

UNIVERSIDADE FEDERAL DA GRANDE DOURADOS

**ARRANJO AMOSTRAL PARA MAPEAMENTO DE
ATRIBUTOS DO SOLO**

EVANDRO GELAIN

**DOURADOS
MATO GROSSO DO SUL
2016**

ARRANJO AMOSTRAL PARA MAPEAMENTO DE ATRIBUTOS DO SOLO

EVANDRO GELAIN
Engenheiro agrônomo

Orientador: DR. EDGARD JARDIM ROSA JUNIOR
Coorientador: DRa. ANAMARI VIEGAS DE ARAUJO MOTOMIYA

Tese apresentada à Universidade Federal da Grande Dourados, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia – Produção Vegetal, para obtenção do título de Doutor.

DOURADOS
MATO GROSSO DO SUL
2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP).

G314a	Gelain, Evandro. Arranjo amostral para mapeamento de atributos do solo. / Evandro Gelain. – Dourados, MS : UFGD, 2016. 79f. Orientador: Prof. Dr. Edgard Jardim Rosa Junior. Tese (Doutorado em Agronomia) – Universidade Federal da Grande Dourados. 1. Geoestatística. 2. Amostragem. 3. Produtividade. I. Título.
-------	--

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central – UFGD.

©Todos os direitos reservados. Permitido a publicação parcial desde que citada a fonte.

ARRANJO AMOSTRAL PARA MAPEAMENTO DE ATRIBUTOS DO SOLO
por

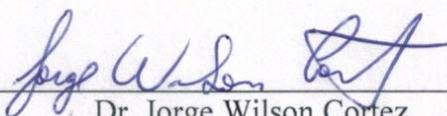
EVANDRO GELAIN

Tese apresentada como parte dos requisitos exigidos para obtenção do título
de DOUTOR EM AGRONOMIA

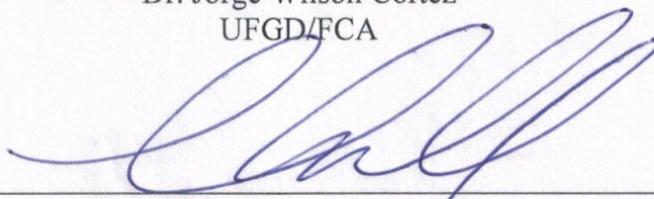
Aprovada em: 29/02/2016



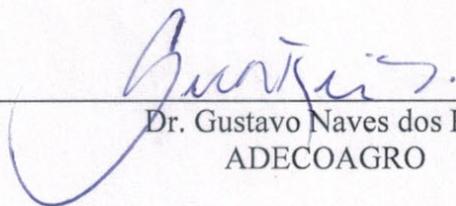
Dr. Edgar Jardim Rosa Junior
UFGD/FCA



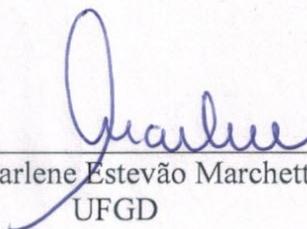
Dr. Jorge Wilson Cortez
UFGD/FCA



Dr. Laércio Alves de Carvalho
UEMS



Dr. Gustavo Naves dos Reis
ADECOAGRO



Dr.ª Marlene Estevão Marchetti
UFGD

“Quanto mais aumenta nosso conhecimento, mais evidente fica nossa ignorância”

(John F. Kennedy)

*A minha esposa Fernanda Jorge Guimarães Gelain
e minha filha Carolina Jorge Gelain.*

DEDICO.

*Ao meu orientador Edgard Jardim Rosa Junior e a
minha co-orientadora Anamari Viegas de Araujo
Motomiya.*

OFEREÇO.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Dr. Edgard Jardim Rosa Junior, pela sua orientação, confiança e amizade.

À co-orientadora Professora Dra. Anamari Viegas de Araujo Motomiya, pelo companheirismo, sugestões e contribuições.

Ao Professor Dr. Eduardo Leonel Bottega pelo auxílio e contribuições.

À Coordenação do Programa de Pós-graduação em Agronomia pela oportunidade.

Ao Conselho Nacional de Pesquisa – CNPq, pela concessão da bolsa de estudos.

À Florino Wielemaker pela colaboração e cessão da área estudada.

À Danilo Gomes Fortes, Eduardo Messias de Andrade Almeida, Eliéser de Almeida e Matheus Andrade Martinez pelo auxílio na condução dos trabalhos de campo.

Por fim aos Professores do Programa de Pós-graduação em Agronomia da FCA/UFMG, pelos conhecimentos transmitidos.

SUMÁRIO

	PÁGINA
RESUMO GERAL	vii
OVERVIEW	viii
1 INTRODUÇÃO GERAL	1
2. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	3
3 CAPÍTULO 1: DEPENDÊNCIA E CORRELAÇÃO ESPACIAL DOS ATRIBUTOS DO SOLO EM FUNÇÃO DO ARRANJO AMOSTRAL.	5
3.1 Resumo.	5
3.2 Introdução	6
3.3 Material e métodos.	8
3.4 Resultados e discussão.	12
3.5 Conclusões	32
3.6 Referências bibliográficas	33
4 CAPÍTULO 2: VARIABILIDADE ESPACIAL E CORRELAÇÃO DOS ATRIBUTOS DO SOLO E PRODUTIVIDADE DO MILHO E DA SOJA	35
4.1 Resumo.	35
4.2 Introdução	36
4.3 Material e métodos.	38
4.4 Resultados e discussão	41
4.5 Conclusões.	50
4.6 Referências bibliográficas	51
5 CONCLUSÕES GERAIS	54
6 ANEXOS	55

ARRANJO AMOSTRAL PARA MAPEAMENTO DE ATRIBUTOS DO SOLO

RESUMO GERAL

A conquista do Cerrado pela agricultura, possibilitou que o Brasil ocupasse o posto de segundo maior produtor mundial de soja. Isso só foi possível devido às práticas de correção e adubação do solo, além da adoção da semeadura direta. A partir da década de 90, com o advento das ferramentas da agricultura de precisão, foi possível manejar a variabilidade horizontal nos solos cultivados. Entretanto, para o sucesso desta ferramenta se faz necessário modelar esta variabilidade, e predizê-la de forma confiável em locais não amostrados. O estudo foi realizado em um talhão da Fazenda Planalto, localizado no município de Maracaju – MS, com o objetivo de estudar diferentes arranjos amostrais para coleta de solo e sua influência na análise geoestatística e qualidade dos mapas de predição elaborados dos atributos do solo: fósforo, potássio, saturação por bases, acidez ativa, matéria orgânica do solo e teor de argila. Para este estudo foram utilizados diferentes números de amostras simples para formar a amostra composta (1, 5, 10, 17 e 25) combinados com um desbaste dos pontos amostrais para formar diferentes resoluções de grades amostrais (187, 95, 47 e 23). Posteriormente, foi avaliada a correlação entre os atributos químicos e físicos do solo e a produtividade do milho e soja, utilizando-se os dados coletados na grade amostral de 187 pontos formados por 10 amostras simples por ponto. A utilização de apenas uma amostra simples por ponto prejudica a modelagem dos atributos químicos do solo, principalmente o fósforo e o potássio. Para uma boa estimativa em locais não amostrados é necessário o uso de oito amostras simples por ponto. As melhores estimativas são obtidas para os atributos que sofrem menor influência de práticas de manejo, adubação e correção do solo. Não foi detectada dependência espacial para o cálcio, alumínio, acidez potencial, soma de bases, ferro e zinco, para o restante dos atributos do solo avaliados foi detectada de moderada a forte dependência espacial. A produtividade da soja apresentou forte dependência espacial e se correlacionou positivamente, mas de forma moderada com a matéria orgânica do solo, o fósforo, o magnésio e a capacidade de trocas de cátions.

Palavras-chave: geoestatística, amostragem, produtividade.

SAMPLING GRID TO MAPPING OF SOIL ATTRIBUTES

OVERVIEW

The conquest of the Cerrado for agriculture made it possible for Brazil to occupy the position of second largest soybean producer. This was only possible due to soil correction and fertilization practices, and the adoption of no-tillage. Since the 90s, the advent of precision farming tools made possible to handle the horizontal variability in cultivated soils. However, for the success of this tool, it is necessary to model this variability, and predict it reliably in non-sampled locations. This study was conducted on a field of Planalto farm, located in the city of Maracaju - MS, with the aim of studying different sampling arrangements for soil collection and its effects on geostatistical analysis and quality of soil attributes prediction maps: phosphorus, potassium, base saturation, pH, soil organic matter, and clay content. For this study we used different numbers of single samples to form the composite sample (1, 5, 10, 17 and 25) combined with a thinning out of sampling points to form different resolutions of sampling grids (187, 95, 47 and 23). Subsequently, the correlation between the chemical and physical soil properties and corn and soybean yield was evaluated using data collected in the sampling grid of 187 points made up of 10 single samples per point. The use of only a single sample per point affected the modeling of soil chemical properties, especially phosphorus and potassium. For a good estimate at sites not sampled it is necessary to use 8 single samples per point. The best estimates are obtained for the attributes suffering less influence of management practices, fertilization and soil correction. It was not detected spatial dependence for calcium, aluminum, potential acidity, sum of bases, iron and zinc, for the remainder of the attributes of the evaluated soil, moderate to strong spatial dependence was detected. Soybean yield showed a strong spatial dependence and correlated positively but moderately with the soil organic matter, phosphorus, magnesium and capacity of cation exchange.

Key words: geostatistics, sampling, yield.

1. INTRODUÇÃO GERAL

Na atualidade, o Brasil se destaca como importante produtor mundial de grãos, passando de 20,1 milhões de toneladas de soja e 22,2 milhões de toneladas de milho na safra 1989/90, para os atuais 96,0 e 80,2 milhões de toneladas, respectivamente. Estes números indicam um aumento de 377% da produção de soja e 261% da produção de milho, sendo que neste mesmo período a área cultivada com esses grãos aumentou apenas 177% para a soja e 28% para o milho. Desta forma, o aumento da produção nacional está alicerçada na expansão da área cultivada e no aumento da produtividade de 76% para a soja e de 183% para o milho (CONAB 2015).

Essa posição de destaque mundial foi conquistada após o avanço da agricultura para a região dos cerrados. Isso foi possível devido às práticas de correção de acidez do solo, pois de 70 a 86% da área agrícola do cerrado apresenta saturação por alumínio acima de 10% e teores de cálcio abaixo de $0,4 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$, respectivamente (COCHRANE e AZEVEDO, 1988).

Paralelamente à conquista do cerrado, a adoção do plantio direto em cerca de 60% da área cultivada com grãos (FEDERAÇÃO BRASILEIRA DE PLANTIO DIRETO NA PALHA, 2015), também promoveu inúmeros benefícios ao sistema produtivo, tais como: redução da perda de água por escoamento superficial e da perda de solo e nitrogênio por erosão (GUADAGNIN et al., 2005), o que contribuiu decisivamente no incremento da produção de grãos no Brasil.

A agricultura é uma atividade que exige cada vez mais o gerenciamento dos processos envolvidos na produção. Com o desenvolvimento de novas técnicas de manejo das culturas e insumos mais eficientes, aliado ao surgimento de novos equipamentos, tem ocorrido ganhos expressivos na produtividade das lavouras. No entanto, isso não se manifesta de forma homogênea em toda a área, pois, em uma mesma lavoura, é possível encontrar subáreas com diferentes níveis de qualidade e, portanto, com diferentes potenciais produtivos, embora as práticas de manejo adotadas tenham sido aplicadas uniformemente (AMADO et al., 2005).

O manejo regionalizado do solo é parte integrante de um sistema de gerenciamento da propriedade conhecido como agricultura de precisão (AP), a qual envolve tecnologias tais como: sistema de posicionamento global (GPS), sensoriamento remoto e aplicação de insumos em taxas variadas (USERI et al., 1995), visando aumento

de produtividade, otimização no uso de recursos e mitigação do impacto ambiental (CORÁ et al., 2004; FERRAZ et al., 2012).

Dentre as ferramentas da AP, os mapas de variabilidade das áreas cultivadas possibilitam que sejam utilizadas alternativas de manejo do solo e da cultura. Assim, o conhecimento da variabilidade é utilizado para a tomada de decisão de manejo, com a aplicação de medidas corretivas no local certo e na dose necessária possibilitando melhores resultados agronômicos, econômicos e ambientais (GODWIN et al., 2003; TAYLOR et al., 2003).

A variabilidade espacial das áreas cultivadas pode ser influenciada por fatores intrínsecos (material de origem, relevo, clima, organismos e tempo) e extrínsecos, geralmente relacionados com as práticas de manejo, como adubação e calagem (CAMBARDELLA et al., 1994). Estudos apontam que a variabilidade relacionada aos atributos químicos e físicos do solo e também da planta, não ocorrem ao acaso, mas de acordo com uma continuidade aparente ou dependência espacial (CERRI e MAGALHÃES, 2012; BOTTEGA et al., 2013; MONTANARI et al., 2015).

A dependência espacial pode ser estimada pelo variograma que, por sua vez, pode ser obtido por meio da análise geoestatística de dados amostrados (TRANGMAR et al., 1985). A partir dos variogramas calculados de atributos que apresentam dependência espacial entre as amostras, a krigagem possibilita a estimativa dos valores em qualquer posição dentro do campo estudado, sem tendência e com variância mínima (BURGESS e WEBSTER, 1980).

Os mapas gerados a partir da krigagem são parte fundamental da agricultura de precisão adotada por diversos produtores brasileiros, para a aplicação de fertilizantes e corretivos em taxas variadas. Normalmente, para a amostragem de solo são utilizadas malhas amostrais que variam de 5 a 10 hectares, tomando-se de 5 a 12 amostras simples para a representação da área em estudo, o que nem sempre é suficiente para se diagnosticar a dependência espacial dos atributos químicos do solo em função do tamanho da malha amostral. Além disso, a qualidade dos mapas de fertilidade pode ser prejudicada em função da não representatividade do solo em função do pequeno número de amostras simples utilizada na coleta.

O objetivo deste trabalho foi estudar o efeito de configurações da malha amostral associada a diferentes números de amostras simples na precisão da estimativa dos atributos químicos e físicos do solo e correlacionar os atributos do solo com a produtividade do milho e da soja.

2. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. A. C.; SOUZA, C. M. A. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013.

BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties I - The semivariogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, v. 31, n. 2, p. 315-31, 1980.

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 America Journal**, v. 58, n. 4, p. 1501-1511, 1994.

CERRI, D. G. P.; MAGALHÃES, P. S. G. Correlation of physical and chemical attributes of soil with sugarcane yield. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 47, n. 4, p. 613-620, 2012.

COCHRANE, T. T.; AZEVEDO, L. G. **As savanas do trópico sul-americano: uma visão geral dos seus recursos de clima e solo para desenvolvimento agrotecnológico baseada no inventário computadorizado de sistemas de terra do CIAT/Embrapa**. In: SAVANAS: ALIMENTO E ENERGIA. SIMPÓSIO SOBRE O CERRADO, 6, Brasília: EMBRAPA/CPAC. p. 773-801, 1988.

CONAB. 2015. Acompanhamento da Safra Brasileira: grãos. Quinto levantamento, fevereiro 2015, Companhia Nacional de Abastecimento. Brasília, CONAB, 116 p.

CORÁ, J. E.; ARAUJO, A. V.; PEREREIRA, 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**, v. 28, n. 6, p. 1013-1021, 2004.

FEDERAÇÃO BRASILEIRA DE PLANTIO DIRETO NA PALHA (Ponta Grossa, PR). **Evolução do plantio direto no Brasil**. Disponível em: <http://www.febrapdp.org.br>. Acesso em: 07 mar. 2015.

FERRAZ, G. A. S.; SILVA, F. M.; COSTA, P. A. N.; SILVA, A. C.; CARVALHO, F. M. Agricultura de precisão no estudo de atributos químicos do solo e da produtividade de lavoura cafeeira. **Coffee Science**, v. 7, n. 1, p. 59-67, 2012.

GODWIN, R. J.; RICHARDS, T. E.; WOOD, G. A.; WELSH, J. P. KNIGHT, S. K. An economic analysis of the potential for precision farming in UK cereal production. **Biosystems Engineering**, v. 84, n. 4, p. 533-345, 2003.

GUADAGNIN, J. C.; BERTOL, I.; CASSOL, P. C.; AMARAL, A. J. Perdas de solo, água e nitrogênio por erosão hídrica em diferentes sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 29, p. 277-286, 2005.

MONTANARI, R.; PANACHUKI, E.; LOVERA, L. H.; CORREA, A. R.; OLIVEIRA, I. S.; QUEIROZ, H. A.; TOMAZ, P. K. Variabilidade espacial da produtividade de sorgo e de atributos do solo na região do ecótono cerrado-pantanal, MS. **Revista Brasileira de Ciência de Solo**, v. 39, n. 2, p. 385-396, 2015.

TAYLOR, J. C.; WOOD, G. A.; EARL, R. & GODWIN, R. J. Soil factors and their influence on within-field crop variability, Part II: Spatial analysis and determination of management zones. **Biosystems Engineering**, v. 84, p. 441-453, 2003.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v. 38, n. 1, p. 45-93, 1985.

USERY, E. L.; POCKNEE, S.; BOYDELL, B. Precision farming data management using Geographic Information Systems. **Photogrammetric Engineering and Remote Sensing**, v. 61, n. 11, p. 1383-1391, 1995.

3. CAPÍTULO 1

DEPENDÊNCIA E CORRELAÇÃO ESPACIAL DOS ATRIBUTOS DO SOLO EM FUNÇÃO DO ARRANJO AMOSTRAL

3.1. RESUMO

A agricultura nacional tem passado por intensas mudanças tanto no modo de gestão das propriedades, quanto no nível tecnológico empregado nas mesmas. Dentre as tecnologias adotadas, dá-se destaque à agricultura de precisão, a qual é principalmente utilizada para a aplicação de fertilizantes em taxas variadas, utilizando as informações das análises de solo realizadas em grades contínuas georreferenciadas. O estudo foi realizado em um talhão da Fazenda Planalto, localizada no município de Maracaju – MS, com o objetivo de estudar os diferentes arranjos amostrais adotados para coleta de solo e sua influência na análise geoestatística do fósforo, potássio, saturação por bases, acidez ativa, matéria orgânica e teor de argila e a confiabilidade dos mapas de predição elaborados a partir da análise geoestatística. Foram utilizados diferentes números de amostras simples para formar a amostra composta (1, 5, 10, 17 e 25) combinado com um desbaste dos pontos amostrais para formar diferentes resoluções de grades amostrais (187, 95, 47 e 23 pontos). São necessárias oito amostras simples para uma boa qualidade da estimativa. Para a estimativa da dependência espacial do fósforo, potássio e saturação por bases necessita-se de uma grade amostral com 187 pontos, o pH e a matéria orgânica com 95 pontos e o teor de argila com 23 pontos amostrais. As melhores estimativas em locais não amostrados são obtidos para a argila que sofre menor influência de fatores extrínsecos.

Palavras-chave: resolução amostral, número de amostras simples, amostra composta.

Geostatistical analysis of soil attributes and correlation between prediction maps as function of arrangement sampling

Abstract – The national agriculture has undergone considerable changes in farm management as well as in the technology employment. Among the technologies adopted, emphasis is given to precision agriculture, which is mainly used for fertilizer application at varied rates, using information from soil analyzes in georeferenced continuous bars. This study was conducted on a field of Planalto farm, located in the municipality of Maracaju - MS, in order to study the different sampling arrangements adopted for soil collection and its influence on geostatistical analysis of phosphorus, potassium, base saturation, active acidity, organic matter and clay content and the reliability of prediction maps developed from the geostatistical analysis. Different numbers of single samples were used to form the composite sample (1, 5, 10, 17 and 25) combined with a thinning out of sampling points to form different resolutions of sampling grids (187, 95, 47 and 23 points). Eight single samples are needed for a good quality of the estimate. To estimate the spatial dependence of phosphorus, potassium and base saturation a sampling grid with 187 dots is needed, pH and organic matter needed 95 points and the clay content of 23 sampling points. The best estimates for unsampled locations are obtained for the clay that suffers less interference from extrinsic factors.

Key words: sample resolution, single sample number, composed sample.

3.2. INTRODUÇÃO

No Brasil, a agricultura de precisão surgiu no final do século passado, e desde então vem ganhando espaço como prática agronômica, adotada por um número cada vez maior de empresas agrícolas. Sua principal forma de utilização consiste no manejo da fertilidade do solo por meio da amostragem georreferenciada do solo e a aplicação de corretivos e fertilizantes à taxa variável, visando a uniformização dos atributos químicos do solo.

A variabilidade espacial dos atributos do solo pode ser influenciada por fatores intrínsecos (material de origem, relevo, clima, organismos e tempo) e extrínsecos, normalmente relacionados com as práticas de manejo, como adubação e calagem (CAMBARDELLA et al., 1994), sendo verificada heterogeneidade vertical e/ou horizontal no solo (CAVALCANTE et al., 2007).

Para a amostragem do solo, normalmente são utilizadas malhas ou grades amostrais regulares (RAGAGNIN et al., 2010). A grade ou malha amostral é caracterizada por um conjunto de pontos de amostragem, separados equidistantes, sendo as coletas realizadas no entorno deste. Maior será a densidade da malha quanto menor for a distância entre os pontos.

A distância entre pontos que compõem a grade de amostragem deve ser tanto menor quanto maior for a variabilidade do solo. Nanni et al. (2011), estudando resoluções de grades amostrais (1,00 a 7,30 ha), concluíram que a malha amostral composta por um ponto por hectare não foi suficiente para capturar as variações do fósforo, do potássio e da saturação por bases em talhão cultivado com cana-de-açúcar. Para a determinação da matéria orgânica e do teor de argila do solo estes autores sugerem que podem ser adotadas uma malha amostral de 2,07 e 2,88 ha, respectivamente.

Caon e Genú (2013), estudando diferentes malhas amostrais (0,25 a 4,00 ha) por meio do índice kappa, concluíram que a grade de um ponto por hectare é a mais recomendada para elaboração de mapas dos atributos químicos de um Latossolo Bruno sob plantio direto.

Siqueira et al. (2014), comparando malhas amostrais variando de 2,50 a 9,00 ha, através da raiz quadrada do erro do quadrado médio, consideraram uma malha amostral de 7,00 hectares suficiente para diagnosticar a variabilidade horizontal da saturação por bases e do teor de argila em área de cana-de-açúcar cultivada em solos classificados como

Latossolo Vermelho Eutroférico, Latossolo Vermelho Distroférico, Latossolo Vermelho Distrófico e Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico.

Além da intensidade amostral, outro fator que deve ser levado em consideração é a representatividade da amostra. Guarçoni et al. (2006), estudando o número de amostras simples que devem ser coletados para a formação de uma amostra composta representativa, concluíram que devem ser coletadas 25 amostras para se caracterizar o solo, num hexágono de 68,75 cm de lado e área de 1,228 m². Schlindwein e Anguinoni (2000), estudando a variabilidade horizontal do solo no sistema de plantio direto manejado pela agricultura tradicional, comentaram que o número de 20 amostras simples para a formação da amostra composta pode ser adotado, desde que seja admitido um erro de 20% em relação à média.

Desta forma, o conhecimento da influência do número de amostras simples para formar a amostra composta na qualidade dos mapas de predição é de imprescindível importância, visto que, na literatura são encontrados diversos trabalhos abordando a intensidade amostral, mas poucos que tratam do número de amostras simples na qualidade da predição dos mapas de atributos químicos do solo.

Diante do exposto, o presente estudo objetivou avaliar o efeito de diferentes arranjos amostrais, obtidos através da variação da densidade da amostra (número de pontos) e da quantidade de amostras simples de solo, na caracterização da variabilidade espacial de fósforo (P), potássio (K), acidez do solo (pH), matéria orgânica (MO) e teor de argila, em sistema de plantio direto.

3.3. MATERIAL E MÉTODOS

A coleta de dados foi realizada na Fazenda Planalto, localizada no município de Maracaju - MS, com coordenadas geográficas de 21° 38' 20'' de latitude Sul e 55° 33' 30'' longitude Oeste, entre os dias 22 e 29 de agosto de 2012. O clima da região é classificado como Am, segundo a classificação de Köppen (ALVARES, 2013), apresentando estação chuvosa no verão e estação seca no inverno, com temperatura média do mês mais frio superior a 18°C, com chuvas no verão e com seca no inverno. A precipitação média anual de 1500 a 1700 mm e temperatura média anual de 22,3°C.

O estudo foi realizado em um talhão de 101 ha. O talhão é cultivado há 35 anos sob condições de sequeiro, sendo 20 anos sob semeadura direta e os últimos cinco anos sob sucessão de soja / milho safrinha + braquiária (*Urochloa ruziziensis*). As adubações com fósforo foram realizadas no sulco de semeadura da soja e as de potássio em cobertura, em área total na cultura do milho safrinha. O solo da área é classificado como Latossolo Vermelho Distroférico, de textura argilosa a muito argilosa com os componentes granulométricos do solo variando de 225 a 400 g kg⁻¹ de areia, 125 a 225 g kg⁻¹ de silte e 450 a 650 g kg⁻¹ de argila. A altitude média em relação ao nível do mar é de 550 m.

Para o mapeamento dos atributos químicos e físicos do solo, foi utilizada uma grade contendo 187 pontos amostrais. Os pontos foram georeferenciados utilizando-se um aparelho receptor GPS Garmin, Modelo HCx com precisão de 3,00 m.

Em cada ponto amostral foram retiradas 25 amostras simples na camada de 0 – 0,20 m na entrelinha da cultura antecessora. As amostras simples foram coletadas aleatoriamente em um raio de 10 m do ponto georreferenciado e acondicionadas individualmente em embalagem plástica identificada. Para a retirada das amostras, utilizou-se uma broca helicoidal de uma polegada de diâmetro acoplada a uma furadeira.

Para a avaliação da variabilidade dos atributos químicos e físicos em função da resolução da grade amostral, a partir da grade com 187 pontos (0,54 ha), foram retirados pontos amostrais e então criadas novas grades amostrais com 95, 47 e 23 pontos (1,06; 2,14 e 4,39 ha) (Figura 1).

Para a avaliação da variabilidade dos atributos químicos e físicos em função do número de amostras simples utilizadas para compor a amostra composta, foram extraídas porções iguais de cada amostra simples, sendo então formadas amostras que representaram os pontos georreferenciados utilizando-se 1, 5, 10, 17 e 25 amostras simples. Os atributos químicos avaliados foram: pH em CaCl_2 ($0,01 \text{ mol L}^{-1}$), potássio (K^+), cálcio (Ca^{+2}), magnésio (Mg^{+2}) e hidrogênio mais alumínio ($\text{H}^+ + \text{Al}^{+3}$) determinados de acordo com Claessen (1997); os valores de soma de bases (SB), dada pelo somatório das bases trocáveis no solo; a capacidade de troca de cátions do solo (T) foi calculada pela expressão: $T = \text{SB} + (\text{H}^+ + \text{Al}^{+3})$; a saturação por bases (V), calculada pela expressão: $V = 100 \times \text{SB}/T$. A composição granulométrica foi determinada por meio da dispersão com NaOH ($0,1 \text{ mol L}^{-1}$) e agitação lenta durante 16 horas, sendo o teor de argila obtido pelo método da pipeta.

