

Revista Brasileira de Ciências Agrárias (Agrária)

Revista Brasileira de Ciências Agrárias

ISSN: 1981-1160

editorgeral@agraria.pro.br

Universidade Federal Rural de Pernambuco  
Brasil

Santos, Hélio L.; Marques Júnior, José; Matias, Sammy S. R.; Siqueira, Diego S.; Pereira, Gener T.  
Suscetibilidade magnética na identificação de compartimentos da paisagem em uma vertente  
Revista Brasileira de Ciências Agrárias, vol. 6, núm. 4, outubro-diciembre, 2011, pp. 710-716  
Universidade Federal Rural de Pernambuco  
Pernambuco, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=119021237023>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

## AGRÁRIA

Revista Brasileira de Ciências Agrárias

ISSN (on line): 1981-0997

v.6, n.4, p.710-716, out.-dez., 2011

Recife, PE, UFRPE. www.agraria.ufrpe.br

DOI:10.5039/agraria.v6i4a1347

Protocolo 1347 – 05/02/2011 \*Aprovado em 20/06/2011

Hélio L. Santos<sup>1</sup>

José Marques Júnior<sup>2,4</sup>

Sammy S. R. Matias<sup>3</sup>

Diego S. Siqueira<sup>2</sup>

Gener T. Pereira<sup>2,4</sup>

# Suscetibilidade magnética na identificação de compartimentos da paisagem em uma vertente

## RESUMO

A utilização de novas técnicas que auxiliem na identificação de áreas com diferentes potenciais agrícolas promove uma maior eficiência do manejo do solo. Com a crescente preocupação sobre as questões ambientais relacionadas às práticas agrícolas, novas pesquisas vêm sendo desenvolvidas de forma a minimizar os impactos ambientais da agricultura tradicional. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi estudar a eficiência da suscetibilidade magnética na identificação de diferentes compartimentos da paisagem em uma vertente, no Município de Gilbués-PI. Numa área de 140 hectares, foram identificados três compartimentos da vertente. Foi montada uma malha de amostragem de um hectare em cada compartimento. Foram coletadas amostras em 121 pontos espaçados regularmente a 10 metros. A suscetibilidade magnética mostrou-se eficiente na identificação dos compartimentos da paisagem. Dessa maneira, a suscetibilidade magnética pode ser utilizada na localização de áreas com maior ou menor padrão de variabilidade, auxiliando na identificação de áreas de manejo específico de maneira mais rápida e econômica.

**Palavras-chave:** Geoestatística, pedometria, relação solo-relevo, suscetibilidade magnética.

## Magnetic susceptibility in the identification of landscape compartments in a hillslope

## ABSTRACT

The use of new techniques that assist in identifying areas with different agricultural potentials promotes greater efficiency in soil management. With the increasing concern about environmental issues related to agricultural practices, new researches have been developed to minimize the environmental impacts of traditional agriculture. In this context, the objective of this work was to study the efficiency of the magnetic susceptibility in the identification of different landscape compartments in a hillslope in the city of Gilbués, Piauí, Brazil. In a 140 hectares area, three compartments of the hillslope were identified. A sampling grid of one hectare was assembled in each compartment. Samples were collected in 121 points spaced regularly at 10 meters. The magnetic susceptibility was efficient in identifying landscape. Thus, the magnetic susceptibility can be used to locate areas with higher or lower standard of variability, assisting in the identification of specific management areas more quickly and economically.

**Key words:** Geostatistics, pedometrics, magnetic susceptibility, soil-relief.

<sup>1</sup> Universidade Federal do Piauí, Centro de Ciências Agrárias, Campus Agrícola da Socopo (Sala), Ininga, CEP 64014-510, Teresina-PI, Brasil. Fone: (86) 3215-5749 Ramal 749. E-mail: santosheliolima@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane, s/n, Zona Rural, CEP 14884-900, Jaboticabal-SP, Brasil. Fone: (16) 3209-2601. Fax: (16) 3209-2673. E-mail: marques@fcav.unesp.br, diego\_silvasiqueira@yahoo.com.br, genertp@fcav.unesp.br

<sup>3</sup> Universidade Estadual do Piauí, Prof. Joaquina Nogueira Oliveira, s/n, Aeroporto, CEP 64980-000, Corrente-PI, Brasil. Fone: (89) 3573-2093. E-mail: ymmsa2001@yahoo.com.br

<sup>4</sup> Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq

## INTRODUÇÃO

Com a crescente preocupação sobre as questões relacionadas ao meio ambiente, de maneira geral, as pesquisas sobre a variabilidade espacial dos solos e seus atributos passaram de sua conjectura tradicional subjetiva para a modelagem quantitativa da distribuição destes atributos e da precisão dos modelos utilizados (Demattê et al., 2007). Existem vários estudos (Magiera et al., 2006; Minasny & Mcbratney, 2007) que tentam modelar quantitativamente a distribuição dos atributos do solo na paisagem. O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo é ainda mais importante em áreas como a de Gilbués, considerada um “núcleo de desertificação” no sudoeste piauiense. A escassez de estudos nesta área tem dificultado a compreensão das causas da degradação, impossibilitando intervenções mais eficientes na região.

