

SEÇÃO I - FÍSICA DO SOLO

ANISOTROPIA NO ESTUDO DA VARIABILIDADE ESPACIAL DE ALGUMAS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO⁽¹⁾

Luciana Pagliosa Carvalho Guedes⁽²⁾, Miguel Angel Uribe-Opazo⁽³⁾,
Jerry Adriany Johann⁽⁴⁾ & Eduardo Godoy de Souza⁽⁵⁾

RESUMO

No estudo do mapeamento da fertilidade do solo, pelas técnicas de geoestatística, algumas características estruturais da variabilidade espacial devem ser consideradas, tais como continuidade espacial e ausência de anisotropia. Neste contexto, o presente trabalho apresenta uma análise da anisotropia no estudo da variabilidade espacial das variáveis químicas do solo: ferro (Fe), acidez potencial (H + Al), matéria orgânica (MO) e Mn, de um conjunto de dados de 128 parcelas sem manejo químico localizado, espacialmente referenciados, estudados entre 1998 e 2002, em um Latossolo Vermelho distroférrico, em Cascavel-PR. A identificação da anisotropia foi realizada por meio da construção de semivariogramas direcionais com modelos ajustados, e a correção da anisotropia realizou-se por meio de transformações lineares e de modelos combinados. Em seguida, utilizou-se um modelo ajustado ao semivariograma omnidirecional para construção de mapas temáticos de variabilidade das variáveis estudadas. Observou-se a existência de anisotropia geométrica para a variável H + Al. Já as variáveis MO, Mn e Fe mostraram a presença de anisotropia combinada, sendo corrigida inicialmente a anisotropia geométrica e, posteriormente, a anisotropia zonal. Por meio do estudo da anisotropia, foi possível eliminar as direções privilegiadas, melhorando assim o ajuste dos semivariogramas e produzindo mapas temáticos das variáveis químicas estudadas com maior acurácia.

Termos de indexação: geoestatística, dependência espacial, agricultura de precisão.

⁽¹⁾ Trabalho extraído da Dissertação de Mestrado de Engenharia Agrícola da Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE. Recebido para publicação em agosto de 2004 e aprovado em outubro de 2008.

⁽²⁾ Mestre em Engenharia Agrícola pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná e Doutora em Estatística e Experimentação Agronômica pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ. Grupo de Pesquisa GGEA. E-mail: lpcarva@esalq.usp.br

⁽³⁾ Professor Associado do Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas - CCET, Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE, Grupo de Pesquisa GGEA. Rua Universitária 2069, Sala 65, CEP 85819-110 Cascavel (PR). E-mail: mopazo@unioeste.br

⁽⁴⁾ Professor Assistente do CCET, Grupo de Pesquisa GGEA, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná. E-mail: jerry.johann@hotmail.com

⁽⁵⁾ Professor Associado do CCET, Grupo de Pesquisa GROSAP, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná. E-mail: godoy@unioeste.br

SUMMARY: ANISOTROPY TO ANALYZE SPATIAL VARIABILITY OF SOME SPATIALLY REFERENCED SOIL CHEMICAL VARIABLES

Studies on soil fertility mapping based on geostatistics should consider some spatial variability characteristics such as spatial continuity and absence of anisotropy. The present study reports an anisotropic analysis of the spatial variability of the following soil chemical variables: iron (Fe), potential acidity (H + Al), organic matter (OM) and manganese (Mn) of a data set of 128 plots without local chemical management, spatially referenced, studied between 1998 and 2002 in a dystrophic Red Latosol (Oxisol), in Cascavel, Paraná, Brazil. Anisotropy was identified through the construction of directional semivariograms with adjusted models and corrected through linear transformations and by combined models. Thereafter a model was used adjusted to the omnidirectional semivariogram for the construction of thematic variability maps of the studied variables. The existence of geometric anisotropy was observed for the variable H + Al. The variables MO, Mn and Fe evidenced the presence of combined anisotropy. The geometric anisotropy was first corrected and then the zonal anisotropy was adjusted. Based on anisotropy it was possible to eliminate the biased directions, enhancing the semivariogram fitting and precision of the thematic maps of chemical variables.

Index terms: geostatistics, spatial dependence, precision agriculture.

INTRODUÇÃO

Com o advento da mecanização e o aumento da produção agrícola mundial, o processo de produção agrícola passou a ser objeto de atenção e estudo de diversos pesquisadores, na busca de uma agricultura sustentável, capaz de maximizar a produção de forma racional, com diminuição do uso excessivo e irracional de insumos. Esse sistema de agricultura sustentável é chamado de Agricultura de Precisão.

Na Agricultura de Precisão a utilização dos insumos agrícolas é feita de forma diferenciada, com aplicações localizadas, possíveis apenas com um estudo da área agrícola por meio do mapeamento da variabilidade espacial das propriedades do solo, cujo objetivo é identificar e quantificar as necessidades locais quanto ao solo. A análise da variabilidade espacial é realizada por um conjunto de técnicas e conceitos, como a geostatística, que considera como fator primordial a localização geográfica e a dependência espacial das variáveis em estudo, que aqui são denominadas variáveis regionalizadas. O semivariograma é o principal método geoestatístico para se detectar a variabilidade espacial. Trabalhos como os de Souza et al. (1999), Johann et al. (2002, 2004) e Mercante et al. (2003), entre outros, apresentam variáveis regionalizadas de propriedades do solo com estruturas de dependência espacial.

Segundo Ortiz (2002), o estudo e a análise estrutural do fenômeno por meio da geoestatística também devem considerar que a estrutura da variabilidade espacial está relacionada com a estrutura natural do fenômeno. Assim, algumas características devem ser verificadas, como a continuidade espacial e a ausência de anisotropia.

