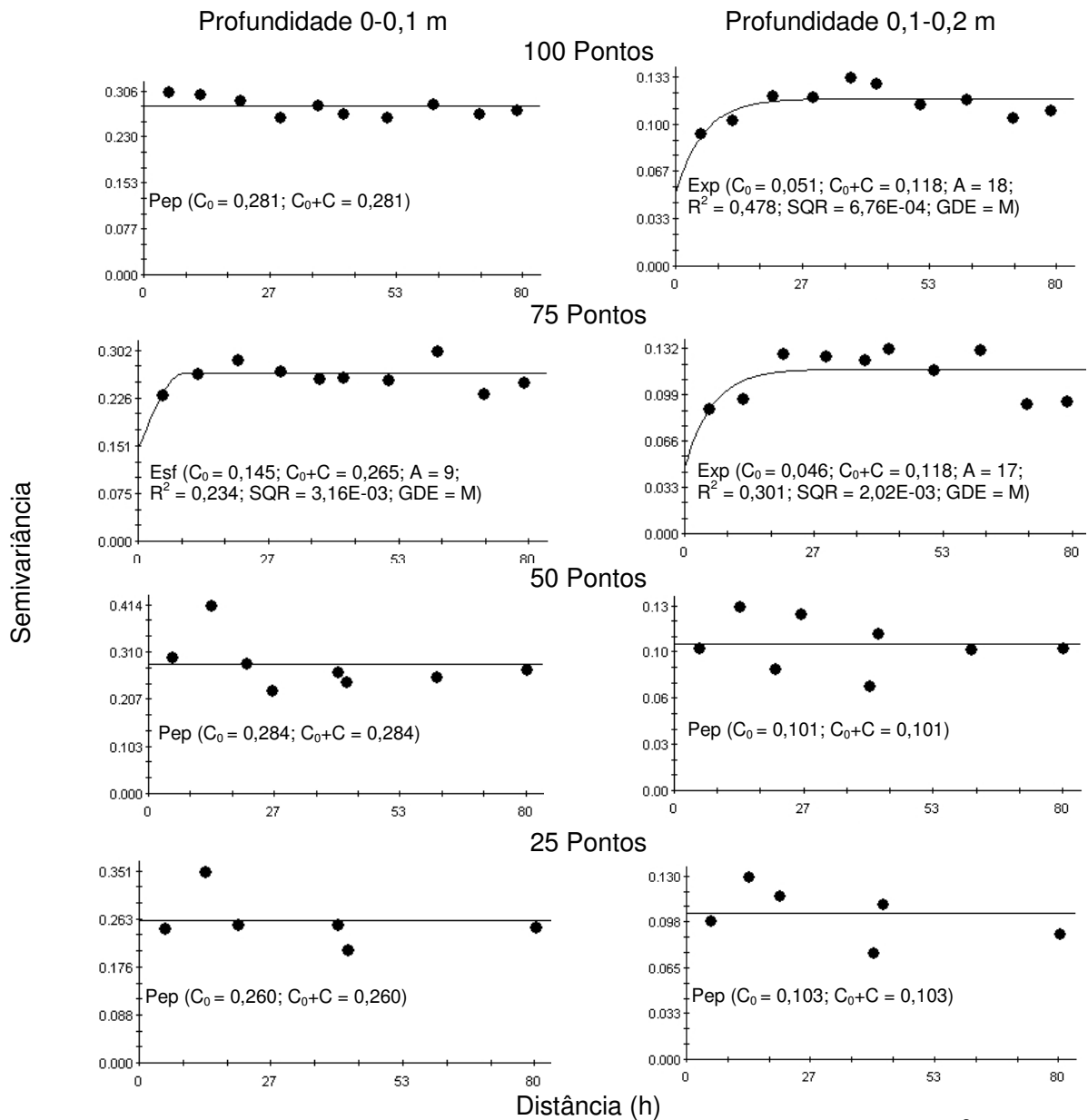


Apêndice 9. Semivariogramas dos teores de matéria orgânica ($g\ dm^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar.



