



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbcs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Brasil

Carvalho, J. R. P.; Dechen, S. C. F.; Dufranc, G.
VARIABILIDADE ESPACIAL DA AGREGAÇÃO DO SOLO AVALIADA PELA GEOMETRIA FRACTAL
E GEOESTATÍSTICA

Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 28, núm. 1, enero-febrero, 2004, pp. 1-9

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo

Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180214031001>

- 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 I - FÍSICA DO SOLO

VARIABILIDADE ESPACIAL DA AGREGAÇÃO DO SOLO AVALIADA PELA GEOMETRIA FRACTAL E GEOESTATÍSTICA⁽¹⁾

J. R. P. CARVALHO⁽²⁾, S. C. F. DECHEN⁽³⁾ & G. DUFRANC⁽⁴⁾

RESUMO

Este trabalho teve por objetivo explorar a aplicabilidade da teoria de fractais no estudo da variabilidade espacial em agregação de solo. A geometria de fractais tem sido proposta como um modelo para a distribuição de tamanho de partículas. A distribuição do tamanho de agregados do solo, expressos em termos de massa, é apresentada. Os parâmetros do modelo, tais como: a dimensão fractal D , medida representativa da fragmentação do solo (quanto maior seu valor, maior a fragmentação), e o tamanho do maior agregado R_L foram definidos como ferramentas descritivas para a agregação do solo. Os agregados foram coletados em uma profundidade de 0-10 cm de um Latossolo Vermelho distrófico típico álico textura argilosa, em Angatuba, São Paulo. Uma grade regular de 100 x 100 m foi usada e a amostragem realizada em 76 pontos nos quais se determinou a distribuição de agregados por via úmida, usando água, álcool e benzeno como pré-tratamentos. Pelo exame de semivariogramas, constatou-se a ocorrência de dependência espacial. A krigagem ordinária foi usada como interpolador e mapas de contorno mostraram-se de grande utilidade na descrição da variabilidade espacial de agregação do solo.

Termos de indexação: semivariograma, krigagem, fragmentação do solo, tamanho de partículas.

⁽¹⁾ Recebido para publicação em março de 2003 e aprovado em novembro de 2003.

⁽²⁾ Pesquisador da Embrapa Informática Agropecuária. Universidade de Campinas – UNICAMP. Barão Geraldo, Br. Caixa Postal 6041, CEP 13083-886 Campinas (SP). E-mail: jruy@cnptia.embrapa.br

⁽³⁾ Pesquisadora do Centro de Solos e Recursos Agroambientais, Instituto Agronômico – IAC. Caixa Postal 28, CEP 13001-970 Campinas (SP). E-mail: dechen@iac.sp.gov.br

⁽⁴⁾ Mestre em Gestão de Recursos Agroambientais, IAC. E-mail: duffy@bestway.com.br

SUMMARY: SPATIAL VARIABILITY OF SOIL AGGREGATION EVALUATED BY FRACTAL GEOMETRY AND GEOSTATISTICS

This work explored the applicability of the fractal theory for studies into space variability of soil aggregation. Fractal geometry has become a model for soil size particle distribution. The distribution of soil aggregates in terms of its mass was obtained, and model parameters such as the fractal dimension D , which is a representative measure of the soil fragmentation (the larger its value, the larger the fragmentation), and the largest aggregate size R_L were defined as descriptive tools for soil aggregation. The aggregates were collected at a depth of 0-10 cm of a Clayey Ferrasol in Angatuba, São Paulo. A regular grid of 100 x 100 m was used and samples collected from 76 points, where the aggregate distribution was determined by humid way (water, alcohol and benzene). Spatial dependence was verified by semivariogram exams. Simple kriging was used as interpolator, and contour maps were elaborated, proving to be useful tools to describe the spatial variability of soil aggregation.

Index terms: semivariogram, kriging, soil fragmentation, particle size.