Nesse sentido, ferramentas que auxiliam na modelagem da variabilidade espacial dos atributos do solo, como a geoestatística, são imprescindíveis para a identificação mais precisa dos limites entre diferentes compartimentos ao longo da paisagem (Cunha et al., 2005; Campos et al., 2007a; Matias, 2010) e, como consequência, o manejo preciso das áreas agrícolas (Grego & Vieira, 2005).

Porém, estes estudos demandam grande quantidade de amostras, aumentando o custo e o tempo requerido para a coleta e as realizações das análises laboratoriais (Demattê et al., 2007). Segundo Demattê et al. (2007), uma das razões do pouco conhecimento sobre a variabilidade dos atributos do solo é justamente sua baixa aplicação em pesquisas que relacionam estes atributos, devido ao custo e ao tempo para coleta e análises das amostras. Dessa maneira, são necessários métodos alternativos para a quantificação dos atributos do solo (pedometria), que permitam aumentar o número de amostras coletadas sem que haja aumento de custo e tempo de análise.

Uma técnica de medida indireta dos atributos do solo é a suscetibilidade magnética (SM). Esta técnica foi utilizada com fins qualitativos nos primeiros levantamentos de solos do estado de São Paulo, nas décadas de 1960 e 1970 (Resende et al., 1988). Atualmente, Matias (2010) e Siqueira et al. (2010b) utilizaram a SM com fins quantitativos para a avaliação indireta de atributos do solo e identificação de áreas com variabilidade controlada, chamadas de áreas de manejo específico. São locais onde a variabilidade dos atributos do solo é mínima, muito próxima da homogeneidade e sua identificação permite a transferência de tecnologia para áreas semelhantes (Campos et al., 2007a).

A SM é altamente sensível à variação ambiental, principalmente às variações pedogenéticas (Magiera et al., 2006). Dessa maneira, o estudo do seu padrão de variabilidade espacial pode ser útil na identificação de diferentes compartimentos na paisagem, os quais correspondem às áreas de manejo específico. Portanto, o objetivo foi estudar a eficiência da suscetibilidade magnética na identificação de diferentes compartimentos da paisagem em uma vertente, no Município de Gilbués-PI.

## MATERIAL E MÉTODOS

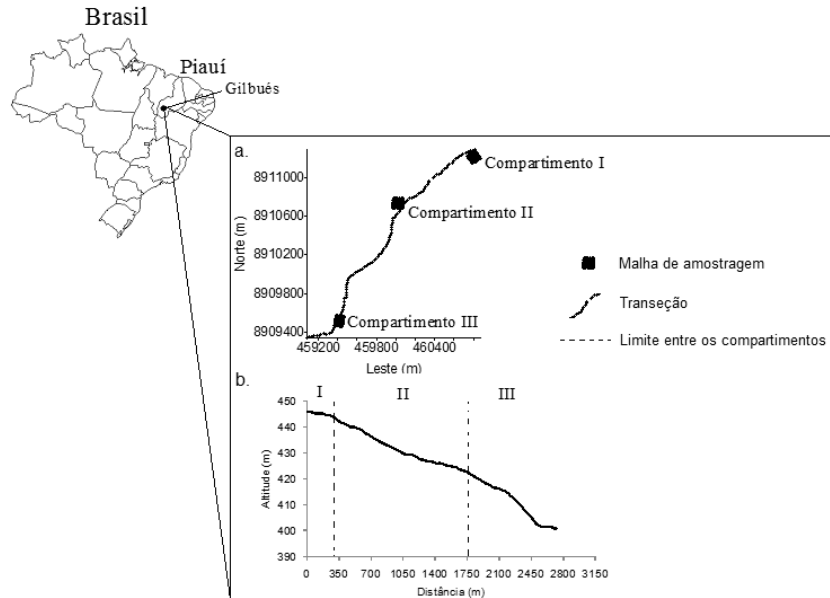
A área de estudo localiza-se no município de Gilbués-PI. As coordenadas geográficas são 09° 49' de Latitude Sul e 45° 20' de Longitude Oeste, com altitude média de 481 m. A temperatura varia entre 25 e 36° C, clima quente e semiúmido, precipitação pluviométrica em torno de 800 a 1.200 mm, distribuídos entres os meses de novembro a maio e relevo com declividade de 0,9 a 20%.

Numa área de 140 hectares (Figura 1), foi estabelecida uma transeção a partir do topo, seguindo o espigão da vertente no sentido do caimento mais suave do declive, a uma distância aproximada de 2.750 metros do topo da paisagem até a cota mais baixa (Figura 1a). Foram identificados três compartimentos, utilizando critérios topográficos como base em percepções visuais e em locais onde há descontinuidades ou “quebras” do grau de inclinação, além do perfil planialtimétrico (Figura 1b).

