



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbcs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Brasil

CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S.
VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DE UM SOLO SOB VIDEIRA EM VITÓRIA BRASIL
(SP)

Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 27, núm. 4, 2003, pp. 695-703

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo

Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180214026014>

- 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

SEÇÃO VI - MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DE UM SOLO SOB VIDEIRA EM VITÓRIA BRASIL (SP)⁽¹⁾

M. P. CARVALHO⁽²⁾, E. Y. TAKEDA⁽³⁾ & O. S. FREDDI⁽³⁾

RESUMO

Foi pesquisada a variabilidade espacial de alguns atributos físicos e químicos de uma associação de solos cultivada sob videira (*Vitis vinífera*-L), do município de Vitória Brasil, estado de São Paulo, Brasil. O objetivo foi estudar a dependência espacial de tais atributos, assim como caracterizar as respectivas variabilidades, distribuições de frequência e números mínimos de subamostras do solo para a cultura da videira. Para isso, coletaram-se dados do solo, dispostos segundo uma malha com 156 pontos amostrais, sendo analisados por meio da geoestatística. As maiores variabilidades foram verificadas para a macroporosidade (MA), P, K, Ca, Mg, SB e CTC, ao passo que as menores foram para a densidade do solo (DS), pH e V. O número mínimo de subamostras, necessário para formar uma amostra composta e representativa, variou de 1 (pH e V) a 241 (Mg), tendo seu valor médio de 64 subamostras. Quanto à dependência espacial, o P e o V apresentaram, respectivamente, forte e fraca dependência, enquanto o restante dos atributos apresentou moderada dependência. Desta forma, o alcance dos atributos físicos variou de 2,56 a 4,32 m, enquanto o dos químicos variou de 1,82 a 5,64 m.

Termos de indexação: geoestatística, amostragem do solo, dependência espacial, atributos físicos do solo, atributos químicos do solo.

⁽¹⁾ Parte da Tese de Mestrado do segundo autor, apresentada à Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista – UNESP/ Ilha Solteira, para obtenção do Título de Mestre na Área de Sistema de Produção. Trabalho apresentado na XIII Reunião Brasileira de Manejo e Conservação do Solo e da Água, em Ilhéus (BA), 2000. Recebido para publicação em julho de 2000 e aprovado em abril de 2003.

⁽²⁾ Professor Adjunto, Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos. Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista – UNESP. Caixa Postal 31, CEP 15385-000 Ilha Solteira (SP). E-mail: morel@agr.feis.unesp.br

⁽³⁾ Mestrando da Faculdade de Engenharia, UNESP/Ilha Solteira (SP). E-mail: ona@projetonet.com.br

SUMMARY: *SPATIAL VARIABILITY OF SOIL CHARACTERISTICS UNDER GRAPEVINE IN VITORIA BRASIL (STATE OF SAO PAULO - BRAZIL)*

*The spatial variability of some physical and chemical characteristics of a compound of soils under grapevine (*Vitis vinifera*-L.) cultivation was studied in the county Vitória Brasil, State of São Paulo, Brazil. Main objective was research into the spatial dependence of these soil characteristics and their variability, frequency distribution and minimum number of soil subsamples for grapevine crop. Soil data were collected in grid sampling at 156 points, using geostatistics for the data analysis. Highest variability was found for macroporosity (MA), P, K, Ca, Mg, SB, and CTC, and the smallest for bulk density (BD), pH, and V. The minimum number of soil subsamples to form a compound and representative sample varied between 1 (pH and V) and 241 (Mg), with a mean of 64 subsamples. In relation to spatial dependence, P and V presented, respectively, strong and weak dependence, while the other attributes displayed a moderate dependency. Thus, the range of physical characteristics varied from 2.56 to 4.32 m and from 1.82 to 5.64 m for chemical characteristics.*

Index terms: geostatistics, soil sampling, spatial dependence, physical soil characteristics, chemical soil characteristics.

INTRODUÇÃO

A Região Rural Administrativa de Jales, na qual está contido o município de Vitória Brasil, é a segunda maior produtora de uvas finas de mesa do estado de São Paulo. Tal posição deve-se ao fato de ser esta a única região estadual na qual a videira produz excelente colheita na entressafra (Tarsitano, 2001).

A heterogeneidade é uma propriedade inerente do solo que tipifica sua anisotropia. Numa paisagem natural, o solo apresenta ampla variabilidade dos seus atributos, tanto no sentido espacial como no volumétrico, resultante da interação dos processos que comandam os fatores de sua formação. Ademais, o solo cultivado revela fontes adicionais de heterogeneidade, originadas exclusivamente do efeito antrópico da agricultura. Por outro lado, os princípios básicos da experimentação, estabelecidos por meio do método estatístico clássico, consideram que a variabilidade do solo ocorre de forma inteiramente aleatória, admitindo-se que seus atributos apresentem uma distribuição de frequência do tipo normal (Santos & Vasconcelos, 1987). Entretanto, vários estudos têm relatado que os atributos do solo apresentam intensa dependência espacial (Journel & Huijbregts, 1991), necessitando, portanto, de uma análise geoestatística.