INTRODUÇÃO

Variabilidades, espacial e temporal, de solos e plantas têm sido motivo de inúmeros estudos, considerando a dificuldade de sua caracterização e quantificação. A geoestatística, pela análise de semivariogramas, tem sido a técnica mais utilizada para a caracterização das variabilidades, espacial e temporal (Isaaks & Srivastava, 1989; Enghball et al., 1999). A obtenção de semivariogramas representativos depende fundamentalmente do número de pares de pontos encontrado em determinada direção, para diferentes distâncias. O semivariograma fornece uma medida do grau de dependência espacial entre amostras em uma direção e pode crescer até um valor constante (patamar) dentro de determinado intervalo, ou, então, crescer continuamente sem apresentar evidências de atingir um patamar (Enghball et al., 1999).

Uma preocupação dos pedólogos é a caracterização da estrutura do solo com uma única propriedade, a qual retém a maioria das informações. Tradicionalmente, as pesquisas nessa área têm sido direcionadas para a distribuição do tamanho dos poros e dos agregados. Carvalho et al. (2002a) usaram a análise fractal como modelo para a distribuição de agregados do solo. Sua formulação originou-se com Mandelbrot (1982) e seu uso expandiu-se com Feder (1988). Na análise de fractais, a dimensão fractal (D), que é independente de escala, é um indicador da geometria do parâmetro fractal em estudo.

A dimensão fractal já foi estudada no conteúdo de nutrientes (Burrough, 1981), na distribuição espacial de pH no solo (Burrough, 1983), na condutividade hidráulica saturada (Kemblowski & Chang, 1993) e na retenção de água (Pachepsky et al., 1995).

O objetivo deste estudo foi explorar a aplicabilidade da teoria de fractais no estudo da variabilidade espacial em agregação de solo.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido em uma área de cerca de 90 ha, localizada no município de Angatuba (SP), onde é feito plantio direto em rotação com soja, milho e batata, sendo esta última cultura introduzida na área a cada três anos. A área experimental é irrigada por meio de um pivô central, com raio de ação de 500 m. O solo é um Latossolo Vermelho distrófico típico álico textura argilosa A moderado. O clima da região é do tipo Cfa mesotérmico úmido, sem estação seca bem definida e com regime de chuva de 1.250 mm ano⁻¹ (Dufranc, 2001).

A área foi amostrada em grade quadrada uniforme de 100 x 100 m, totalizando 76 pontos. Após a colheita da cultura de verão, foi feita a coleta de amostras do solo, na profundidade de 0-10 cm, para a análise de estabilidade dos agregados por via úmida.

O método empregado para obtenção dos agregados (Kemper & Chepil, 1965) é descrito em Dufranc (2001) e foi realizado no Laboratório de Física do Solo, do Centro de Pesquisa e Desenvolvimento de Solos e Recursos Ambientais, do Instituto Agrônomo. Amostras de 50 g do material seco ao ar, em triplicata, sofreram pré-tratamentos com água, com álcool ou com benzeno, durante 10 min. O peneiramento foi feito com peneiras com classes de malhas 9,52-7,93, 7,93-6,35, 6,35-4,00, 4,00-2,00, 2,00-1,00, 1,00-0,50 e < 0,50 mm de diâmetro. Os agregados retidos nas peneiras foram secos em estufa a 105-110 °C por 48 h ou até peso constante.

Os dados foram analisados para determinar a variabilidade espacial da agregação do solo por meio de geometria fractal e geoestatística. Fractais são sistemas de modelos espaciais e temporais que exibem simetria de escala (Castrignanò & Stelluti, 1999). Esta teoria tem sido aplicada para a caracterização da distribuição do tamanho de agregados no solo, conforme a equação (Turcotte, 1986):

$$N(r > R) = KR^{-D} \quad (1)$$

em que $N(r > R)$ é o número cumulativo de objetos de tamanho r maior do que uma escala R determinada pelo diâmetro da peneira, K é uma constante igual a N para $R = 1$, relacionada com a forma dos objetos e D é a dimensão fractal. Na maioria das análises de solos, a equação (1) não pode ser diretamente aplicada, pois não é prático contar o número de agregados, cujo tamanho varia entre limites inferiores e superiores definidos pelo diâmetro das peneiras. É considerado mais apropriado investigar a distribuição do tamanho dos agregados expresso em termos de massa, a qual é facilmente obtida (Tyler & Wheatcraft, 1992; Perfect & Kay, 1995; Castrignanò & Stelluti, 1999) pelo seguinte modelo, para estimar a dimensão fractal:

$$M(r < R)/M_T = (R/R_L)^{3-D} \quad (2)$$

em que M é massa acumulada dos agregados de tamanho r menores do que R determinado pelo diâmetro das peneiras, M_T é a massa total, R_L é o parâmetro que estima o tamanho do maior agregado e D é a dimensão fractal da massa. A equação (2) é limitada pela variação de D de $0 < D < 3$.