Foram montadas três malhas de amostragem com 121 pontos espaçados regularmente a cada 10 metros. Na malha 1 (compartimento I), com declividade variando de 0 a 5%, o solo encontrado é o Neossolo Quartzarênico de origem arenítica da Formação Urucuia, vegetação rala, sem, contudo, denotar uma cobertura vegetal. A malha 2 (compartimento II), inserida em um plano inclinado e desnudo, exibe declividade entre 3 e 7%. O solo de ocorrência é um Argissolo Vermelho-Amarelo argiloso, originado de rochas pelíticas (argilitos e siltitos). A malha 3 (compartimento III) encontra-se em um relevo ondulado em direção ao curso d'água, com declividade de 5 a 12% e ausência de cobertura vegetal. Nesse compartimento ocorre afloramento de rochas siltíticas, cuja textura do solo é siltosa. Por ação da força erosiva, corresponde a áreas de dissecação mais recente. Os atributos do solo foram amostrados na profundidade de 0-20 cm.

A granulometria foi determinada pelo método da pipeta com solução de NaOH 0,1 N como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de baixa velocidade, por 16 horas, seguindo a metodologia proposta pela Embrapa (1997). Nas mesmas amostras, foi determinado potenciometricamente o pH, utilizando-se a relação 1:2,5 de solo em  $\text{CaCl}_2$  0,01 mol  $\text{L}^{-1}$ . O teor de matéria orgânica (MO), P, K, Ca e Mg foi determinado segundo a metodologia de Raij et al. (2001). Com base nos resultados obtidos nas análises químicas, foram calculadas a soma de bases (SB), a capacidade de troca catiônica (CTC) e a saturação por bases (V%). A suscetibilidade magnética (SM) das amostras foi medida utilizando-se uma balança analítica, conforme descrito por Siqueira et al. (2010b).

Inicialmente, a variabilidade dos dados foi calculada pela estatística descritiva, calculando-se a média, a mediana, o coeficiente de variação, o coeficiente de assimetria e o coeficiente de curtose. Para a comparação das médias, foi utilizado o teste t-student a 5% de probabilidade. A dependência espacial foi analisada por meio de ajustes de semivariogramas, com base na pressuposição de estacionariedade da hipótese intrínseca. A análise da



**Figura 1.** Localização da área de estudo, malhas de amostragem dentro de cada compartimento da paisagem (a) e perfil planialtimétrico (b).

**Figure 1.** Location of the study area, sampling grids within each compartment of the landscape (a) and planialtimetric profile (b).

dependência espacial foi feita por meio da geoestatística, com base nas pressuposições da seguinte equação:

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

em que  $N(h)$  é o número de pares de pontos medidos das variáveis regionalizadas  $Z(x_i)$ ,  $Z(x_i + h)$ , separadas por um vetor  $h$ . O gráfico de  $\hat{\gamma}(h)$  contra os valores correspondentes de  $h$  é denominado semivariograma. Do ajuste de um modelo matemático aos valores estimados de  $\hat{\gamma}(h)$  são definidos os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma (o efeito pepita,  $C_0$ ; variância estrutural,  $C_1$ ; patamar,  $C_0 + C_1$ ; e o alcance,  $a$ ). O efeito pepita é o valor da semivariância para a distância zero e representa o componente da variação ao acaso; o patamar é o valor da semivariância, onde a curva se estabiliza sobre um valor constante; o alcance é a distância da origem até onde o patamar atinge valores estáveis, considerando-se o limite da dependência espacial da grandeza medida. Para a análise do grau de dependência espacial (GDE) foi utilizada a relação  $C_1/(C_0 + C_1)$ , classificada segundo Zimback (2001) como forte ( $GDE \geq 0,75$ ), moderada ( $0,25 \leq GDE \leq 0,75$ ) e baixa dependência ( $GDE \leq 0,25$ ). Essa classificação reflete a distribuição e dependência de uma amostra para outra.

Foram ajustados aos dados os seguintes modelos: (a) esférico (EsF),  $\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 [1,5(h/a) - 0,5(h/a)^3]$  para  $0 < h < a$  e  $\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1$  para  $h > a$ ; (b) exponencial (Exp),  $\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h/a)]$  para  $0 < h < d$ , em que  $d$  é a distância máxima na qual o semivariograma é definido; (c) gaussiano

(Gau),  $\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1[1 - \exp(-3h^2/a^2)]$ . Os modelos dos semivariogramas foram ajustados utilizando-se o programa GS+ (Robertson, 1998). A escolha dos modelos teóricos foi realizada, observando-se a soma do quadrado dos resíduos (SQR), o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e, posteriormente, o coeficiente de correlação obtido pela técnica da validação cruzada.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 é apresentada a caracterização química dos solos da área de estudo envolvendo o teor de silício, alumínio, ferro, a relação sílica/alumínio (Ki) e a relação sílica/sesquióxidos de ferro (Kr), além da relação alumínio/ferro livre.