O conhecimento da distribuição de frequência dos dados de uma variável direciona o método estatístico a ser aplicado. Assim, a média aritmética é uma boa medida descritiva para dados com distribuição normal. No entanto, para a distribuição lognormal, deve-se utilizar a mediana (Souza, 1992; Oliveira et al., 1999b). Por outro lado, o coeficiente de variação é uma medida adimensional da dispersão dos dados.

Experimentos de laboratório e, ou, de casa de vegetação geralmente são muito precisos, com coeficientes de variação menores do que 5 %. Entretanto, dados de análises de solo comumente apresentam-no com valores altos e muito altos, especialmente nos casos de solos muito pobres, como os de cerrado (Gomes, 1984).

Atualmente, a pesquisa da ciência do solo tem-se apoiado intensamente na utilização da geoestatística, que juntamente com a estatística clássica formaram uma dupla de extraordinária importância agrônoma, decorrente das inúmeras respostas dadas às mais variadas questões existentes que, até então, eram ignoradas.

O objetivo do presente trabalho, realizado num solo sob cultivo da videira no município de Vitória Brasil (SP), foi caracterizar a variabilidade espacial de alguns de seus atributos físicos e químicos, pelo estudo do alcance da dependência espacial, com sua amplitude de variação, número mínimo de subamostras formadoras da amostra composta e do tipo de distribuição de frequência.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido no município de Vitória Brasil (SP), em um pomar comercial de videira estabelecido com o cultivar Itália (*Vitis vinifera*-L.), realizado na forma de latada. O solo onde a malha experimental ficou instalada pertence à associação Argissolo Vermelho-Amarelo eutrófico + Argissolo Vermelho distrófico ou eutrófico + Latossolo Vermelho distrófico (PVA₁₀), conforme mapa apresentado por Oliveira et al. (1999a).

No início do ano agrícola de 1992, efetuou-se o preparo primário do terreno, que se encontrava com uma pastagem de capim-colonião. Em janeiro de 1993, foi estabelecido o vinhedo, com o plantio dos porta-enxertos (variedade IAC-313), sendo a enxertia da variedade copa (cultivar Itália) feita em agosto do mesmo ano. O vinhedo foi constituído de 13 linhas, que continham 43 plantas por linha. O espaçamento utilizado foi de 5,0 m nas entrelinhas, por 3,0 m entre plantas na linha. Sua área total foi de 8.385 m², abrigando 559 plantas.

A grande malha experimental estudada, alocada por meio de sorteio entre as linhas do vinhedo, ficou representada pela área referente a cinco parreiras (5,0 x 15,0 m = 75 m²). Constituiu-se de cinco transeções paralelas, que continham vinte e quatro pontos amostrais por transeção. Neste caso, o espaçamento utilizado entre tais pontos foi de 1,0 x 1,0 m, com um subtotal de 120 pontos. Foram alocadas, também, por sorteio dentro da grande malha, mais quatro pequenas malhas, com vistas em detalhar o estudo da dependência espacial dos dados para distâncias menores do que 1,0 m. Cada uma delas ficou posicionada entre quatro pontos amostrais da grande malha, constituindo-se de duas transeções no sentido dos eixos cartesianos e com espaçamento de 0,25 m entre pontos, e mais uma transeção orientada na diagonal e com espaçamento de 0,35 m entre pontos. Como cada uma delas adicionou mais nove pontos amostrais, atingindo o número total de 156.

A coleta das amostras de solo no campo foi realizada no dia 06/07/1997, na profundidade de zero a 10 cm. Para cada local dos 156 pontos amostrais, foi tomada uma única amostra simples de solo, que foi destinada às análises laboratoriais. Na determinação do número mínimo de subamostras, necessário para formar uma amostra composta e representativa, foram utilizados os resultados analíticos das amostras simples para o cálculo da variabilidade dos atributos do solo e dos parâmetros estatísticos indicados na seguinte equação, segundo Souza (1992),

$$n = [(t_{\alpha} \cdot CV)/D]^2 \quad (1)$$

em que n é o número médio de subamostras; t é o valor do teste t de Student para o nível de probabilidade α (5 %); CV é o coeficiente de variação (%), e D é o erro em torno da média (10 %).

Os atributos físicos do solo estudados foram os seguintes: macroporosidade (MA), microporosidade (MI), porosidade total (PT) e densidade do solo (DS). Os químicos foram: o P disponível, matéria orgânica (MO), pH, K⁺, Ca²⁺, Mg²⁺ trocáveis, hidrogênio + alumínio (H + Al), Al³⁺, soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC), e índice de saturação por bases (V). Todos foram determinados segundo o método da EMBRAPA (1979) e de Raij et al. (1987), sendo obtidos no Laboratório de Física e Química do Solo da Faculdade de Engenharia-UNESP/Campus de Ilha Solteira (SP).