Os dados foram submetidos a uma análise exploratória para verificar a presença de valores discrepantes, sendo utilizada a metodologia proposta por Libardi et al. (1996), segundo a qual o limite crítico para estes valores é definido a partir da dispersão interquartil (DQ), sendo o limite superior definido por $(Q3 + 1,5 \times \text{DQ})$ e o inferior por $(Q1 - 1,5 \times \text{DQ})$, em que Q1 e Q3 são o primeiro e o terceiro quartil, respectivamente. Os valores discrepantes foram excluídos do conjunto de dados.

A dependência espacial foi avaliada pelo método dos momentos de Matheron. Os dados experimentais foram submetidos ao ajuste de modelos teóricos de variogramas utilizando o programa GS^+ (ROBERTSON, 2008). Os modelos testados foram o esférico, exponencial e gaussiano. A escolha do modelo foi baseada no maior coeficiente de determinação (R^2), na menor soma de quadrados do resíduo (SQR) e na validação cruzada. Os parâmetros do modelo do variograma ajustados foram usados na interpolação dos dados por krigagem ordinária.

O índice de dependência espacial dos atributos (IDE) foi determinado e classificado, segundo Zimback (2001), utilizando a equação $\text{IDE} = (C / (C_0 + C)) \times 100$, sendo C o valor da variância estrutural e C_0 o valor do efeito pepita, assumindo os seguintes intervalos: dependência espacial baixa para $\text{IDE} < 25\%$, moderada para $25\% \leq \text{IDE} \leq 75\%$ e forte para $\text{IDE} > 75\%$.

A precisão da interpolação foi analisada pelos critérios da retirada de um valor amostrado e obtenção do valor estimado do mesmo pela krigagem, utilizando-se os valores dos pontos vizinhos, sendo realizado este processo para todos os pontos amostrados. Ao final para cada valor verdadeiro existirá um estimado e, portanto, o erro

de estimação. Os parâmetros desta validação cruzada são o coeficiente de regressão, intercepto, erro quadrático e coeficiente de determinação.

A precisão da interpolação também foi avaliada pelo cálculo da raiz quadrada do erro médio e quadrado médio do erro (KRAVCHENKO, 2003; KERRY e OLIVER, 2007, 2008). Foram usados 16 vizinhos no processo de interpolação, valor intermediário entre 4 e 20, sugerido por Kravchenko (2003). A similaridade entre os mapas foi avaliada através da correlação entre os valores dos 40.447 pixels dos mapas interpolados pela krigagem, comparando o mapa gerado a partir do arranjo amostral com melhor ajuste do variograma e validação cruzada com o restante dos arranjos para cada variável testada. A acurácia dos mapas foi avaliada através do RRMSE (*relative root mean square error*) calculado a partir dos valores observados e estimados para cada ponto amostral (LI e HEAP, 2008).

Foi realizada a análise de variância para se avaliar o efeito do número de amostras simples utilizadas na precisão da interpolação dos dados, verificando-se a significância pelo teste F a 5% de probabilidade e, quando significativo foram ajustadas equações de regressão, para se estudar o efeito do número de amostras no coeficiente de determinação (R^2) da validação cruzada, na raiz quadrada do erro médio (RQEM) e no erro médio percentual (EMP). Para estes procedimentos estatísticos, utilizou-se o aplicativo computacional SISVAR 5.4 (FERREIRA, 2011).

3.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores da média e mediana foram próximos em todos os atributos, indicando que os dados tendem a uma distribuição simétrica (Quadro 1).

QUADRO 1. Estatística descritiva dos atributos do solo na malha amostral de 187 pontos

Amostras	Atributo	Média	Mediana	Min.	Máx.	S ⁽⁷⁾	CV ⁽⁸⁾ (%)	QI ⁽⁹⁾	QS ⁽¹⁰⁾
25 A ⁽¹⁾	P ⁽²⁾	12,69	12,08	3,97	28,32	4,85	38,23	8,91	15,54
17 A	P	11,74	11,08	3,59	27,67	4,35	37,03	8,35	14,51
10 A	P	11,16	10,03	2,85	30,93	4,49	40,25	7,79	13,58
5 A	P	10,23	9,10	2,47	26,45	4,52	44,18	6,81	12,18
1 A	P	11,28	10,08	2,85	30,18	5,69	50,40	7,07	14,84
25 A	K ⁽³⁾	0,48	0,47	0,23	0,89	0,13	26,19	0,39	0,56
17 A	K	0,47	0,45	0,18	0,82	0,13	27,33	0,37	0,55
10 A	K	0,45	0,43	0,17	0,90	0,13	28,25	0,36	0,52
5 A	K	0,44	0,42	0,18	0,93	0,13	30,96	0,34	0,51
1 A	K	0,44	0,41	0,14	1,01	0,16	36,40	0,33	0,53
25 A	V ⁽⁴⁾	68,46	68,89	53,56	83,35	5,67	8,28	64,97	72,43
17 A	V	66,41	66,17	51,38	80,45	5,46	8,21	62,90	70,36
10 A	V	66,17	66,00	50,07	81,59	6,10	9,22	62,86	70,54
5 A	V	66,94	67,67	50,45	82,50	6,38	9,54	62,42	71,03
1 A	V	67,08	66,82	50,72	82,85	6,63	9,88	63,21	72,12
25 A	pH ⁽⁵⁾	5,19	5,20	4,60	5,78	0,22	4,29	5,04	5,34
17 A	pH	5,21	5,21	4,60	5,76	0,22	4,27	5,06	5,36
10 A	pH	5,19	5,16	4,56	5,75	0,23	4,36	5,03	5,32
5 A	pH	5,18	5,17	4,60	5,76	0,24	4,57	5,04	5,34
1 A	pH	5,21	5,20	4,40	6,05	0,31	6,03	5,00	5,43
25 A	MO ⁽⁶⁾	29,44	29,10	18,35	39,81	4,57	15,53	26,45	32,55
17 A	MO	29,45	29,28	18,66	40,01	4,36	14,81	26,57	32,20
10 A	MO	29,05	28,40	20,21	41,03	4,02	13,83	26,05	31,71
5 A	MO	28,60	28,01	18,47	39,94	4,40	15,38	25,82	31,12
1 A	MO	28,65	27,98	17,90	42,04	4,77	16,66	25,07	31,86
25A	Argila	540,11	550,00	450,0	650,00	62,88	11,64	500,0	600,00

⁽¹⁾Número de amostras simples; ⁽²⁾Teor de fósforo (mg dm⁻³); ⁽³⁾Teor de potássio (cmol_c dm⁻³); ⁽⁴⁾Saturação por bases (%); ⁽⁵⁾pH do solo em CaCl₂; ⁽⁶⁾Teor de matéria orgânica (g kg⁻¹).

Os coeficientes de variação (CV) dos atributos estudados variaram de 4,27, para o pH do solo utilizando 17 amostras simples, a 50,40% para os teores de P do solo utilizando uma amostra simples por ponto. Segundo a classificação proposta por Wilding e Drees (1983), os teores de P em todos os números de amostras testadas e o de K com uma amostra simples foram classificados como alto (CV>35%).

Para o K, utilizando-se 5 ou mais amostras simples e para a Matéria Orgânica do solo (MO) utilizando-se 1, 5 e 25 amostras simples, o CV foi classificado como

moderado ($15\% < CV < 35\%$), e, para o restante do número de amostras testados para a M.O. e todos os números de amostras testados para o V e o pH, o CV foi classificado como baixo ($CV < 15\%$). Destaca-se que, para a MO do solo, os coeficientes de variação foram muito próximos entre si e sem influência evidente do número de amostras utilizadas, oscilando pouco acima ou pouco abaixo de 15%, o que resultou na classificação entre baixo e moderado.

Para o restante dos atributos analisados, observa-se uma tendência de aumento do coeficiente de variação conforme se diminui o número de amostras simples utilizadas. Provavelmente, o aumento da dispersão observado para o fósforo e o potássio quando se utiliza menor número de amostras simples por ponto, deve-se a aplicações sucessivas de fertilizantes no sulco de semeadura, fazendo com que ocorram grandes variações nos teores dos nutrientes a curtas distâncias, principalmente no caso do fósforo que é pouco móvel no solo.

Os valores médios dos atributos do solo não sofreram grandes variações em função do número de amostras utilizadas, e foram todos classificados como altos segundo a classificação de Embrapa (2011).

Para os teores de P no solo, foram ajustados variogramas em todos os arranjos amostrais utilizados, exceto, para o arranjo com 17 amostras simples e 23 pontos amostrais, no qual observou-se efeito pepita puro (Quadro 2). Dependendo do arranjo amostral, houve mudança dos modelos teóricos ajustados, demonstrando que houve grande influência do arranjo amostral na análise geoestatística dos dados.

Os valores do alcance do P variaram de 154 m (25 amostras simples e 187 pontos) a 2263 m (5 amostras simples e 23 pontos). Em todos os arranjos amostrais mais densos (187 pontos) foram observados os melhores ajustes do variograma, exceto no arranjo formado por apenas uma amostra simples por ponto. Neste, verificou-se redução do coeficiente de determinação e aumento pronunciado da SQR.

A perda de qualidade dos ajustes dos variogramas nos arranjos com menor número de pontos amostrais é explicada pelo aumento da distância entre as amostras e também pela diminuição do número de amostras utilizadas na construção de variogramas pelo método dos momentos de Matheron, conforme foi observado por Webster e Oliver (1992), Kerry e Oliver (2008) e Souza et al. (2014).

QUADRO 2. Parâmetros dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para os teores de P (mg dm^{-3}) do solo em função dos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Pontos excluídos	Modelo	Alcance (m)	$C_0+C^{(3)}$	$C_0^{(4)}$	IDE ⁽⁵⁾	SQR ⁽⁶⁾	R ²⁽⁷⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	2	EXP ⁽⁸⁾	154	23,22	7,90	66	2,1	0,98
17 A 187 Pt	3	EXP	309	20,93	8,22	60	0,8	0,99
10 A 187 Pt	4	EXP	500	26,02	10,72	58	1,6	0,98
5 A 187 Pt	2	ESF	406	19,22	8,21	57	1,4	0,98
1 A 187 Pt	3	EXP	192	34,53	17,26	50	23,2	0,83
25 A 95 Pt	0	EXP	187	25,03	12,51	50	40,0	0,52
17 A 95 Pt	1	GAU ⁽⁹⁾	1251	41,99	11,00	73	20,8	0,88
10 A 95 Pt	2	EXP	246	18,11	6,85	62	9,6	0,85
5 A 95 Pt	0	GAU	1148	47,40	13,70	71	10,7	0,93
1 A 95 Pt	1	EXP	721	40,95	20,47	50	15,4	0,86
25 A 47 Pt	0	GAU	1378	68,20	13,60	80	80,7	0,91
17 A 47 Pt	1	GAU	1205	36,01	7,51	79	5,8	0,96
10 A 47 Pt	0	GAU	1202	48,00	8,50	82	22,0	0,93
5 A 47 Pt	0	GAU	1131	51,20	10,60	79	4,6	0,98
1 A 47 Pt	0	ESF ⁽¹⁰⁾	726	34,14	14,95	56	34,0	0,84
25 A 23 Pt	0	GAU	1357	40,93	9,97	75	44,3	0,73
17 A 23 Pt	0	EPP ⁽¹¹⁾	-	17,98	17,98	-	-	-
10 A 23 Pt	0	GAU	1125	33,90	6,74	80	11,2	0,92
5 A 23 Pt	0	EXP	2263	41,92	11,23	73	10,9	0,79
1 A 23 Pt	0	ESF	321	30,22	0,01	100	30,4	0,12

⁽¹⁾Número de amostras simples; ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾Patamar; ⁽⁴⁾Efeito pepita; ⁽⁵⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁶⁾Soma de quadrados dos resíduos; ⁽⁷⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁸⁾Exponencial; ⁽⁹⁾Gaussiano; ⁽¹⁰⁾Esférico; ⁽¹¹⁾Efeito pepita puro.

A dependência espacial foi classificada como moderada a forte para todos os arranjos amostrais que apresentaram dependência espacial. Diferente do que foi observado por Souza et al. (2014), a diminuição do número de pontos amostrais não ocasionou aumento evidente do efeito pepita, entretanto, a redução do número de amostras simples demonstrou aumentar o efeito pepita dos modelos, indicando a existência de grandes variações do teor do nutriente do solo a curtas distâncias (GUARÇONI et al., 2006).

Pela validação cruzada dos modelos (Quadro 3), confirma-se que as melhores estimativas foram obtidas pela malha mais densa, combinada com pelo menos 5 ou mais amostras simples para formar a amostra composta. Observou-se ainda que não houve melhoria da qualidade dos modelos ajustados quando se utilizou amostras compostas com mais de 17 amostras simples. Os coeficientes de determinação da validação cruzada foram baixos ($R^2 < 0,5$) para todos os arranjos amostrais segundo a classificação adotada por Nanni et al. (2011).

QUADRO 3. Validação cruzada dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para os teores de P (mg dm^{-3}) do solo nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro padrão (SE)	R ²⁽³⁾	RQEM ⁽⁴⁾	EMP ⁽⁵⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	0,949	0,64	0,097	0,34	3,923	27,46
17 A 187 Pt	0,958	0,47	0,095	0,36	3,469	26,48
10 A 187 Pt	0,954	0,48	0,105	0,31	3,718	29,47
5 A 187 Pt	0,946	0,54	0,093	0,36	3,608	32,10
1 A 187 Pt	0,717	3,19	0,143	0,12	5,370	47,40
25 A 95 Pt	0,657	4,31	0,170	0,14	4,665	34,48
17 A 95 Pt	0,977	0,25	0,149	0,32	3,400	28,07
10 A 95 Pt	0,833	1,78	0,155	0,24	3,689	31,50
5 A 95 Pt	0,921	0,80	0,159	0,26	3,941	38,69
1 A 95 Pt	0,828	1,92	0,195	0,16	5,098	46,55
25 A 47 Pt	0,676	4,21	0,285	0,11	4,478	36,23
17 A 47 Pt	0,878	1,40	0,206	0,29	3,160	27,50
10 A 47 Pt	0,864	1,48	0,188	0,32	3,454	33,06
5 A 47 Pt	0,804	2,13	0,216	0,24	3,981	38,42
1 A 47 Pt	0,780	2,58	0,295	0,13	5,152	49,04
25 A 23 Pt	-0,042	13,57	0,559	0,00	4,180	33,78
10 A 23 Pt	0,749	2,95	0,332	0,19	3,377	31,28
5 A 23 Pt	0,470	6,24	0,506	0,04	4,268	32,78
1 A 23 Pt	-0,380	17,32	0,464	0,03	6,353	56,12

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾ Coeficiente de determinação; ⁽⁴⁾Raiz quadrada do erro médio; ⁽⁵⁾Erro médio percentual.

Comparando o arranjo amostral com melhor ajuste do variograma e validação cruzada para o fósforo (17 A 187 Pt) com os demais, observa-se que, quando se utiliza arranjos amostrais com menos de 10 amostras simples por ponto amostral ocorre aumento substancial do RRMSE dos mapas indicando perda de acurácia dos mesmos, principalmente quando se utiliza apenas uma amostra simples por ponto. A correlação entre os mapas foi alta ($r > 0,80$) quando se utilizou os arranjos amostrais com pelo menos 95 pontos amostrais e 5 amostras simples (Figura 2).

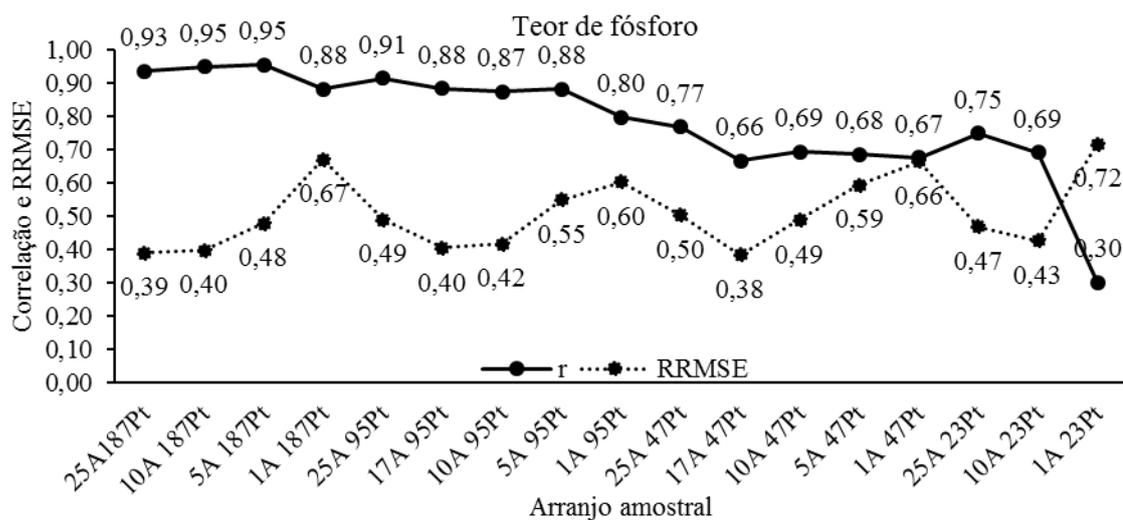


FIGURA 2. Correlação (r) e valores de RRMSE do mapa de variabilidade com melhor ajuste do variograma e validação cruzada para o fósforo (17A 187Pt) comparado com os mapas dos restantes arranjos amostrais.

Para avaliar a variabilidade espacial dos teores de K no solo foram ajustados os modelos exponencial e esférico, dependendo do arranjo amostral utilizado (Quadro 4). Quando comparado aos modelos ajustados aos teores de P, foram observadas menores variações do alcance espacial entre os arranjos, variando de 104 m (5 amostras simples e 187 pontos) a 1268 m (5 amostras simples e 95 pontos). Há uma menor variação dos alcances da dependência espacial entre os modelos teóricos ajustados, quando comparado com o P, principalmente na malha amostral mais densa (104 a 293 m).

Da mesma forma como ocorreu com o P, quando se utilizou arranjos amostrais contendo apenas uma amostra simples por ponto, houve deterioração da qualidade dos ajustes dos modelos teóricos.

O IDE para os teores de K variou de moderado a forte (50 a 100%). Não foi observado aumento do efeito pepita conforme se distanciaram os pontos amostrais.

QUADRO 4. Parâmetros dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para os teores de K ($\text{cmol}_c \text{dm}^{-3}$) no solo nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Pontos excluídos	Modelo	Alcance (m)	$C_0+C^{(3)}$	$C_0^{(4)}$	IDE ⁽⁵⁾	SQR ⁽⁶⁾	R^2 ⁽⁷⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	3	EXP ⁽⁸⁾	124	0,0211	0,0038	81	$3,4 \times 10^{-6}$	0,95
17 A 187 Pt	4	EXP	177	0,0202	0,0071	64	$1,3 \times 10^{-6}$	0,97
10 A 187 Pt	4	EXP	122	0,0201	0,0036	81	$1,9 \times 10^{-6}$	0,97
5 A 187 Pt	4	EXP	104	0,0230	0,0033	85	$1,5 \times 10^{-6}$	0,98
1 A 187 Pt	3	ESF	293	0,0290	0,0136	53	$7,5 \times 10^{-6}$	0,90
25 A 95 Pt	3	EXP	334	0,0137	0,0063	54	$7,8 \times 10^{-6}$	0,79
17 A 95 Pt	3	EXP	363	0,0127	0,0059	53	$3,8 \times 10^{-6}$	0,87
10 A 95 Pt	3	EXP	541	0,0141	0,0062	55	$2,7 \times 10^{-6}$	0,91
5 A 95 Pt	2	EXP	958	0,0175	0,0087	50	$3,2 \times 10^{-6}$	0,85
1 A 95 Pt	0	EXP	115	0,0216	0,0037	83	$1,8 \times 10^{-5}$	0,86
25 A 47 Pt	0	ESF ⁽⁹⁾	568	0,0142	0,0071	50	$1,0 \times 10^{-6}$	0,93
17 A 47 Pt	1	EXP	1081	0,0167	0,0070	57	$2,8 \times 10^{-6}$	0,72
10 A 47 Pt	1	EXP	495	0,0126	0,0027	78	$7,0 \times 10^{-7}$	0,96
5 A 47 Pt	1	EXP	259	0,0125	0,0031	75	$4,0 \times 10^{-7}$	0,97
1 A 47 Pt	0	ESF	204	0,0151	0,0004	97	$2,0 \times 10^{-6}$	0,56
25 A 23 Pt	0	ESF	443	0,0201	0,0000	100	$9,9 \times 10^{-5}$	0,34
17 A 23 Pt	0	ESF	369	0,0174	0,0002	98	$2,2 \times 10^{-4}$	0,09
10 A 23 Pt	0	ESF	377	0,0136	0,0002	98	$1,0 \times 10^{-4}$	0,12
5 A 23 Pt	0	ESF	304	0,0189	0,0001	99	$1,9 \times 10^{-4}$	0,03
1 A 23 Pt	0	ESF	300	0,0131	0,0001	99	$6,6 \times 10^{-4}$	0,04

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾Patamar; ⁽⁴⁾Efeito pepita; ⁽⁵⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁶⁾Soma de quadrados dos resíduos; ⁽⁷⁾Coeficiente de determinação; ⁽⁸⁾Exponencial; ⁽⁹⁾Esférico.

Os parâmetros da validação cruzada também foram melhores quando se utilizou a malha amostral mais densa combinada com pelo menos 5 amostras simples por ponto, não se observando melhorias na precisão quando foram utilizadas mais de 10 amostras simples por ponto (Quadro 5). Provavelmente, a menor acurácia dos mapas com menores números de amostras simples ocorreu devido à existência de grandes variações nos teores de nutrientes a curtas distâncias, tanto para o P, que é distribuído no sulco de semeadura, quanto para o K, mesmo este nutriente sendo distribuído em superfície em área total.

QUADRO 5. Validação cruzada dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para os teores de K ($\text{cmol}_c \text{dm}^{-3}$) do solo nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro padrão (SE)	R ²⁽³⁾	RQEM ⁽⁴⁾	EMP ⁽⁵⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	0,859	0,07	0,103	0,28	0,1150	19,08
17 A 187 Pt	0,913	0,04	0,118	0,25	0,1135	19,78
10 A 187 Pt	0,916	0,04	0,102	0,31	0,1099	19,92
5 A 187 Pt	0,908	0,04	0,097	0,32	0,1177	23,57
1 A 187 Pt	0,826	0,08	0,138	0,16	0,1521	30,67
25 A 95 Pt	0,809	0,09	0,195	0,16	0,0975	19,01
17 A 95 Pt	0,756	0,11	0,212	0,12	0,0972	19,18
10 A 95 Pt	0,782	0,09	0,217	0,13	0,0956	19,93
5 A 95 Pt	0,683	0,13	0,267	0,07	0,1060	23,10
1 A 95 Pt	0,072	0,41	0,156	0,01	0,1671	34,69
25 A 47 Pt	0,753	0,11	0,259	0,16	0,1022	19,24
17 A 47 Pt	0,689	0,14	0,368	0,07	0,0954	17,92
10 A 47 Pt	0,731	0,11	0,237	0,19	0,0862	16,91
5 A 47 Pt	0,649	0,15	0,273	0,11	0,0911	19,55
1 A 47 Pt	0,099	0,38	0,280	0,01	0,1333	28,68
25 A 23 Pt	0,975	0,00	0,240	0,44	0,1073	23,32
17 A 23 Pt	1,010	-0,01	0,300	0,35	0,1101	21,86
10 A 23 Pt	0,817	0,07	0,328	0,23	0,1058	22,58
5 A 23 Pt	0,770	0,10	0,401	0,15	0,1325	27,58
1 A 23 Pt	0,300	0,28	0,485	0,02	0,1227	28,37

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾ Coeficiente de determinação; ⁽⁴⁾Raiz quadrada do erro médio; ⁽⁵⁾Erro médio percentual.

Para os mapas de variabilidade do K (Figura 3) observou-se boas correlações ($r > 0,80$) apenas entre os mapas que utilizaram 187 pontos amostrais combinado com pelo menos 5 amostras simples. Os arranjos contendo 5 amostras simples ou menos sempre apresentaram menor acurácia dos mapas (maior RRMSE).

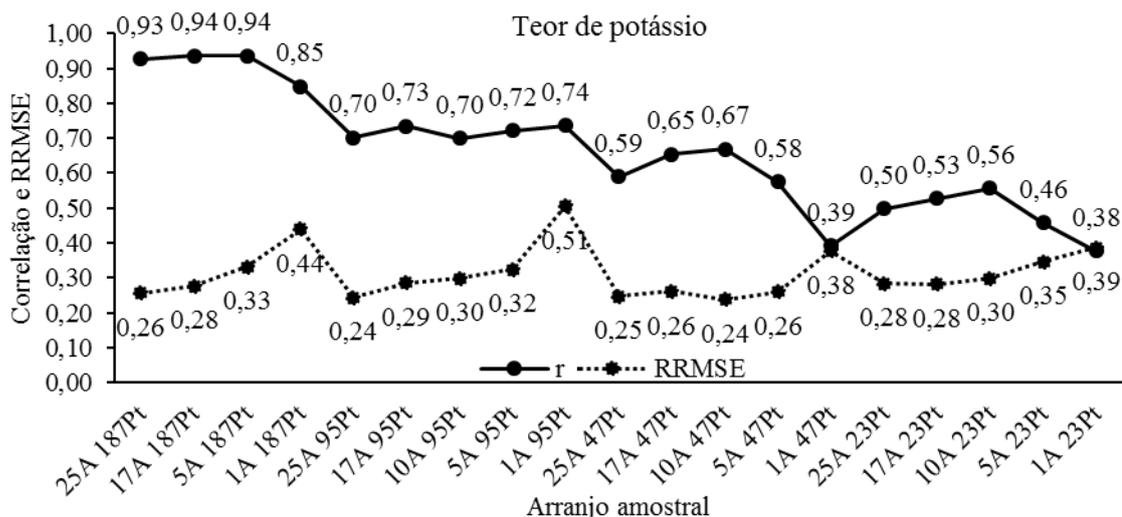


FIGURA 3. Correlação (r) e valores de RRMSE do mapa de variabilidade com melhor ajuste do variograma e validação cruzada para o K (10A 187Pt) comparado com os mapas dos restantes arranjos amostrais.

Para a saturação por bases do solo, observou-se menores variações nos valores do alcance espacial, sendo o modelo esférico o que mais se ajustou ao padrão de variação deste atributo químico (Quadro 6). Os alcances da dependência espacial variaram de 103 m (1 amostra simples e 187 pontos) a 589 m (5 amostras simples e 95 pontos).

Os melhores ajustes dos modelos teóricos também foram obtidos nos arranjos amostrais com a malha mais densa utilizada. Com o distanciamento das amostras, ficou evidente o aumento da SQR e a redução dos coeficientes de determinação do modelo ajustado indicando perda de qualidade do ajuste nas malhas menos densas. Com exceção da malha amostral com 187 pontos, nos demais arranjos formados por uma amostra simples, foi observado efeito pepita puro, e no arranjo com 187 pontos, a utilização de uma amostra simples, causou deterioração do ajuste do modelo comparado ao restante dos arranjos amostrais com 187 pontos e mais de uma amostra simples por ponto.

O IDE para V% também foi classificado como moderado a forte (50 a 100%), sem aumento do efeito pepita conforme se distanciam os pontos amostrais.