O estudo da relação silício e alumínio auxilia no entendimento do grau de intemperização do solo, possibilitando a separação de área com maior e menor grau de evolução (Campos et al., 2007a). No presente estudo, os valores da relação silício/alumínio são muito elevados no compartimento I ( $Ki = 7,6$ ), na camada de 0-20 cm, indicando ser este o solo mais jovem, observação comprovada pelo valor do Kr, que teve o mesmo comportamento. O teor de  $Fe_s$  (ataque sulfúrico), que também aumenta nessa direção, reforça a sequência litológica do solo pesquisado.

Observa-se ainda que a variação da suscetibilidade magnética (SM) (Tabela 2) segue a dos teores de  $Fe_2O_3$  e de argila nos solos (Tabelas 1 e 2). Tal resultado está de acordo com os estudos de Resende et al. (1988), quando observaram que a SM estava relacionada diretamente com o teor de  $Fe_2O_3$  total do solo. Segundo Fontes et al. (2000), valores de SM

**Tabela 1.** Teores de  $\text{SiO}_2$ ,  $\text{Al}_2\text{O}_3$ ,  $\text{Fe}_s$ ,  $\text{Ki}$  (relação silício/alumínio),  $\text{Kr}$  (relação sílica/sesquióxidos) e relação óxido de alumínio e ferro livre nos compartimentos da paisagem

**Table 1.** Content of  $\text{SiO}_2$ ,  $\text{Al}_2\text{O}_3$ ,  $\text{Fe}_s$ ,  $\text{Ki}$  (silicon / aluminum ratio),  $\text{Kr}$  (silica / sesquioxides ratio) and aluminum oxide and free iron ratio in the compartments of the landscape

Compartimentos	Prof.	SiO <sub>2</sub>	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	Fe <sub>s</sub>	Ki	Kr	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub> /Fe <sub>s</sub>
	cm	----- g kg <sup>-1</sup> -----					
I		Neossolo Quartzarênico					
	0-15	112,5	25,0	9,4	7,6	6,1	4,1
	35-45	122,0	72,5	5,4	2,8	2,7	20,9
II		Argissolo Vermelho-Amarelo					
	0-15	155,5	117,5	19,0	2,2	2,0	9,7
	30-40	236,0	157,5	27,3	2,5	2,2	9,0
III		Neossolo Regolítico					
	0-20	176,0	102,5	19,7	2,9	2,6	8,1
	20-40	153,5	107,5	18,2	2,4	2,1	9,2

**Tabela 2.** Estatística descritiva para os atributos areia total (g kg<sup>-1</sup>), argila (g kg<sup>-1</sup>), silte (g kg<sup>-1</sup>), matéria orgânica (MO) mg dm<sup>-3</sup>, pH (CaCl<sub>2</sub>), soma de bases (SB) (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), capacidade de troca catiônica (CTC) (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), saturação por bases (V%) e suscetibilidade magnética (SM) (10<sup>-6</sup> m<sup>3</sup> kg<sup>-1</sup>) na profundidade de 0-20 cm

**Table 2.** Descriptive statistics for the attributes total sand (g kg<sup>-1</sup>), clay (g kg<sup>-1</sup>), silt (g kg<sup>-1</sup>), organic matter (MO) mg dm<sup>-3</sup>, pH (CaCl<sub>2</sub>), bases sum (SB) (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), cation exchange capacity (CTC) (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), saturation per bases (V%) and magnetic susceptibility (SM) (10<sup>-6</sup> m<sup>3</sup> kg<sup>-1</sup>) at a 0.0-20 cm depth