Inicialmente, para cada atributo estudado, efetuou-se uma análise descritiva dos dados pela estatística clássica. Utilizando o SAS (Schlotzhaver & Littell, 1997), foram calculados a média, mediana, moda, valores (mínimo e máximo), desvio-padrão, variância, coeficiente de variação, curtose e assimetria. Também foi efetuada a análise da distribuição de frequência dos dados, para verificar se os dados seguiam as distribuições do tipo normal ou lognormal.

Para testar a hipótese de normalidade, ou de lognormalidade dos dados, utilizou-se o teste W (Shapiro & Wilk, 1965) a 1 %. A estatística W testa a hipótese nula, a qual julga ser a amostra proveniente de uma população com distribuição normal. Assim, no caso de dados transformados na forma logarítmica ($y = \ln x$), W testa a hipótese nula de que os valores y_i provêm de uma distribuição normal, isto é, os dados não transformados (w_i) ajustam-se a uma distribuição lognormal.

Em seguida, também para cada atributo, efetuou-se a análise da dependência espacial por meio do semivariograma. Para isto, foi utilizado o pacote computacional Variowin (Pannatier, 1996). Desta forma, o ajuste do semivariograma aos seus modelos (esférico, exponencial, gaussiano, linear, sem patamar e efeito pepita puro) foi exclusivamente efetuado por meio da análise do indicativo da eficiência do ajuste (IGF), conforme sugestões de Trangmar et al. (1985).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise do quadro 1 revelou que a maioria dos atributos estudados apresentou distribuição de frequência do tipo lognormal, tais como: a macroporosidade (MA), P disponível, matéria orgânica (MO), K, Ca e Mg trocáveis. A microporosidade (MI), porosidade total (PT) e densidade do solo (DS) apresentaram distribuição normal. Já o pH, H + Al, a soma de bases (SB) e a CTC apresentaram distribuição tendendo ao tipo lognormal. O único atributo a apresentar a distribuição tendendo ao tipo normal foi o índice de saturação por bases (V). O Al trocável não se classificou em nenhum tipo de distribuição, uma vez que suas análises revelaram-se com teores nulos. Estes dados concordaram parcialmente com aqueles de Souza (1992) e Souza et al. (1997), uma vez que alguns desses atributos pesquisados não apresentavam o mesmo tipo de distribuição de frequência que o dos referidos autores.

Nas situações em que a distribuição lognormal foi observada (MA, P, MO, K, Ca e Mg), o coeficiente de assimetria foi sempre positivo e forte, uma vez que seus valores variaram de 0,560 a 2,560 (Quadro 1). Isto indicou haver, exclusivamente neste caso, uma elevada frequência de valores abaixo

Quadro 1. Medidas estatísticas descritivas e distribuição de frequência dos atributos físicos e químicos do solo estudado

Atributo	Medida estatística descritiva									Distribuição de frequência ⁽²⁾	
	Média	Mediana	Moda	Valor		Desvio-padrão	Variância	Coeficiente ⁽¹⁾			
				Mínimo	Máximo			Varição	Curtose		Assimetria
								%			
Microporosidade (m³ m⁻³)	0,260	0,261	0,284	0,169	0,391	4,251.10 ⁻⁴	17,956.10 ⁻⁴	16,340	-0,307	0,071	N
Macroporosidade (m³ m⁻³)	0,144	0,137	0,178	0,038	0,289	5,217.10 ⁻⁴	27,043.10 ⁻⁴	36,239	-0,065	0,560	L
Porosidade total (m³ m⁻³)	0,403	0,403	0,398	0,305	0,508	4,225.10 ⁻⁴	17,743.10 ⁻⁴	10,481	-0,159	-0,043	N
Densidade (kg dm⁻³)	1,452	1,450	1,530	1,090	1,760	0,120	0,015	8,322	-0,035	-0,138	N
P (mg dm⁻³)	112,307	101,000	93,000	21,000	324,000	59,395	3505,251	52,886	0,411	0,826	L
MO (g dm⁻³)	24,878	24,000	24,000	14,000	64,000	6,624	43,607	26,629	9,225	2,040	L
pH	6,611	6,600	6,700	6,000	7,900	0,237	0,056	3,599	4,888	0,736	⇒ L
K⁺ (mmolc dm⁻³)	4,485	4,200	5,200	0,100	18,400	2,611	6,774	58,205	5,795	1,783	L
Ca²⁺ (mmolc dm⁻³)	67,179	61,000	62,000	23,000	216,000	32,077	1022,352	47,748	6,429	2,106	L
Mg²⁺ (mmolc dm⁻³)	39,435	31,000	23,000	4,000	188,000	31,223	968,631	79,174	7,942	2,560	L
H + Al (mmolc dm⁻³)	12,282	12,000	13,000	10,000	18,000	1,338	1,779	10,895	2,562	1,073	⇒ L
Al³⁺ (mmolc dm⁻³)	-(3)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SB (mmolc dm⁻³)	110,935	95,000	99,000	37,000	408,000	60,902	3685,342	54,898	8,278	2,527	⇒ L
CTC (mmolc dm⁻³)	123,217	107,000	105,000	48,000	419,000	60,717	3663,029	49,276	8,275	2,527	⇒ L
V (%)	88,314	89,000	89,000	77,000	97,000	4,350	18,805	4,926	-0,028	-0,472	⇒ N