Uma variável regionalizada é isotrópica quando o padrão de continuidade espacial é idêntico em todas

as direções. A isotropia é de suma importância para a estimativa de locais não-amostrados. É utilizada na construção de mapas de variabilidade, pois, por meio da identificação de que a variável analisada é isotrópica, o estudo da dependência espacial pode ser feito por meio de um único semivariograma, chamado de omnidirecional. O ajuste de um modelo para esse semivariograma pode ser feito por meio dos modelos transitivos apresentados na literatura (Isaaks & Srivastava, 1989), que consideram apenas variáveis isotrópicas. Além disso, a área de influência da variável regionalizada determina a forma de janela de estimativa a ser utilizada na krigagem (Li & Lake, 1994).

Quando o fenômeno em estudo revela diferentes padrões de dependência espacial, ou seja, apresenta uma variabilidade que não é a mesma em todas as direções, o fenômeno em estudo é chamado de anisotrópico. Segundo Clark (1979), a anisotropia é encontrada por meio de semivariogramas, que, construídos em diferentes direções, revelam uma privilegiada direção com um distinto padrão de dependência espacial.

Os principais tipos de anisotropia estudados na geoestatística são: geométrica, zonal e combinada. A anisotropia geométrica é aquela em que existe uma direção com maior continuidade espacial, isto é, maior valor de alcance (a) no semivariograma experimental em determinada direção; a anisotropia zonal, quando existe uma direção com maior valor de patamar (C) nos semivariogramas experimentais em relação às demais direções; e a anisotropia combinada, quando houver determinadas direções com diferentes valores de alcance e patamar nos semivariogramas experimentais.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi analisar a anisotropia no estudo da variabilidade

espacial e sua influência na estimação de locais não-amostrados de algumas variáveis químicas do solo de uma área experimental com Latossolo Vermelho distroférico.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste trabalho foram provenientes de uma área experimental localizada no Centro de Pesquisa Eloy Gomes da Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico e Econômico Ltda (COODETEC), em Cascavel (PR), com solo classificado como Latossolo Vermelho distroférico (Embrapa, 1999). A área experimental total era de 1,74 ha, dividida em uma malha regular de 256 parcelas de 7,20 x 7,20 m, com corredor de 2,4 m em uma das direções, perfazendo um total de 128 parcelas com manejo químico localizado (CML) e 128 parcelas sem manejo químico localizado (SML). O delineamento utilizado nessa área é denominado de amostragem desalinhada sistemática estratificada (Wollenhaupt & Wolikowski, 1994; Souza et al., 1999).

Para coleta dos elementos amostrais do solo em cada parcela, a partir de um ponto de referência, foram tomadas quatro subamostras na camada de 0,0–0,20 m de profundidade, dentro de um raio de 0,25 m, as quais, posteriormente, foram misturadas para compor uma amostra representativa de cada parcela. Essas amostras foram encaminhadas ao laboratório de análise de solo da COODETEC, para realização de análise química de rotina.

A área foi cultivada com soja e os dados são referentes às variáveis químicas do solo, a partir das amostras coletadas nos anos de 1998 e 2002. Especificamente, neste trabalho utilizou-se o conjunto de dados com as 128 parcelas sem manejo químico localizado. Diversas variáveis químicas do solo foram avaliadas e, entre elas selecionaram-se aquelas que apresentaram anisotropia, a saber: Fe e Mn, extraído com Mehlich-1 com amostras de 10 cm³ de solo para 100 cm³ de solução com decantação de 16 h; acidez potencial ou total (H + Al), obtida em solução-tampão de pH SMP de 7,5; e MO, determinada pelo método de Walkley Black.

Inicialmente, foi feito um estudo exploratório, com uma análise descritiva e gráfica dos dados distribuídos espacialmente. A análise gráfica foi composta inicialmente pela construção de gráficos espaciais de área classificados segundo os *quartis* (*Post-plot*), gráficos de dispersão das médias *versus* desvios-padrão de linhas e colunas, gráficos de médias móveis *versus* desvio-padrão e gráficos de dispersão dos valores da variável nas direções de 0°, 45°, 90° e 135°. Pelo desenvolvimento desses gráficos, foi possível obter informações sobre a existência ou não de tendência direcional, o efeito proporcional e a continuidade espacial das variáveis regionalizadas supramencionadas.

Dessa forma, os gráficos que apresentaram variação gradativa numa dada região ou direção indicaram possível existência de uma tendência direcional e, conseqüentemente, a falta de estacionariedade (Libardi et al., 1996).

Na análise geoestatística foi utilizado o semivariograma, que é um gráfico da função semivariância. O estimador da função semivariância proposto por Matheron (1963) para variáveis regionalizadas com distribuição normal de probabilidade é apresentado na equação 1:

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

em que $n(h)$: número de pares em uma mesma distância h ; e $Z(s_i)$ e $Z(s_i + h)$: valores da variável na posição s_i e $s_i + h$, com $s \in S \subset R^2$.

Para identificar a presença de anisotropia e avaliar a dependência espacial das variáveis regionalizadas em estudo, foram utilizados os semivariogramas nas direções convencionais de 0°, 45°, 90° e 135°, não sendo impedido trabalhar com outras direções (Isaaks & Srivastava, 1989).

A anisotropia geométrica foi corrigida por transformações lineares (Diggle & Ribeiro Junior, 2007), as quais são usadas na rotação e dilatação das coordenadas espaciais, utilizando a notação matricial apresentada na equação 2:

$$h' = (x, y) \times M_R \times M_D \quad (2)$$

em que $M_R = \begin{pmatrix} \cos \alpha & -\sin \alpha \\ \sin \alpha & \cos \alpha \end{pmatrix}$: matriz de rotação; e

$$M_D = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \frac{1}{F_a} \end{pmatrix}$$
: matriz de dilatação.