Atributos	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Assimetria	Curtose	CV
Compartimento I							
Areia total	894 <sup>a</sup>	898,00	922,00	860,00	-0,33	0,06	18,67
Argila	58 <sup>b</sup>	59,00	90,00	35,50	0,42	-0,25	20,99
Silte	48 <sup>c</sup>	50,50	87,50	1,00	0,14	-0,41	33,89
MO	11,8 <sup>a</sup>	12,00	19,00	5,00	0,15	-0,38	25,58
pH	4,2 <sup>b</sup>	4,20	4,80	3,90	0,36	-0,48	4,59
SB	12,5 <sup>b</sup>	12,20	21,30	3,80	0,13	-0,44	29,86
CTC	46,7 <sup>b</sup>	46,90	57,40	33,60	-0,19	-0,34	11,09
V	26 <sup>b</sup>	26,72	42,51	10,92	-0,03	-0,39	23,87
SM	1,2 <sup>c</sup>	1,26	7,04	1,86	-1,61	0,85	26,82
Compartimento II							
Areia total	511 <sup>b</sup>	517,00	722,00	272,00	-0,33	0,06	22,69
Argila	227 <sup>a</sup>	217,50	361,50	107,00	0,35	-0,10	23,09
Silte	262 <sup>b</sup>	265,50	389,00	165,00	0,14	-0,47	19,13
MO	12,4 <sup>a</sup>	12,00	21,00	4,00	0,14	-0,52	30,92
pH	5,2 <sup>a</sup>	5,20	6,10	4,40	0,14	-0,35	6,49
SB	77,7 <sup>a</sup>	75,50	113,10	49,50	0,61	0,07	17,03
CTC	99,2 <sup>a</sup>	97,60	123,50	77,00	0,44	-0,40	10,39
V	78 <sup>a</sup>	78,79	98,32	58,15	-0,09	0,18	10,13
SM	1,7 <sup>b</sup>	1,76	7,20	2,94	-0,45	5,12	35,04
Compartimento III							
Areia total	408 <sup>c</sup>	416,00	639,00	155,00	-0,03	-0,00	22,69
Argila	49 <sup>b</sup>	47,00	99,50	12,50	0,56	-0,56	45,11
Silte	543 <sup>a</sup>	529,00	767,50	306,00	0,19	0,12	16,80
MO	12,3 <sup>a</sup>	12,00	23,00	4,00	0,33	-0,35	34,04
pH	5,2 <sup>a</sup>	5,20	6,10	4,40	0,20	-0,23	6,56
SB	76,7 <sup>a</sup>	75,00	113,10	49,50	0,58	0,06	16,83
CTC	98,9 <sup>a</sup>	97,00	123,50	77,00	0,45	-0,59	10,84
V	77 <sup>a</sup>	78,34	93,44	58,15	-0,37	-0,06	9,54
SM	0,6 <sup>a</sup>	0,64	8,41	4,38	0,10	80,65	77,66

Médias seguidas de mesmas letras nas colunas não diferem entre si pelo teste de t-student a 5% de probabilidade

variando entre 1 a  $10^{-6}$  m<sup>3</sup> kg<sup>-1</sup> são característicos de solos originados de transições arenito-basalto.

Os resultados referentes à estatística descritiva dos atributos do solo, areia total, argila, silte, matéria orgânica, pH, soma de bases, capacidade de troca catiônica, saturação por bases e suscetibilidade magnética, são descritos na Tabela 2. Os valores do teor de argila e silte aumentam do compartimento I para o compartimento II. No compartimento III, registra-se diminuição do teor de argila e elevação do silte. Esse comportamento pode ser atribuído ao material de origem siltítico dos solos dos compartimentos II e III, e à excessiva erosão diferencial no compartimento III.

O teor da areia total decresce do compartimento I para o III, e os atributos químicos, incluindo a SM, tendem a aumentar nesta direção. Atribui-se a este comportamento a influência da transição arenito-siltito na encosta. Fontes et al. (2000) também relatam variações da SM provocadas por diferentes materiais de origem.

Estes resultados também foram obtidos por Cunha et al. (2005) e Campos et al. (2007a), estudando uma Litosequência de arenito-basalto na região de Jaboticabal – SP em Pereira Barretos - SP. Todos os atributos diferiram estatisticamente, pelo menos em dois compartimentos, com exceção da SM e MO. Os resultados mostram que os atributos físicos são mais eficientes que os químicos na separação dos três compartimentos.

Os resultados da SM apresentaram coeficiente de variação (CV) crescente entre os compartimentos. Valores altos ou baixos dentro de um mesmo compartimento tendem a aumentar ou diminuir a média, como pode ser observado comparando-se os valores de máximo, mínimo e média. O CV é a relação entre o desvio padrão e a média, logo, a estatística descritiva, com base nas estatísticas de média e no coeficiente de variação, não é tão eficaz para estudos de caracterização de compartimentos ao longo da paisagem. Autores como Sauer et al. (2006), Obi & Ogunkunle (2009) relatam que a média pode não ser representativa de um compartimento mapeado.

Os valores próximos das médias e medianas indicam distribuições simétricas, permitindo o uso da geoestatística. Obi & Ogunkunle (2009) relataram em seus estudos que quando esses valores são próximos, recomenda-se o uso de outras metodologias para sua avaliação.

Nota-se que o CV do teor de argila, areia total e SM aumentaram do compartimento I para o III. Os atributos químicos apresentam comportamento contrário, logo, há maior homogeneidade dos atributos químicos no sentido do menor declive e uma maior heterogeneidade dos atributos físicos e SM no sentido do maior declive, indicando maior variabilidade do solo neste sentido, sendo classificado segundo Warrick & Nielsen (1980), como moderado ( $12\% < CV < 60\%$ ).