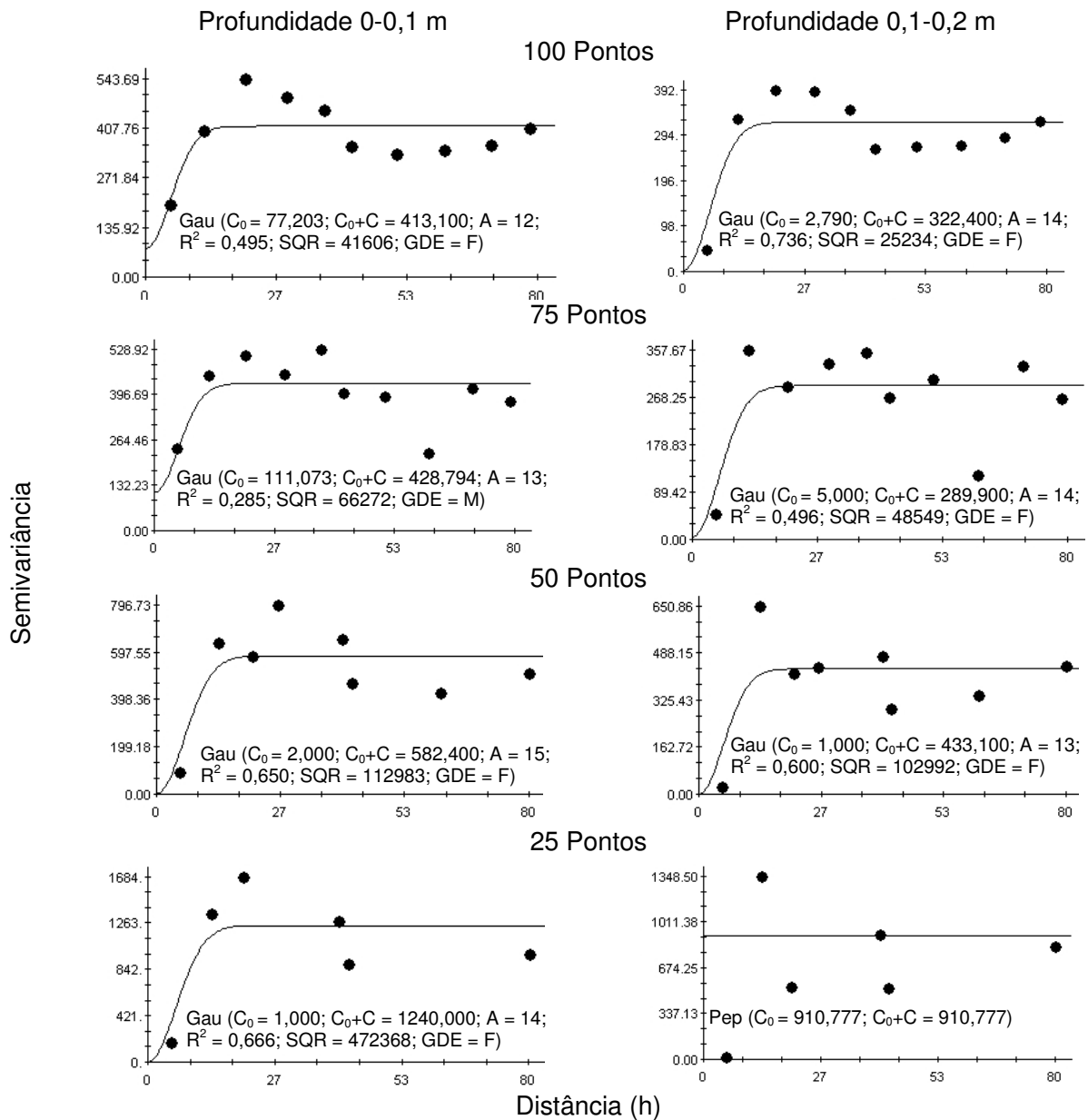
Apêndice 10. Semivariogramas dos valores de pH (CaCl_2) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Gau = Gaussiano; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