⁽¹⁾ Os dados de coeficientes de variação, assimetria e curtose são adimensionais. ⁽²⁾ N: distribuição normal; L: distribuição lognormal; ⇒N: distribuição tendendo ao tipo normal, e ⇒ L: distribuição tendendo ao tipo lognormal. ⁽³⁾ As análises revelaram-se com valores nulos.

da média, sendo perfeitamente válido o inverso. Desta forma, isto pode ser o indicativo de que há, apenas para o local do solo que foi estudado, compactação superficial, uma vez que um solo ideal deve ter ao redor de 0,17 m³ m⁻³ de macroporosidade (Kiehl, 1979). Também pode indicar baixos teores de matéria orgânica, ficando de acordo com a idéia da existência da compactação superficial. Por último, pode também indicar um desbalanceamento dos teores de K⁺, Ca²⁺ e Mg²⁺ do solo, assim como a falta deles, uma vez que seus teores adequados seriam, respectivamente, 7,5; 90,0 e 30,0 mmol_c dm⁻³ (Lopes, 1998). Uma vez que inúmeros trabalhos têm comprovado que a produtividade vegetal acompanha a distribuição de nutrientes no solo (Vieira et al., 1987; Bhatti et al., 1991), é provável que a produtividade da videira não esteja no seu máximo.

Os atributos que seguiram a distribuição do tipo normal (MI, PT e DS) apresentaram fraca assimetria, forma platicúrtica e coeficiente de variação variando de 8,3 a 16,3 %. Em contrapartida, aqueles que seguiram a distribuição do tipo

lognormal (MA, P, MO, K, Ca e Mg) apresentaram forte assimetria, formas platycúrticas (MA e P) e leptocúrticas (MO, K, Ca e Mg), e coeficientes de variação variando de 26,6 a 79,2 % (Quadro 1). Portanto, analisando exclusivamente a correlação diretamente proporcional existente entre a magnitude do coeficiente de variação e o tipo de distribuição de frequência dos dados, este fato ficou de acordo com Salviano et al. (1998) e Oliveira et al. (1999b).

O menor coeficiente de variação encontrado foi de 3,6 %, para o pH, e o maior, de 79,2 %, para o Mg. Adotando o critério de classificação proposto por Gomes (1984) para esta medida estatística de dispersão, seus valores revelaram-se como (Quadro 1): (a) muito altos para a macroporosidade (MA), fósforo disponível (P), potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg) trocáveis, soma de bases (SB) e capacidade de troca catiônica (CTC), concordando com os dados pesquisados por Souza (1992), Souza et al. (1997), Carvalho et al. (1998), Salviano et al. (1998), Cavalcante (1999), Sanchez (1999), e Oliveira

et al. (1999b), que, no geral, obtiveram a mesma magnitude, de tal coeficiente, para o P, K, Ca, Mg, SB e CTC; (b) alto apenas para a matéria orgânica (MO), concordando este fato com Cambardella et al. (1994); (c) médios para a microporosidade (MI), porosidade total (PT) e acidez potencial (H + Al), ficando, desta forma, apenas de acordo com Cavalcante (1999), e (d) baixos para a densidade do solo (DS), pH e o índice de saturação por bases (V), concordando, apenas para a DS e o pH, com o obtido por Souza (1992), Souza et al. (1997), Carvalho et al. (1998), Salviano et al. (1998), Cavalcante (1999) e Sanchez (1999).

Souza (1992) observou haver uma correlação diretamente proporcional entre a amplitude dos dados e o coeficiente de variação. De acordo com o referido autor, as amplitudes observadas entre os valores mínimos e máximos, para os atributos estudados (Quadro 1), também retrataram muito bem os respectivos coeficientes de variação obtidos. Assim, para os atributos com coeficientes de variação muito altos, tais valores foram de: (a) macroporosidade (MA), de 3,840 a 28,870 (7,5 vezes maior); (b) fósforo disponível (P), de 21,000 a 324,000 (15,4 vezes maior); (c) potássio (K), de 0,100 a 18,400 (184,0 vezes maior); (d) cálcio (Ca), de 23,000 a 216,000 (9,4 vezes maior); (e) magnésio (Mg), de 4,000 a 188,000 (47,0 vezes maior); (f) soma de bases (SB), de 37,000 a 408,000 (11,0 vezes maior), e (g) capacidade de troca catiônica (CTC), de 48,000 a 419,000 (8,7 vezes maior).

Em contrapartida, para os atributos com baixos coeficientes de variação, tais valores foram de: (a) densidade do solo (DS), de 1,090 a 1,760 (1,6 vez maior); (b) pH, de 6,000 a 7,900 (1,3 vez maior) e, (c) índice de saturação por bases (V), de 77,000 a 97,000 (1,3 vez maior). Por outro lado, o número mínimo de subamostras, necessário para formar uma amostra composta e representativa dos atributos do solo, foi de 11, 51, 5, 3, 108, 28, 1, 131, 88, 251, 5, 116, 94 e 1, respectivamente, para a MI, MA, PT, DS, P, MO, pH, K, Ca, Mg, H + Al, SB, CTC e V.