QUADRO 6. Parâmetros dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para a saturação por bases no solo (V) nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Pontos excluídos	Modelo	Alcance (m)	$C_0+C^{(3)}$	$C_0^{(4)}$	IDE ⁽⁵⁾	SQR ⁽⁶⁾	R ²⁽⁷⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	4	ESF ⁽⁸⁾	264	33,89	16,49	50	3,30	0,97
17 A 187 Pt	4	ESF	276	32,15	15,63	51	2,44	0,98
10 A 187 Pt	3	ESF	286	40,03	20,01	50	4,46	0,97
5 A 187 Pt	4	ESF	372	40,83	18,48	54	7,68	0,97
1 A 187 Pt	3	ESF	103	43,73	0,50	98	34,7	0,40
25 A 95 Pt	3	ESF	127	30,32	0,01	100	20,7	0,40
17 A 95 Pt	3	ESF	256	26,05	11,98	54	11,0	0,80
10 A 95 Pt	0	ESF	207	39,86	1,30	96	25,4	0,88
5 A 95 Pt	1	ESF	589	44,21	20,85	52	30,6	0,92
1 A 95 Pt	1	EPP ⁽⁹⁾	-	48,72	48,72	-	-	-
25 A 47 Pt	2	ESF	221	27,76	1,21	95	21,2	0,43
17 A 47 Pt	1	EPP	-	34,69	34,69	-	-	-
10 A 47 Pt	0	ESF	177	42,23	2,10	95	2,75	0,58
5 A 47 Pt	0	ESF	205	40,37	0,10	99	33,6	0,38
1 A 47 Pt	0	EPP	-	39,66	39,66	-	-	-
25 A 23 Pt	2	ESF	350	25,24	1,30	94	31,6	0,42
17 A 23 Pt	2	EXP ⁽¹⁰⁾	387	23,59	3,78	84	13,4	0,84
10 A 23 Pt	0	EPP	-	36,98	36,98	-	-	-
5 A 23 Pt	0	ESF	305	37,19	1,10	97	13,8	0,62
1 A 23 Pt	0	EPP	-	32,57	32,57	-	-	-

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾Patamar; ⁽⁴⁾Efeito pepita; ⁽⁵⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁶⁾Soma de quadrados dos resíduos; ⁽⁷⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁸⁾ Esférico; ⁽⁹⁾Efeito pepita puro ; ⁽¹⁰⁾Exponencial.

Pela validação cruzada dos dados, observou-se não haver diferenças marcantes entre a RQEM e o EMP calculados (Quadro 7), entretanto, os coeficientes de regressão diminuiram com a utilização de arranjos amostrais com 95 pontos ou menos. O coeficiente de regressão também foi prejudicado quando se utilizou uma amostra simples mesmo com 187 pontos amostrais. Para o V%, não foram observadas melhorias na precisão da krigagem, quando se utilizou mais do que 5 amostras simples para formar a amostra composta.

QUADRO 7. Validação cruzada dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para a saturação por bases (V) do solo nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro padrão (SE)	R ²⁽³⁾	RQEM ⁽⁴⁾	EMP ⁽⁵⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	0,843	10,83	0,141	0,165	5,18	6,12
17 A 187 Pt	0,872	8,56	0,140	0,176	4,95	6,10
10 A 187 Pt	0,872	8,53	0,135	0,187	5,50	6,53
5 A 187 Pt	0,984	1,10	0,102	0,339	5,18	6,03
1 A 187 Pt	0,488	34,34	0,141	0,062	6,62	7,98
25 A 95 Pt	0,315	46,75	0,149	0,047	5,91	7,30
17 A 95 Pt	0,558	29,50	0,210	0,073	4,98	6,19
10 A 95 Pt	0,482	34,10	0,147	0,103	6,30	7,81
5 A 95 Pt	1,010	-0,61	0,148	0,336	5,36	6,26
25 A 47 Pt	0,692	21,09	0,288	0,119	4,85	6,05
10 A 47 Pt	0,210	51,64	0,248	0,016	6,91	9,40
5 A 47 Pt	0,619	25,54	0,249	0,121	6,09	7,42
25 A 23 Pt	0,592	28,12	0,380	0,108	3,91	4,98
17 A 23 Pt	0,878	8,35	0,340	0,260	3,26	3,96
5 A 23 Pt	0,761	16,28	0,340	0,193	5,59	6,94

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾ Coeficiente de determinação; ⁽⁴⁾Raiz quadrada do erro médio; ⁽⁵⁾Erro médio percentual.

Os mapas da saturação por bases não apresentaram boas correlações entre si, com exceção dos arranjos contendo 5 amostras simples por ponto amostral (Figura 4). Provavelmente, isto ocorreu pela utilização do mesmo conjunto de dados (análises de solo), visto que o melhor ajuste dos variogramas ocorreu com o arranjo composto por 5 amostras simples combinado com 187 pontos amostrais (5A 187Pt). Em todos os arranjos obteve-se valores de RRMSE semelhantes. Supõe-se que exista grande variabilidade horizontal dos teores de bases trocáveis no solo, resultando em grande variação dos teores de Ca e Mg no solo, e que, conforme se varia o número de amostras simples coletadas ocorra alteração do resultado das análises. Essas grandes variações podem ser resultantes de calagens e gessagens sucessivas e irregulares.

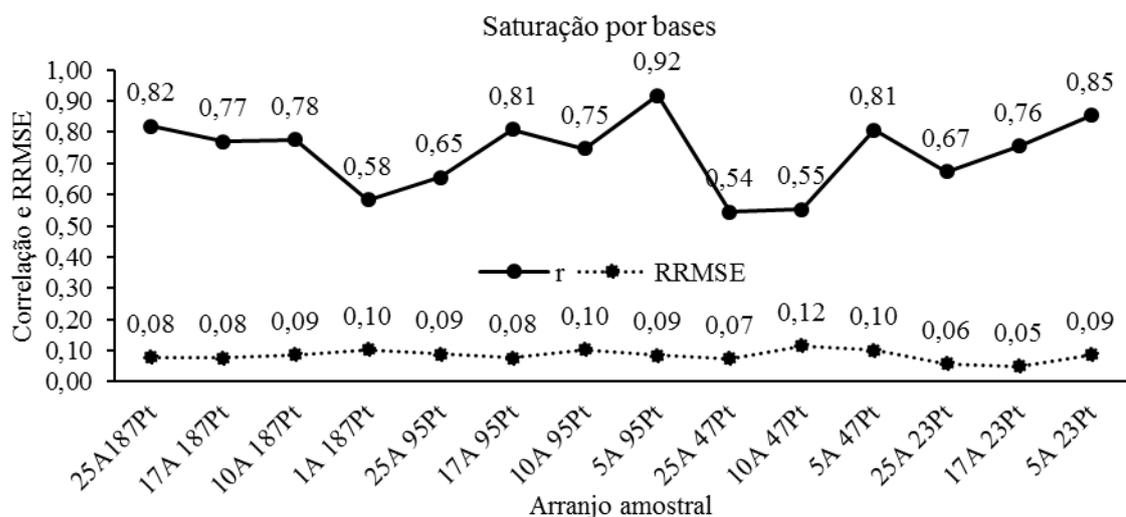


FIGURA 4. Correlação (r) e valores de RRMSE do mapa de variabilidade com melhor ajuste do variograma e validação cruzada para a saturação por bases (5A 187Pt) comparado com os mapas dos restantes arranjos amostrais.

A dependência espacial do pH do solo quando existente, foi melhor ajustada pelo modelo esférico (Quadro 8). Para este atributo do solo, foram observados bons ajustes do variograma nos arranjos formados com 187 e 95 pontos amostrais, exceto os formados por uma amostra simples por ponto. O alcance da dependência espacial apresentou menor amplitude de variação, comparado aos atributos anteriores, variando de 147 m (1 amostra simples com 187 pontos) a 398 m (10 amostras simples com 47 pontos).

O IDE para este atributo também foi classificado como de moderado a forte, sem evidências de aumento do efeito pepita com o distanciamento dos pontos, ou com a redução do número de amostras simples.

QUADRO 8. Parâmetros dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para o pH do solo (CaCl₂) nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Pontos excluídos	Modelo	Alcance (m)	C ₀ +C ⁽³⁾	C ₀ ⁽⁴⁾	IDE ⁽⁵⁾	SQR ⁽⁶⁾	R ² ⁽⁷⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	2	ESF ⁽⁸⁾	240	0,0536	0,0087	83	3,2x.10 ⁻⁵	0,93
17 A 187 Pt	0	ESF	241	0,0564	0,0110	80	5,9x.10 ⁻⁵	0,88
10 A 187 Pt	1	ESF	361	0,0584	0,0208	64	4,4x.10 ⁻⁵	0,93
5 A 187 Pt	0	ESF	254	0,0650	0,0158	75	4,1x.10 ⁻⁵	0,93
1 A 187 Pt	0	ESF	147	0,1032	0,0051	95	2,0x.10 ⁻⁴	0,69
25 A 95 Pt	0	ESF	236	0,0510	0,0001	99	2,3x.10 ⁻⁵	0,97
17 A 95 Pt	0	ESF	251	0,0501	0,0001	99	3,2x.10 ⁻⁵	0,97
10 A 95 Pt	0	ESF	282	0,0546	0,0004	99	6,1x.10 ⁻⁵	0,95
5 A 95 Pt	0	ESF	280	0,0598	0,0001	99	1,3x.10 ⁻⁴	0,92
1 A 95 Pt	0	ESF	169	0,0952	0,0036	96	1,1x.10 ⁻⁴	0,89
25 A 47 Pt	0	ESF	202	0,0483	0,0028	94	1,0x.10 ⁻⁵	0,69
17 A 47 Pt	0	ESF	205	0,0515	0,0019	96	2,8x.10 ⁻⁵	0,52
10 A 47 Pt	0	ESF	398	0,0566	0,0282	50	2,5x.10 ⁻⁵	0,83
5 A 47 Pt	0	ESF	200	0,0620	0,0051	91	1,6x.10 ⁻⁴	0,17
1 A 47 Pt	0	EPP ⁽⁹⁾	-	0,0785	0,0785	-	-	-
25 A 23 Pt	0	ESF	305	0,0452	0,0001	99	2,6x.10 ⁻⁴	0,31
17 A 23 Pt	0	ESF	347	0,0537	0,0001	99	1,8x.10 ⁻⁴	0,54
10 A 23 Pt	0	ESF	293	0,0475	0,0006	98	3,6x.10 ⁻⁴	0,14
5 A 23 Pt	0	ESF	334	0,0590	0,0001	99	1,3x.10 ⁻³	0,17
1 A 23 Pt	0	EPP	-	0,0546	0,0546	-	-	-

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾Patamar; ⁽⁴⁾Efeito pepita; ⁽⁵⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁶⁾Soma de quadrados dos resíduos; ⁽⁷⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁸⁾Esférico; ⁽⁹⁾Efeito pepita puro.

Esta semelhança pode ser indicativa de que o uso de malhas mais densas não melhora os parâmetros da validação, principalmente o R². Os baixos valores do R² da validação cruzada ocorrem pela maior dispersão dos pontos em torno da reta ideal e também pela presença de pontos discrepantes. Isto pode ser resultado de fatores extrínsecos do solo tais como adições de corretivos e fertilizantes de forma não homogênea ao longo dos 30 anos de cultivo do talhão, que não obedecem a padrões de formação de solo e relevo, e desta forma prejudicam o ajuste do R² da validação cruzada mesmo em malhas mais intensas.

Pela validação cruzada (Quadro 9), verificou-se que os arranjos formados por 187 e 95 pontos amostrais com pelo menos 5 amostras simples apresentaram os parâmetros da validação muito semelhantes.

QUADRO 9. Validação cruzada dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para o pH do solo (CaCl₂) nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro padrão (SE)	R ²⁽³⁾	RQEM ⁽⁴⁾	EMP ⁽⁵⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	0,832	0,88	0,089	0,324	0,184	2,89
17 A 187 Pt	0,862	0,72	0,092	0,324	0,187	2,87
10 A 187 Pt	1,017	-0,08	0,104	0,341	0,182	2,82
5 A 187 Pt	0,871	0,67	0,098	0,297	0,206	3,07
1 A 187 Pt	0,642	1,87	0,107	0,163	0,295	4,60
25 A 95 Pt	0,804	1,03	0,125	0,308	0,185	2,87
17 A 95 Pt	0,853	0,77	0,118	0,360	0,176	2,77
10 A 95 Pt	0,854	0,76	0,119	0,356	0,178	2,82
5 A 95 Pt	0,880	0,63	0,120	0,365	0,188	2,94
1 A 95 Pt	0,394	3,18	0,172	0,053	0,312	4,76
25 A 47 Pt	0,244	3,93	0,307	0,014	0,223	3,58
17 A 47 Pt	0,428	2,98	0,277	0,050	0,225	3,49
10 A 47 Pt	0,648	1,83	0,325	0,081	0,214	3,34
5 A 47 Pt	0,409	3,06	0,277	0,046	0,242	3,74
25 A 23 Pt	0,183	4,24	0,496	0,006	0,230	3,95
17 A 23 Pt	0,490	2,64	0,399	0,067	0,234	3,97
10 A 23 Pt	0,354	3,35	0,399	0,036	0,232	3,81
5 A 23 Pt	0,850	0,78	0,364	0,206	0,223	3,37

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾ Coeficiente de determinação; ⁽⁴⁾Raiz quadrada do erro médio; ⁽⁵⁾Erro médio percentual.

Para os mapas de pH da solução do solo (Figura 5), foram observadas boas correlações para os arranjos contendo 187 e 95 pontos, exceto os combinados com apenas uma amostra simples por ponto. Nos arranjos formados por 47 pontos e 5 ou 10 amostras simples também foram observadas boas correlações, provavelmente pela maior similaridade do conjunto de dados nos arranjos compostos por 5 amostras simples quando comparado aos formados por 17 e 25, visto que o mapa com melhor qualidade foi obtido pelo arranjo formado por 187 pontos e 10 amostras simples (mapa padrão). Desta forma explica-se as melhores correlações obtidas em todos os arranjos formados por 10 amostras simples pois o conjunto de dados é o mesmo do mapa de comparação. A acurácia de todos os mapas (RRMSE) foram muito semelhantes, contudo nota-se um aumento mais pronunciado do RRMSE nos arranjos contendo apenas uma amostra simples.

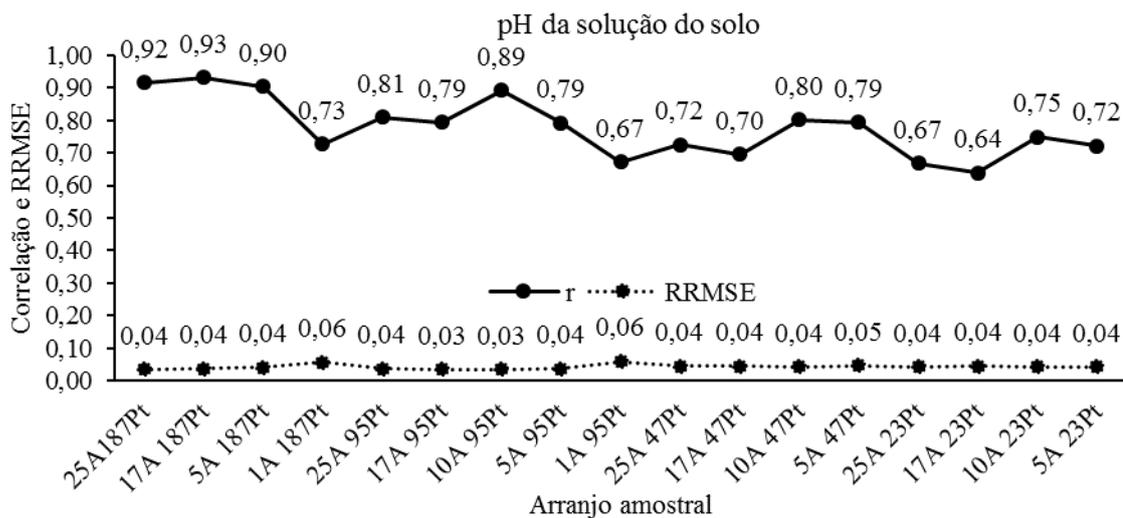


FIGURA 5. Correlação (r) e valores de RRMSE do mapa de variabilidade com melhor ajuste do variograma e validação cruzada para o pH do solo (10A 187Pt) comparado com os mapas dos restantes arranjos amostrais.

Para a MO (Quadro 10), os variogramas apresentaram estruturas semelhantes nos arranjos formados com 187, 95 e 47 pontos amostrados. Para este atributo, observa-se menor perda de qualidade do ajuste do modelo teórico nos arranjos formados com uma amostra simples, mas a deterioração dos parâmetros do modelo teórico ainda é evidente quando se utiliza uma amostra simples combinada com 95 pontos ou menos. Apesar disto, este atributo apresenta moderada a forte dependência espacial.

QUADRO 10. Parâmetros dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para a MO nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Pontos excluídos	Modelo	Alcance (m)	$C_0+C^{(3)}$	$C_0^{(4)}$	IDE ⁽⁵⁾	SQR ⁽⁶⁾	R ²⁽⁷⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	2	GAU ⁽⁸⁾	495	31,96	10,05	68	1,1	0,99
17 A 187 Pt	2	GAU	503	28,49	9,14	67	3,2	0,99
10 A 187 Pt	2	GAU	509	24,46	8,29	66	0,4	0,99
5 A 187 Pt	0	GAU	521	30,13	10,28	65	1,7	0,99
1 A 187 Pt	1	GAU	426	28,57	13,62	52	2,9	0,99
25 A 95 Pt	0	GAU	517	36,28	9,96	72	5,5	0,99
17 A 95 Pt	0	GAU	572	27,95	7,04	74	6,1	0,98
10 A 95 Pt	2	GAU	598	22,80	7,92	65	3,5	0,98
5 A 95 Pt	1	GAU	502	25,47	8,50	66	3,8	0,99
1 A 95 Pt	2	GAU	665	32,29	16,14	50	15,8	0,89
25 A 47 Pt	0	GAU	523	24,56	12,25	50	5,0	0,95
17 A 47 Pt	0	GAU	756	23,62	8,01	66	1,2	0,97
10 A 47 Pt	0	GAU	457	12,39	6,17	50	3,8	0,89
5 A 47 Pt	0	GAU	315	11,89	5,94	50	1,2	0,95
1 A 47 Pt	0	ESF ⁽⁹⁾	323	13,83	0,71	94	17,0	0,55
25 A 23 Pt	0	EXP ⁽¹⁰⁾	1313	29,95	12,54	58	5,4	0,84
17 A 23 Pt	0	EXP	752	16,42	6,31	61	1,5	0,91
10 A 23 Pt	0	EXP	3110	20,00	5,33	73	6,7	0,47
5 A 23 Pt	0	EXP	3110	19,74	7,36	67	11,6	0,39
1 A 23 Pt	0	EPP ⁽¹¹⁾	-	10,41	10,41	-	-	-

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾Patamar; ⁽⁴⁾Efeito pepita; ⁽⁵⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁶⁾Soma de quadrados dos resíduos; ⁽⁷⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁸⁾ Gaussiano; ⁽⁹⁾ Esférico; ⁽¹⁰⁾ Exponencial; ⁽¹¹⁾Efeito pepita puro.

Os parâmetros da validação cruzada (Quadro 11) confirmam a perda de precisão dos arranjos formados com uma amostra simples por ponto e também nos variogramas que utilizaram menos de 95 pontos amostrais, não apresentando diferença entre as malhas contendo 187 e 95 pontos amostrais.

QUADRO 11. Validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para a MO nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro padrão (SE)	R ²⁽³⁾	RQEM ⁽⁴⁾	EMP ⁽⁵⁾
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	1,015	-0,44	0,079	0,477	3,359	9,08
17 A 187 Pt	1,006	-0,16	0,083	0,466	3,237	8,99
10 A 187 Pt	1,034	-0,98	0,079	0,483	2,947	7,93
5 A 187 Pt	1,018	-0,49	0,086	0,429	3,429	9,12
1 A 187 Pt	0,975	0,73	0,101	0,335	3,883	11,43
25 A 95 Pt	1,059	-1,79	0,113	0,484	3,454	9,72
17 A 95 Pt	1,111	-3,27	0,108	0,533	2,850	7,84
10 A 95 Pt	1,082	-2,40	0,128	0,439	2,805	7,94
5 A 95 Pt	1,021	-0,61	0,138	0,375	3,259	8,95
1 A 95 Pt	1,074	-2,05	0,189	0,261	3,995	11,58
25 A 47 Pt	0,862	4,03	0,314	0,143	3,857	11,43
17 A 47 Pt	1,017	-3,11	0,290	0,245	3,088	8,77
10 A 47 Pt	0,942	1,70	0,252	0,236	2,739	7,86
5 A 47 Pt	0,638	10,23	0,281	0,103	3,108	8,68
1 A 47 Pt	0,557	12,59	0,200	0,147	3,481	10,09
25 A 23 Pt	0,233	21,54	0,809	0,004	4,447	13,48
17 A 23 Pt	0,064	27,26	0,658	0,000	3,695	9,76
10 A 23 Pt	-0,209	34,86	0,671	0,005	2,997	8,97
5 A 23 Pt	-1,003	57,09	0,888	0,057	3,307	9,36

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾ Coeficiente de determinação; ⁽⁴⁾Raiz quadrada do erro médio; ⁽⁵⁾Erro médio percentual.

Os mapas dos teores de MO apresentaram boas correlações até os arranjos contendo 47 pontos, exceto ao composto por 47 pontos combinado com uma amostra simples (Figura 6). Para os arranjos compostos por 23 pontos ocorreu oscilação da correlação conforme o número de amostras simples utilizadas. Os valores do RRMSE foram semelhantes em todos os arranjos amostrais.

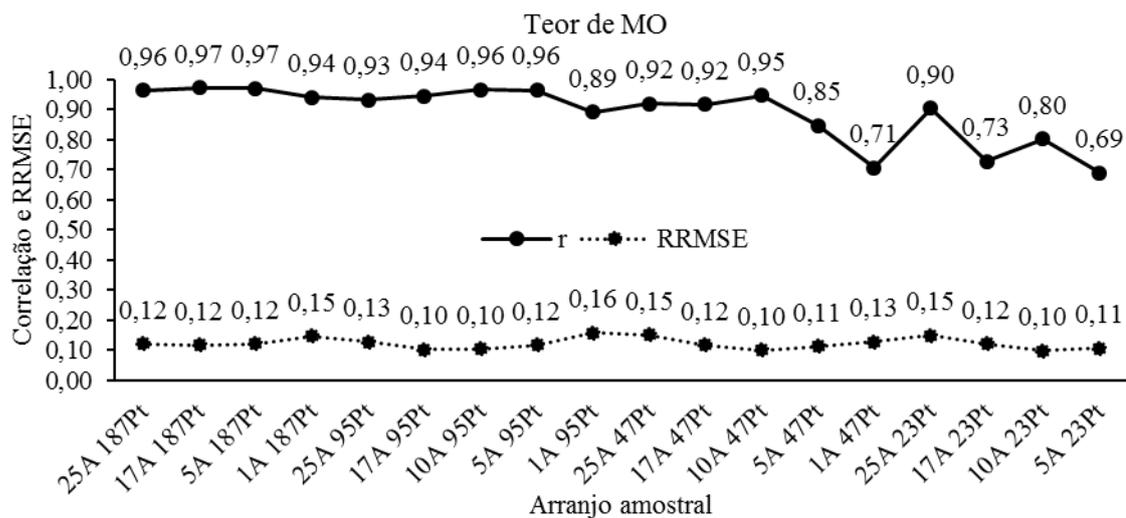


FIGURA 6. Correlação (r) e valores de RRMSE do mapa de variabilidade com melhor ajuste do variograma e validação cruzada para o teor de MO (10A 187Pt) comparado com os mapas dos restantes arranjos amostrais.

Para os teores de argila, foi avaliado somente a influência da distância entre os pontos amostrais e não do número de amostras simples (Quadro 12), em função da pequena disponibilidade de solo das amostras simples. Observa-se que houve ajustes semelhantes em todas as malhas amostrais, com exceção do arranjo com 23 pontos. O modelo gaussiano foi o que melhor explicou a variabilidade horizontal da argila no solo, com forte dependência espacial.

QUADRO 12. Parâmetros dos modelos teóricos dos variogramas ajustados para o teor de argila do solo nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Pontos excluídos	Modelo	Alcance (m)	$C_0+C^{(3)}$	$C_0^{(4)}$	IDE ⁽⁵⁾	SQR ⁽⁶⁾	$R^{2(7)}$
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	0	GAU ⁽⁸⁾	431	6630	260	96,1	139711	0,99
25 A 95 Pt	0	GAU	465	6710	300	95,5	83270	0,99
25 A 47 Pt	0	GAU	406	5549	380	93,1	29572	0,99
25 A 23 Pt	0	GAU	513	6321	1090	82,7	107130	0,99

⁽¹⁾Número de amostras simples ⁽²⁾Número de pontos amostrais; ⁽³⁾Patamar; ⁽⁴⁾Efeito pepita; ⁽⁵⁾Índice de dependência espacial; ⁽⁶⁾Soma de quadrados dos resíduos; ⁽⁷⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁸⁾Gaussiano.

No quadro 13 estão apresentados os parâmetros da validação cruzada para o teor de argila do solo. Ficou evidente a deterioração das estimativas com o uso de poucas amostras para a krigagem. No entanto, mesmo com apenas 23 pontos, houve ajuste muito superior do modelo teórico para estimar a variabilidade espacial da argila, quando comparado aos atributos químicos do solo, mesmo quando, para estes, se utilizou as malhas mais densas. Segundo a classificação utilizada por Nanni et al. (2011), o

coeficiente de determinação da validação cruzada foi considerado bom ($0,5 \leq R^2 \leq 0,75$) para o arranjo contendo 23 pontos e excelente ($R^2 > 0,75$) para os arranjos com mais pontos.

QUADRO 13. Validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para o teor de argila do solo (Arg.) nos diferentes arranjos amostrais utilizados

Arranjo	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro padrão (SE)	R ² (³)	RQEM(⁴)	EMP(⁵)
25 A ⁽¹⁾ 187 Pt ⁽²⁾	1,037	-20,74	0,023	0,92	18,10	2,56
25 A 95 Pt	1,028	-15,62	0,035	0,90	18,75	2,79
25 A 47 Pt	0,993	3,69	0,063	0,84	23,44	3,42
25 A 23 Pt	1,129	-68,74	0,155	0,72	32,11	4,89

(¹)Número de amostras simples (²)Número de pontos amostrais; (³) Coeficiente de determinação; (⁴)Raiz quadrada do erro médio; (⁵)Erro médio percentual.

Para os teores de argila do solo foram observadas altas correlações entre os mapas dos diferentes arranjos amostrais, além de baixos valores de RRMSE (Figura 7).