Os parâmetros fator de anisotropia (F_a) e ângulo da direção de maior continuidade (α) foram calculados considerando $-\frac{\pi}{2} \leq \alpha \leq \frac{\pi}{2}$. Para $F_a = \frac{a_2}{a_1}$, a_2 e a_1 são, respectivamente, os alcances nas direções de maior e menor continuidade espacial.

Isaaks & Srivastava (1989) mostram que a anisotropia zonal pode ser modelada, por meio de um semivariograma direcional equivalente com a distância reduzida, considerando como patamar o maior valor de patamar apresentado entre os semivariogramas direcionais construídos. Adotou-se, dessa forma, o modelo de semivariograma corrigido descrito na equação 3:

$$\gamma'(h) = w\gamma(h') \quad (3)$$

em que $h' = \frac{h}{a}$, sendo w e a os valores de patamar e alcance do semivariograma na direção que apresentou a anisotropia zonal.

A anisotropia combinada consiste em uma combinação das anisotropias geométrica e zonal; assim, os modelos de semivariogramas direcionais

apresentam diferentes alcances e patamares. Isaaks & Srivastava (1989) propuseram a equação 4 para o estudo da anisotropia combinada, em que a primeira etapa consiste em modelar a anisotropia geométrica e, a segunda, em modelar a anisotropia zonal.

$$\gamma(h) = w_1\gamma_1(h) + w_2\gamma_2(h) \quad (4)$$

em que:

$$h' = \sqrt{\left(\frac{x}{a_x}\right)^2 + \left(\frac{y}{a_y}\right)^2} \quad (5)$$

Na equação anterior, w_1 representa o patamar do semivariograma direcional que apresentou maior alcance, e w_2 , o que apresentou menor alcance, entre os semivariogramas direcionais. Já a_x e a_y representam os alcances nas direções x e y , respectivamente.

Corrigida a anisotropia, modelos geoestatísticos foram ajustados aos semivariogramas omnidirecionais e foram construídos mapas temáticos de variabilidade espacial para as variáveis regionalizadas na área em estudo, utilizando a técnica de interpolação por krigagem ordinária para pontos não-amostrados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise descritiva geral

A estatística descritiva e os níveis descritivos (p-valores) obtidos pelo teste de normalidade de Shapiro-Wilk estão apresentados no quadro 1. Os dados obtidos indicam que as variáveis regionalizadas apresentaram baixa dispersão (DP), média

homogeneidade na distribuição dos dados de Fe, MO e Mn ($10 < CV \leq 20 \%$, Gomes, 2000) e alta heterogeneidade dos dados para H + Al ($20 < CV \leq 30 \%$). Considerando um nível de 5 % de significância, todas as variáveis regionalizadas em estudo possuem distribuição normal de probabilidade.

Análise da tendência e estacionaridade

Na figura 1 são apresentados os gráficos espaciais da área em estudo, classificados segundo os *quartis* para as variáveis Fe, MO, Mn e H + Al. Nesses gráficos, pode-se observar que, no caso da variável Mn (Figura 1c), existe aumento gradativo no seu valor variável nas direções de 0°, 45° e 135°, indicando assim a presença de tendência, principalmente na direção de 0°. Nas variáveis MO (Figura 1b) e H + Al (Figura 1d), verifica-se variação gradativa nas direções de 45°, 90° e 135°, o que indica a presença de tendência direcional destas variáveis, principalmente nas referidas direções. Não foi identificada tendência direcional na variável Fe (Figura 1a).

Como para atender à hipótese intrínseca não deve ser possível identificar padrões de tendência em qualquer direção, ajustou-se a essa tendência um modelo de regressão múltipla entre os valores da variável e as localizações geográficas. Por isso, a tendência foi eliminada e, assim, trabalhou-se com o resíduo resultante ($Z(s) - \hat{Z}(s)$). A ausência de tendência nos resíduos pode ser identificada pelos gráficos espaciais de área, classificados segundo os *quartis* dos resíduos (Figura 2). Pode-se perceber nos resíduos uma distribuição aleatória dos pontos, evidenciando ausência de tendência direcional.

Pelos gráficos da relação entre médias e desvios-padrão de cada variável em linhas e colunas e os

Quadro 1. Estatística descritiva das variáveis selecionadas para avaliação: ferro, matéria orgânica, manganês e acidez potencial

Estatística	Fe	MO	Mn	H + Al
	mg dm ⁻³	g dm ⁻³	mg dm ⁻³	cmol _e dm ⁻³
Média	59,03	43,90	64,74	5,97
Mínimo	28,00	35,17	39,10	2,03
Primeiro <i>quartil</i>	53,90	40,21	58,00	5,35
Mediana	58,40	43,55	64,05	6,21
Terceiro <i>quartil</i>	64,08	46,9 1	71,83	6,69
Máximo	80,50	53,54	92,60	8,36
Desvio-padrão (DP)	7,97	4,53	10,45	1,25
Coefficiente de variação (CV %)	13,51	10,32	16,14	20,99
Assimetria	-0,10	0,17	0,27	-0,38
Curtose	1,10	-0,76	-0,35	0,59
p-valor	0,24*	0,07*	0,05*	0,10*

* Existência de normalidade nos dados, segundo teste de Shapiro-Wilk a 5 %; p-valor: nível escrito.