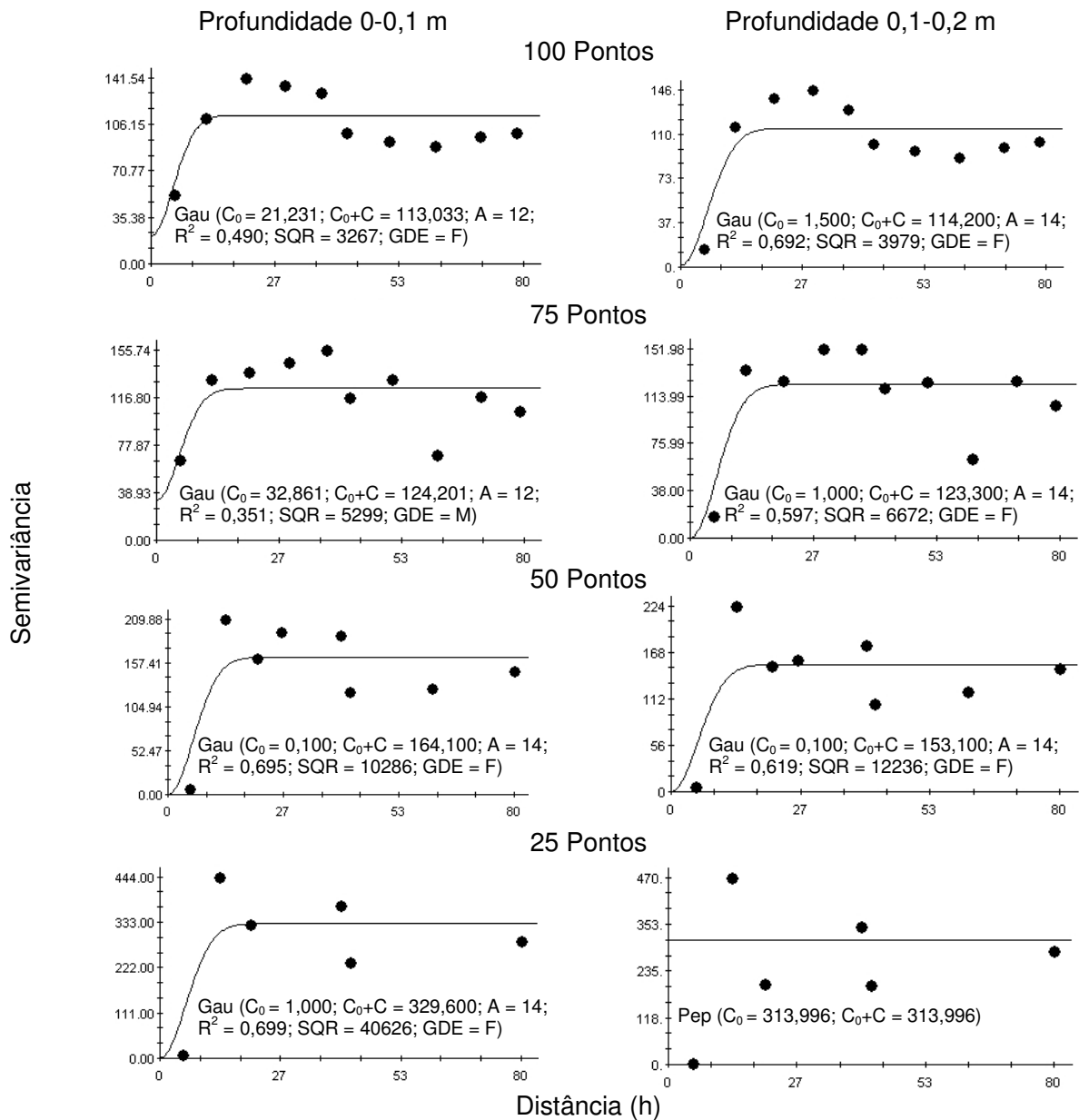
Apêndice 11. Semivariogramas dos teores de potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Esf = Esférico; Exp = Exponencial; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