Na Tabela 3, são apresentados modelos de semivariogramas experimentais ajustados de acordo com o R<sup>2</sup> pelo programa GS+ (Robertson, 1998) e seus parâmetros. Observa-se que houve diferentes modelos para o mesmo atributo do solo em compartimentos diferentes. Isso indica que cada compartimento condiciona diferente padrão de variabilidade espacial.

Ressalta-se que os atributos químicos ajustaram-se melhor ao modelo exponencial e esférico. Campos et al. (2007b) e

Campos et al. (2009), pesquisando sobre a variabilidade espacial de atributos químicos, obtiveram resultados semelhantes.

Os atributos físicos apresentaram grau de dependência espacial (GDE) forte ( $GDR \leq 25\%$ ), com exceção da argila no compartimento II, que apresentou GDE moderado ( $25\% < GRD < 75\%$ ). Quanto aos atributos químicos, com exceção do pH no compartimento I, que apresentou GDE Fraco (fraca  $> 75\%$ ) e MO que apresentou GDE moderado nos compartimentos II e III, o restante dos atributos apresentou GDE forte.

O alcance pode ser interpretado como a distância em que existe correlação entre os pontos amostrados. Assim, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos. O alcance dos atributos físicos varia entre 10 e 107 m, com média de 33 m, enquanto o alcance dos atributos químicos varia de 4 a 108 m, com média de 29 m.

O alcance da SM varia de 19 a 86 m, com média de 83 m. As amplitudes do parâmetro alcance dos atributos físicos e químicos do solo são relativamente próximas, indicando uma similaridade no padrão de distribuição espacial entre o conjunto destes atributos.

Estudando a variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo, Becegato & Ferreira (2005) também encontraram similaridade entre esses atributos. O maior alcance da SM indica ser este o atributo de maior continuidade espacial relativa. Magiera et al. (2006) concluíram em suas pesquisas que a SM pode ser utilizada para identificar padrões diferentes de variabilidade e descontinuidade geológica. Para Vieira (2000), o efeito pepita é um importante parâmetro do semivariograma e indica a variabilidade não explicada quando se considera a distância de amostragem utilizada. O atributo que apresentou menor efeito pepita ( $C_0$ ) nos três compartimentos foi o atributo SM, indicando que o erro experimental é praticamente nulo e que não existe variação significativa em distâncias menores que aquela amostrada.

Para os demais atributos, o efeito pepita variou de 0,001 a 997, sendo os menores valores observados no compartimento I. Os altos valores obtidos para o efeito pepita podem ser atribuídos às altas variações encontradas em distâncias menores que as amostradas. Os maiores valores foram verificados na área de transição (compartimento II), e os menores, na área mais estável (compartimento I).

Outra questão importante sobre o efeito pepita é que este parâmetro também é responsável por explicar o erro devido à amostragem, análise laboratorial, interpretação, etc. Cantarella et al. (2006) relatam que erros em laboratórios são comuns, e que, no Brasil, o erro de análises químicas está na faixa de 3 a 26%, e das análises granulométricas, entre 15 e 32%. Segundo Minasny & Mcbratney (2008), a determinação de atributos encontrados em baixos teores no solo pode conter maior erro analítico laboratorial.

Portanto os resultados do efeito pepita da SM mostram que seu mapeamento é mais preciso do que o mapeamento dos outros atributos estudados. Siqueira et al. (2010a) relatam, em seus estudos, que o erro da SM na representação da variabilidade espacial foi de 33 a 50% menor que o conjunto de atributos do solo. Nesse sentido, a SM pode ser utilizada para aumentar a precisão e a acurácia dos resultados de



**Tabela 3.** Estimativa dos parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados para os atributos areia total (g kg<sup>-1</sup>), argila (g kg<sup>-1</sup>), silte (g kg<sup>-1</sup>), matéria orgânica (MO) (mg dm<sup>-3</sup>), pH (CaCl<sub>2</sub>), soma de bases (SB) (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), capacidade de troca catiônica (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), saturação por bases (V) (%) e suscetibilidade magnética (SM) (m<sup>3</sup> kg<sup>-1</sup>) na profundidade de 0,00–0,20 m

**Table 3.** Estimation of the parameters of the semivariograms models adjusted for the attributes total sand (g kg<sup>-1</sup>), clay (g kg<sup>-1</sup>), silt (g kg<sup>-1</sup>), organic matter (MO) (mg dm<sup>-3</sup>), pH (CaCl<sub>2</sub>), bases sum (SB) (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), cation exchange capacity (mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), saturation per bases (V) (%) and magnetic susceptibility (MS) (m<sup>3</sup> kg<sup>-1</sup>) at a 0.00-0.20 m depth