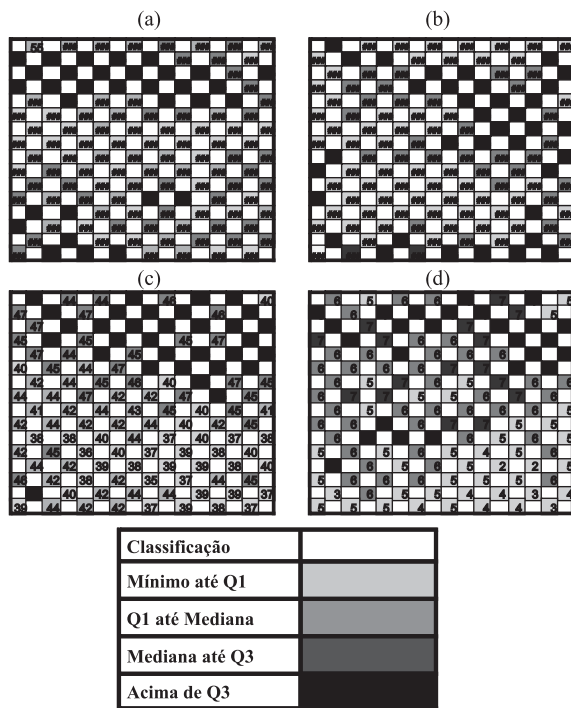


Figura 1. Gráficos da representação espacial de área classificados segundo os *quartis* das variáveis Fe (a), MO (b), Mn (c) e H + Al (d), em que Q1 é o primeiro *quartil* e Q3 o terceiro.

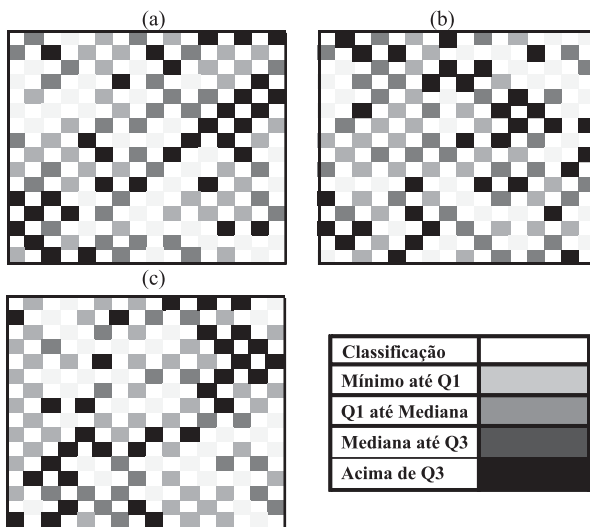


Figura 2. Gráficos da representação espacial de área classificados segundo os *quartis* dos resíduos de MO (a), Mn (b) e H + Al (c), em que Q1 é o primeiro *quartil* e Q3 o terceiro.

gráficos de médias móveis *versus* desvio-padrão, não foi identificada relação entre a média e o desvio-padrão, verificando-se assim ausência de efeito proporcional. Trabalhos como os de Souza et al. (1999) e Mercante et al. (2003) efetuaram análises de variabilidade espacial cujos estudos preliminares foram feitos com variáveis físicas e químicas do solo.

Identificação da continuidade espacial

Para identificar, de forma exploratória, a existência da continuidade espacial de cada variável regionalizada, utilizou-se a técnica dos envelopes proposta por Diggle & Ribeiro Junior (2007), que consiste num recurso de simulação baseado em um teste gerado por simulação de Monte Carlo, de forma que, com base na hipótese de ausência de correlação espacial, podem-se permutar as posições dos valores amostrados, gerando um novo conjunto de dados, com o respectivo semivariograma. O envelope é construído pelos valores mínimos a máximos obtidos em todos os semivariogramas dos conjuntos de dados modificados, definindo assim uma região de independência espacial na variável em estudo. Na figura 3 é apresentado o semivariograma experimental omnidirecional para cada uma das variáveis em estudo, com os respectivos envelopes. Observa-se, em cada caso, que pelo menos um ponto do semivariograma apresenta uma semivariância fora dos limites de variações do envelope, indicando que os dados possuem alguma continuidade espacial e que a dependência espacial realmente existe nas variáveis em estudo.

Existência de anisotropia

Para identificar a existência da anisotropia nas referidas variáveis, foram construídos juntos semivariogramas direcionais (Figura 4), utilizando o estimador de Matheron definido na equação (1), variando a direção de 10 ° em 10 °, com um ângulo de tolerância igual a 40 °, como sugerido por Isaaks & Srivastava (1989); esses valores foram escolhidos por meio da construção e análise de diversos semivariogramas, com diferentes ângulos e tolerâncias direcionais.

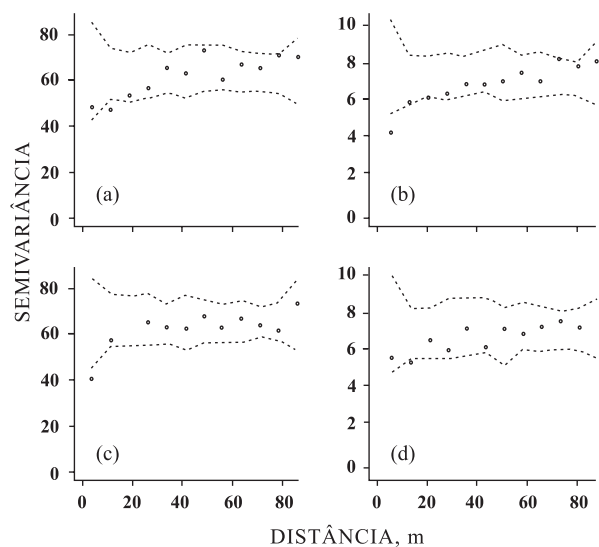


Figura 3. Limites dos semivariogramas experimentais omnidirecionais, considerando independência entre as amostras (envelopes) das variáveis Fe (a) e resíduos de MO (b), Mn (c) e H + Al (d).