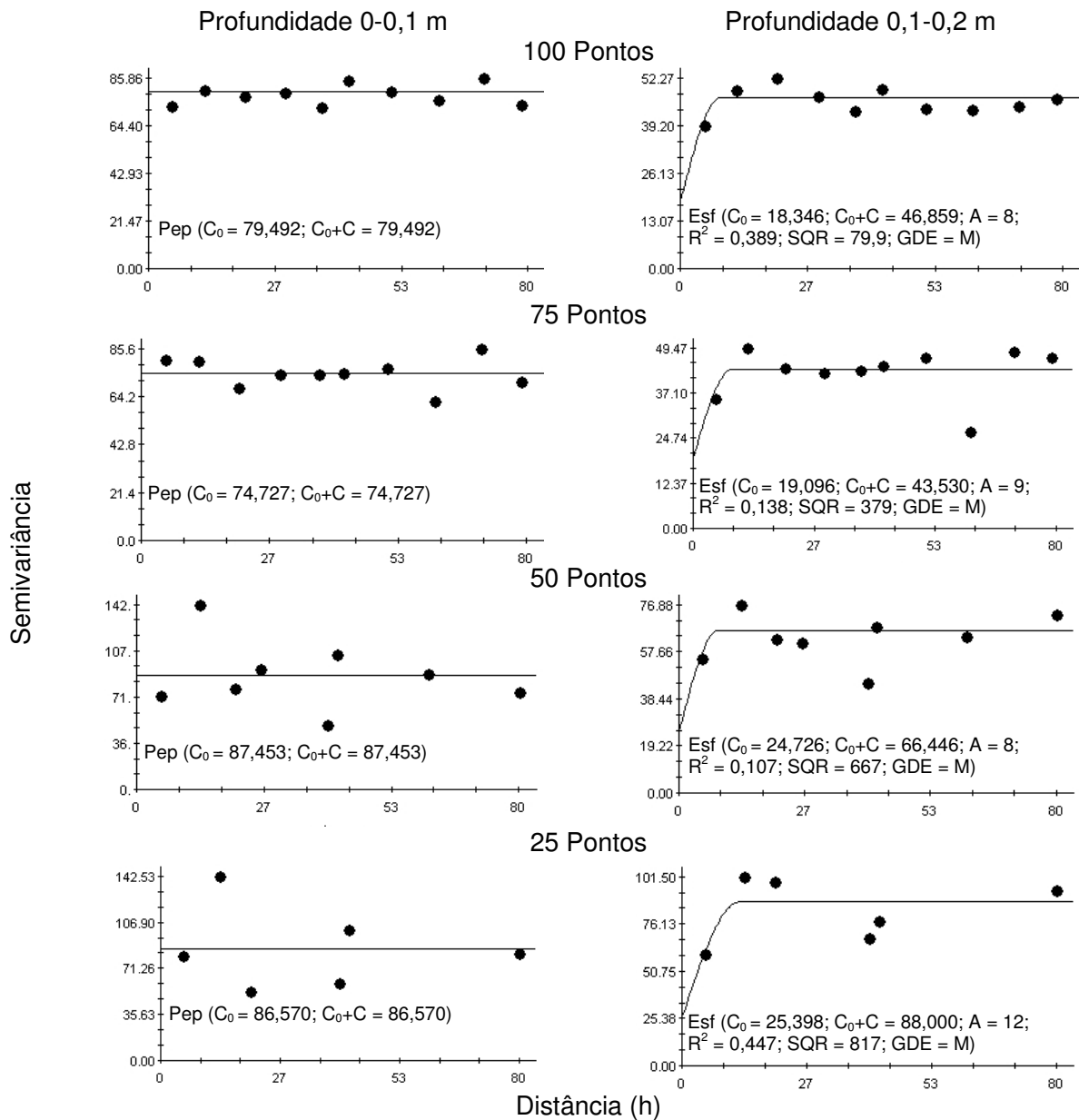


Apêndice 12. Semivariogramas dos teores de cálcio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.