A análise geoestatística, efetuada por meio do semivariograma, mostrou que todos os atributos do solo estudado apresentaram dependência espacial, uma vez que nenhum deles apresentou efeito pepita puro, o que determinaria uma distribuição aleatória dos seus dados. Todos os semivariogramas ajustaram-se muito bem ao modelo esférico, exceção feita àqueles da porosidade total e da CTC, que se ajustaram, também de forma excelente, ao modelo exponencial. Aqueles do modelo esférico tiveram o indicativo da eficiência do ajuste (IGF) variando de $1,987.10^{-4}$ (magnésio) a $2,373.10^{-2}$ (fósforo), enquanto os do modelo exponencial tiveram-no com os valores de $5,639.10^{-3}$ (porosidade total) e de $9,506.10^{-5}$ (CTC). Em relação ao modelo de ajuste do semivariograma, os dados do presente trabalho, em sua maioria, ficaram perfeitamente de acordo com os de Salviano et al. (1998), que estudaram os seguintes atributos

P, MO, pH, H + Al, K, Ca, Mg, SB, CTC e V. O único caso discordante foi o da CTC que, pelo presente, ajustou-se ao modelo exponencial (Figuras 1 e 2).

A análise das figuras 1 e 2 revelou que o indicativo da dependência espacial (IDE) atingiu os seguintes valores, relacionados, em ordem crescente, para cada atributo estudado: (1) fósforo disponível (P) de 12 %, (2) cálcio (Ca) de 36 %, (3) microporosidade (MI) de 39 %, (4) macroporosidade (MA) de 43 %, (5) pH, soma de bases e porosidade total (pH, SB e PT) de 45 %, (6) matéria orgânica (MO) de 47 %, (7) capacidade de troca catiônica (CTC) de 50 %, (8) magnésio (Mg) de 53 %, (9) potássio e densidade do solo (K e DS) de 57 %, (10) acidez potencial (H + Al) de 68 %, e (11) índice de saturação por bases (V) de 77 %.

Portanto, em relação à dependência espacial, pôde-se verificar que: (a) o fósforo disponível (P) apresentou forte dependência espacial, ao passo que Cavalcante (1999) e Sanchez (1999) apresentaram-no com moderada dependência espacial, e Salviano et al. (1998), com forte dependência espacial. Por outro lado, Cambardella et al. (1994), Souza et al. (1997) e Salviano et al. (1998) apresentaram a CTC e a MO com forte dependência espacial; (b) a MI, MA, PT, DS, MO, pH, H + Al, K, Ca, Mg, SB e a CTC apresentaram moderada dependência espacial, concordando com Souza et al. (1997) e Salviano et al. (1998), em relação ao pH, Ca, Mg, H + Al e SB; Cambardella et al. (1994) em relação a DS; Cavalcante (1999), em relação a MO, e Sanchez (1999), em relação ao pH e MO, e (c) o índice de saturação por bases (V) apresentou fraca dependência espacial, concordando este fato apenas com Sanchez (1999).

A variabilidade espacial dos atributos do solo pode ser influenciada pelos seus fatores intrínsecos (fatores de formação, que são o material de origem, relevo, clima, organismos e tempo), e pelos fatores extrínsecos, normalmente empreendidos pelas práticas de manejo do solo (adubação, calagem, dentre outros).

Usualmente, uma forte dependência espacial dos atributos do solo é atribuída aos fatores intrínsecos, ao passo que, aos extrínsecos, pode-se atribuir fraca dependência (Cambardella et al., 1994). É provável que a forte dependência espacial detectada para o fósforo (P) (Figura 1e) seja decorrente de qualquer um dos fatores de formação do solo pesquisado, tais como o relevo e o material de origem, enquanto a fraca dependência espacial, obtida para o V, seja devida às condições de homogeneização do ambiente, que as adubações e calagens puderam proporcionar ao solo local (Figura 2g). Dessa forma, como a variável de fraca dependência espacial pode apresentar melhor estrutura espacial, pela utilização de um espaçamento diferente dos pontos amostrais daquele originalmente empregado (Cambardella et al., 1994), fica sugerida tal idéia para pesquisas futuras ao solo do presente estudo.