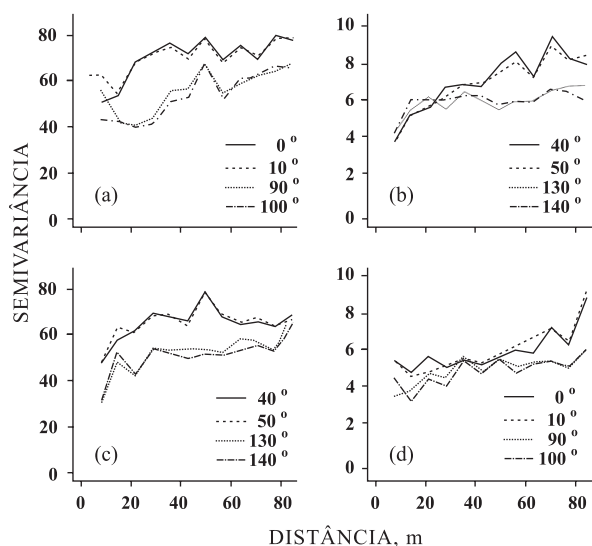


Figura 4. Semivariogramas direcionais das variáveis Fe (a), MO (b), Mn (c) e H + Al (d).

Dos semivariogramas direcionais, pode-se observar nas variáveis resíduos de Mn (Figura 4c) e MO (Figura 4b), maiores valores de alcance nas direções de 40° e 50° e valores maiores de patamar nas direções de 130° e 140°, sugerindo a presença de anisotropia combinada, em que foi considerada direção de menor e maior continuidade espacial de 45° e 135°, respectivamente. Na variável resíduo de H + Al (Figura 4d) podem-se perceber maiores valores de alcance na direção de 0°, sugerindo maior continuidade espacial nesta direção, isto é, há presença de anisotropia geométrica. Para a variável Fe (Figura 4a), observam-

se valores maiores de alcance e patamar nas direções de 0° e 90°, sugerindo a presença de anisotropia combinada.

A correção da anisotropia e o ajuste de um modelo teórico para o semivariograma omnidirecional corrigido trazem vantagens econômicas, uma vez que permitem a obtenção de melhor acurácia dos mapas de variabilidade espacial, podendo-se planejar melhor a malha amostral para posteriores estudos da variabilidade espacial na mesma área.

Os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas (Quadro 2) foram: efeito pepita (C_0), que representa a descontinuidade; alcance (a), que descreve a distância máxima nas quais as amostras são consideradas com dependência espacial; e patamar ($C = C_0 + C_1$), que representa o valor da semivariância quando a distância é igual ao valor do alcance. Neste quadro foram incluídos o coeficiente de efeito pepita ($\epsilon = C_0/(C_0 + C_1)$), que mede o grau de dependência espacial da variável na área em estudo, o fator de anisotropia (F_a) e o ângulo de maior continuidade espacial (α).

No quadro 2, para a variável Fe, as direções de 90° e 135° apresentam diferentes estruturas no modelo do semivariograma, com diferentes valores de alcance e patamar, em que a maior continuidade espacial (maior alcance) situa-se na direção de 135° e o maior valor do patamar ocorreu na direção de 90°, identificando-se assim a presença de anisotropia combinada. Para os resíduos das variáveis MO e Mn observam-se diferentes valores de alcance e patamar nas direções de 45° e 135°; a maior continuidade espacial ocorreu na direção 135°; e o maior valor de

Quadro 2. Parâmetros do modelo esférico dos semivariogramas direcionais das variáveis Fe e resíduos da MO, Mn e H + Al

Variável	Direção	Efeito pepita C_0	Contribuição C_1	Patamar $C = C_0 + C_1$	Alcance a	$\epsilon = C_0/(C_0 + C_1)$	F_a	α
					m	%		
Fe (mg dm ⁻³)	0°	33,33	28,33	61,66	74,91	54,0	1,00	0°
	45°	37,17	30,31	68,48	55,20	68,5	1,36	
	90°	39,69	34,57	74,26	41,84	74,3	1,79	
	135°	42,09	29,81	71,91	88,79	58,5	0,84	
MO (g dm ⁻³)	0°	4,31	2,85	7,16	55,49	60,2	1,78	135°
	45°	3,80	4,68	8,48	68,34	44,8	1,44	
	90°	4,41	3,21	7,62	42,91	57,8	2,30	
	135°	5,89	0,68	6,57	98,50	89,6	1,00	
Mn (mg dm ⁻³)	0°	36,18	16,28	52,46	36,07	69,0	1,96	135°
	45°	41,59	17,82	59,42	38,12	70,0	1,86	
	90°	35,65	23,77	59,24	64,37	60,0	1,10	
	135°	33,94	15,27	49,21	70,76	69,0	1,00	
H + Al (cmol _c dm ⁻³)	0°	0,43	0,30	0,73	47,17	59,3	1,64	90°
	45°	0,51	0,35	0,86	65,72	59,3	1,18	
	90°	0,62	0,18	0,80	77,25	77,3	1,00	
	135°	0,47	0,19	0,66	47,78	70,8	1,62	

F_a : fator de anisotropia; a : ângulo de maior continuidade espacial; ϵ : efeito pepita relativo.

semivariância, na direção de 45°, identificando-se também para estas variáveis a presença de anisotropia combinada. Quanto à variável H + Al, houve diferença nos alcances das direções de 0° e 90°, em que a direção de maior continuidade espacial foi em 90°, identificando-se, portanto, a anisotropia geométrica. Essas diferenças entre os semivariogramas que apresentaram anisotropia são também observadas nos gráficos (Figura 5), que se referem aos modelos ajustados e sobrepostos aos semivariogramas experimentais direcionais das variáveis Fe e resíduos de MO, Mn e H + Al.

Correção da anisotropia

Identificada a presença de anisotropia, esta foi corrigida mediante transformações lineares nas coordenadas espaciais, com o modelo proposto por Diggle & Ribeiro Junior (2007), para variáveis com

anisotropia geométrica, e com o modelo aditivo de Isaaks & Srivastava (1989), para variáveis com anisotropia combinada. A correção, numa primeira etapa, é da anisotropia geométrica; em seguida, efetua-se a correção da anisotropia combinada.

Assim, corrigindo as coordenadas espaciais das variáveis, construíram-se novos semivariogramas nas direções de maior e menor continuidade espacial (Quadro 3 e Figura 6).