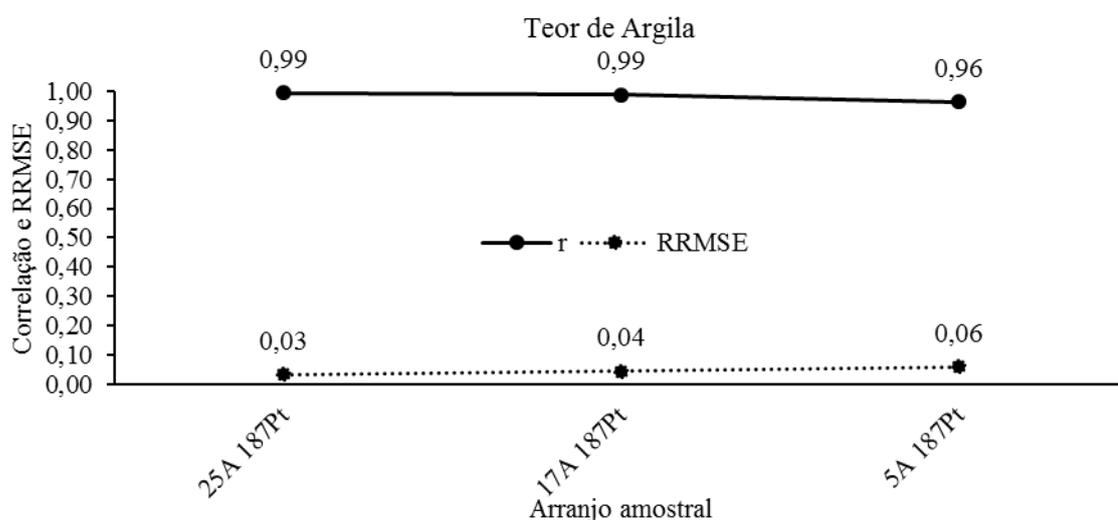


FIGURA 7. Correlação (r) e valores de RRMSE do mapa de variabilidade com melhor ajuste do variograma e validação cruzada para a argila (25A 187Pt) comparado com os mapas dos restantes arranjos amostrais.

Como a argila é pouco influenciada pelo manejo adotado no talhão, a variação horizontal existente é resultado somente de processos pedogenéticos que atuaram sobre os diferentes materiais de origem, que são conhecidos como macrovariações. Normalmente as macrovariações se correlacionam espacialmente e apresentam altos valores de alcance da dependência espacial (MELLO et al., 2006).

Por outro lado, para os atributos químicos do solo, K, V e principalmente o P, mesmo apresentando dependência espacial moderada a forte, e bons ajustes de modelos teóricos, não foi observado bons valores de R^2 da validação cruzada, indicando, que existe uma grande dispersão da nuvem de pontos em torno da reta ideal. A baixa precisão das estimativas pode ocorrer devido às variações extrínsecas causadas pela aplicação de fertilizantes, práticas de cultivo e erosões ocorridas (CAMBARDELLA et al., 1994).

Neste estudo, foi utilizada uma malha amostral densa, principalmente quando comparada às malhas que se utilizam comercialmente no Brasil, e não foram obtidos bons parâmetros da validação cruzada para os atributos químicos estudados. Este resultado pode sugerir que, mesmo com malhas amostrais mais intensas, não há melhoria na precisão dos valores estimados pela krigagem. As práticas de correção e adubação do solo ao longo dos anos de cultivo podem ter ocasionado mudanças intensas na variabilidade horizontal destes atributos que inviabilizam o ajuste de modelos teóricos que explicam a variação dos mesmos.

Em contrapartida, a variabilidade espacial dos teores argila do solo foi estimada com boa precisão mesmo com um conjunto pequeno de dados. Este resultado contradiz aos observados por Webster e Oliver (1992), Kerry e Oliver (2008) e Souza et al. (2014), os quais afirmaram que ocorre diminuição da precisão da estimativa do variograma quando se usa menos que 100 pontos amostrais. Desta forma, supõe-se que, se a distância entre os pontos for suficiente para se captar a dependência espacial do atributo estudado, e este não tenha sofrido intensa influência do manejo na sua variabilidade, um pequeno conjunto de dados amostrais permitem modelar com precisão a sua variabilidade espacial, concordando com os resultados obtidos por Ragagnin et al. (2010).

Levando-se em consideração os ajustes dos modelos dos variogramas, a validação cruzada, a correlação entre os mapas, e os valores de RRMSE, observa-se que a utilização de apenas uma amostra simples por ponto amostral prejudica a modelagem da variabilidade horizontal dos atributos químicos do solo, principalmente o P e K. Este resultado discorda com os de Siqueira et al. (2014), no entanto, estes autores compararam as correlações entre os mapas de argila, susceptibilidade magnética e saturação por bases com amostras formadas por uma e três amostras simples somente.

Pelos resultados apresentados, observa-se maior influência e importância do número de amostras simples para os nutrientes potássio e fósforo. Entretanto, para todos os atributos avaliados, houve perda de qualidade dos variogramas e validação cruzada,

além de diminuição da correlação entre os mapas de variabilidade quando se utiliza apenas uma amostra simples por ponto. Ao contrário do esperado, não foi observado aumento de qualidade quando se utilizou mais de 17 amostras simples por ponto. A possível homogeneização ocasionada pela utilização de sub-amostragem não foi observada, pois não houve diminuição evidente do IDE dos modelos de variogramas ajustados quando foi utilizado mais de uma amostra simples por ponto.

Em função da influência do número de amostras simples nos parâmetros da qualidade da interpolação, foram ajustadas equações de regressão para os parâmetros de avaliação da qualidade da interpolação, sendo verificado efeito significativo do número de amostras utilizadas ($p < 0,01$) em todos os parâmetros testados (Figura 8).

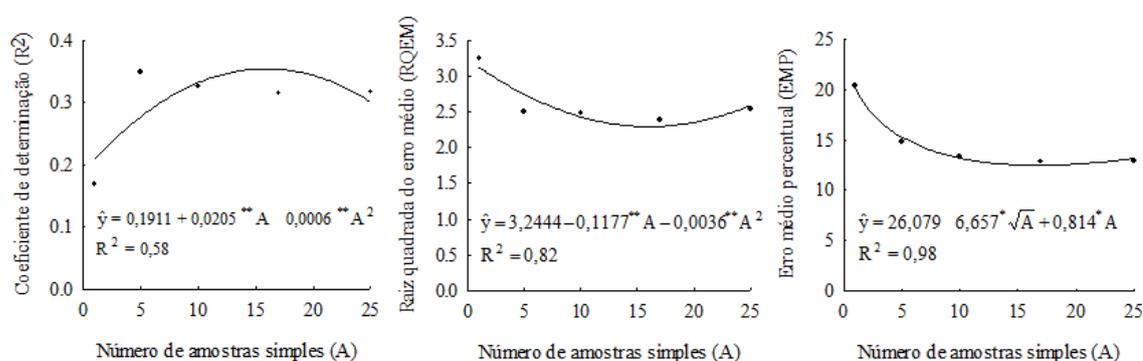


FIGURA 8. Gráficos de regressão dos parâmetros de qualidade da interpolação

O ponto de máximo coeficiente de determinação da validação cruzada (0,354) foi obtido com 15,9 amostras simples e os mínimos da RQEM e do EMP (2,29 e 12,47, respectivamente) foram obtidos com 16,0 e 16,7 amostras simples por ponto, respectivamente. Calculando-se o número de amostras necessárias para atingir 90% dos valores máximo e mínimos, obtêm-se 8,6; 7,7 e 7,7 amostras simples por ponto para o R^2 da validação cruzada, a RQEM e o EMP, respectivamente. Desta forma utilizando-se 8 amostras simples por ponto obteremos um R^2 de validação cruzada de 0,314, uma RQEM de 2,53 e um EMP de 13,76%, todos com valores atingindo acima dos 89,9% do melhor valor calculado, com redução de 8 de amostras simples (50%) por ponto amostral em média, já que os pontos de máxima e mínimas dos três parâmetros testados ficaram em torno de 16 amostras simples por ponto.

3.5. CONCLUSÕES

1. Foi detectada dependência espacial para todos os atributos do solo avaliados.

2. Houve diferença entre a qualidade dos variogramas, da validação cruzada e dos mapas de variabilidade espacial dos atributos gerados com diferentes números de amostras simples, sendo necessárias oito amostras simples por ponto para uma boa qualidade da estimativa dos atributos do solo.

3. A utilização de apenas uma amostra simples por ponto amostral, prejudica a modelagem da variabilidade horizontal dos atributos do solo, principalmente do fósforo e potássio.

4. São necessários 1 ponto amostral para cada 0,54 ha (187 pontos) para estimar o fósforo, o potássio e a saturação por bases, 1 ponto para cada 1,06 ha (95 pontos) para estimar o pH e a matéria orgânica e, 1 ponto para cada 4,39 ha (23 pontos) para estimar a argila do solo.

5. Os atributos do solo que sofrem menor influência de fatores extrínsecos são os que apresentam as melhores estimativas em locais não amostrados.

3.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. **Köppen's climate classification map for Brazil**. Meteorologische Zeitschrift, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.

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 America Journal**, v. 58, n. 4, p. 1501-1511, 1994.

CAON, D.; GENÚ, A. M. Mapeamento de atributos químicos em diferentes densidades amostrais e influência na adubação e calagem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 17, n. 6, p. 629-639, 2013.

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**, v. 37, n. 2, p. 394-400, 2007.

CLAESSEN, M. E. C., org., **Manual de Métodos de análises de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro, 1997. 212p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Tecnologias de produção de soja – região central do Brasil – 2012 e 2013**. Londrina, Embrapa Soja, 2011. 261 p.

FERREIRA, D. F. Sisvar: a computer statistical analysis system. **Ciência e Agrotecnologia (UFLA)**, v. 35, n. 6, p. 1039-1042, 2011.

GUARÇONI, A. M.; ALVAREZ, V. H.; NOVAIS, R. F.; CANTARUTTI, R. B.; LEITE, H. G.; FREIRE, F. M. Definição da dimensão do indivíduo solo e determinação do número de amostras simples necessário à sua representação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 30, n. 6, p. 943-954, 2006.

KERRY, R.; OLIVER, M. A. Comparing sampling needs for variograms of soil properties computed by the method of moments and residual maximum likelihood. **Geoderma**, v. 140, p. 383-396, 2007.

KERRY, R.; OLIVER, M. A. Determining nugget: sill ratios of standardized variograms from aerial photographs to kriged sparse soil data. **Precision Agriculture**, v. 9, p. 33-56, 2008.

KRAVCHENKO, A. N. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. **Soil Science Society of America Journal**, v. 67, n. 5, p. 1564-1571, 2003.

LI, J.; HEAP, A. D. A. **Review of Spatial Interpolation Methods for Environmental Scientists**. Geoscience Australia, Record 2008/23, 2008, 137 p.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 20, n. 1, p. 01-12, 1996.

MELLO, G.; 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**, v. 10, n. 2, p. 294-305, 2006.

NANNI, M. R.; POVH, F. P.; DEMATTÊ, J. A. M.; OLIVEIRA, R. B. de; CÉZAR, E. Optimum size in grid soil sampling for variable rate application in site-specific management. **Scientia Agrícola**, v. 68, n. 3, p. 386-392, 2011.

RAGAGNIN, A. V.; SENA JUNIOR, D. G.; SILVEIRA NETO, A. N. Recomendação de calagem a taxa variada sob diferentes intensidades de amostragem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 6, p. 600-607, 2010.

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

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

SIQUEIRA, D. S.; MARQUES Jr., J.; PEREIRA, G. T.; BARBOSA, R. S.; TEIXEIRA, D. B.; PELUCO, R. G. Sampling density and proportion for the characterization of the variability of Oxisol attributes on diferente materials. **Geoderma**, v. 232-234, p. 172-182, 2014.

SOUZA, Z. M.; SOUZA, G. S.; JÚNIOR, J. M.; PEREIRA, G. T. Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo. **Ciência Rural**, v. 44, n. 2, p. 261-268, 2014.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. **Journal of Soil Science**, v. 43, p. 177-192, 1992.

WILDING, L. P.; DREES, L. R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L. P.; DREES, L.R., (Eds). **Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions**, 1983. p.83-116.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. Tese de Livre Docência. Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001. 114p.

4. CAPÍTULO 2

VARIABILIDADE ESPACIAL E CORRELAÇÃO DOS ATRIBUTOS DO SOLO E PRODUTIVIDADE DO MILHO E DA SOJA

4.1. RESUMO

O conhecimento da variabilidade espacial de atributos do solo e da planta é fundamental para se efetuar o manejo localizado dos solos. O estudo foi realizado em um talhão da Fazenda Planalto, localizada no município de Maracaju – MS, com o objetivo de avaliar a variabilidade espacial e correlação entre os atributos químicos e granulométricos do solo e a produtividade do milho e da soja. Foi utilizada uma grade amostral contendo 187 pontos, utilizando-se 10 amostras simples de solo por ponto amostral. Não foi detectado dependência espacial para o cálcio, alumínio, acidez potencial, soma de bases, ferro e zinco. As melhores estimativas em locais não amostrados foram obtidos para a areia e argila. A produtividade da soja apresentou forte dependência espacial e se correlacionou positivamente de forma moderada com a matéria orgânica, fósforo, magnésio e capacidade de trocas de cátions.

Palavras-chave: Latossolo, dependência espacial, *Glycine max*.

Spatial variability and correlation of chemicals and physical soil attributes and corn and soybean productivity

Abstract – Knowledge of the spatial variability of soil and plant properties is crucial to implement localized soil management. This study was conducted on a field of Planalto farm, located in the city of Maracaju - MS, in order to study the spatial variability and correlation between the chemical and physical soil attributes, and corn and soybean yield. A sampling grid with 187 points, using 10 single samples of soil per sample point was used. There was no detectable spatial dependence on calcium, aluminum, acidity potential, the sum of bases, iron and zinc. The best estimates for non-sampled locations were obtained for sand and clay. Soybean yield showed a strong spatial dependence and was moderately positively correlated with organic matter, phosphorus, magnesium and cation exchange capacity.

Key words: Oxisol, spatial dependence, *Glycine max*.

4.2. INTRODUÇÃO

O advento da mecanização agrícola foi um dos responsáveis pelo aumento da produção agrícola mundial, isso ocorreu em função de mudanças no processo de produção, destacando-se a possibilidade de cultivo em extensas áreas. Na agricultura moderna, a utilização dos insumos agrícolas é empregada de forma a otimizar sua eficiência, ou seja, utilizar a quantidade adequada, no momento correto. Isto contribui para a redução da contaminação do ambiente e aumento na margem de lucro do agricultor.

Neste cenário, a agricultura de precisão vem ganhando espaço como importante ferramenta do sistema produtivo atual.

Segundo Molin (2002), a agricultura de precisão é definida como um conjunto de procedimentos e tecnologias de informação que possibilitam um gerenciamento da produção agrícola, considerando a variabilidade espacial da produtividade e os fatores relacionados.

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo é uma importante ferramenta para aperfeiçoar o manejo em áreas agrícolas por meio de um gerenciamento que considere as informações pontuais do solo (AMADO et al., 2009), através do estabelecimento de zonas de manejo específicas, e aplicação de insumos a taxa variada. Desta forma, é imprescindível que a amostragem do solo permita a caracterização da variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo.

A variabilidade do solo é consequência de complexas interações dos fatores e processos de sua formação, de práticas de manejo, como adubação e calagem (CAMBARDELLA et al., 1994), além da remoção de nutrientes de forma diferencial através da colheita (WILDA, 2014).

Para a modelagem da variabilidade espacial da fertilidade do solo, utiliza-se a geoestatística. Ela permite realizar o estudo da variabilidade espacial dos atributos do solo através de modelos teóricos de variogramas, efetuando a estimativa de valores em locais não amostrados por meio da krigagem, o que possibilita a confecção de mapas temáticos dos atributos de interesse na área estudada (BOTTEGA et al., 2013a; SILVA et al., 2010). Segundo Corá e Beraldo (2006), a krigagem é o método que proporciona maior exatidão na estimativa dos valores em pontos não amostrados e maior precisão na elaboração dos mapas temáticos.

Conhecer a variabilidade espacial dos atributos do solo é de fundamental importância para tomada de decisão quanto ao manejo a ser adotado, além disso, esta

variabilidade pode explicar variações observadas na produtividade das culturas, podendo contribuir em ações que buscam atingir o máximo potencial produtivo de cada hectare de área cultivada. Diante do exposto, o objetivo deste trabalho foi avaliar a variabilidade espacial e a correlação dos atributos do solo e da produtividade do milho e da soja, em uma área de produção agrícola cultivada sob semeadura direta e sucessão de culturas soja / milho safrinha + braquiária (*Urochloa ruziziensis*).

4.3. MATERIAL E MÉTODOS

A coleta de dados foi realizada na Fazenda Planalto, entre os dias 22 e 29 de agosto de 2012. A propriedade está localizada no município de Maracaju - MS, com coordenadas geográficas de 21° 38' 20'' de latitude Sul e 55° 33' 30'' de longitude Oeste. A altitude média em relação ao nível do mar é de 550 m. O clima da região é classificado como Am, segundo a classificação de Köppen (ALVARES et al., 2013), apresentando estação chuvosa no verão e estação seca no inverno, com temperatura média do mês mais frio superior a 18°C, com chuvas no verão e com seca no inverno. A precipitação média anual é de 1500 a 1700 mm e a temperatura média anual de 22,3°C. O solo da área é classificado como Latossolo Vermelho Distroférico, de textura argilosa a muito argilosa com os componentes granulométricos do solo variando de 225 a 400 g kg⁻¹ de areia, 125 a 225 g kg⁻¹ de silte e 450 a 650 g kg⁻¹ de argila (EMBRAPA, 2013).

O estudo foi realizado em um talhão com uma área de 101 ha, cultivado a 35 anos, sob condições de sequeiro, sendo últimos 20 anos sob semeadura direta. Nas safras de 2002/03 a 2004/05, foi cultivado sob sucessão de soja/milho safrinha, com adubação de 150 kg ha⁻¹ de MAP no sulco de semeadura da soja e 100 kg ha⁻¹ de Ureia no sulco e 200 kg ha⁻¹ de KCl em cobertura no milho safrinha, nas safras de 2005/06 e 2006/07 o talhão foi utilizado com pastagem (Tanzânia) sem receber adubação e nas safras de 2007/08 a 2012/13 sob sucessão de soja/milho safrinha + braquiária com adubação de 150 kg ha⁻¹ de MAP no sulco da soja e de 100 kg ha⁻¹ de Uréia no sulco e 200 kg ha⁻¹ de KCl em cobertura no milho safrinha + braquiária.

Para o mapeamento dos atributos químicos e físicos do solo, foi utilizada uma grade contendo 187 pontos amostrais (Figura 1). Os pontos foram georreferenciados utilizando-se um aparelho receptor GPS Garmin, Modelo HCx.

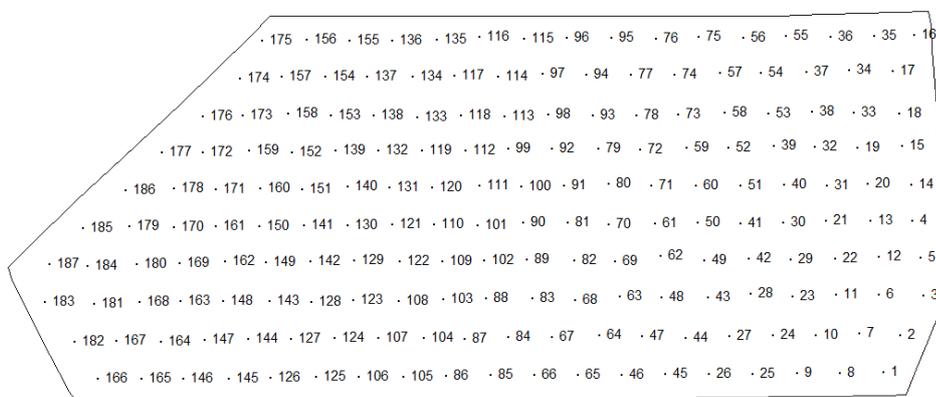


FIGURA 1. Grade amostral utilizada para coleta de solo.

Em cada ponto amostral foram retiradas 10 amostras simples, na profundidade de 0 – 0,20 m. Para a retirada das amostras, utilizou-se uma broca helicoidal de uma polegada de diâmetro acoplada a uma furadeira.

Os atributos químicos avaliados foram: pH em CaCl_2 ($0,01 \text{ mol L}^{-1}$), potássio (K^+), cálcio (Ca^{+2}), magnésio (Mg^{+2}) e hidrogênio mais alumínio ($\text{H}^+ + \text{Al}^{+3}$) trocáveis determinados de acordo com Claessen (1997); os valores da soma de bases (SB) foi dada pelo somatório das bases trocáveis no solo; a capacidade de troca de cátions do solo (T) foi calculada pela expressão: $T = \text{SB} + (\text{H}^+ + \text{Al}^{+3})$; a saturação por bases (V), calculada pela expressão: $V = 100 \times \text{SB}/T$. A composição granulométrica foi determinada por meio da dispersão do solo com NaOH ($0,1 \text{ mol L}^{-1}$) e agitação lenta durante 16 horas, sendo o conteúdo de argila obtido pelo método da pipeta.

Os dados da produtividade do milho safra 2012 e soja (2012/2013) foram obtidos utilizando-se uma colhedora de grãos, equipada com monitor de produtividade, composto por sensor de umidade, sensor de fluxo de grãos e sistema de posicionamento e monitor. Foi realizada a eliminação de erros de posicionamento, tempo de enchimento da colhedora e largura da plataforma conforme proposto por Menegatti e Molin (2004). Para a avaliação da produtividade pontual, efetuou-se a média de 10 registros de produtividade mais próximos em torno do ponto amostral utilizado para a amostragem de solo. Desta forma, foram criados 187 pontos amostrais de produtividade.

Os dados foram submetidos à análise exploratória para verificar a presença de valores discrepantes, sendo utilizada a metodologia proposta por Libardi et al. (1996), segundo a qual o limite crítico para estes valores é definido a partir da dispersão interquartil (DQ), sendo o limite superior definido por $(Q3 + 1,5 \times \text{DQ})$ e o inferior por $(Q1 - 1,5 \times \text{DQ})$, em que $Q1$ e $Q3$ são o primeiro e o terceiro quartil, respectivamente.

A dependência espacial foi avaliada pelo método dos momentos de Matheron. Os dados experimentais foram submetidos ao ajuste de modelos teóricos isotrópicos: esférico, exponencial e gaussiano, no programa GS^+ (ROBERTSON, 2008). A escolha do modelo foi baseada no maior coeficiente de determinação (R^2), na menor soma de quadrados do resíduo (SQR) e na validação cruzada. Os parâmetros do modelo do variograma ajustado foram usados na interpolação dos dados por krigagem ordinária.

O índice de dependência espacial dos atributos (IDE), foi determinado e classificado, segundo Zimback (2001), utilizando-se a equação $\text{IDE} = (C / (C_0 + C)) \times 100$, sendo C o valor da variância espacial e C_0 o valor do efeito pepita, assumindo os

seguintes intervalos: dependência espacial baixa para $IDE < 25\%$, moderada para $25\% \leq IDE \leq 75\%$ e forte para $IDE > 75\%$.

A precisão da interpolação foi analisada pelos critérios da retirada de um valor amostrado e obtenção do valor estimado do mesmo pela krigagem, utilizando-se os valores dos pontos vizinhos, sendo realizado este processo para todos os pontos amostrados. Ao final, para cada valor verdadeiro existirá um estimado e, portanto, o erro de estimação. Os parâmetros desta validação cruzada são o coeficiente de regressão, intercepto, erro quadrático e coeficiente de determinação.

A correlação espacial entre os atributos químicos e granulométricos do solo e a produtividade foi realizada por meio do coeficiente de correlação de Pearson.

4.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Observou-se que, de 18 atributos do solo avaliados, 12 apresentaram valores discrepantes e estes foram removidos do conjunto de dados, para posterior análise dos mesmos. Os valores discrepantes influenciam na média, amplitude, desvio-padrão e a na distribuição dos dados (HOAGLIN et al., 1983). Para a produtividade, também foram observados dados discrepantes, provenientes de erro de leitura da largura da plataforma e tempo de enchimento da máquina, no entanto, estes foram eliminados antes da estimativa da produtividade localizada nos pontos amostrais.

Os coeficientes de variação (CV%) variaram de 4,36 a 597,54%, para a acidez ativa do solo em CaCl_2 e alumínio trocável, respectivamente. Segundo a classificação proposta por Wilding e Drees (1983), os valores de CV foram considerados altos ($\text{CV} > 35\%$) para o fósforo, alumínio e zinco (Quadro 1).

QUADRO 1. Estatística descritiva dos atributos do solo e da produtividade da soja e do milho.

Atributos	Valores Excluídos	Média	Mediana	Min.	Máx.	CV ⁽⁷⁾ (%)	QI ⁽⁸⁾	QS ⁽⁹⁾
pH ⁽¹⁾	1	5,19	5,16	4,56	5,75	4,36	5,03	5,32
MO ⁽²⁾ (g kg ⁻¹)	2	29,12	28,40	20,21	41,50	14,11	26,08	31,79
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	4	11,16	10,03	2,85	30,93	40,25	7,79	13,58
Potássio (K) (cmol _c dm ⁻³)	4	0,45	0,43	0,17	0,90	28,25	0,36	0,52
Cálcio (Ca) (cmol _c dm ⁻³)	2	5,43	5,44	2,76	7,78	16,83	4,90	6,01
Magnésio (Mg) (cmol _c dm ⁻³)	3	1,98	1,98	1,15	3,12	18,82	1,71	2,21
Alumínio (Al) (cmol _c dm ⁻³)	0	0,01	0,00	0,00	0,12	597,54	0,00	0,00
H+Al ⁽³⁾ (cmol _c dm ⁻³)	0	4,08	3,99	2,53	7,39	20,12	3,47	4,58
SB ⁽⁴⁾ (cmol _c dm ⁻³)	2	7,87	7,89	4,85	11,20	14,48	7,09	8,59
T ⁽⁵⁾ (cmol _c dm ⁻³)	0	11,99	11,90	9,17	14,93	9,70	11,17	12,75
V ⁽⁶⁾ (%)	3	66,17	66,00	50,07	81,59	9,22	62,86	70,54
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	3	7,59	7,32	3,94	12,11	22,87	6,25	8,73
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	5	61,20	58,73	27,63	104,68	24,60	50,87	72,00
Ferro (Fe) (mg dm ⁻³)	1	49,60	47,61	18,36	92,59	31,66	37,41	59,86
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	0	4,79	4,52	1,28	13,08	35,64	3,77	5,34
Argila (g kg ⁻¹)	0	540,11	550,00	450,00	650,00	11,64	500,00	600,00
Silte (g kg ⁻¹)	2	165,00	150,00	125,00	200,00	12,36	150,00	175,00
Areia (g kg ⁻¹)	0	294,25	275,00	200,00	400,00	22,18	250,00	350,00
Produtividade soja (kg ha ⁻¹)	0	3676,3	3674,8	3023,7	4387,2	8,38	3439,8	3907,1
Produtividade milho (kg ha ⁻¹)	0	5421,4	5497,2	3189,8	6610,4	10,88	5219,2	5779,5

⁽¹⁾Acidez ativa em CaCl_2 ; ⁽²⁾Matéria orgânica; ⁽³⁾Acidez potencial; ⁽⁴⁾Soma de bases; ⁽⁵⁾Capacidade de trocas de cátions; ⁽⁶⁾Saturação por bases; ⁽⁷⁾Coefficiente de variação; ⁽⁸⁾Quartil inferior; ⁽⁹⁾Quartil superior.