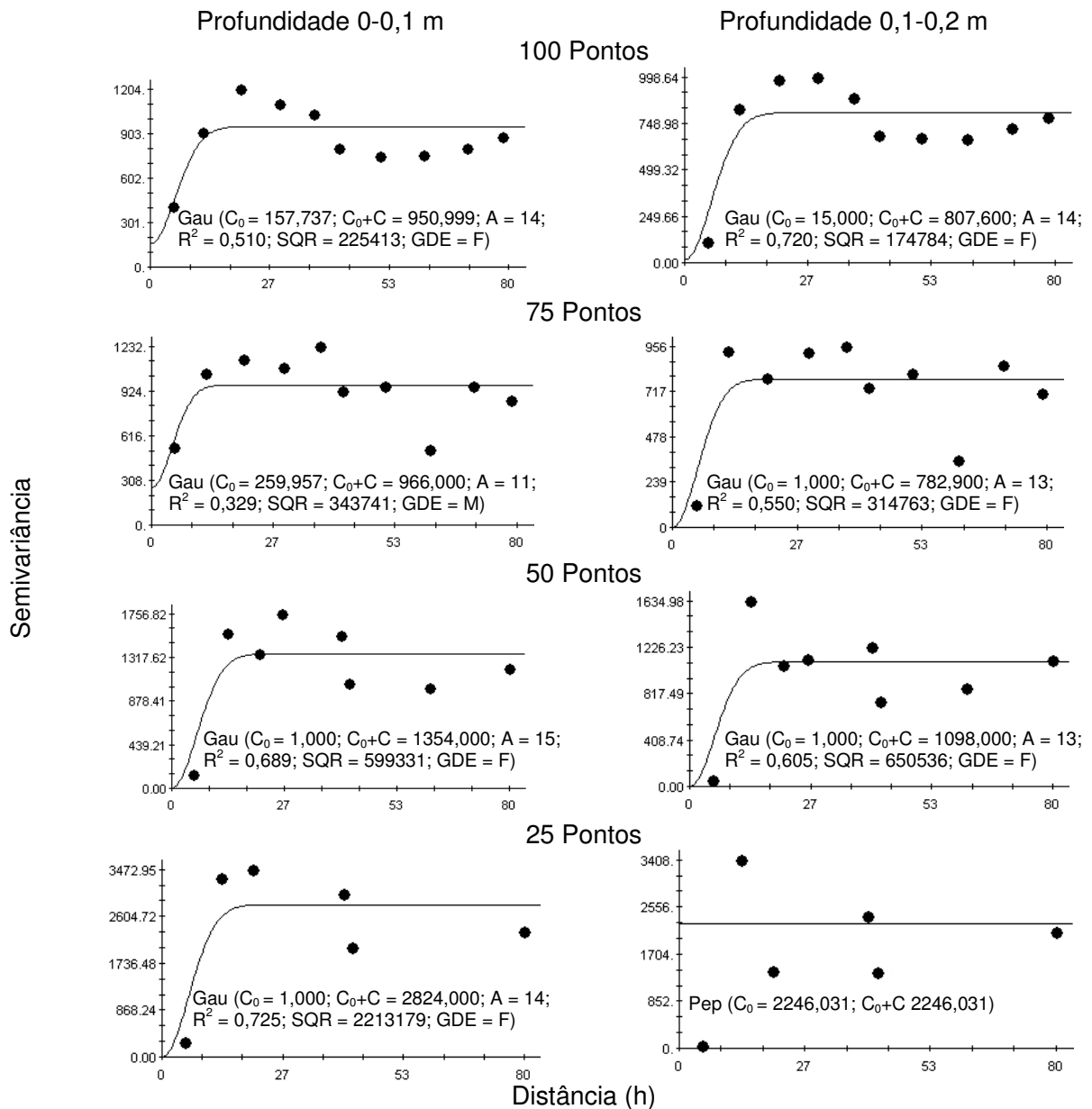


Apêndice 13. Semivariogramas dos teores de magnésio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m. Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