Observa-se similaridade nos semivariogramas ajustados, com valores de alcance e patamar muito próximos entre as referidas direções (Quadro 3), evidenciando assim a transformação de variável anisotrópica geométrica em isotrópica. Para as variáveis Fe e resíduos de MO e Mn, foi corrigida em uma primeira etapa a anisotropia geométrica e construídos semivariogramas nas direções de maior e menor continuidade espacial, constatando-se dessa

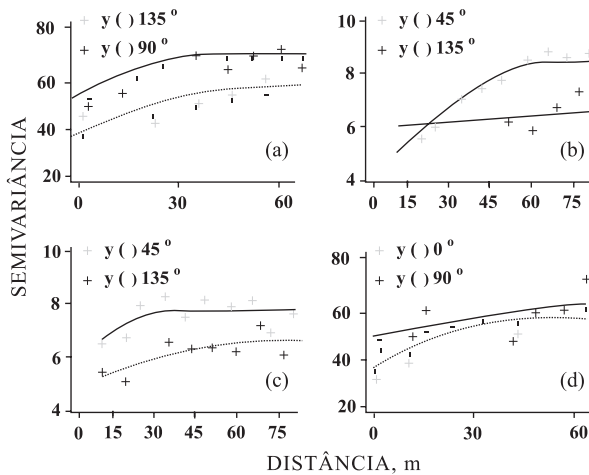


Figura 5. Modelos ajustados aos semivariogramas experimentais nas direções de anisotropia das variáveis Fe (a) e resíduos de MO (b), Mn (c) e H + Al (d).

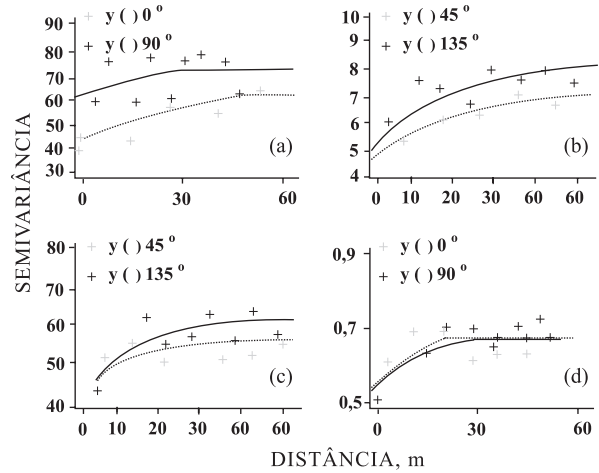


Figura 6. Modelos ajustados aos semivariogramas direcionais corrigidos das variáveis Fe (a) e resíduos de MO (b), Mn (c) e H + Al (d).

Quadro 3. Parâmetros do modelo esférico dos semivariogramas direcionais corrigidos das variáveis Fe e resíduos de MO, Mn e H + Al

Variável	Direção	Efeito pepita C ₀	Contribuição C ₁	Patamar C = C ₀ + C ₁	Alcance a	$\xi = C_0 / (C_0 + C_1)$	F _a
					m	%	
Fe (mg dm ⁻³)	0°	36,08	27,88	63,97	44,34	56,4	1,30
	90°	52,99	20,33	73,32	34,03	72,2	1,00
MO (g dm ⁻³)	45°	2,67	4,97	7,64	59,06	34,9	1,15
	135°	2,21	6,44	8,65	51,19	25,5	1,00
Mn (mg dm ⁻³)	45°	41,01	15,60	56,62	40,64	72,4	1,00
	135°	35,84	26,61	62,45	41,93	57,3	1,03
H + Al (cmolc dm ⁻³)	0°	0,37	0,37	0,74	30,38	50,4	1,21
	90°	0,46	0,28	0,74	36,87	61,8	1,00

F_a: fator de anisotropia; α: ângulo de maior continuidade espacial; ξ: efeito pepita relativo.

forma uma similaridade em suas estruturas de variabilidade espacial, com valores similares de alcance (a) e também de patamar (C); assim, tanto a anisotropia geométrica quanto a zonal podem ser consideradas corrigidas. Esse fato provavelmente ocorreu, pois, além de a anisotropia zonal ser um caso particular da anisotropia geométrica, a diferença entre os patamares nos modelos direcionais não foi tão significativa; dessa forma, eliminando a anisotropia geométrica, eliminou-se também parte da anisotropia zonal.

Corrigida a anisotropia, foi possível utilizar um único semivariograma que representa todas as direções, denominado semivariograma omnidirecional (Quadro 4). O modelo foi ajustado para cada semivariograma experimental das variáveis em estudo, utilizando-se o método dos mínimos quadrados ponderados (WLS1) (Isaaks & Srivastava, 1989). Por esses parâmetros, todas as variáveis apresentam uma

moderada dependência espacial, pois seus valores de coeficiente de efeito pepita (ε) estão entre 25 e 75 % (Souza et al., 1999). Assim, chega-se à conclusão de que, para as variáveis Fe e resíduos de Mn, MO e H + Al, apenas 40,0, 22,23, 35,43 e 40,62 % da variação total dos dados, respectivamente, são explicados pela dependência espacial.

A partir dos parâmetros obtidos para o semivariograma omnidirecional, foi possível construir mapas que expressam a variabilidade das variáveis avaliadas na área em estudo, representando uma superfície contínua que caracteriza o comportamento das variáveis no campo (Figura 7). Observou-se que, para as variáveis MO (Figura 7b) e Mn (Figura 7c), existe maior continuidade das sub-regiões na direção de 135°. Para Fe (Figura 7a) há maior continuidade na direção de 0° e, para H + Al (Figura 7d), uma aparente continuidade espacial das sub-regiões na direção de 90°.