O modelo de massa fractal (Equação 2) é aplicado para descrever a distribuição do tamanho da partícula do solo seco. Os dois parâmetros do modelo, a dimensão fractal D e o tamanho do maior agregado R_L , são definidos como ferramentas descritivas para a agregação do solo.

As estimativas não viciadas de D e R_L , para cada ponto amostral, são obtidas por regressão não-linear com o método de Gauss-Newton para o cálculo de estimadores de quadrados mínimos (SAS/STAT, 1985; Perfect et al., 1992; Souza, 1998).

A geoestatística foi utilizada para avaliar a variabilidade espacial dos atributos estudados (D e R_L). É necessário conhecer o grau de dependência espacial entre as amostras (Vieira, 1997), que pode ser avaliado pelo semivariograma, com a possibilidade de construir mapas tridimensionais ou de contorno, para o exame e interpretação da variabilidade espacial.

Segundo Vieira et al. (1983) e Carvalho et al. (2002b), a dependência espacial entre as observações pode ser expressa pelo semivariograma, estimado pela seguinte equação:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (3)$$

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$, separados pela distância h , se a variável for escalar. O gráfico de $\gamma^*(h)$ com os valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h e, portanto, depende de ambos, magnitude e direção de h . Modelos matemáticos devem ser ajustados aos semivariogramas e permitem visualizar a natureza da variação espacial das variáveis estudadas, além de serem necessários para outras aplicações, como a krigagem.

Os seguintes modelos matemáticos foram ajustados aos dados de semivariância obtidos pela equação 3:

a) Modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad 0 < h < a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \quad h > a$$

b) Modelo exponencial:

$$\tilde{\alpha}(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right], \quad 0 < h < d$$

em que d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido.

c) Modelo gaussiano:

$$\tilde{\alpha}(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \left(\frac{h}{a} \right)^2 \right) \right], \quad 0 < h < d$$

Para os três modelos citados, C_0 é o efeito pepita, $C_0 + C_1$ é o patamar e a é o alcance do semivariograma. O valor da semivariância na interseção do eixo Y , denominado efeito pepita, representa a variabilidade da propriedade em estudo em espaçamentos menores do que o amostrado. Assim, quanto maior o efeito pepita, mais fraca é a dependência espacial do atributo em questão. O alcance da dependência espacial representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si, ou seja, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si do que com aqueles localizados fora dessa área. As incertezas sobre as hipóteses necessárias para o cálculo dos semivariogramas e os parâmetros ajustados ao modelo foram verificados com o procedimento de autovalidação, denominado “jack-knifing” (Vieira, 2000).

Os valores obtidos pela krigagem são não viciados e têm variância mínima (Vieira et al., 1983) e são ideais para a construção de mapas de contorno ou tridimensionais para verificação e interpretação da variabilidade espacial. As informações mostradas nesses gráficos de contorno são muito úteis para entender melhor a variabilidade das propriedades do solo no campo e para identificar áreas que necessitam de diferentes tipos de preparo.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Das sete classes de malhas de peneiras utilizadas por Dufranc (2001), foram calculadas as médias das classes 9,52-7,93, 7,93-6,35, 6,35-4,00 e 4,00-2,00 mm, resultando em $R = 5,76$ mm de diâmetro; e das classes 2,00-1,00, 1,00-0,50 e $< 0,50$ mm, resultando em $R = 1,25$ mm de diâmetro. Com isto, pretende-se comparar a distribuição dos agregados, em termos de massa, para diâmetros médios maior (fração cascalho) e menor (fração areia) do que 2 mm.

Os dados calculados para os parâmetros fractais R_L e D , para os três pré-tratamentos e dois diâmetros médios de malha de peneiras, foram analisados estatisticamente para obter os valores da média, desvio-padrão, mínimo, máximo, coeficiente de variação, assimetria e curtose. As estimativas negativas obtidas para a dimensão fractal pela regressão não-linear foram consideradas como valores perdidos. Tais situações demonstram que o número acumulado de agregados maiores do que o diâmetro da peneira R decresce com o decréscimo de R , situação não verificada na prática.