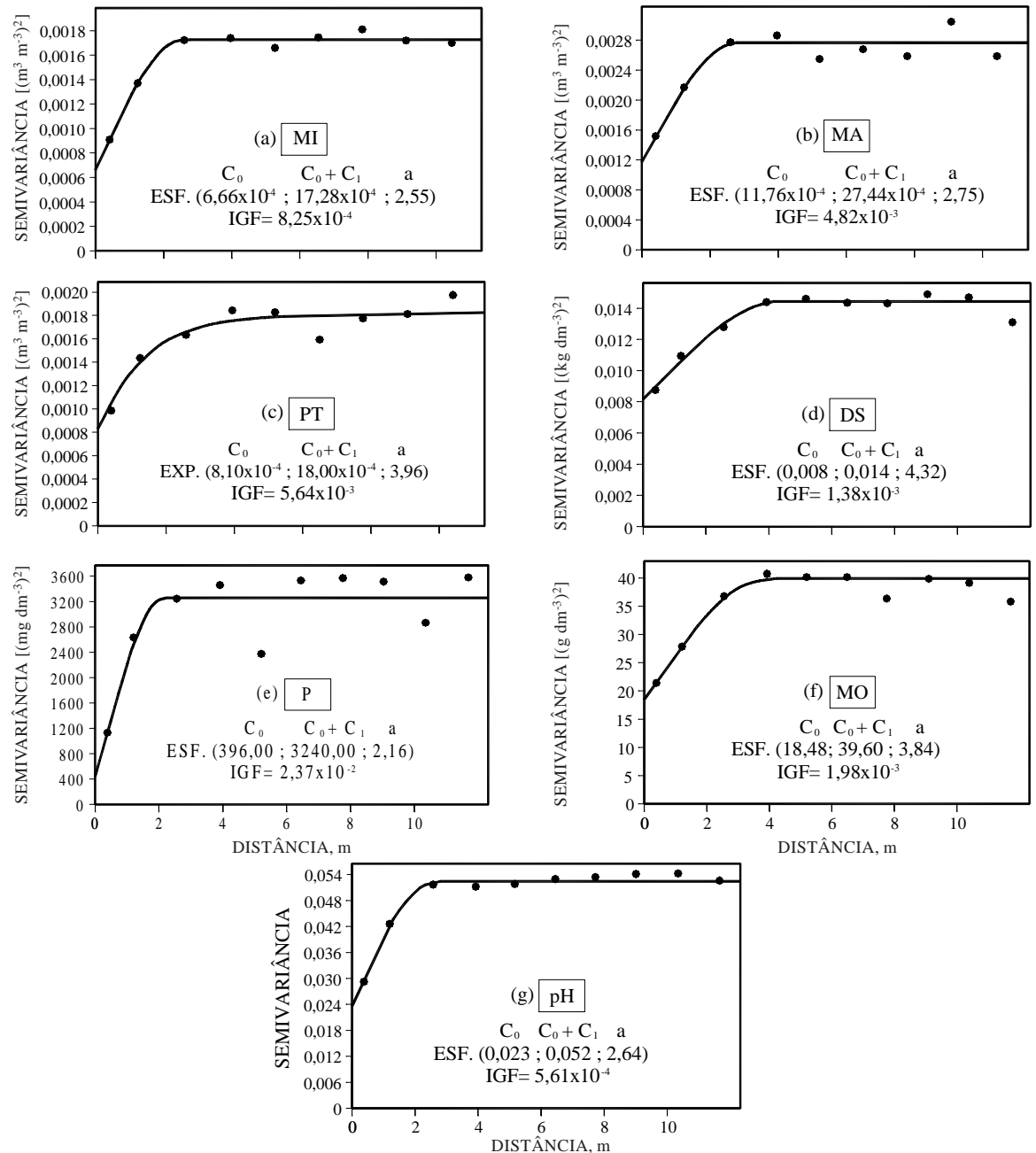


Figura 1. Semivariogramas dos atributos do solo: (a) microporosidade, (b) macroporosidade, (c) porosidade total, (d) densidade do solo, (e) fósforo disponível, (f) matéria orgânica e (g) pH em $CaCl_2$.

O alcance da dependência espacial, relacionado em ordem crescente, teve os seguintes valores para os atributos físicos do solo: (1) microporosidade (MI), de 2,56 m; (2) macroporosidade (MA), de 2,75 m; (3) porosidade total (PT), de 3,96 m, e (4) densidade do solo (DS), de 4,32 m. Já os atributos químicos tiveram os seguintes: 1) acidez potencial (H + Al),

de 1,82 m; 2) fósforo disponível (P), de 2,16 m; 3) potássio (K), de 2,40 m; 4) pH de 2,64 m; 5) cálcio (Ca), de 3,36 m; 6) índice de saturação por bases (V), de 3,60 m; 7) matéria orgânica (MO), de 3,84 m; 8) soma por bases (SB), de 4,56 m; 9) magnésio (Mg), de 4,80 m, e 10) capacidade de troca catiônica (CTC), de 5,64 m (Figuras 1 e 2).