Quadro 4. Parâmetros do modelo esférico ajustado das variáveis Fe e resíduos de MO, Mn e H + Al

Variável	Efeito pepita C_0	Contribuição C_1	Patamar $C = C_0 + C_1$	Alcance (a)	$\varepsilon = (C_0/C_0 + C_1)$
				m	%
Fe (mg dm^{-3})	38,834	25,889	64,723	33,38	60,00
MO (g dm^{-3})	4,917	2,698	7,615	56,25	64,57
Mn (mg dm^{-3})	39,358	18,805	58,343	42,04	67,77
H + Al ($\text{cmol}_c \text{dm}^{-3}$)	0,456	0,312	0,768	36,89	59,38

ε : efeito pepita relativo.

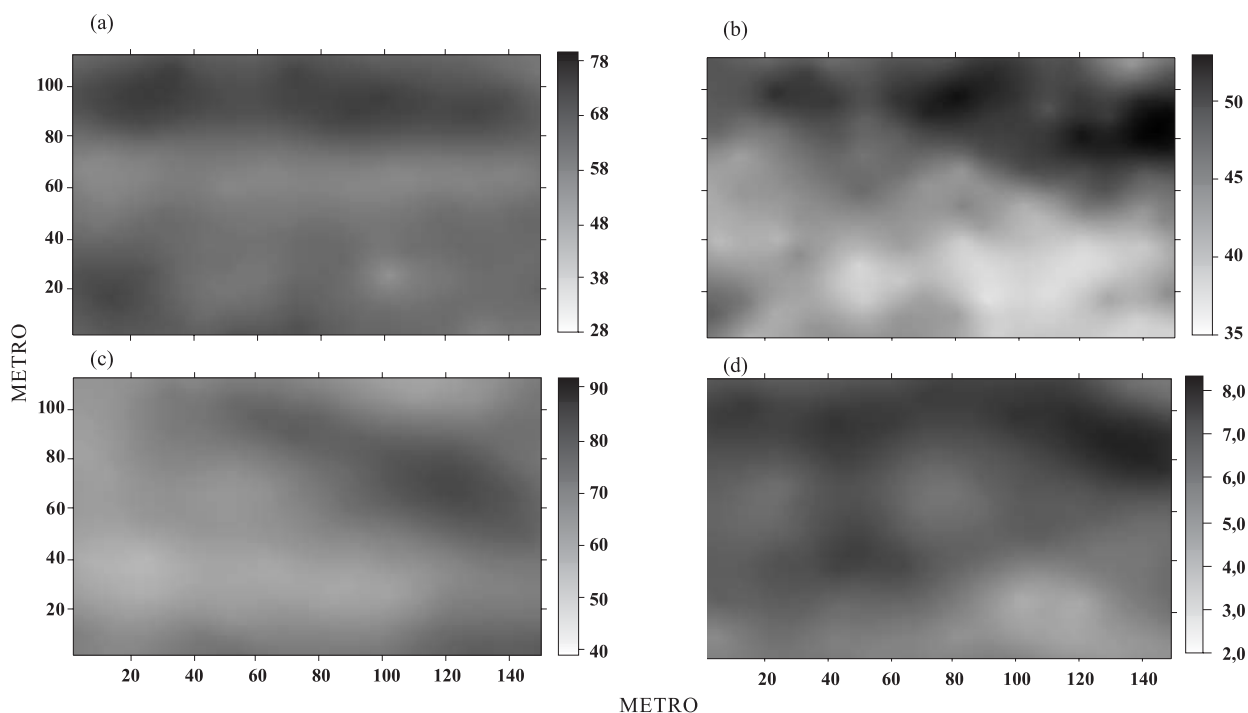


Figura 7. Mapas de variabilidade das variáveis Fe (mg dm^{-3}) (a), MO (g dm^{-3}) (b), Mn (mg dm^{-3}) (c) e H + Al ($\text{cmol}_c \text{dm}^{-3}$) (d).

Foram também construídos mapas de variabilidade segundo a classificação para interpretação de resultados de análise do solo (Quadro 5), de acordo com EMATER-PARANÁ (Oleynik et al., 1998).

Pela classificação adotada (Oleynik et al., 1998), as variáveis Fe (Figura 8a) e Mn (Figura 8c) apresentaram-se homogêneas em toda a área de estudo, com nível alto. A variável MO (Figura 8b) também se apresentou homogênea por toda a área em estudo, com um nível médio. Já a variável H + Al (Figura 8d) foi a única a apresentar duas classificações diferentes no mapa: nível médio na parte inferior e nível alto no restante do mapa.

CONCLUSÕES

1. Sugere-se aos pesquisadores a importância das verificações da existência da anisotropia e a utilização de sua correção, de forma que ela não influencie a construção de mapas temáticos.

2. No estudo da anisotropia, foi possível eliminar as direções privilegiadas que continham maiores valores do alcance, implicando a existência de áreas com maior continuidade espacial nessa direção, melhorando assim o ajuste dos semivariogramas e produzindo, conseqüentemente, uma predição espacial mais eficiente das variáveis em estudo em localizações não-amostradas. Isso possibilitou que os mapas temáticos que foram construídos proporcionassem uma noção visual da variabilidade das variáveis Fe, MO, Mn e H + Al.

3. Além de uma melhor acurácia dos mapas de variabilidade espacial gerados, a análise da anisotropia em variáveis com dependência espacial possibilita melhor planejamento das malhas amostrais para futuros estudos na mesma área experimental.

AGRADECIMENTOS

Ao CNPq e à Fundação Araucária, pelo apoio financeiro, e à COODETEC, pelo apoio técnico.

Quadro 5. Níveis para interpretação de resultados analíticos segundo a classificação da EMATER-PARANÁ

Variável	Nível baixo (0)	Nível médio (1)	Nível alto (2)
Fe (mg dm^{-3})	< 21	21– 31	> 31,0
MO (g dm^{-3})	< 14,0	14,0–24,0	> 24,0
Mn (mg dm^{-3})	< 3,1	3,1– 5,1	> 5,1
H + Al ($\text{cmol}_c \text{dm}^{-3}$)	< 2,61	2,61–5,40	> 5,40

Oleynik et al. (1998).