Atributos	Modelo	C <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> + C <sub>1</sub>	GDE	Alcance(m)	R <sup>2</sup>	CRVC	
							b	a
Compartimento I								
Areia total	Gaussiano	0,10	190,30	0,05	11,18	0,60	0,57	377,49
Argila	Exponencial	0,10	162,80	0,06	29,40	0,21	0,78	12,75
Silte	Gaussiano	0,10	236,80	0,04	9,69	0,15	0,77	10,56
pH	Exponencial	0,04	0,04	100,51	18,30	0,38	0,76	1,01
MO	Exponencial	1,29	9,50	13,58	4,20	0,16	0,37	7,28
SB	Exponencial	1,90	15,33	12,39	11,19	0,40	0,10	11,18
CTC	Gaussiano	0,06	25,60	0,23	5,45	0,66	0,57	19,91
V%	Exponencial	3,80	41,11	9,24	8,70	0,09	0,28	18,66
SM	Exponencial	0,00	4,09 10 <sup>-16</sup>	0,00	18,60	0,35	1,07	-0,01
Compartimento II								
Areia total	Gaussiano	820,00	14570,00	5,63	106,52	0,59	1,00	-1,79
Argila	Gaussiano	997,00	3866,00	25,79	42,58	0,68	0,04	-10,07
Silte	Gaussiano	210,00	4410,00	4,76	11,37	0,79	0,99	0,85
pH	Esférico	0,009	0,111	8,10	29,20	0,94	0,79	1,08
MO	Gaussiano	6,080	17,62	34,51	46,53	0,99	1,00	-0,40
SB	Exponencial	0,10	163,00	0,06	7,80	0,00	0,86	10,89
CTC	Exponencial	13,70	120,90	11,23	15,03	0,52	0,37	62,19
V%	Esférico	12,90	63,38	20,35	39,60	0,80	0,98	1,03
SM	Gaussiano	0,00	2,65 10 <sup>-15</sup>	0,00	80,02	0,84	1,07	-0,01
Compartimento III								
Areia total	Gaussiano	650,00	9230,00	7,04	27,53	0,85	0,77	92,35
Argila	Gaussiano	1,00	484,00	0,21	27,36	0,78	0,67	16,01
Silte	Esférico	420,00	8638,00	4,86	34,00	0,85	0,73	142,97
pH	Exponencial	0,0048	0,12	4,12	37,50	0,80	0,98	0,09
MO	Gaussiano	7,36	19,78	37,21	52,65	0,86	1,08	-1,09
SB	Exponencial	8,00	150,50	5,32	23,10	0,63	0,67	24,95
CTC	Exponencial	16,20	124,40	13,02	25,50	0,53	0,51	47,70
V%	Esférico	14,40	58,44	24,64	107,90	0,92	1,05	-4,39
SM	Esférico	0,00	7,49 10 <sup>-17</sup>	0,00	85,70	0,60	0,80	0,01

C<sub>0</sub> = efeito pepita; C<sub>0</sub>+C<sub>1</sub> = patamar; R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação do modelo; GDE (C<sub>0</sub>/(C<sub>0</sub> + C) \*100) = grau de dependência espacial; CRVC = coeficiente de regressão da validação cruzada; b = coeficiente angular; a = intercepto; efeito pepita = 100% do patamar; GDE = moderada quando estão entre 25 e 75%; fraca > 75%; forte: ≤ 25%; Efeito pepita = 100% do patamar.

análises convencionais, contribuindo para a correta identificação de limites entre diferentes áreas no campo.

## CONCLUSÕES

A suscetibilidade magnética mostrou-se eficiente na identificação dos compartimentos da paisagem em uma vertente, no Município de Gilbués-PI. Dessa maneira, a suscetibilidade magnética pode ser utilizada na localização de áreas com maior ou menor padrão de variabilidade, auxiliando na identificação de áreas de manejo específico de maneira mais rápida e econômica. Esses resultados podem motivar novas pesquisas na região abordando a variabilidade da suscetibilidade magnética e a conservação do solo.

## LITERATURA CITADA

- Becegato, V.A.; Ferreira, F.J.F. Gamaespectrometria, resistividade elétrica e suscetibilidade magnética de solos agrícolas no noroeste do estado do Paraná. *Revista Brasileira de Geofísica*, v.23, n.4, p.371-405, 2005. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-261X2005000400004>
- Campos, M.C.C.; Marques Júnior, J.; Pereira, G.T.; Montanari, R.; Camargo, L.A. Relações solo-paisagem em uma litosequência arenito-basalto na região de Pereira Barreto-SP. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 31, n. 3, p. 519-529, 2007a. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832007000300012>
- Campos, M.C.C.; Marques Júnior, J.; Pereira, G.T.; Montanari, R.; Siqueira, D.S. Variabilidade espacial da textura de solos de diferentes materiais de origem em Pereira Barreto, SP.