Os valores moderados de CV ($15\% < CV < 35\%$), foram classificados para o potássio, cálcio, magnésio, acidez potencial, cobre, manganês, ferro e areia. O restante dos atributos do solo apresentaram CV classificados como baixos ($CV < 15\%$). A alta dispersão relativa para o P e Al, moderada para o K, Ca, Mg, H + Al e baixa para o pH, T e argila, corroboram com estudos anteriores em Latossolos (BOTTEGA et al., 2013a; SANA et al., 2014; SANTI et al., 2012).

A ampla maioria dos estudos de variabilidade espacial de atributos químicos do solo classificam o fósforo como de alta variabilidade. Isto é atribuído por diversos autores às sucessivas adubações com este nutriente no sulco de semeadura, o que acarreta grandes variações a curtas distâncias (CHERUBIN et al., 2014; NANNI et al., 2011).

Também se observou alta dispersão relativa para o Zn, que é um micronutriente que se encontra originalmente em baixos teores no solo. A dispersão relativa foi moderada para os micronutrientes (Fe, Mn e Cu) que normalmente se encontram em altos teores nos Latossolos argilosos e para os macronutrientes Ca, Mg e K que são aplicados em área total a lanço.

A dispersão relativa da produtividade soja e do milho foi classificada como baixa ($CV < 15\%$) e corrobora com os valores encontrados por Bottega et al. (2013b) que em um estudo de três safras consecutivas de soja também observaram coeficientes de variação abaixo dos 15%. Amado et al. (2007) e Milani et al. (2006), estudando a variabilidade espacial de diferentes safras encontraram valores de dispersão relativa classificados de baixa a moderada variabilidade (12% a 35%). Segundo Amado et al. (2007), as menores dispersões relativas são observadas em anos com precipitação pluviométrica normais.

Os valores médios dos atributos químicos do solo foram classificados segundo Embrapa (2011), como altos para cálcio, magnésio, potássio, saturação por bases, soma de bases, matéria orgânica, cobre, ferro, manganês e zinco (Quadro 1). Foram classificados como médios os atributos acidez ativa em CaCl_2 , fósforo, acidez potencial e capacidade de troca de cátions total, e como baixo para o alumínio. Estes valores já eram esperados pois a área é utilizada para agricultura a 35 anos, sendo corrigida e adubada ao longo deste período.

Os atributos cálcio, alumínio, acidez trocável, soma de bases, ferro e zinco não apresentaram dependência espacial (Quadro 2). A falta de dependência espacial ocorre quando o valor da semivariância é igual ao patamar, em qualquer distância entre os pares de pontos, sendo chamado de efeito pepita puro. O efeito pepita puro ocorre

quando a distribuição da variável na área é aleatória, ou quando distância mínima entre os pontos amostrais é superior à distância da dependência espacial (GUIMARÃES, 2004).

QUADRO 2. Parâmetros dos modelos teóricos de semivariância ajustados para os atributos físicos e químicos do solo e produtividade da soja.

Atributos	Modelo	Alcance (m)	C ₀ +C ⁽⁷⁾	C ₀ ⁽⁸⁾	IDE ⁽⁹⁾	SQR ⁽¹⁰⁾	R ² ⁽¹¹⁾
pH ⁽¹⁾	ESF ⁽¹²⁾	361	0,058	0,020	64	4,4x.10 ⁻⁵	0,93
MO ⁽²⁾ (g kg ⁻¹)	GAU ⁽¹³⁾	509	24,46	8,29	66	0,4	0,99
Fósforo (P) (mg dm ⁻³)	EXP ⁽¹⁴⁾	500	26,02	10,72	59	1,6	0,98
Potássio (K) (cmol _c dm ⁻³)	EXP	122	0,0200	0,0036	82	1,9x10 ⁻⁶	0,96
Cálcio (Ca) (cmol _c dm ⁻³)	EPP ⁽¹⁵⁾	-	0,8025	0,8025	-	-	-
Magnésio (Mg) (cmol _c dm ⁻³)	GAU	2362	0,523	0,103	80	2,0x10 ⁻³	0,91
Alumínio (Al) (cmol _c dm ⁻³)	EPP	-	0,002	0,002	-	-	-
H+Al ⁽³⁾ (cmol _c dm ⁻³)	EPP	-	0,9019	0,9019	-	-	-
SB ⁽⁴⁾ (cmol _c dm ⁻³)	EPP	-	1,3690	1,3690	-	-	-
T ⁽⁵⁾ (cmol _c dm ⁻³)	EXP	195	1,403	0,701	50	0,0457	0,77
V ⁽⁶⁾ (%)	ESF	286	40,03	20,01	50	4,46	0,97
Cobre (Cu) (mg dm ⁻³)	ESF	580	3,355	1,485	56	0,0574	0,97
Manganês (Mn) (mg dm ⁻³)	EXP	255	251,90	125,90	50	874,00	0,88
Ferro (Fe (mg dm ⁻³))	EPP	-	246,91	246,91	-	-	-
Zinco (Zn) (mg dm ⁻³)	EPP	-	2,1307	2,1307	-	-	-
Argila (g kg ⁻¹)	GAU	431	6630,0	260,0	94	139711	0,99
Silte (g kg ⁻¹)	EXP	300	412,90	206,04	50	1208,0	0,92
Areia (g kg ⁻¹)	GAU	418	7587,00	240,00	96	250023	0,99
Produtividade soja (kg ha ⁻¹)	ESF	905	86090	11000	87	2,1x10 ⁷	0,99
Produtividade milho (kg ha ⁻¹)	EXP	157	311300	114200	63	1,1x10 ⁹	0,91

⁽¹⁾Acidez ativa em CaCl₂; ⁽²⁾Matéria orgânica; ⁽³⁾Acidez potencial; ⁽⁴⁾Soma de bases; ⁽⁵⁾Capacidade de trocas de cátions; ⁽⁶⁾Saturação por bases; ⁽⁷⁾Patamar; ⁽⁸⁾Efeito pepita; ⁽⁹⁾Índice de dependência espacial; ⁽¹⁰⁾Soma de quadrados do resíduo; ⁽¹¹⁾Coefficiente de determinação; ⁽¹²⁾Esférico; ⁽¹³⁾Gaussiano; ⁽¹⁴⁾Exponencial; ⁽¹⁵⁾Efeito pepita puro.

Para o restante dos atributos do solo, os variogramas obtidos apresentaram-se bem ajustados, com valores do coeficiente de determinação (R²) acima de 0,77 e os menores valores de soma de quadrados dos resíduos. O alcance da dependência espacial variou 122 a 2362 m, para o potássio e o magnésio, respectivamente. Para os teores de potássio, magnésio, argila e areia foi observada forte dependência espacial (IDE > 0,75) e para os demais atributos químicos do solo foi encontrada moderada dependência espacial (0,25 ≤ IDE ≤ 0,75), sendo o maior IDE (96) observado para a areia e o menor (50) para a capacidade de trocas de cargas, saturação por bases, manganês e silte.

A produtividade da soja apresentou dependência espacial com alcance de 905 m. O modelo teórico que melhor se ajustou foi o esférico com coeficiente de determinação

de 0,99 e forte dependência espacial (87%), para a produtividade do milho foi observada moderada dependência espacial (63%) com alcance de 157 m e coeficiente de determinação de 0,91 do modelo teórico exponencial (Quadro 2). Amado et al. (2007); Bottega et al. (2013b) e Milani et al. (2006) também encontraram dependência espacial para a produtividade da soja e milho com alcances variando de 56,1 a 764 m, e IDE variando de moderado a forte.

Índices de dependência espacial moderados e fortes indicam que os variogramas explicam a maior parte da variância dos dados. Atributos que possuem forte dependência espacial são influenciados por fatores intrínsecos do solo, já os que possuem fraca dependência espacial receberam maior influência de fatores externos, devido a aplicações de corretivos e fertilizantes e cultivo do solo (CAMBARDELLA et al., 1994; SOUZA et al., 2010).

Pela validação cruzada dos dados (Quadro 3) observa-se que as melhores estimativas em locais não amostrados foram obtidas em ordem decrescente para a: argila, areia, matéria orgânica, cobre, acidez ativa, fósforo, potássio, silte, saturação por bases, manganês, magnésio e capacidade de troca de cátions total.

Para a acidez ativa, matéria orgânica, fósforo, potássio, cobre, argila e areia os coeficientes de regressão e os erros quadráticos estão próximos de 1 e 0, respectivamente. Assim, considera-se as estimativas como satisfatórias, entretanto, os coeficientes de determinação da validação cruzada segundo a classificação adotada por Nanni et al. (2011) foram considerados como excelentes ($R^2 > 0,75$) para a argila e areia e baixos ($R^2 < 0,50$) para o restante dos atributos testados. Bottega et al. (2013a) e Nanni et al. (2011) também observaram baixos coeficientes de determinação da validação cruzada para todos os atributos químicos do solo estudados.

Kerry e Oliver (2004) propuseram a utilização de distâncias máximas entre as amostras não superiores à metade do valor do alcance da dependência espacial obtido. Neste estudo, entretanto, para todos os atributos do solo que apresentam dependência espacial esta recomendação foi atendida, e mesmo assim não se observou boas estimativas em locais não amostrados. Diversos autores atribuem essa baixa qualidade das estimativas ao uso de malhas amostrais insuficientes para captarem a variabilidade horizontal do solo e recomendaram o uso de malhas amostrais mais densas (CHERUBIN et al. 2014; CORÁ e BERALDO, 2006; NANNI et al. 2011). Entretanto, deve-se considerar também o período em que a área em estudo está sendo utilizada para agricultura, e as alterações intensas na variabilidade dos atributos químicos do solo

causadas pelas operações de adubação e correção do solo realizadas ao longo do tempo. Tais práticas podem influenciar de tal forma que seja inviável ou até impossível modelar a variabilidade com bons ajustes da validação cruzada em função das profundas alterações ocasionadas por fatores extrínsecos.

QUADRO 3. Parâmetros da validação cruzada dos modelos teóricos de semivariância ajustados para os atributos químicos e físicos do solo e da produtividade da soja.

Atributos	Coefficiente de regressão	Intercepto (Y)	Erro quadrático (SE)	R ²⁽⁵⁾
pH ⁽¹⁾	1,017	-0,08	0,104	0,34
MO ⁽²⁾	1,034	-0,98	0,079	0,48
P (mg dm ⁻³)	0,954	0,48	0,105	0,31
K (cmol _c dm ⁻³)	0,916	0,04	0,102	0,31
Mg (cmol _c dm ⁻³)	0,754	0,48	0,143	0,13
T ⁽³⁾ (cmol _c dm ⁻³)	0,734	3,19	0,139	0,13
V ⁽⁴⁾ (%)	0,872	8,53	0,135	0,19
Cu (mg dm ⁻³)	0,990	0,08	0,099	0,35
Mn (mg dm ⁻³)	0,885	7,21	0,141	0,18
Argila (g kg ⁻¹)	1,037	-20,74	0,023	0,92
Silte (g kg ⁻¹)	0,867	21,96	0,128	0,20
Areia (g kg ⁻¹)	1,033	-9,07	0,023	0,92
Produtividade soja (kg ha ⁻¹)	1,018	-65,84	0,038	0,79
Produtividade milho (kg ha ⁻¹)	0,925	405,74	0,141	0,19

⁽¹⁾Acidez ativa em CaCl₂; ⁽²⁾ Matéria orgânica; ⁽³⁾Soma de bases; ⁽⁴⁾Capacidade de trocas de cátions; ⁽⁵⁾Coefficiente de determinação.

A estimativa da produtividade da soja foi considerada excelente, com R² da validação cruzada de 0,79, coeficiente de regressão e erro quadrático próximos de 1 e 0, respectivamente. Amado et al. (2007) concluíram que a soja apresenta, em anos com precipitação normal, restrita capacidade de discriminar a variabilidade espacial existente na lavoura. Porém, neste trabalho, mesmo em ano sem déficit hídrico, observou-se que a produtividade da soja apresentou forte dependência espacial.

Para a estimativa da produtividade do milho, o R² foi baixo (0,19), provavelmente isto ocorreu, porque a lavoura de milho sofreu ataque de porcos selvagens em toda a sua extensão, ocasionando perdas de produtividade localizadas e aleatórias que mascararam a variabilidade da produtividade do talhão.

Os coeficientes de correlação de Pearson entre os atributos do solo (Quadro 3), foram significativos tanto a 1% quanto a 5% de probabilidade, sendo consideradas somente as correlações (r) moderadas (0,29 < r < 0,50) e fortes (r > 0,50) segundo a classificação proposta por Cohen (1988).

A acidez ativa do solo é o atributo que mais possui correlações com o restante dos atributos do solo, apresentando forte correlação positiva com o V% (0,81), forte negativa com o H+Al (-0,86), moderada positiva com o Ca, Mg, SB e areia (0,30, 0,38, 0,37 e 0,37, respectivamente), e moderada negativa com o Al e argila (-0,30 e -0,33, respectivamente). Correlações positivas entre o pH do solo e os teores de Ca, Mg, SB e V% são esperadas uma vez que os calcários utilizados para a correção da acidez do solo fornecem Ca e Mg (MOREIRA et al., 2001), e estes são os componentes principais da SB e V%, o que também explica as fortes correlações existentes entre o Ca e a SB e o V% (0,94 e 0,67, respectivamente) e entre o Mg e a SB e o V% (0,60 e 0,52, respectivamente).

A moderada e forte correlação negativa entre o pH e o Al e H+Al, respectivamente, se deve em função da redução dos teores de alumínio disponível e aumento da saturação por bases em solos com pH mais elevado. As correlações moderadas negativa e positiva entre o pH e os teores de argila e areia, respectivamente, possivelmente ocorrem devido à variabilidade horizontal dos teores destes atributos no talhão, aliada a doses fixas de corretivos aplicados, pois em áreas com maior teor de argila são necessárias maiores doses de calcário para promover o aumento do pH.

Correlações fortes positiva ocorreram entre a MO e a argila (0,68) e negativa entre a MO e a areia (-0,65). Uma vez que a argila é um componente do solo com maior superfície específica, que tem capacidade de reter e proteger a decomposição da matéria orgânica, em solos com maiores teores de argila espera-se encontrar maiores teores de MO (LEPSCH et al., 1982). A moderada correlação positiva entre a MO e o H+Al (0,38) e o T (0,39) pode ser explicada pela MO promover expressivo aumento da capacidade de troca de cargas do solo (CIOTTA et al., 2003), sendo também observada nos estudos de Souza et al. (2010).

QUADRO 4. Coeficiente de correlação de Pearson entre os atributos do solo estudados.

	pH	MO	P	K	Ca	Mg	Al	H+Al	SB	T	V	Cu	Fe	Mn	Zn	Argila	Silte
MO	-0,24**	1,00															
P	-0,03	0,13	1,00														
K	-0,10	0,02	0,09	1,00													
Ca	0,30**	0,17	0,17*	-0,13	1,00												
Mg	0,38**	0,01	0,11	-0,05	0,32**	1,00											
Al	-0,30**	0,01	0,00	0,05	-0,16*	-0,25**	1,00										
H+Al	-0,86**	0,38**	0,13	0,13	-0,24**	-0,30**	0,37**	1,00									
SB	0,37**	0,14	0,19*	-0,01	0,94**	0,60**	-0,21**	0,29**	1,00								
T	-0,24**	0,39**	0,27**	0,08	0,73**	0,36**	0,06	0,41**	0,75**	1,00							
V	0,81**	-0,19*	0,01	-0,10	0,67**	0,52**	-0,36**	-0,86**	0,73**	0,10	1,00						
Cu	0,20**	-0,42**	-0,02	-0,08	0,13	0,11	-0,02	-0,27**	0,14	-0,05	0,26**	1,00					
Fe	0,08	-0,09	-0,01	0,08	0,24**	0,13	-0,10	-0,10	0,26**	0,17*	0,21**	0,40**	1,00				
Mn	0,22**	-0,17*	0,10	-0,12	0,30**	0,09	-0,06	-0,25**	0,27**	0,08	0,32**	0,51**	0,19*	1,00			
Zn	0,14	-0,05	0,04	0,09	0,18*	0,09	-0,09	-0,11	0,20*	0,11	0,17*	0,15	0,19*	0,26**	1,00		
Argila	-0,33**	0,68**	-0,09	0,12	0,10	-0,03	0,00	0,45**	0,08	0,39**	-0,28**	-0,46**	0,00	-0,32**	0,04	1,00	
Silte	-0,17*	-0,04	-0,16	0,08	-0,15	-0,09	0,07	0,07	-0,15	-0,09	-0,12	0,06	0,07	-0,15	-0,02	-0,06	1,00
Areia	0,37**	-0,65**	0,01	0,14	-0,05	0,06	-0,02	-0,46**	-0,03	-0,35**	0,31**	0,43**	-0,02	0,36**	-0,03	-0,95**	-0,27**

(*) Significância ao nível de 5% de probabilidade; ** Significância de 1% de probabilidade

Foi observada correlação significativa moderada positiva entre a produtividade da soja e a matéria orgânica (0,39), fósforo (0,36), magnésio (0,35) e capacidade de trocas de cátions total (0,32), e moderada negativa com o silte (-0,35) (Quadro 5). Estes resultados concordam com outros trabalhos onde não se encontraram fortes correlações entre um único atributo isolado e a produtividade das culturas (CERRI e MAGALHÃES, 2012; POTEILLI, 2006).

Não foi observado correlação entre a produtividade do milho e os atributos do solo avaliados (Quadro 5). Provavelmente isto ocorreu pela interferência causada pelo ataque dos porcos no talhão. Os ataques ocorreram em manchas pontuais em toda a extensão do talhão, interferindo na coleta dos dados de produtividade da colhedora.

A MO é o atributo que em diversos trabalhos apresenta as maiores correlações positivas com a produtividade em várias culturas estudadas (CERRI e MAGALHÃES, 2012; KRAVCHENCO e BULLOCK, 2000; POTEILLI, 2006) reforçando a importância deste atributo para a qualidade do solo, já relatada por Conceição et al. (2005). A correlação positiva entre a produtividade da soja e o P e o Mg no solo é esperado uma vez que originalmente os Latossolos apresentam baixa disponibilidade de P e bases trocáveis (RESENDE et al., 1995), e na área em estudo ocorrem locais que ainda apresentam média disponibilidade de P no solo e menores teores de Mg no solo.

QUADRO 5. Coeficiente de correlação de Pearson da produtividade da soja e do milho e os atributos químicos e físicos do solo

Variável	Coeficiente de correlação		Variável	Coeficiente de correlação	
	Soja	Milho		Soja	Milho
MO (g kg ⁻¹)	0,39**	-0,01	H+Al (cmol _c dm ⁻³)	0,06	-0,06
P (mg dm ⁻³)	0,36**	-0,02	Zn (mg dm ⁻³)	0,03	-0,03
Mg (cmol _c dm ⁻³)	0,35**	-0,09	K (cmol _c dm ⁻³)	0,01	-0,10
T (cmol _c dm ⁻³)	0,32**	-0,03	Mn (mg dm ⁻³)	-0,02	0,00
Argila (g kg ⁻¹)	0,29**	-0,06	Al (cmol _c dm ⁻³)	-0,05	-0,3
SB (cmol _c dm ⁻³)	0,29**	0,02	Fe (mg dm ⁻³)	-0,07	-0,02
Ca (cmol _c dm ⁻³)	0,21**	0,07	Areia (g kg ⁻¹)	-0,16*	0,10
V (%)	0,11	0,06	Cu (mg dm ⁻³)	-0,17*	0,05
pH	0,10	0,10	Silte (g kg ⁻¹)	-0,35**	-0,12

(*) Significância ao nível de 5% de probabilidade; ** Significância de 1% de probabilidade

A moderada correlação negativa obtida entre o silte e a produtividade da soja pode ser em função da fração silte desempenhar papel importante no encrostamento

superficial (RESENDE et al., 1995), o que prejudicaria o desenvolvimento inicial das plântulas e diminuiria a infiltração de água.

Destaca-se que a não existência de correlações entre a acidez ativa do solo e os teores de alumínio com produtividade, se deve em função da área apesar de apresentar variações nesses atributos, menos de 10% dos pontos amostrais apresentam valor de pH interpretado como médio, o restante dos valores pertencem às classes de interpretação adequada e alta segundo a classificação proposta por Souza e Lobato (2004). Com relação aos teores de alumínio, somente sete das 187 amostras apresentaram este elemento em baixas concentrações.

4.5. CONCLUSÕES

1. Não foi detectada dependência espacial para os atributos cálcio, alumínio, acidez potencial, soma de bases, ferro e zinco.

2. Os melhores ajustes dos variogramas e da validação cruzada foram obtidos para os atributos físicos areia e argila.

3. A produtividade da soja apresentou forte dependência espacial e se correlacionou positivamente de forma moderada com a matéria orgânica, o fósforo, o magnésio e a capacidade de troca de cátions total.

4.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. **Köppen's climate classification map for Brazil**. *Meteorologische Zeitschrift*, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.

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

AMADO, T. J. C.; PES, L. Z.; LEMAINSK, C. L.; SCHENATO, R. B. Atributos químicos e físicos de Latossolos e sua relação com os rendimentos de milho e feijão irrigados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, n. 4, p. 831-843, 2009.

BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. A. C.; SOUZA, C. M. A. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. **Revista Ciência Agronômica**, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013a.

BOTTEGA, E. L.; PINTO, F. A. C.; QUEIROZ, D. M.; SANTOS, N. T.; SOUZA, C. M. A. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de soja no Cerrado brasileiro. **Revista Agrarian**, v. 6, n. 20, p. 167-177, 2013b.

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

CERRI, D. G. P.; MAGALHÃES, P. S. G. Correlation of physical and chemical attributes of soil with sugarcane yield. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 47, n. 4, p. 613-620, 2012.

CHERUBIN, M. R.; SANTI, A. L.; EITELWEIN, M. T.; MENEGOL, D. R.; DA ROS, C. O.; PIAS, O. H. C.; BERGHETTI, J. Eficiência de malhas amostrais utilizadas na caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio. **Ciência Rural**, v. 44, n. 3, p. 425-432, 2014.

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

CLAESSEN, M. E. C., org., **Manual de Métodos de análises de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro, 1997. 212p.

COHEN, J. **Statistical Power Analysis for the behavioral Sciences**. 2. ed. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates, 1988.

CONCEIÇÃO, P. C.; AMADO, T. J. C.; MIELNICZUK, J. SPAGNOLLO, E. Qualidade do solo em sistemas de manejo avaliada pela dinâmica da matéria orgânica e atributos relacionados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 29, p. 777-788, 2005.

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**, v. 26, n. 2, p. 374-387, 2006.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Tecnologias de produção de soja – região central do Brasil – 2012 e 2013**. Londrina, Embrapa Soja, 2011. 261 p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 3. ed. Brasília, Embrapa Informação Tecnológica. 2013. 353p.

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

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

KERRY, R.; OLIVER, M. A. Average variograms to guide soil sampling. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, v. 5, p. 307-325, 2004.

KRAVCHENKO, A. N.; BULLOCK, D. G. Correlation of corn and soybean grain yield with topography and soil properties. **Agronomy Journal**, v. 92, p. 75-83, 2000.

LEPSCH, I. F.; SILVA, N. M.; ESPIRONELO, A. Relação entre matéria orgânica e textura de solos sob cultivo de algodão e cana-de-açúcar, no Estado de São Paulo. **Bragantia**, v. 41, p. 231-236, 1982.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 20, n. 01, p. 01-12, 1996.

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

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

MOLIN, J. P. Definição de unidades de manejo a partir de mapas de produtividade. **Engenharia Agrícola**, v. 22, p. 83-92, 2002.

MOREIRA, S. G.; KIEHL, J. C.; PROCHNOW, L. I.; PAULETTI, V. Calagem em sistema de semeadura direta e efeitos sobre a acidez do solo, disponibilidade de nutrientes e produtividade de milho e soja. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, p. 71-81, 2001.

NANNI, M. R.; POVH, F. P.; DEMATTÊ, J. A. M.; OLIVEIRA, R. B. de; CÉZAR, E. Optimum size in grid soil sampling for variable rate application in site-specific management. **Scientia Agricola**, v. 68, n. 3, p. 386-392, 2011.

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. 111p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

RESENDE, M.; CURI, N.; RESENDE, S. B.; CORRÊA, G. F. **Pedologia: base para distinção de ambientes**. Neput, 1995. 304p.

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

SANA, R. S.; ANGHINONI, I.; BRANDÃO, Z. N.; HOLZSCHUH, M. L. Variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo e seus efeitos na produtividade do algodoeiro. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 10, p. 944-1002, 2014.

SANTI, A. L.; AMADO, T. J. C.; CHERUBIN, M. R.; MARTIN, T. N.; PIRES, J. L.; DELLA FLORA, L. P.; BASSO, C. J. Análise de componentes principais de atributos químicos e físicos do solo limitantes à produtividade de grãos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 47, p. 1346-1357, 2012.

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

SOUZA, D. M. G.; LOBATO, E. (Ed.) Cerrado: correção do solo e adubação. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2004. 416 p.

SOUZA, Z. M.; CERRI, D. G. P.; MAGALHÃES, P. S. G.; SIQUEIRA, D. S. Spatial variability of soil attributes and sugarcane yield in relation to topographic location. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 12, p. 1250-1256, 2010.

WILDA, L. R. M. **Amostragem georreferenciada e aplicação à taxa variável de corretivos e fertilizantes: dinâmica da fertilidade do solo em lavouras de grãos no cerrado**. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Lavras. Lavras, 2014. 84p.

WILDING, L. P.; DREES, L. R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L. P.; DREES, L.R., (Eds). **Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions**. Elsevier, 1983. p.83-116.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. Tese de Livre Docência. Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001. 114p.

5. CONCLUSÕES GERAIS

1. A utilização de apenas uma amostra simples por ponto amostral prejudica a modelagem dos atributos do solo, principalmente o fósforo e potássio, sendo a sua utilização não indicada para o mapeamento.

2. A utilização de oito amostras simples por ponto amostral se mostrou a mais adequada para a modelagem dos atributos do solo, aliando bons ajustes dos variogramas e precisão da interpolação, à uma necessidade de amostras aplicável para a coleta do solo.

3. A modelagem da argila pode ser realizada com uma menor resolução amostral (4,39 ha por ponto amostral), comparada à acidez ativa e matéria orgânica (1,06 ha por ponto amostral) e ao fósforo, potássio, saturação por bases e capacidade de trocas de cátions total (0,54 ha por ponto amostral).

4. Não foi verificada dependência espacial para o cálcio, alumínio, acidez potencial, soma de bases, ferro e zinco, para o restante dos atributos se verificou dependência espacial classificada de moderada a forte.

5. As melhores estimativas para os locais não amostrados, são obtidos para os atributos do solo com menor influência de fatores extrínsecos, sendo que em solos com muita interferência de fatores externos, pode-se inviabilizar a modelagem da dependência espacial.

6. A produtividade da soja apresentou forte dependência espacial e se correlacionou positivamente de forma moderada com a matéria orgânica, o fósforo, o magnésio e a capacidade de troca de cátions total.