As estatísticas descritivas mostraram que o coeficiente de variação variou de 1,16 %, para R_L , a 72,31 %, para D , no pré-tratamento com água; de 2,91 %, para R_L , a 61,11 %, para D , no pré-tratamento com álcool, e de 0,14 %, para R_L , a 37,98 %, para D , no pré-tratamento com benzeno,

para um diâmetro médio de peneira menor do que 2 mm, indicando uma alta variação para o grau de fragmentação D e para a presença de cascalho no campo R_L , evidenciando ausência de homogeneidade média do solo em questão (Quadro 1). No pré-tratamento com benzeno e para um diâmetro médio de peneira maior do que 2 mm, a variação da presença de cascalho no campo foi baixa. Para o mesmo diâmetro médio houve grande variação no grau de fragmentação dos agregados (D_{ag2} , D_{al2} e D_{ben2}).

Os coeficientes de assimetria e curtose (Quadro 1) são apresentados para comparação com a distribuição normal, para a qual esses coeficientes têm valores de 0 e 3 respectivamente. Pelo exame das variáveis, nota-se que a distribuição de todas estas é diferente da normal. O uso destes coeficientes é importante para uma possível transformação de dados, não sendo o objetivo deste trabalho. Todas variáveis apresentaram um desvio-padrão muito baixo.

Os coeficientes de correlação entre R_{Lag1} e D_{ag1} ($r = -0,9998$), R_{Lag2} e D_{ag2} ($r = -0,9997$), R_{Lal1} e D_{al1} ($r = -0,9999$), R_{Lal2} e D_{al2} ($r = -0,9989$), R_{Lben1} e D_{ben1} ($r = -0,9998$), R_{Lben2} e D_{ben2} ($r = -0,9998$) foram todos superiores a -0,99, valor extremamente alto e significativo para um nível de probabilidade de 1 %. A correlação negativa entre as duas variáveis indica que a probabilidade da ocorrência de agregados no solo é baixa, quando o grau de fragmentação é alto, ou vice-versa.

Quadro 1. Estatísticas descritivas para os parâmetros fractais $D^{(1)}$ (dimensão da massa fractal) e R_L^2 (tamanho do maior agregado, em mm)

Variável	Média	Desvio-padrão	C.V.	Min.	Máx.	Assimetria	Curtose
D_{ag1}	0,04	0,03	72,31	0,0004	0,15	1,46	4,28
D_{al1}	0,07	0,04	61,11	0,0001	0,15	-0,05	-1,05
D_{ben1}	0,01	0,004	37,98	0,001	0,02	-0,33	-0,47
D_{ag2}	0,14	0,08	56,71	0,003	0,37	0,64	0,44
D_{al2}	0,08	0,06	70,78	0,003	0,23	0,71	-0,003
D_{ben2}	0,29	0,29	99,03	0,0006	1,07	1,22	0,79
R_{Lag1}	1,67	0,02	1,16	1,61	1,72	-0,30	0,85
R_{Lal1}	1,67	0,05	2,91	1,61	1,84	0,93	0,72
R_{Lben1}	1,67	0,002	0,14	1,66	1,68	0,99	1,41
R_{Lag2}	3,21	0,12	3,66	3,04	3,96	3,48	20,43
R_{Lal2}	3,20	0,04	1,35	3,09	3,28	-0,29	-0,62
R_{Lben2}	3,27	0,22	6,60	2,73	3,97	0,30	1,74

⁽¹⁾ D_{ag1} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com água; D_{al1} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com álcool; D_{ben1} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com benzeno; D_{ag2} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com água; D_{al2} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com álcool; D_{ben2} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com benzeno; R_{Lag1} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com água; R_{Lal1} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com álcool; R_{Lben1} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com benzeno; R_{Lag2} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com água; R_{Lal2} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com álcool; R_{Lben2} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com benzeno.