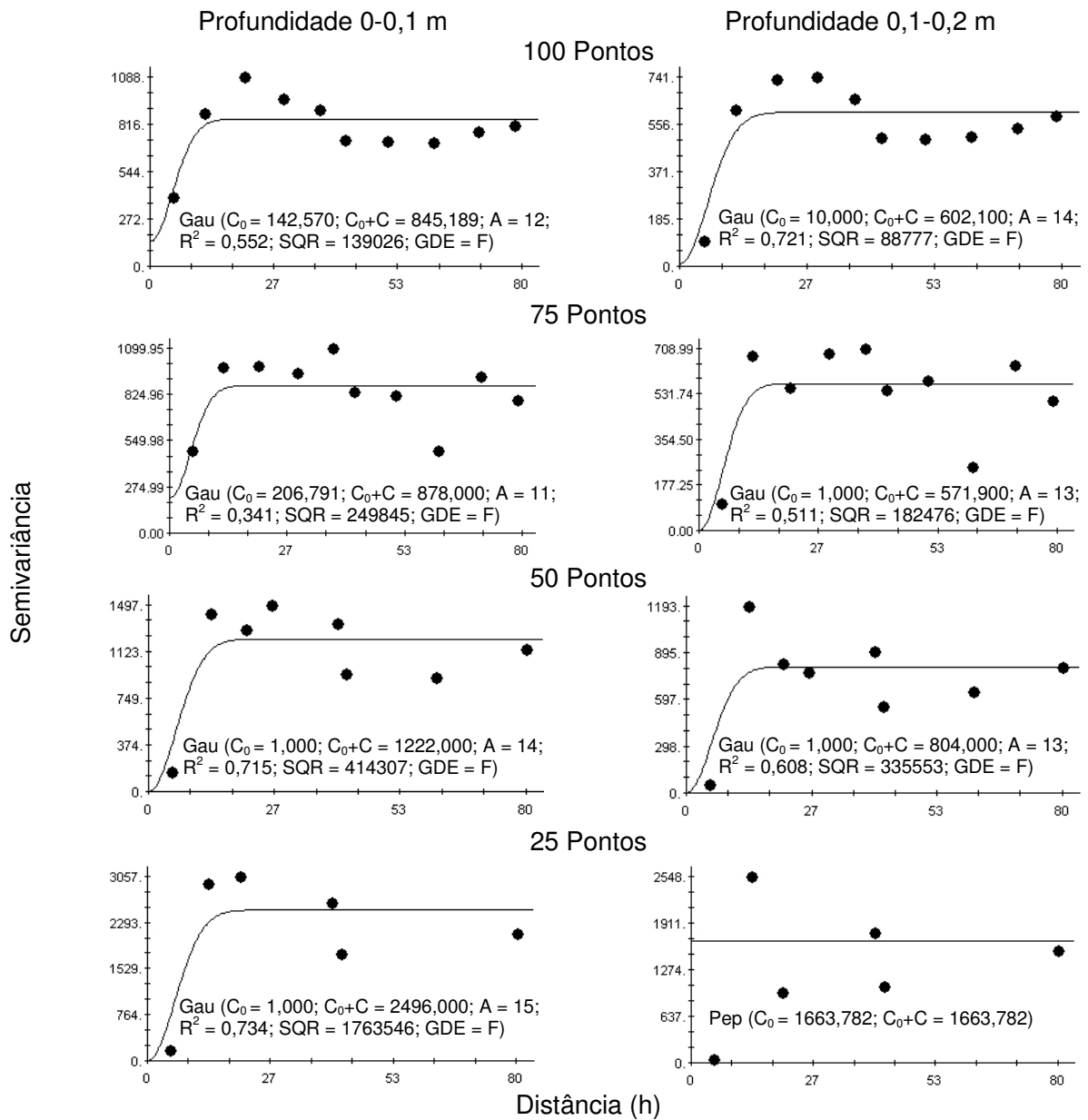
Apêndice 14. Semivariogramas dos teores de hidrogênio + alumínio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Esf = Esférico; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