6. ANEXOS

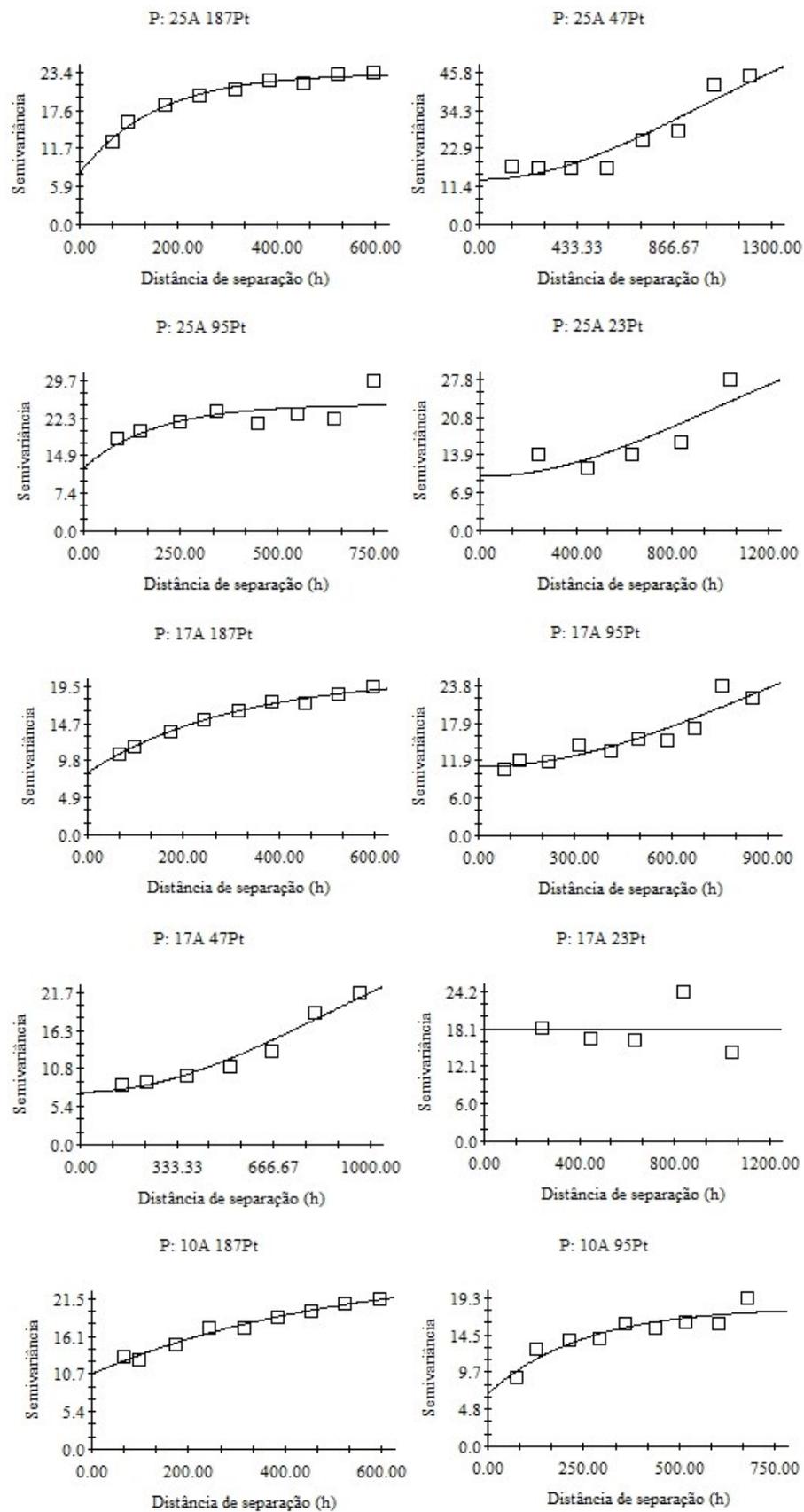


FIGURA 1. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância do fósforo (P) em função do arranjo amostral estudado.

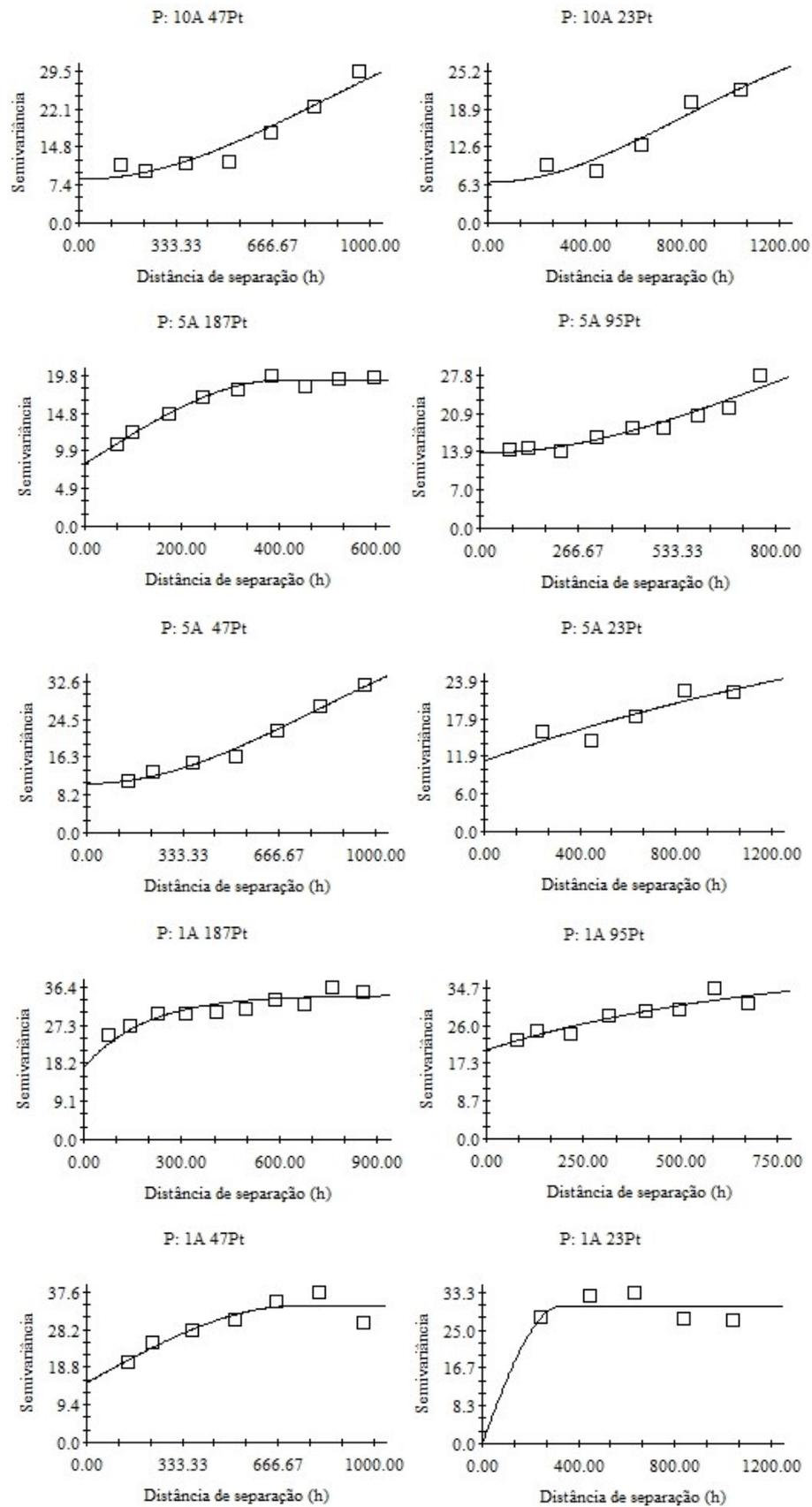


FIGURA 2. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância do fósforo (P) em função do arranjo amostral estudado.

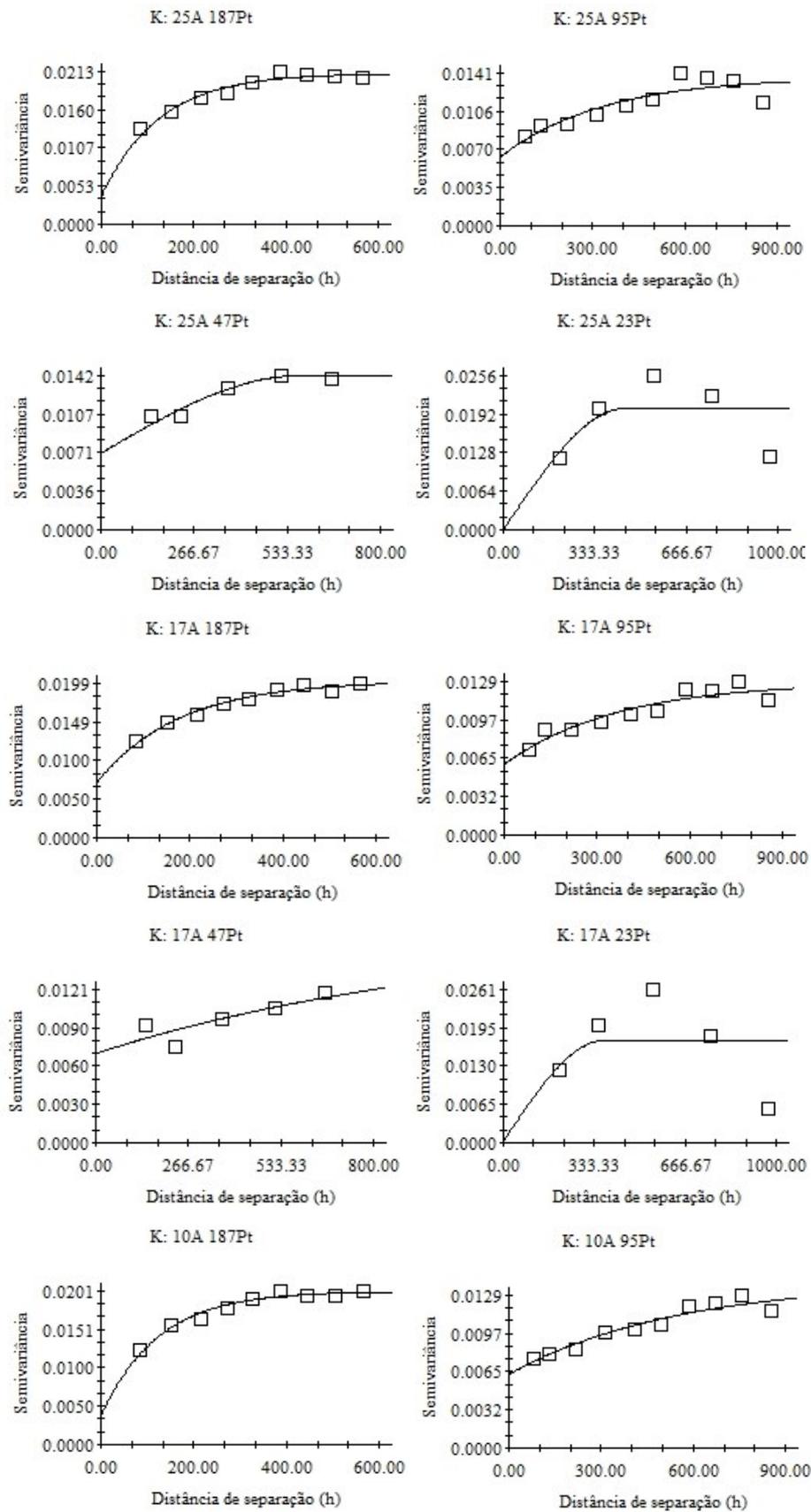


FIGURA 3. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância do potássio (K) em função do arranjo amostral estudado.

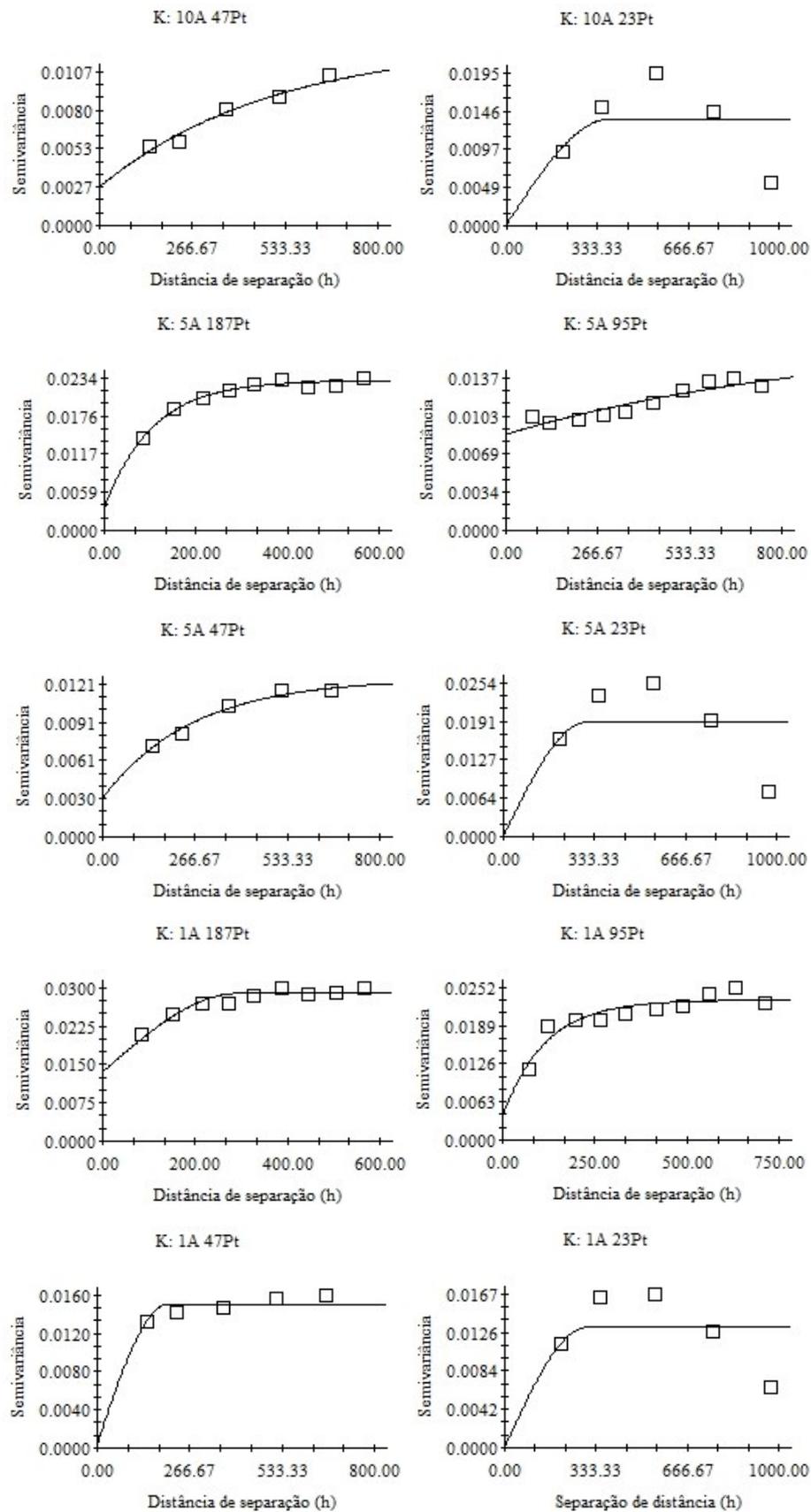


FIGURA 4. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância do potássio (K) em função do arranjo amostral estudado.

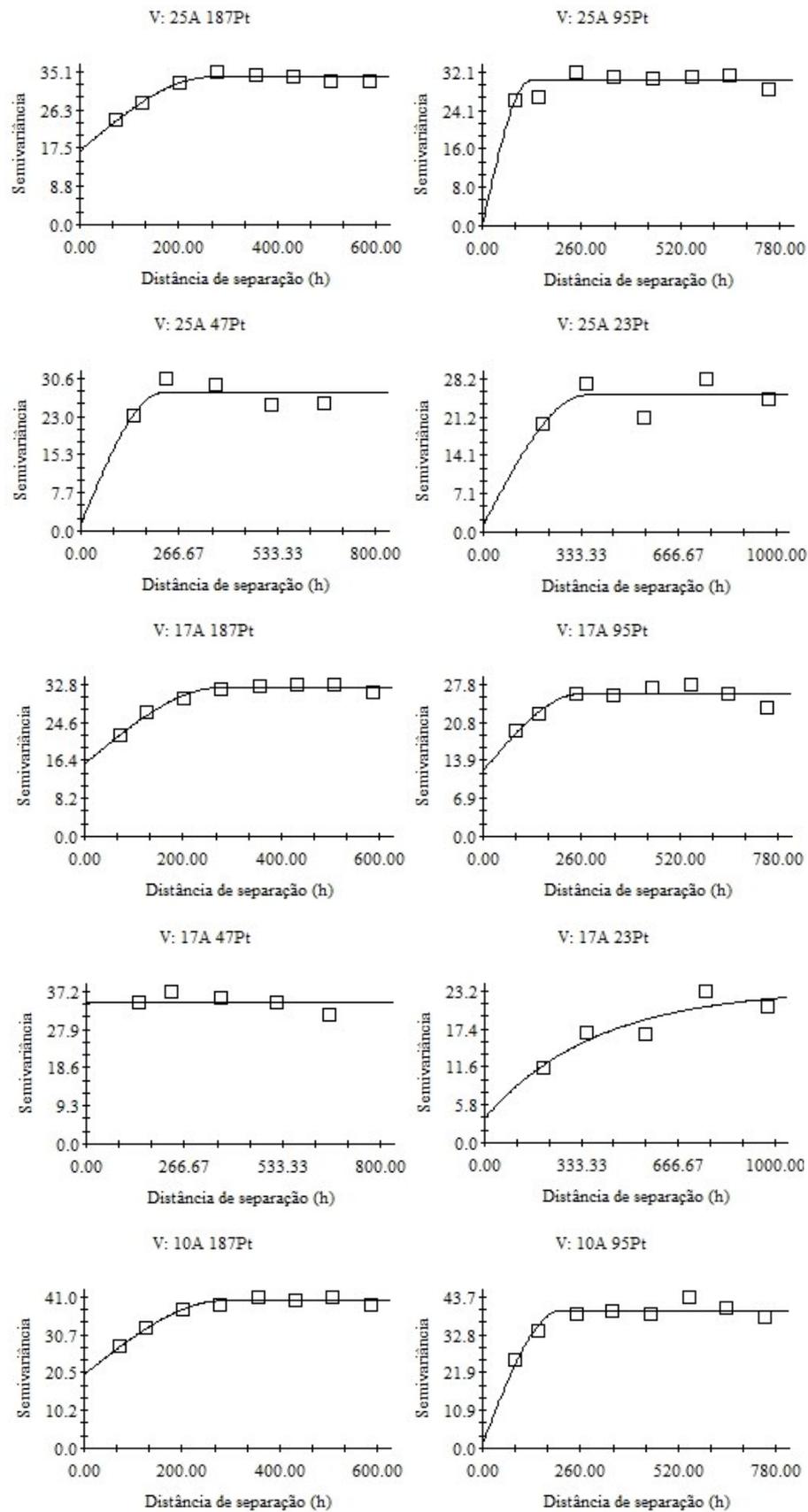


FIGURA 5. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância da saturação por bases (V) em função do arranjo amostral estudado.

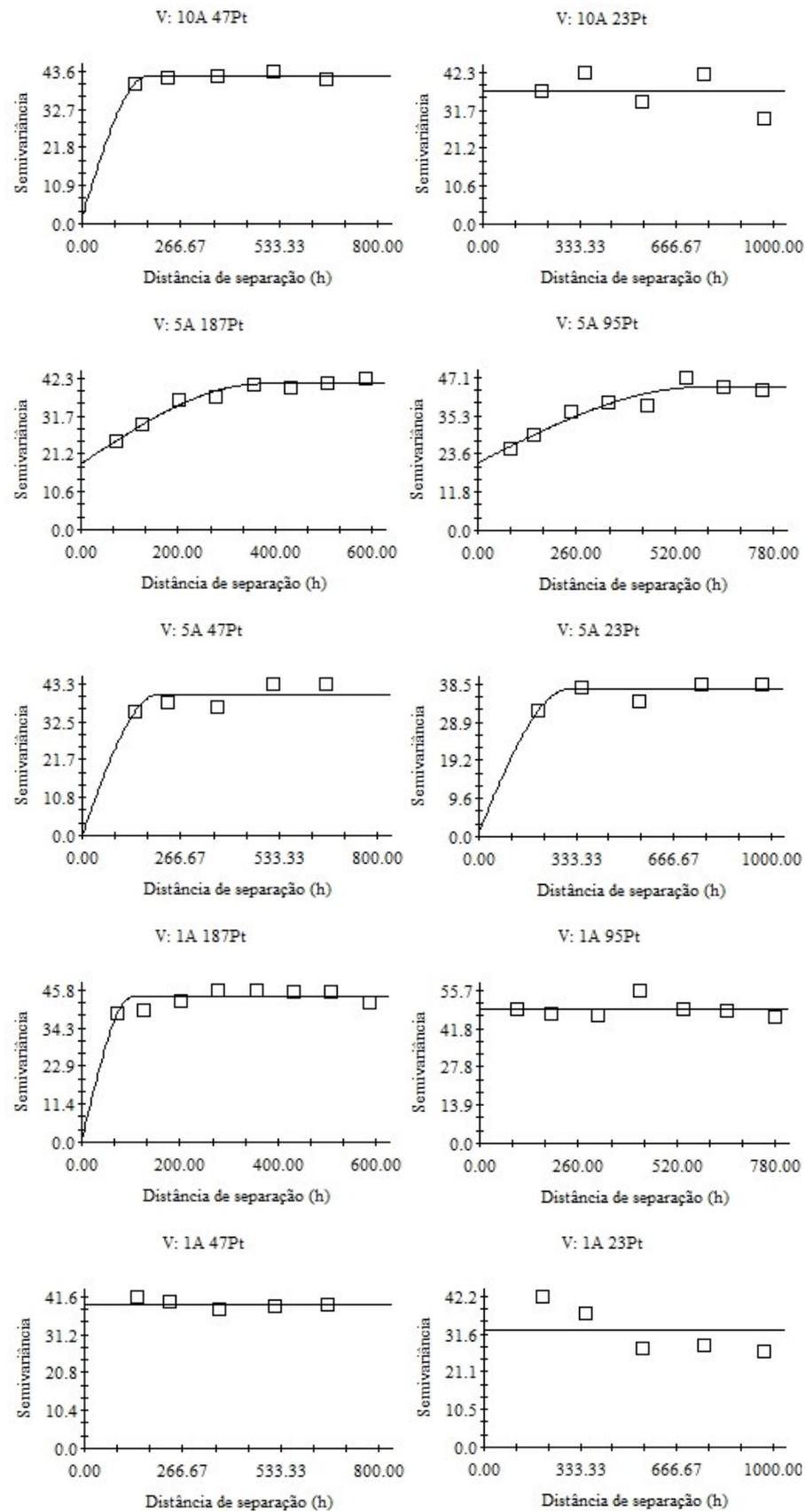


FIGURA 6. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância da saturação por bases (V) em função do arranjo amostral estudado.

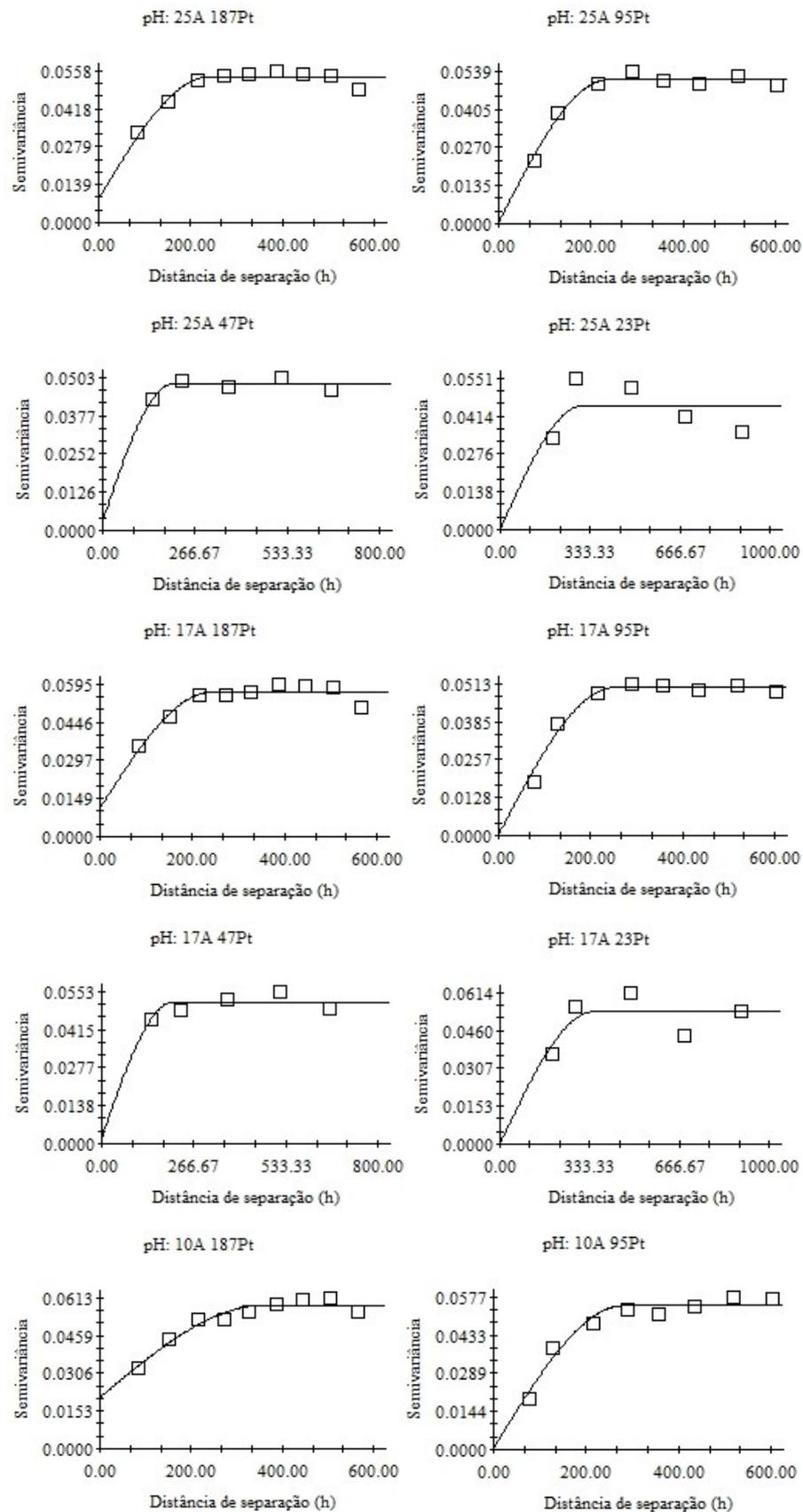


FIGURA 7. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância da acidez ativa (pH) em função do arranjo amostral estudado.