Os semivariogramas médios (independentes da direção da distância h) e isotrópicos (variabilidade idêntica em todas as direções) para as 12 variáveis são apresentados nas figuras 1, 2 e 3. Para que possam ser comparados, foram escalonados em relação à sua variância (Vieira et al., 1991). As estimativas dos parâmetros ajustadas aos três modelos teóricos mais frequentes (esférico, exponencial e gaussiano) foram verificadas com o procedimento de autovalidação do erro reduzido, cujos valores ideais são média = 0 e variância = 1 (Vieira, 2000). O modelo que apresentou o menor erro da estimativa foi o escolhido (Quadro 2). O exame dos semivariogramas para R_L e D para todos os pré-tratamentos e para os dois diâmetros médios de peneiras revelou existir dependência espacial para as variáveis.

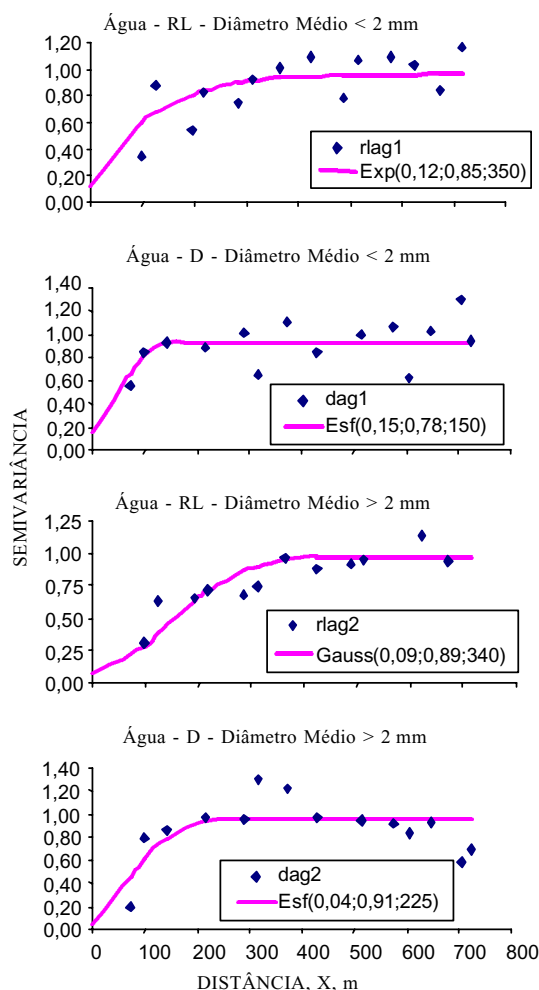


Figura 1. Semivariogramas experimentais para o maior tamanho de agregado - R_L e para a dimensão da massa fractal D no pré-tratamento com água. Modelos: exponencial (Exp), esférico (Esf) e gaussiano (Gauss) ajustados.

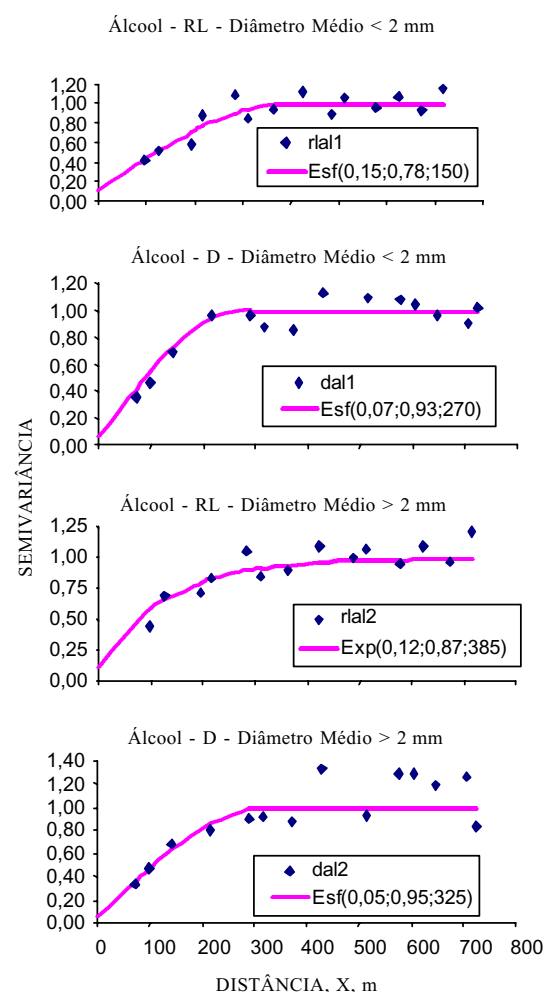


Figura 2. Semivariogramas experimentais para o maior tamanho de agregado - R_L e para a dimensão da massa fractal D no pré-tratamento com álcool. Modelos: esférico (Esf) e exponencial (Exp) ajustados.