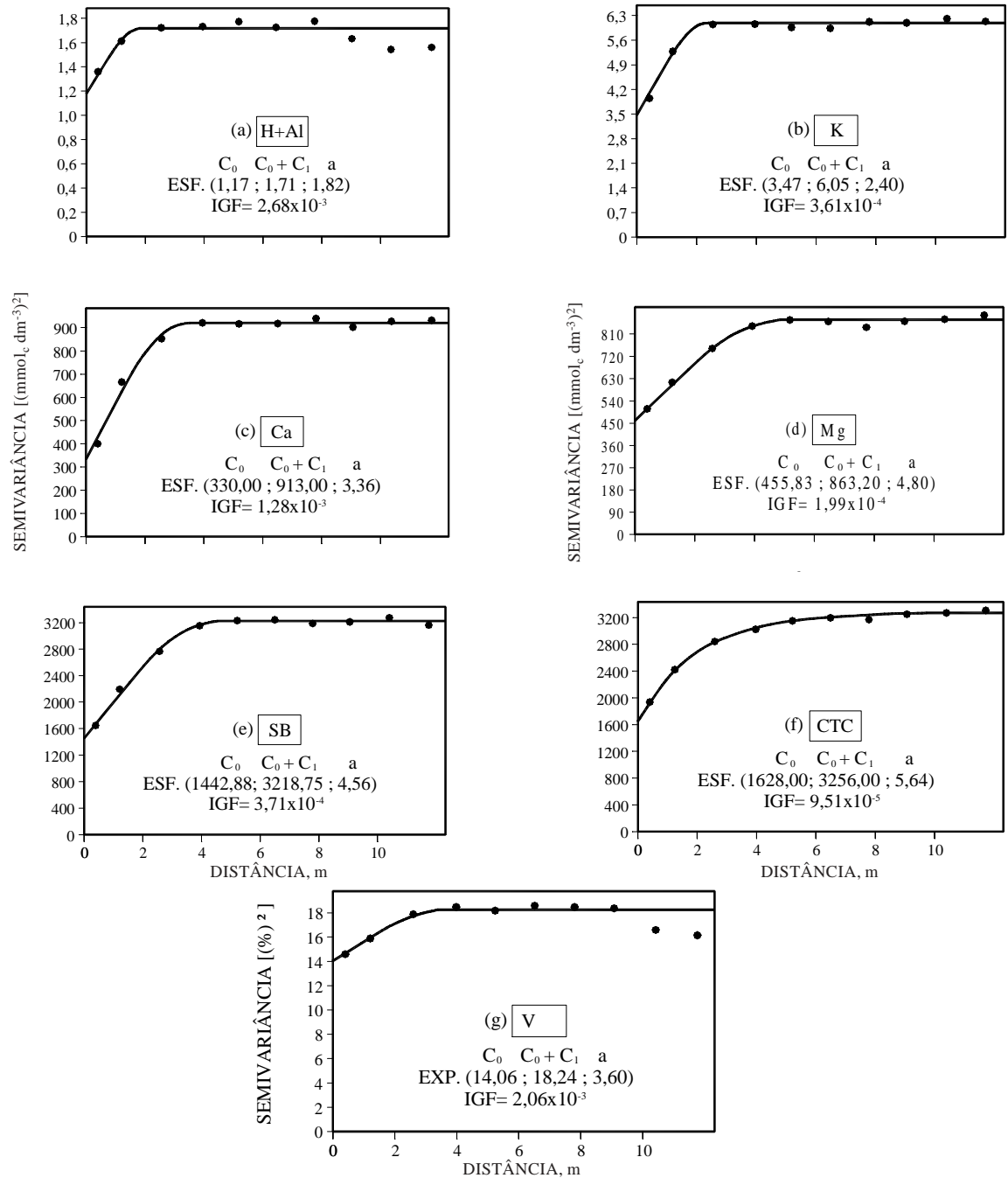


Figura 2. Semivariogramas dos atributos do solo: (a) acidez potencial (H + Al), (b) potássio, (c) cálcio, (d) magnésio trocáveis, (e) soma de bases, (f) capacidade de troca catiônica e (g) índice de saturação por bases.

A análise envolvendo CTC e H + Al deve ser vista com reserva. É necessário lembrar que a CTC é, em última análise, o somatório de $K^+ + Ca^{2+} + Mg^{2+} + H^+ + Al^{3+}$ e que solos com um mesmo valor de CTC apresentarão H + Al com valores distintos,

dependendo do pH (ou da quantidade de bases presentes). Desta forma, Salviano et al. (1998) revelaram haver elevada similaridade entre os atributos H + Al e CTC, avaliada exclusivamente através do alcance, que foram, respectivamente, de

25 e 32 m (1,3 vez maior). Isto pôde ser explicado, pelos autores, pelo fato de o H + Al possuir influência direta no cálculo da CTC, como também pelo fato de o valor médio do H + Al ter representado aproximadamente 70 % da CTC. Entretanto, os dados do presente estudo discordaram deste fato, uma vez que alcances do H + Al e da CTC foram, respectivamente, de 1,82 e 5,64 m (3,1 vezes maior), reforçado pelo fato de o valor médio do H + Al ter representado apenas ao redor de 10 % do valor médio da CTC.

Os alcances de 2,75 m e de 4,32 m, respectivamente determinados para MA (Figura 1b) e DS (Figura 1d), podem perfeitamente se constituir nas distâncias limites para a prática da descompactação do solo. Como exemplo, sabe-se que o solo ideal deve apresentar $0,17 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ de macroporosidade, ou, por outro lado, que os solos agrícolas nunca deveriam ter menos de $0,10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ deste atributo, sob pena de sério comprometimento da produtividade das culturas (Kiehl, 1979). Desta forma, a partir de valores iguais a $0,10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ de macroporosidade, poderiam ser estabelecidas isolinhas nas quais este atributo decresce, delimitando-se, desta forma, a área dentro da malha experimental a ser necessariamente descompactada. Por outro lado, o número de amostras simples que viria a compor uma amostra composta, tanto para a MA como para a DS, poderia ser obtido pela fórmula de Cline, assim como a área do terreno a ser trabalhada seria aquela que estivesse contida dentro dos limites da isolinha mapeada, conforme sugestão de Souza et al. (1997).