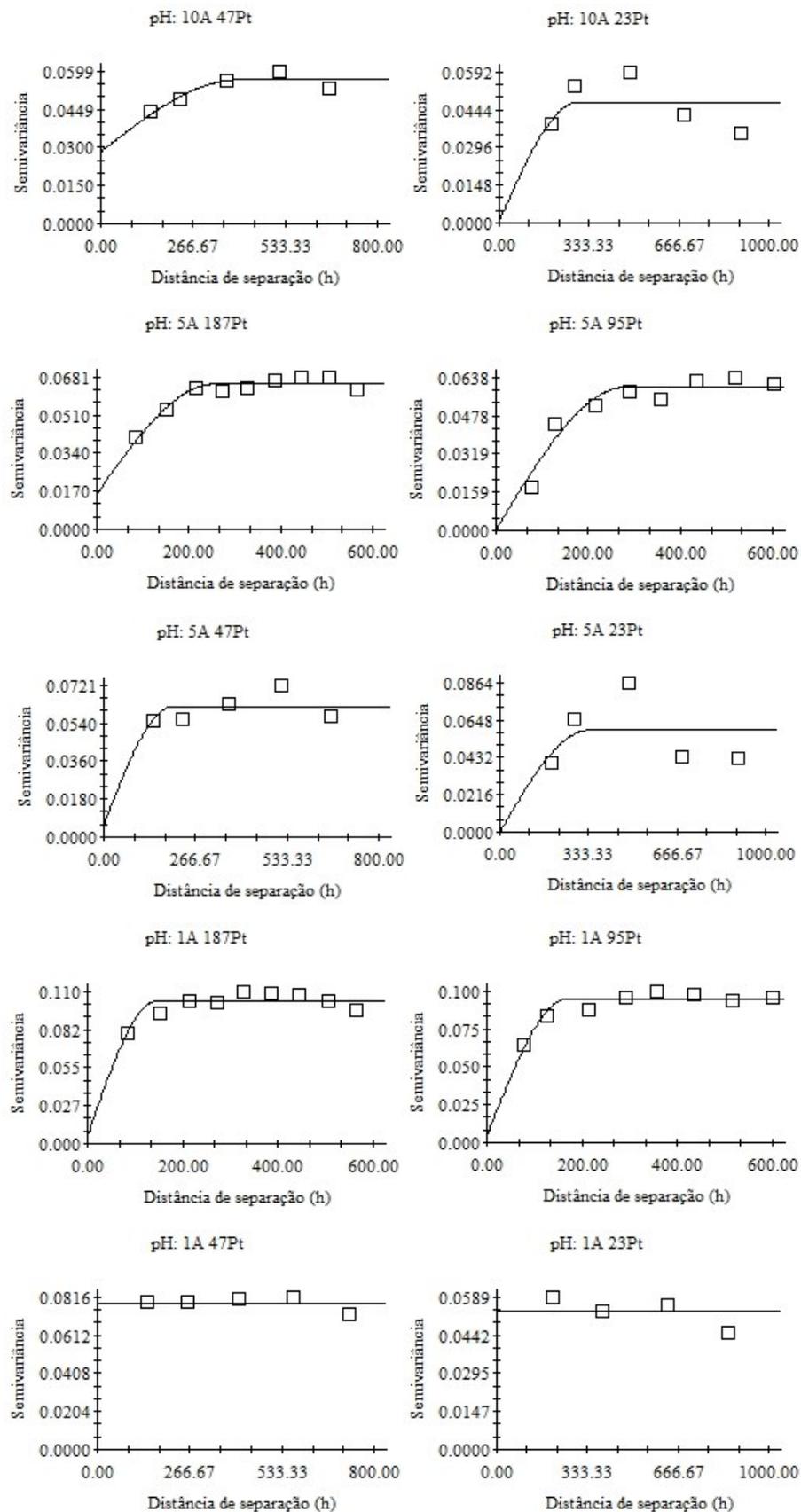


FIGURA 8. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância da acidez ativa (pH) em função do arranjo amostral estudado.

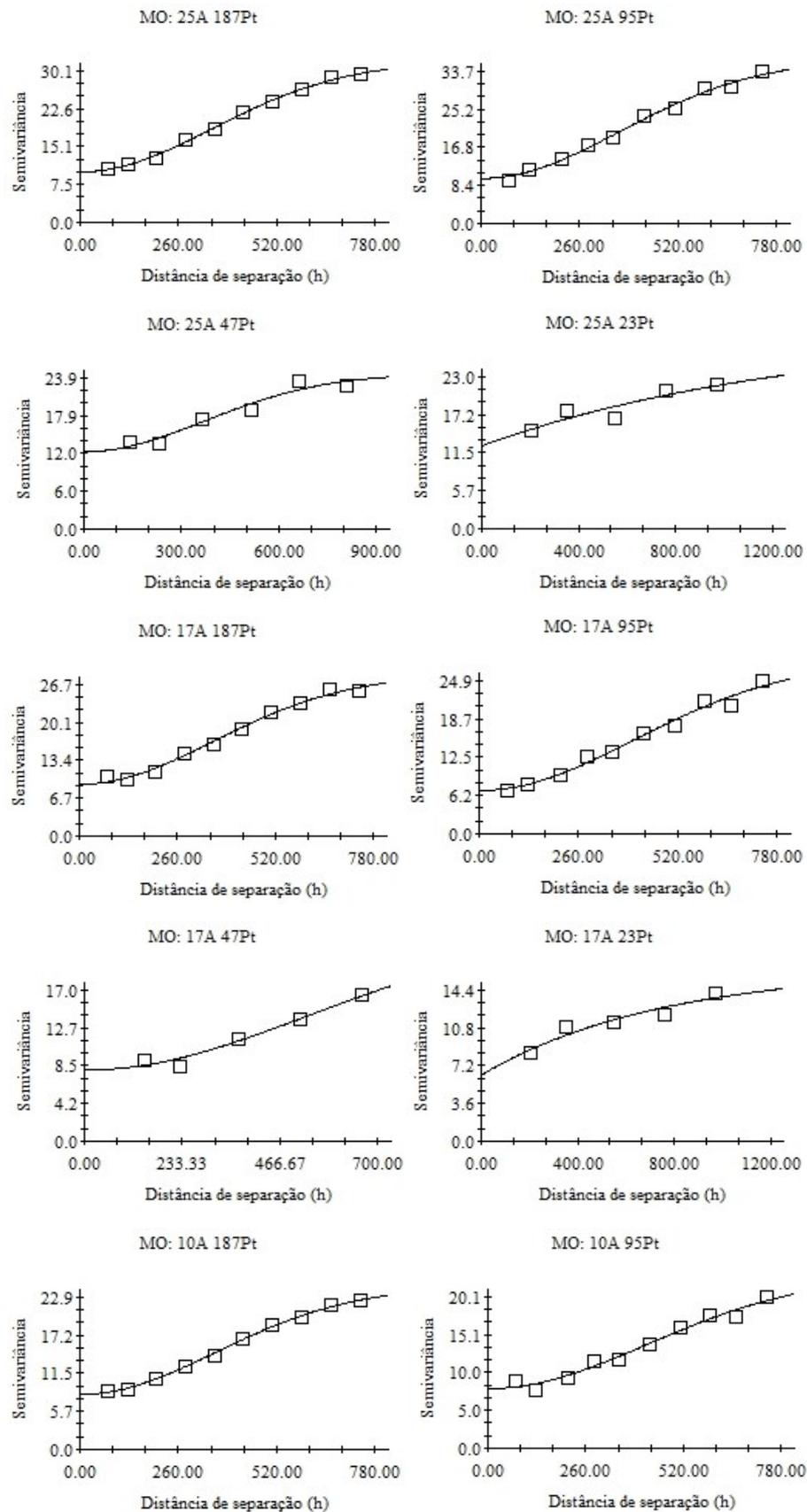


FIGURA 9. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância da matéria orgânica do solo (MO) em função do arranjo amostral estudado.

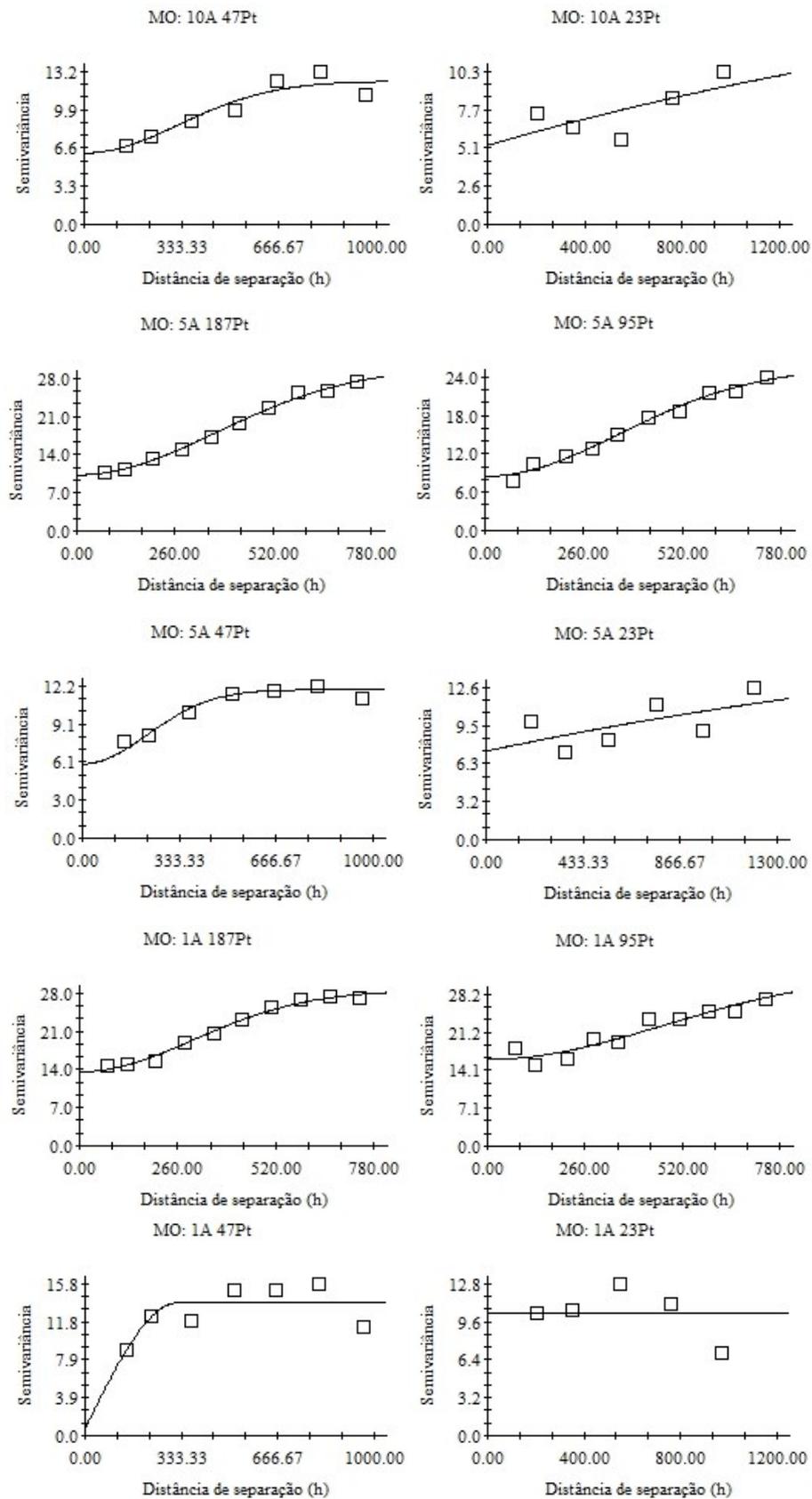


FIGURA 10. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância da matéria orgânica do solo (MO) em função do arranjo amostral estudado.

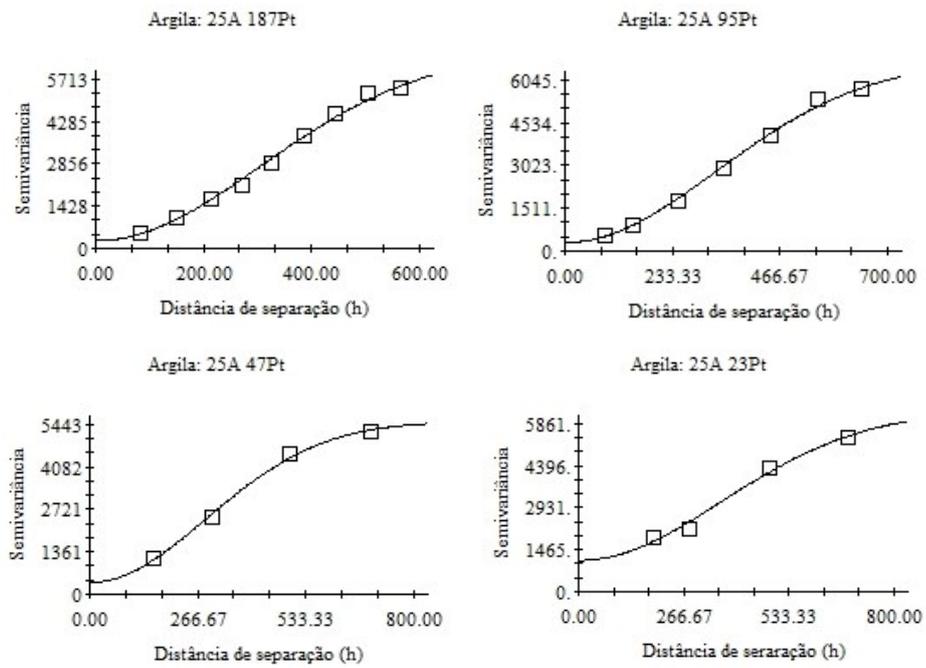


FIGURA 11. Variogramas dos modelos teóricos ajustados para semivariância da argila em função do arranjo amostral estudado.

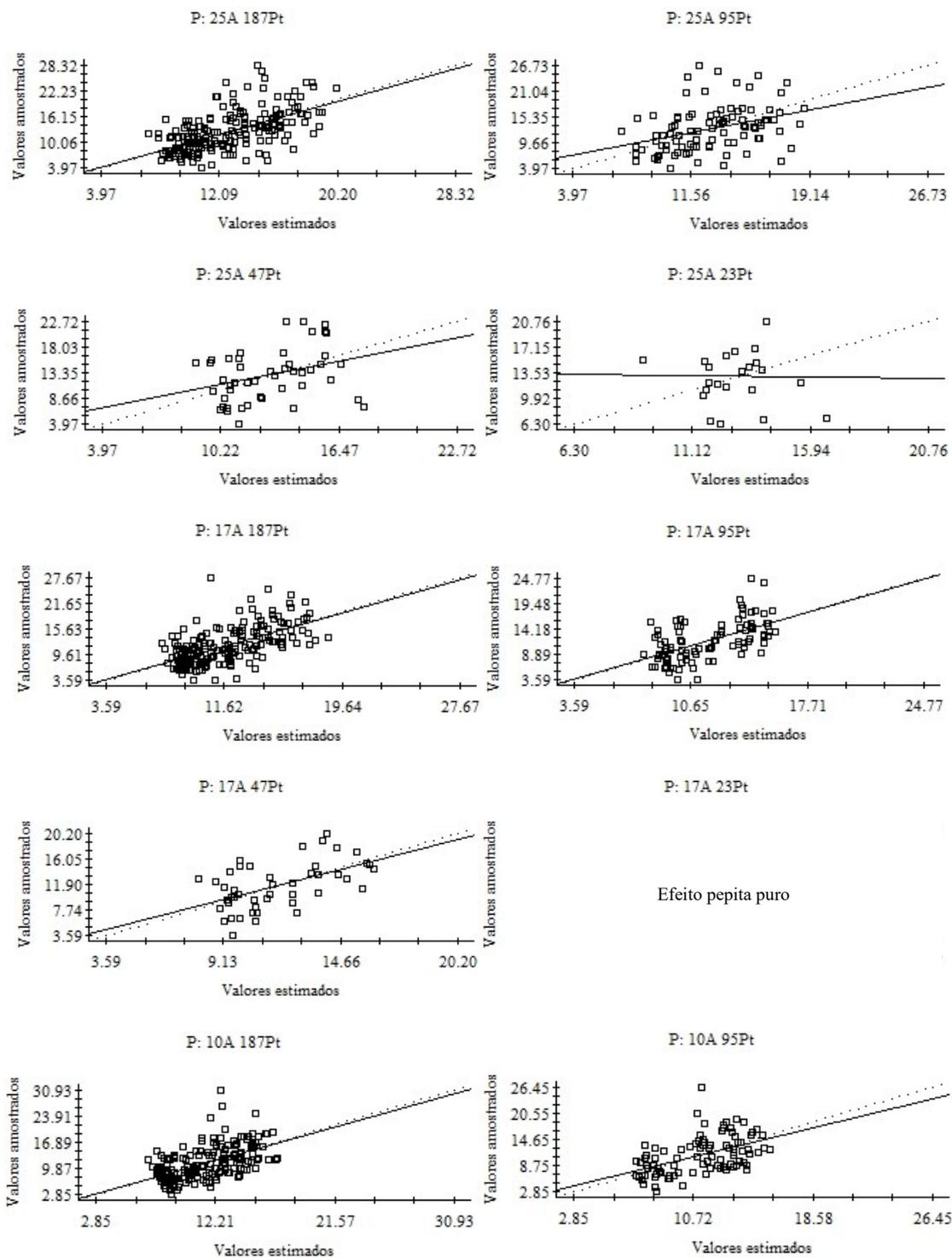


FIGURA 12. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância do fósforo (P) em função do arranjo amostral estudado.

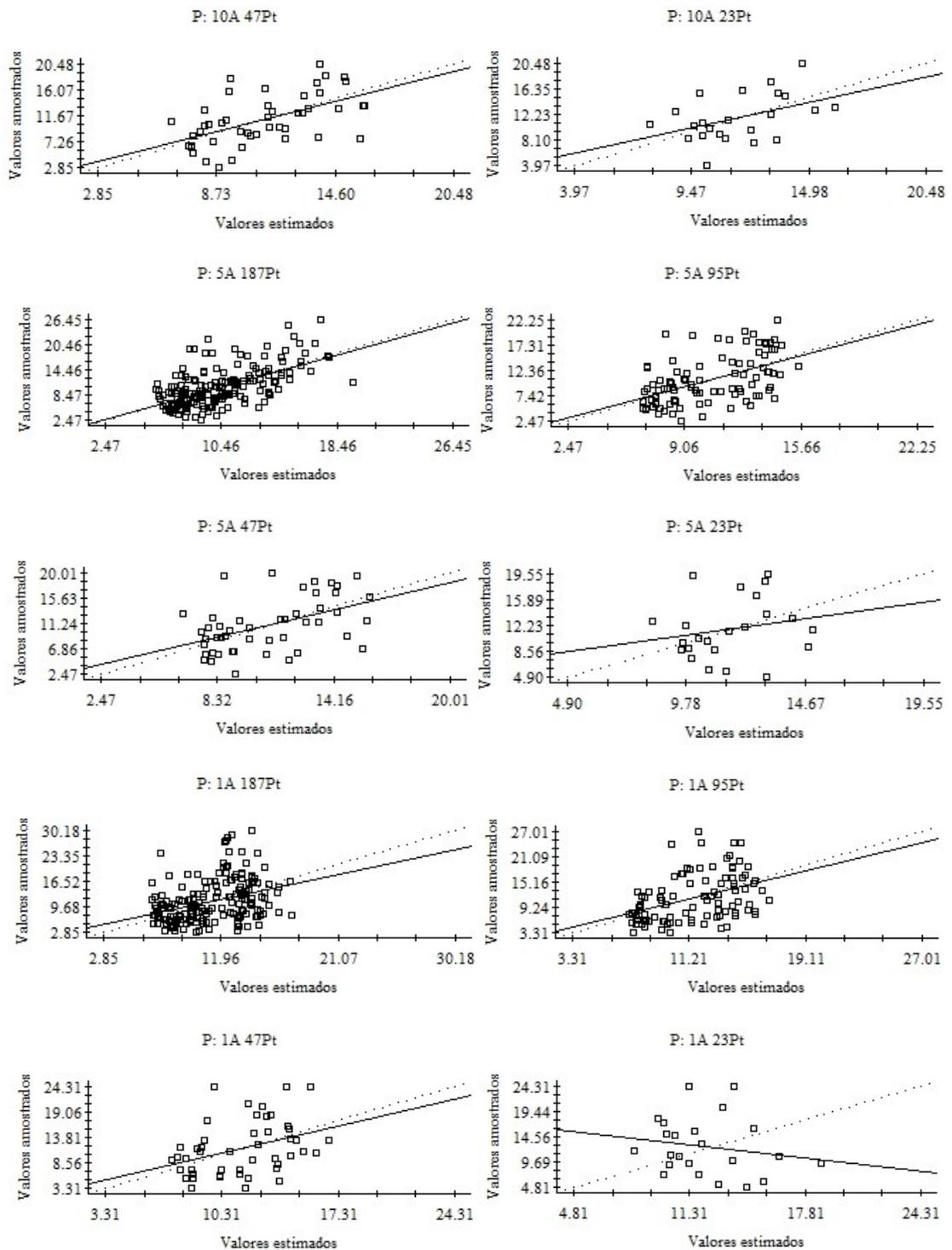


FIGURA 13. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância do fósforo (P) em função do arranjo amostral estudado.

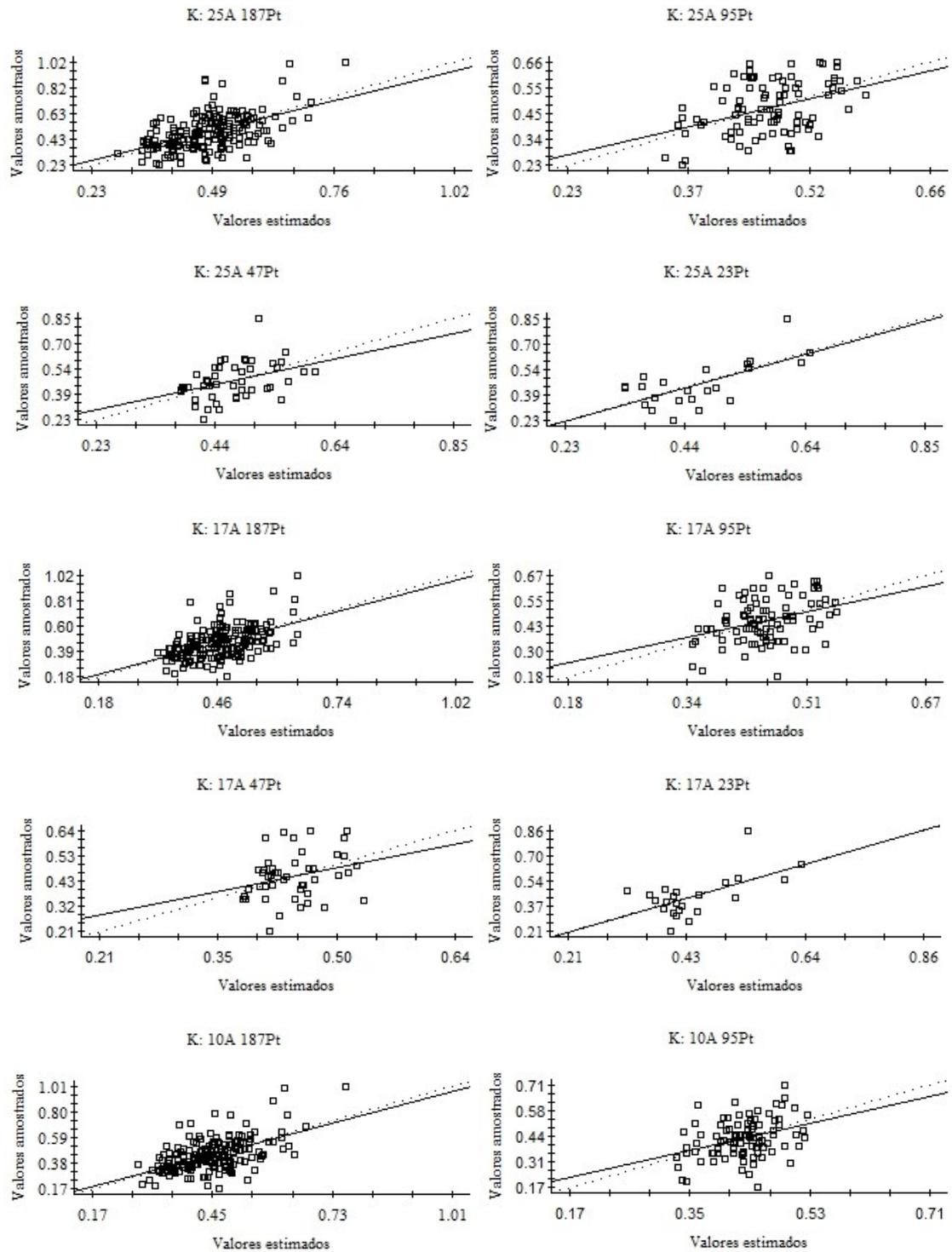


FIGURA 14. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância do potássio (K) em função do arranjo amostral estudado.

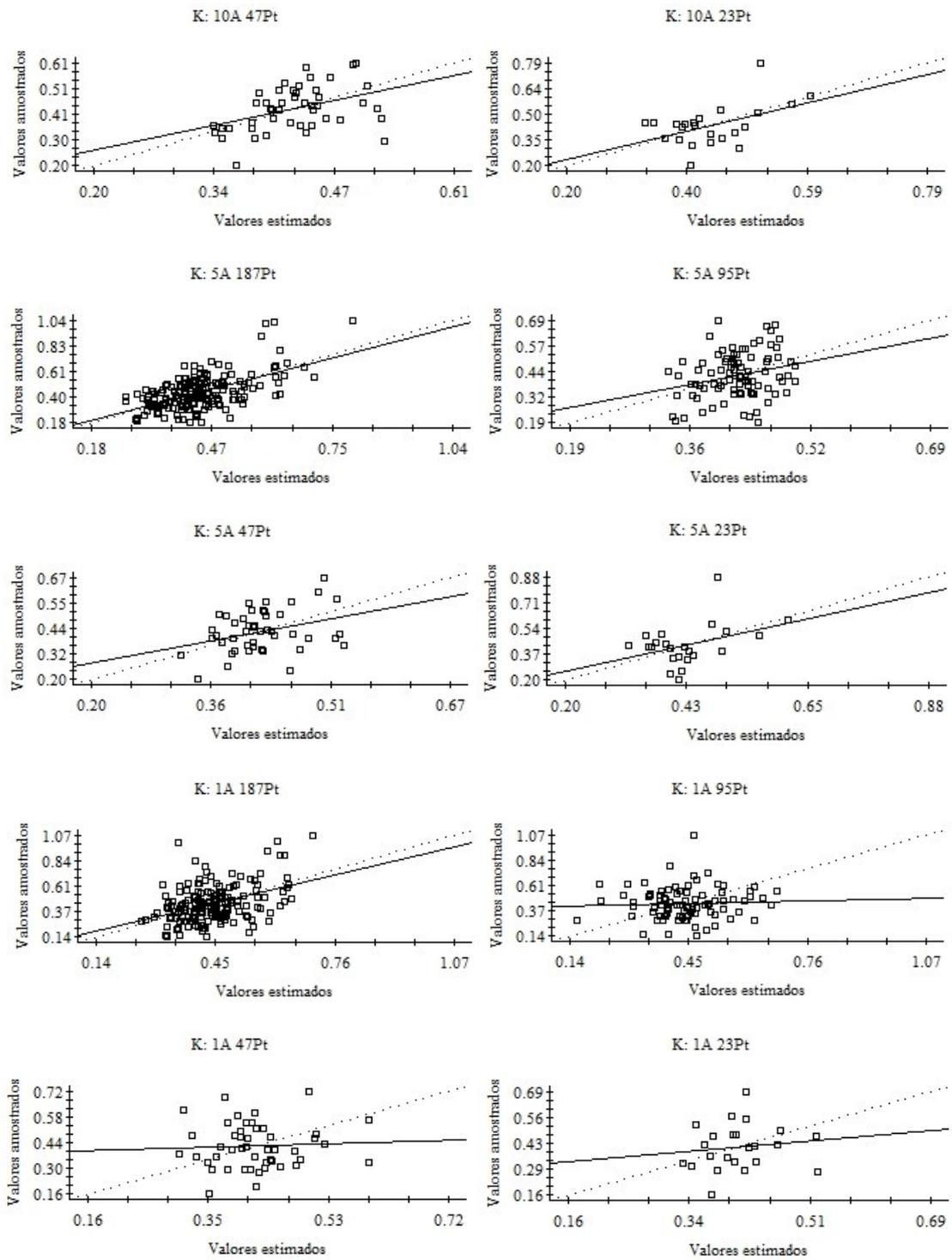


FIGURA 15. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância do potássio (K) em função do arranjo amostral estudado.