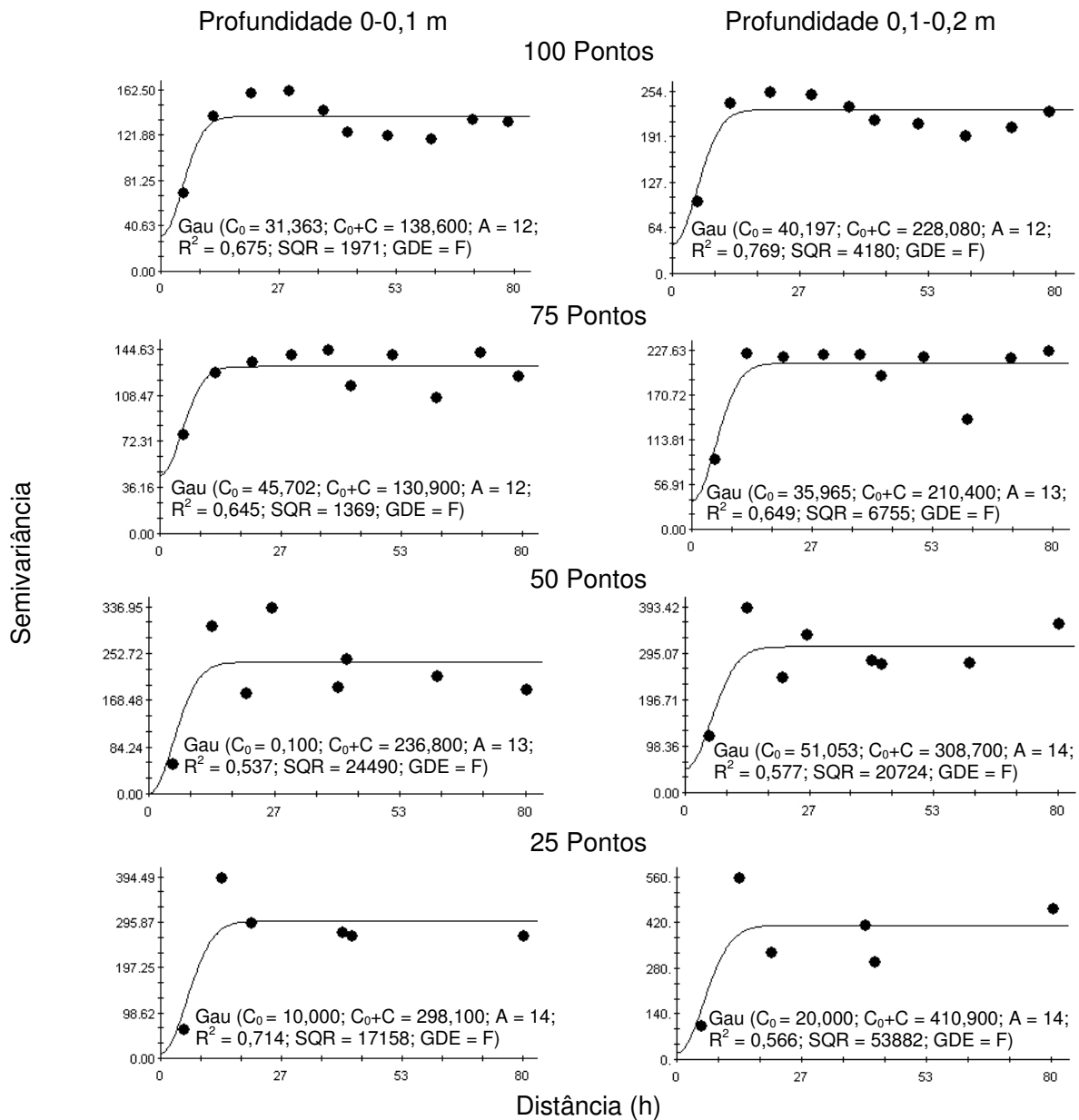
Apêndice 15. Semivariogramas dos teores de soma de bases ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



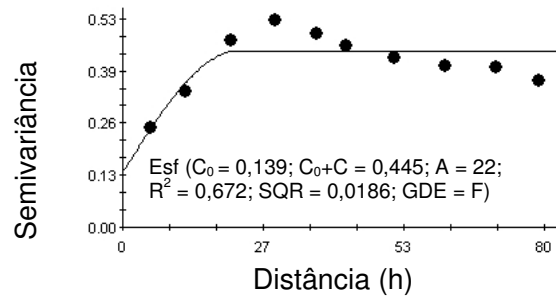
Apêndice 16. Semivariogramas dos teores da capacidade de troca de cátions ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



Apêndice 17. Semivariogramas dos valores de saturação por bases (%) para as amostragens estudadas nas profundidades de 0-0,1 e 0,1-0,2 m.

Gau = Gaussiano; Pep = Efeito pepita puro; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; M = Moderado; SQR = Soma de quadrados do resíduo.



Apêndice 18. Semivariograma da produtividade de milho ($t\ ha^{-1}$).

Esf = Esférico; C_0 = Efeito pepita; $C_0 + C$ = Patamar; A = Alcance (m); GDE = Grau de dependência espacial; F = Forte; SQR = Soma de quadrados do resíduo.