- Revista Ciência Agronômica, v.38, n.2, p.149-157, 2007b.
- Campos, M.C.C.; Marques Júnior, J.; Pereira, G. T.; Souza, Z. M.; Montanari, R. Planejamento agrícola e implantação de sistema de cultivo de cana-de-açúcar com auxílio de técnicas geoestatísticas. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.13, n.3, p.297-304, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662009000300011>
- Cantarella, H.Q.; van Raij, B.; Abreu, M.F. Variability of Soil Analysis in Commercial Laboratories: Implications for Lime and Fertilizer Recommendations. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, v.37, n.15, p.2213-2225, 2006. <http://dx.doi.org/10.1080/00103620600817523>
- Cunha, P.; Marques Júnior, J.; Curi, N.; Pereira, G.T.; Lepsch, I.F. Superfícies geomórficas e atributos de Latossolos em uma sequência arenítico-basáltica da região de Jaboticabal (SP). *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.29, n.3, p.81-90, 2005. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832005000100009>
- Demattê, J.A.M.; Galdos, M.V.; Guimarães, R.; Genú, A.M.; Nanni, M.R.; Zullo Júnior, J. Quantification of tropical soil attributes from ETM+/Landsat-7 data. *International Journal of Remote Sensing*, v.28, n.17, p.3813-3829, 2007. <http://dx.doi.org/10.1080/01431160601121469>
- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - Embrapa. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Manual de métodos de análise de solo. Rio de Janeiro: Embrapa, 1997. 212p.
- Fontes, M.P.F., Oliveira, T.S. De; Costa, L.M. da; Campos, A.A.G. Magnetic separation and evaluation of magnetization of Brazilian soils from different parent materials. *Geoderma*, v.96, n.3, p.81-99, 2000. [http://dx.doi.org/10.1016/S0016-7061\(00\)00005-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0016-7061(00)00005-7)
- Grego, C. R.; Vieira, S. R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.29, n.2, p.169-177, 2005. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832005000200002>
- Magiera, T.; Strzyszczyk, Z.; Kapicka, A.; Petrovsky, E. Discrimination of lithogenic and anthropogenic influences on topsoil magnetic susceptibility in Central Europe. *Geoderma*, v. 130, n.1, p.299-311, 2006. <http://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2005.02.002>
- Matias, S.S.R. Suscetibilidade magnética e sua associação com atributos do solo e do relevo em uma topossequência de Latossolos. Jaboticabal: Universidade Estadual Paulista, 2010. 109p. Tese Doutorado.
- Minasny, B., McBratney, A.B. Spatial prediction of soil properties using EBLUP with a Matérn covariance function. *Geoderma*, v.140, n.4, p.324-336, 2007. <http://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2007.04.028>
- Minasny, B.; McBratney, A.B. Regression rules as a tool for predicting soil properties from infrared reflectance spectroscopy. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, v.94, n.1, p.72-79, 2008. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chemolab.2008.06.003>
- Obi, J. C.; Ogunkunle, A. O. Influence of termite infestation on the spatial variability of soil properties in the Guinea savanna region of Nigeria. *Geoderma*, v.148, n.1, p.357-363, 2009. <http://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2008.11.003>
- Raij, B. van; Andrade, J.C.; Cantarella, H.; Quaggio, J.A. Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais. Campinas: Secretaria de Agricultura e Abastecimento, APTA e IAC, 2001. 284p.
- Resende, M.; Santana, D. P.; Rezende, S. B. Susceptibilidade magnética em Latossolo do sudeste e sul do Brasil. In: Reunião de Classificação, Correlação de Solos e Interpretação de Aptidão Agrícola, 3., 1988, Rio de Janeiro. Anais... Rio de Janeiro, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária-SNLC/SBCS, 1988. p.233-258.
- Robertson, G.P. GS+ geostatistics for the environmental sciences: GS+ user's guide. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.
- Sauer, T.J.; Cambardella, C.A.; Meek, D.W. Spatial variation of soil properties relating to vegetation changes. *Plant and Soil*, v.280, n.1-2, p.1-5, 2006. <http://dx.doi.org/10.1007/s11104-005-1545-8>
- Siqueira, D.S.; Marques Jr., J.; Matias, S.S.R.; Barrón, V.; Torrent, J.; Baffa, O.; Oliveira, L.C. Correlation of properties of Brazilian Haplustals with magnetic susceptibility measurements. *Soil Use and Management*, v.26, n.4, p.425-431, 2010b. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-2743.2010.00294.x>
- Siqueira, D.S.; Marques Jr., J.; Pereira, G.T. Using landforms to predict spatial and temporal variability of soil and orange fruit attributes. *Geoderma*, v.155, n.1-2, p.55-66, 2010a. <http://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2009.11.024>
- Vieira, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Novais, R.F.; Alvarez, V.H.; Schaefer, C.E.G.R. (Eds.) Tópicos em ciência do solo. Viçosa? Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-54.
- Warrick, A.W.; Nielsen, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: Hillel, D. (Ed.). Applications of soil physics. New York: Academic Press, 1980. p.319-344.
- Zimback, C.R.L. Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade. Botucatu: UNESP, 2001. 114p. Tese Livre-Docência.