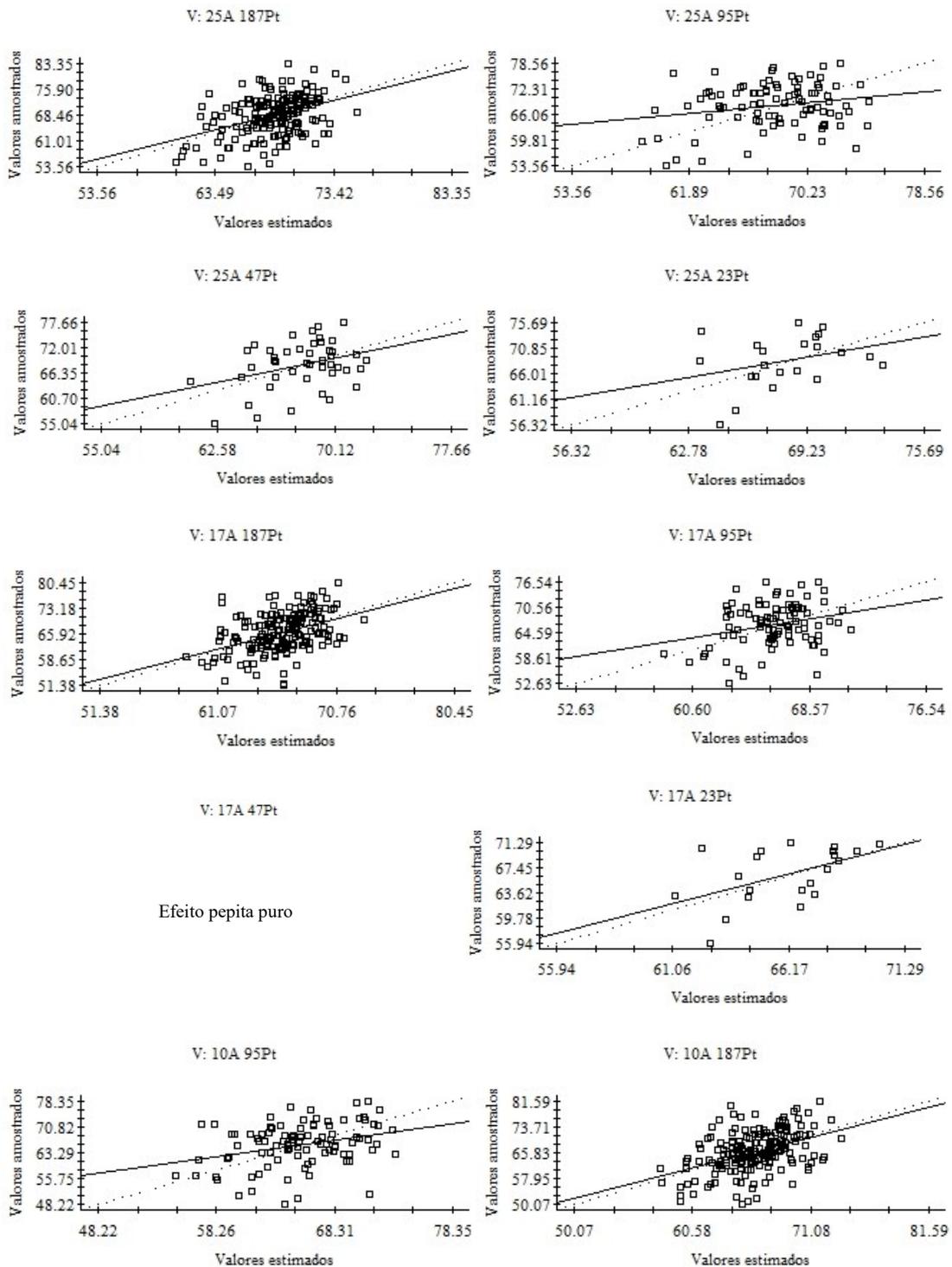


FIGURA 16. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância da saturação por bases (V) em função do arranjo amostral estudado.

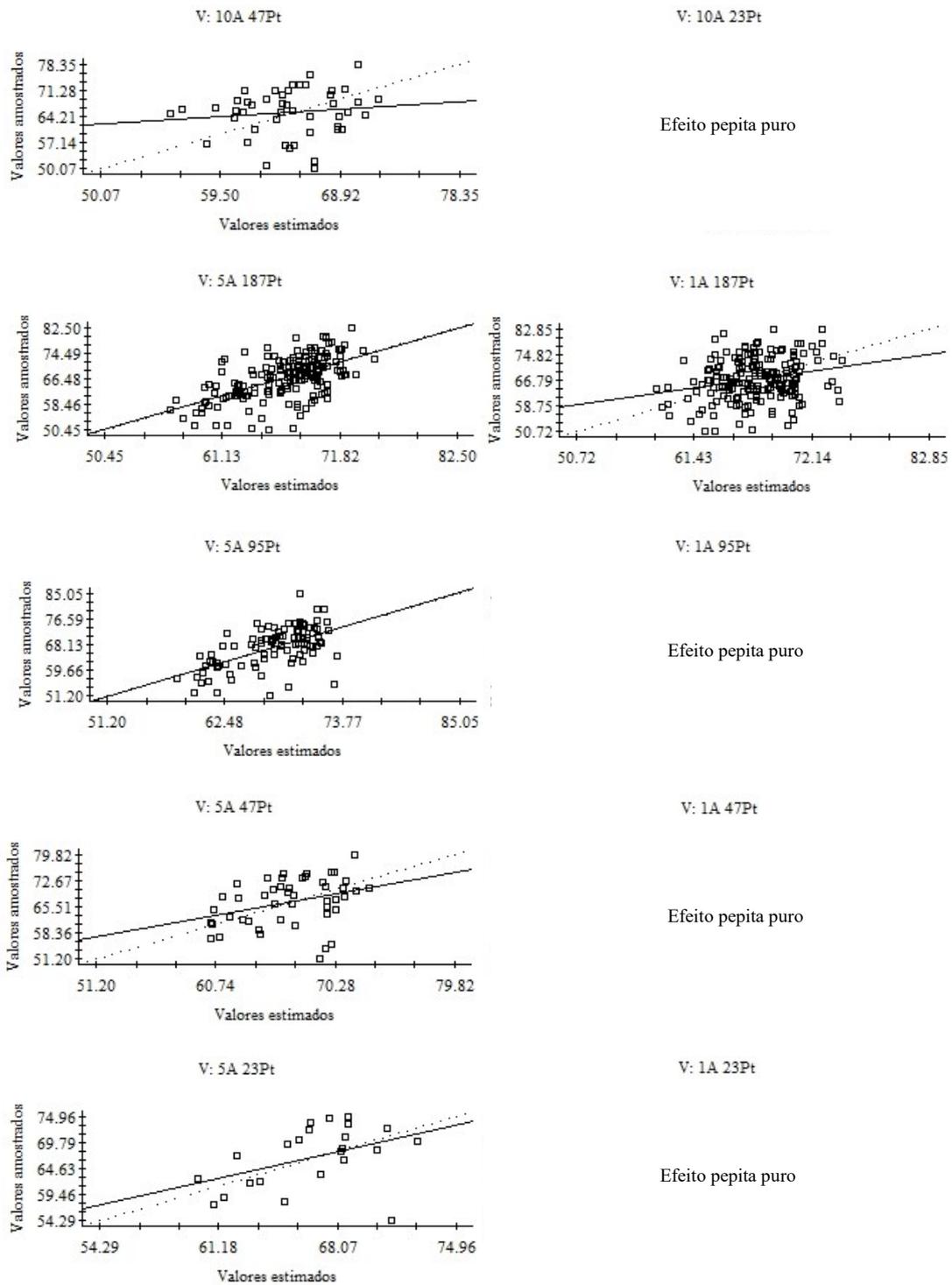


FIGURA 17. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância da saturação por bases (V) em função do arranjo amostral estudado.

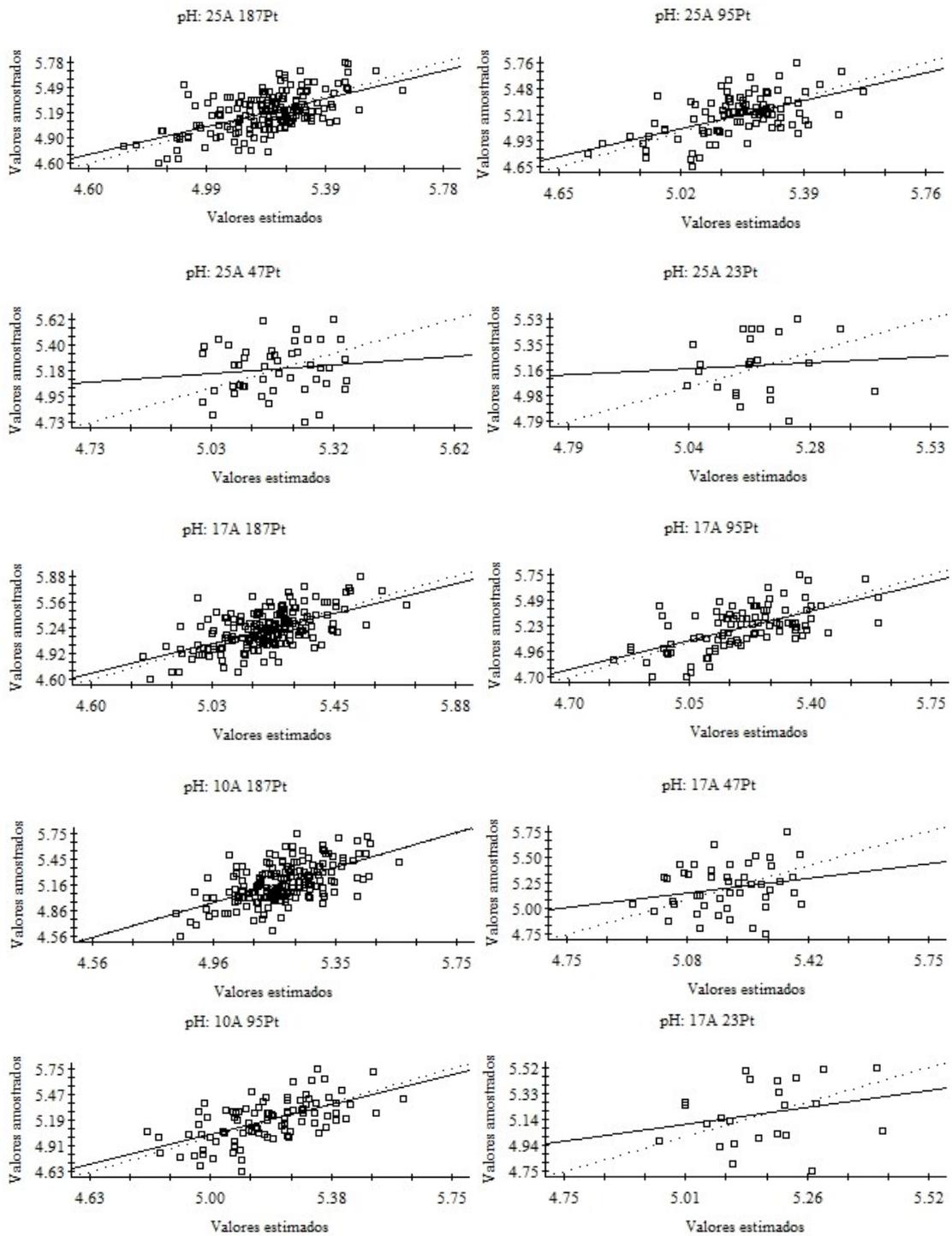


FIGURA 18. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância da acidez ativa (pH) em função do arranjo amostral estudado.

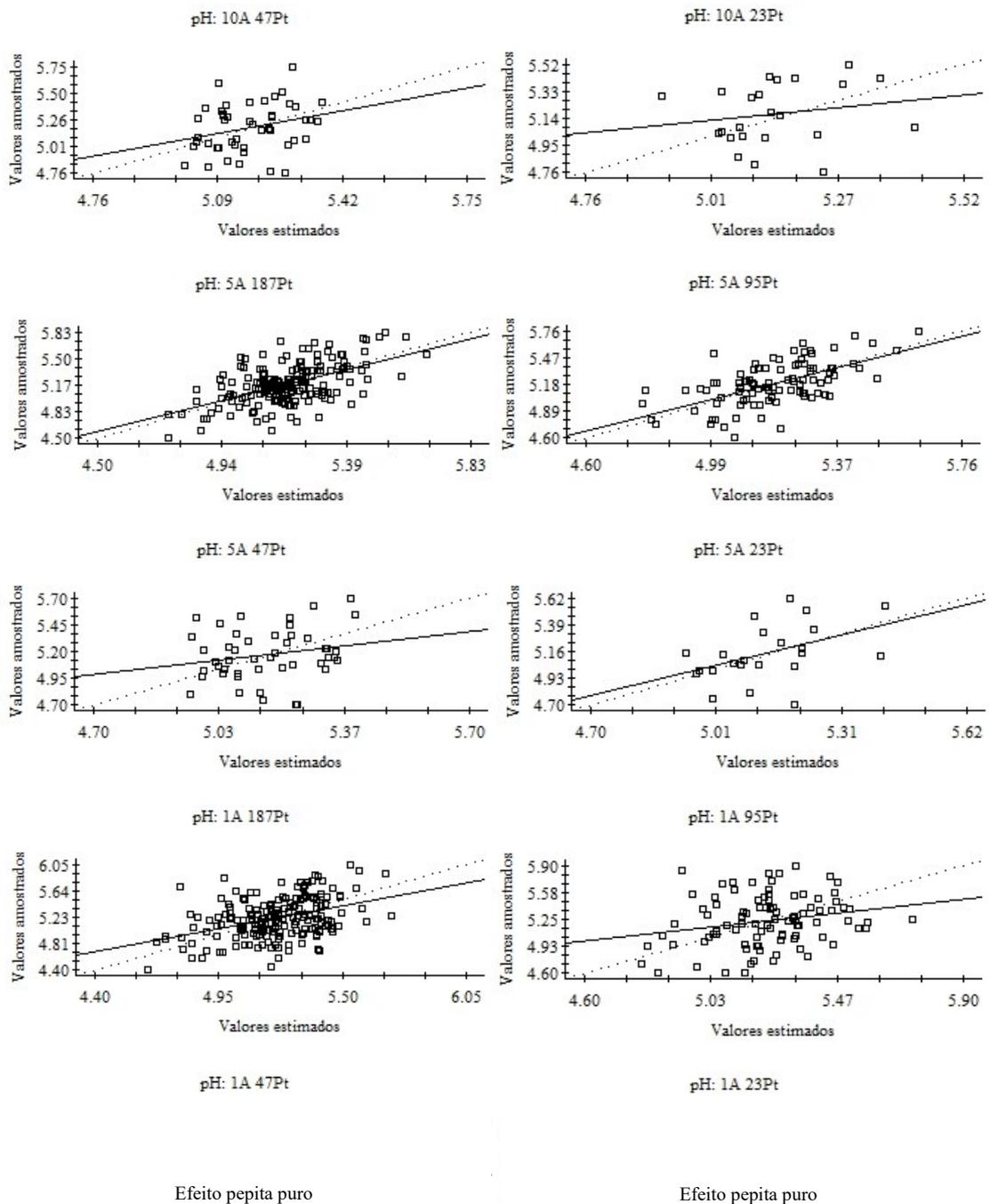


FIGURA 19. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância da acidez ativa (pH) em função do arranjo amostral estudado.

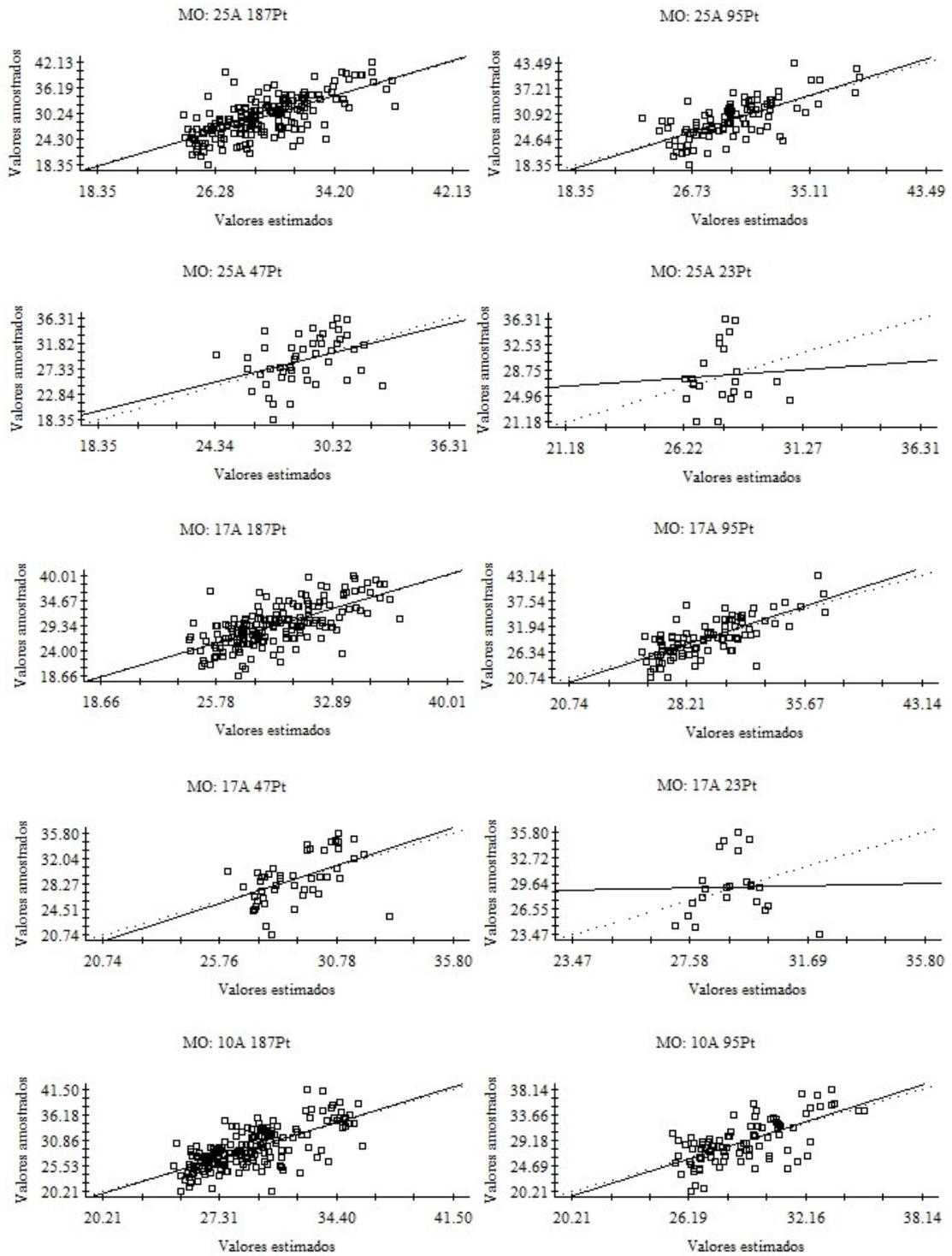


FIGURA 20. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância da matéria orgânica do solo (MO) em função do arranjo amostral estudado.

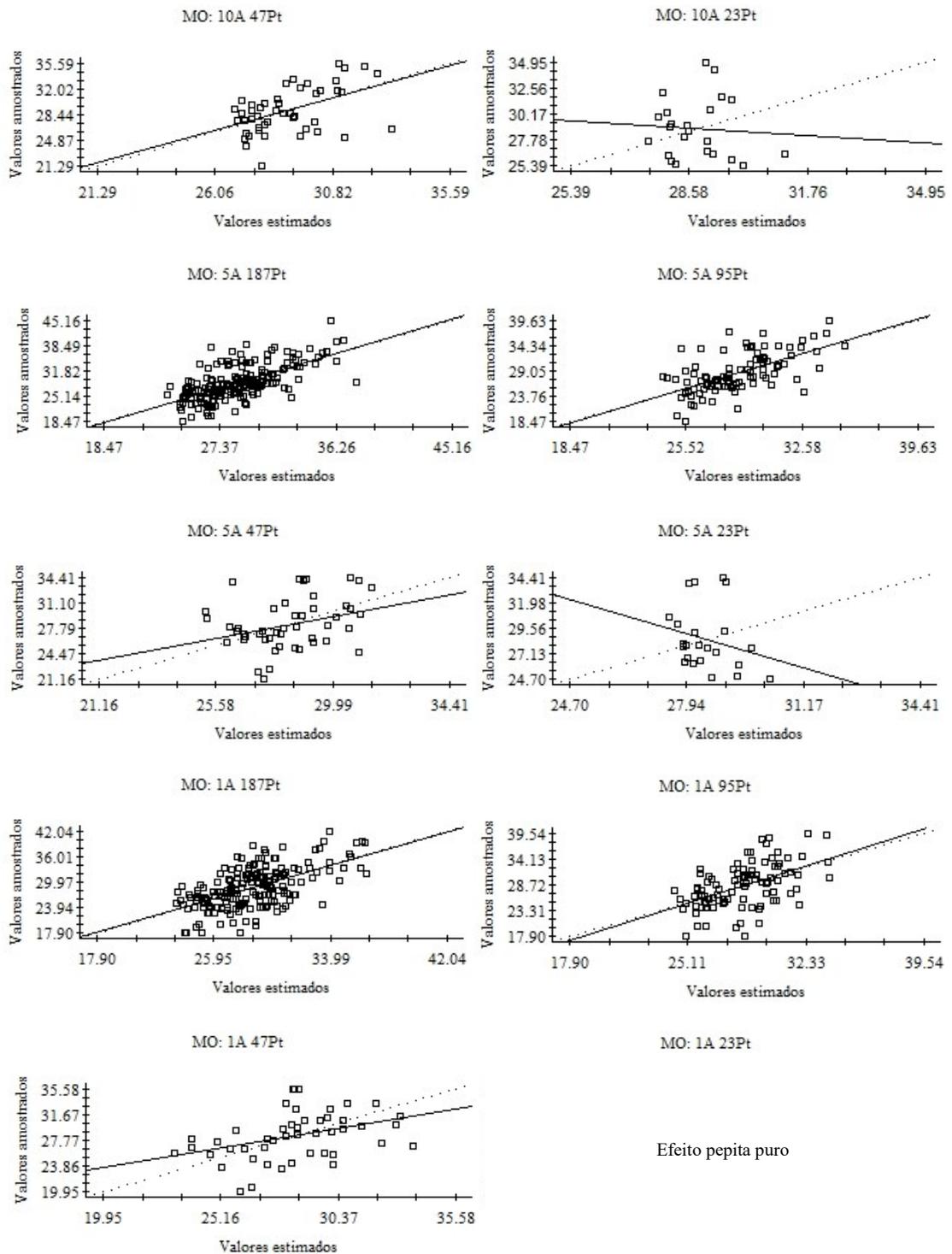


FIGURA 21. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância da matéria orgânica do solo (MO) em função do arranjo amostral estudado.

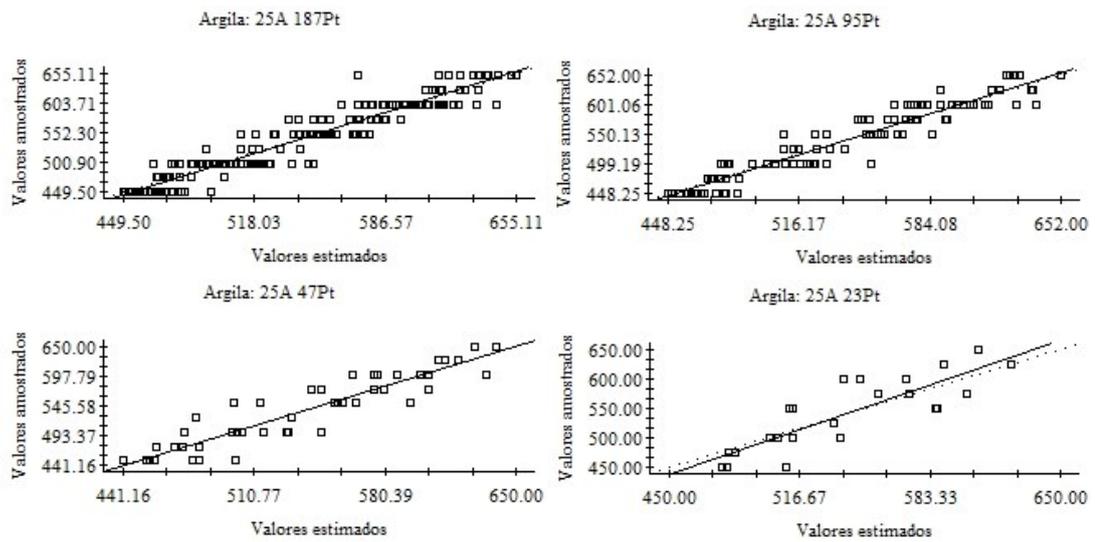


FIGURA 22. Validação cruzada dos modelos teóricos ajustados para semivariância do teor da argila em função do arranjo amostral estudado.

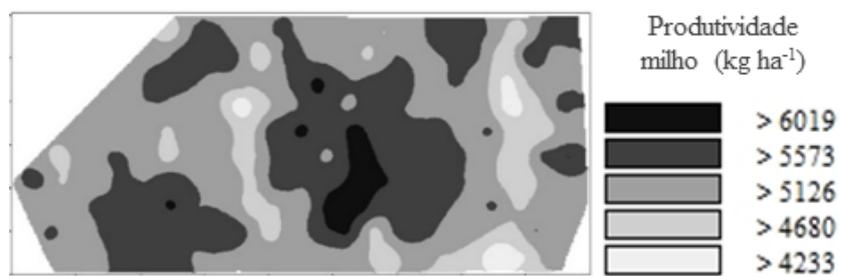


FIGURA 23. Mapa temático da produtividade do milho safrinha

QUADRO 1. Mapas temáticos da produtividade da soja, matéria orgânica do solo (MO), fósforo (P), magnésio (Mg), capacidade de trocas de cátions (T) e teor de silte e suas respectivas correlações de Pearson