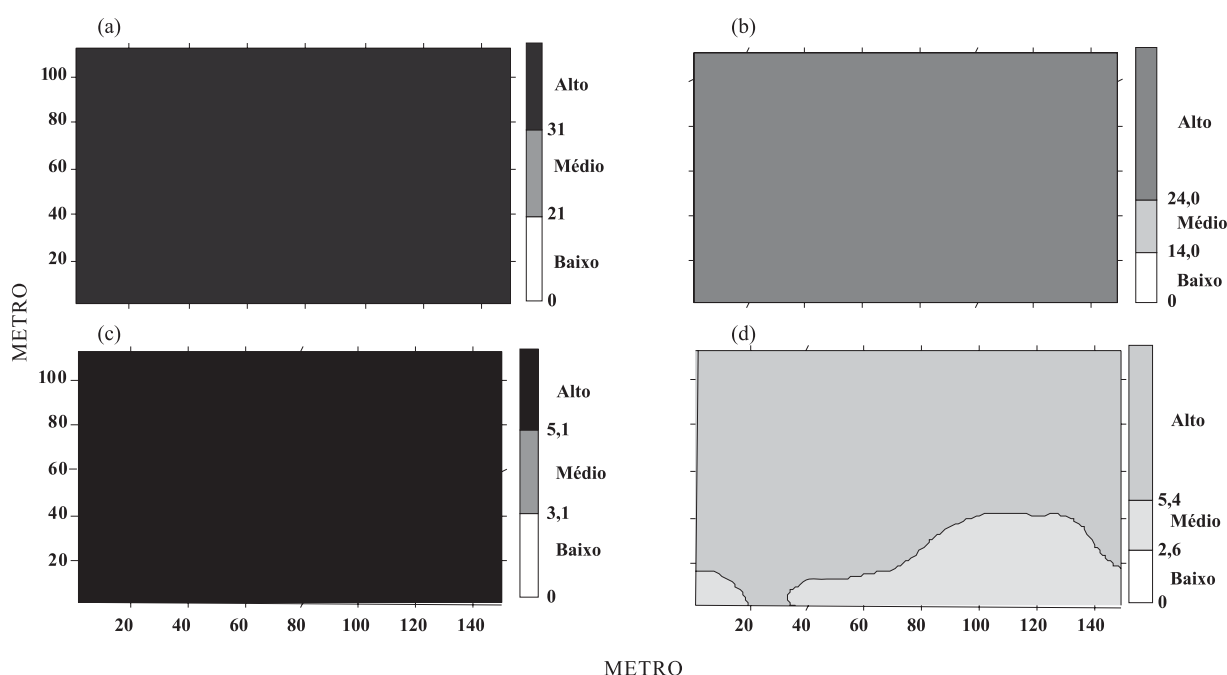


Figura 8. Mapas de variabilidade das variáveis Fe (mg dm^{-3}) (a), MO (g dm^{-3}) (b), Mn (mg dm^{-3}) (c) e H + Al ($\text{cmol}_c \text{dm}^{-3}$) (d), de acordo com a classificação da EMATER-PARANÁ (Oleynik et al., 1998).

LITERATURA CITADA

- CLARK, I. Practical geostatistics. London, Applied Science Publishers, 1979. 126p.
- DIGGLE, P.J. & RIBEIRO JUNIOR, P.J. Model-based geostatistics. New York, Springer, 2007. 230p.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília, 1999. 412p.
- GOMES, F.P. Curso de estatística experimental. 14.ed. Piracicaba, Nobel, 2000. 477p.
- ISAAKS, E.H. & SRIVASTAVA, R.M. An introduction to applied geostatistics. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.
- JOHANN, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SOUZA, E.G. & ROCHA, J.V. Modelagem da correlação espacial entre mapas de produtividade da soja e mapas de atributos do solo por meio de análise de componentes principais. R. Eng. Agríc., 22:383-390, 2002.
- JOHANN, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SOUZA, E.G. & ROCHA, J.V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em uma área experimental de agricultura de precisão com e sem manejo localizado. R. Eng. Agric. Amb., 8:212-219, 2004.
- LI, D. & LAKE, L.W. A moving window semivariance estimator. Water Res. Res., 30:1479-1489, 1994.
- LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O. & TOUN, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. R. Bras. Ci. Solo, 20:1-12, 1996.
- MATHERON, G. Principles of geoestatistics. Econ. Geol., 58:1246-66, 1963.
- MERCANTE, E.; URIBE-OPAZO, M.A. & SOUZA, E.G. Variabilidade espacial e temporal da resistência mecânica do solo à penetração em áreas com e sem manejo químico localizado. R. Bras. Ci. Solo, 27:1149-1153, 2003.
- OLEYNIK, J.; BRAGAGNOLO, N.; BUBLITZ, U. & SILVA, J.C.C. Análise do Solo: Tabela para transformação de resultados analíticos e interpretação de resultados. 5.ed. Curitiba, Emater-Paraná, 1998. 64p.
- ORTIZ, G.C. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2002. 91p. (Tese de Mestrado)
- SOUZA, E.G.; JOHANN, J.A.; ROCHA, J.V.; RIBEIRO, S.R.A.; SILVA, M.S.; URIBE-OPAZO, M.A.; MOLIN, J.P.; OLIVEIRA, E.F. & NÓBREGA, L.H.P. Variabilidade espacial dos atributos do solo em um Latossolo Roxo distrófico na região de Cascavel-PR. R. Eng. Agríc., 8:80-92, 1999.
- WOLLENHAUPT, N.C. & WOLICOWSKI, R.P. Grid soil sampling. Better Crops Plant Food, 78:6-9, 1994.