CONCLUSÕES

1. Todos os atributos estudados apresentaram dependência espacial, com alcances variando de 1,82 a 5,64 m.
2. O número mínimo de subamostras, necessário para formar uma amostra composta e representativa dos atributos do solo, foi de 11, 51, 5, 3, 108, 28, 1, 131, 88, 251, 5, 116, 94 e 1, respectivamente para a MI, MA, PT, DS, P, MO, pH, K, Ca, Mg, H + Al, SB, CTC e V.
3. Os atributos estudados apresentaram variabilidades muito altas (MA, P, K, Ca, Mg, SB, CTC); alta (MO); médias (MI, PT, H + Al) e baixas (DS, pH, V).
4. As distribuições de frequência dos atributos estudados foram do tipo normal (MI, PT, DS), lognormal (MA, P, MO, K, Ca, Mg), tendendo ao normal (V) e ao lognormal (pH, H + Al, SB, CTC).

LITERATURA CITADA

- BHATTI, A.U.; MULLA, D.J. & FRAZIER, B.E. Estimulation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistics and thematic mapper images. *Remote Sens.*, 37:181-191, 1991.
- 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 Sci. Soc. Am. J.*, 58:1501-1511, 1994.
- CARVALHO, O.S.; GASCÓ, J.M.; LOPÉZ, F.G. & REQUEJO, A.S. Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas de um solo submetido a diferentes sucessões de cultivo. *R. Bras. Ci. Solo*, 22:497-503, 1998.
- CAVALCANTE, E.G.S. Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de um latossolo vermelho-escuro sob diferentes condições de uso e manejo, em Selvíria (MS). Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista, 1999. 199p. (Tese de Mestrado).
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Manual de métodos de análise de solo. Rio de Janeiro, 1979.
- GOMES, F.P. A estatística moderna na pesquisa agropecuária. Piracicaba, Potafós, 1984. 160p.
- JOURNAL, A.G. & HUIJBREGTS, C.J. Mining geostatistics. 5 ed. London, Academic Press, 1991. 561p.
- KIEHL, E.J. Manual da edafologia: relações solo-planta. São Paulo, Agronômica Ceres, 1979. 264p.
- LOPES, A.S. Manual internacional de fertilidade do solo. 2.ed. Piracicaba, Potafós, 1998. 177p.
- OLIVEIRA, J.B.; CAMARGO, M.N.; ROSSI, M. & CALDERANO FILHO, B. Mapa pedológico do estado de São Paulo: legenda expandida. Campinas, Instituto Agronômico, 1999a. 64p.
- OLIVEIRA, J.J.; CHAVES, L.H.G.; QUEIROZ, J.E. & LUNA, J.G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. *R. Bras. Ci. Solo*, 23:783-789, 1999b.
- PANNATIER, Y. Variowin: software for spatial data analysis in 2D. New York, Springer-Verlag, 1996. 91p.
- RAIJ, B. van; OWGGIO, J.A.; CANTARELLA, H.; FERREIRA, M.E.; LOPES, A.S. & BATAGLIA, O.C. Análise química do solo para fins de fertilidade. Campinas, Fundação Cargill, 1987. 170p.
- SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R. & SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea*-L. em área severamente erodida. *R. Bras. Ci. Solo*, 22:115-122, 1998.
- SANCHEZ, R.B. Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de latossolos em diferentes superfícies geomórficas sob cultivo do café, em Patrocínio, MG. Jaboticabal, Universidade Estadual Paulista, 1999. 79p. (Dissertação de Graduação).
- SANTOS, H.L. & VASCONCELLOS, C.A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. *R. Bras. Ci. Solo*, 11:97-100, 1987.

- SCHLOTZHAVER, S.D. & LITTEL, R.C. SAS system for elementary statistical analysis. 2.ed. Cary, SAS, 1997. 441p.
- SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: complete samples. *Biometrika*, 52:591-611, 1965.
- SOUZA, L.S. Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1992. 162p. (Tese de Doutorado).
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P. & VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. *R. Bras. Ci. Solo*, 21:367-372, 1997.
- TARSITANO, M.A.A. Avaliação econômica da cultura da videira na região de Jales (SP). Ilha Solteira, Faculdade de Engenharia, 2001. 119p. (Tese de Livre Docência)
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, 38:45-94, 1985.
- VIEIRA, S. R.; DE MARIA, I.C.; CASTRO, O.M.; DECHEN, S.C.F.&LOMBARDI NETO, F. Utilização da análise de Fourier no estudo do efeito residual da adubação em uva na crotalária. *R. Bras. Ci. Solo*, 11:7-10, 1987.