Especificamente, para o pré-tratamento em água (Figura 1), o alcance para R_{Lag1} ($a = 350$ m) e R_{Lag2} ($a = 340$ m) praticamente iguais indica que todos os vizinhos num raio de 340 m podem ser usados na estimativa de valores em espaçamentos mais próximos. Entretanto, o efeito pepita que ajuda na interpretação da dependência espacial, é mais acentuado para R_{Lag2} ($C_0 = 0,09$) do que para R_{Lag1} ($C_0 = 0,12$). O efeito pepita de $C_0 = 0,09$ significa que existe descontinuidade entre valores separados por distância menores do que o usado no intervalo de amostragem, ou seja, em torno de 100 m. A proporção deste valor para o patamar do semivariograma ($C_0 + C_1$), no caso, 12 %, para R_{Lag1} , e 9 %, para R_{Lag2} , é um indicativo da quantidade de variação ao acaso de um ponto para outro, e quanto

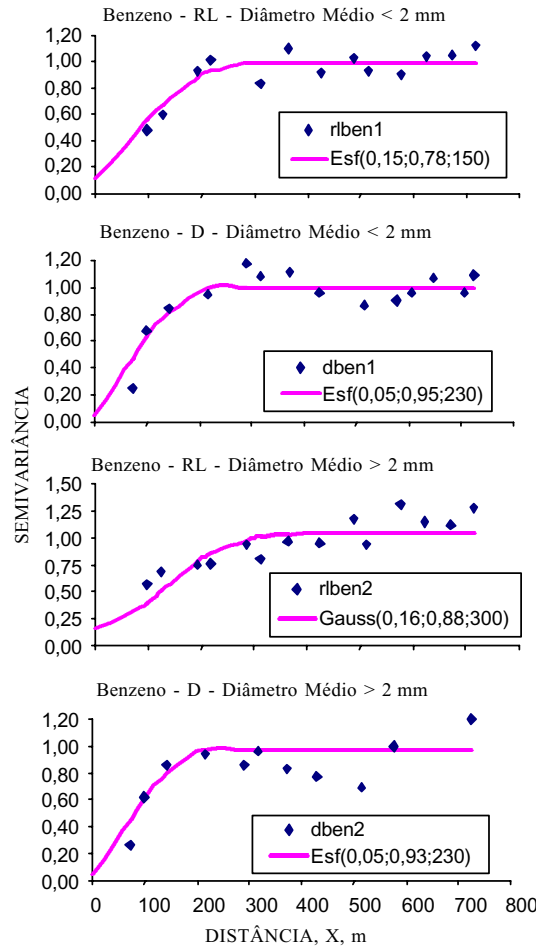


Figura 3. Semivariogramas experimentais para o maior tamanho de agregado - R_L e para a dimensão da massa fractal D no pré-tratamento com benzeno. Modelos: esférico (Esf) e gaussiano (Gauss) ajustados.

menor seu valor, mais parecidos são os valores vizinhos. Para este pré-tratamento, o grau de fragmentação do solo torna-se mais semelhante quando o diâmetro médio de peneira é maior do que 2 mm. O mesmo acontece para a presença de agregados do solo de tamanho da fração cascalho. Conforme a figura 1, o efeito pepita ($C_0 = 0,09$ para R_{Lag2}) é menor quando o diâmetro médio de peneira é maior do que 2 mm. O grau de dependência (Souza et al., 1999) para $R_{Lag1} = 12\%$ e para $R_{Lag2} = 9\%$ é considerado forte (efeito pepita $< 25\%$ do patamar).

Para os pré-tratamentos com álcool e com benzeno, o grau de fragmentação mostra-se independente do diâmetro médio de peneira, com praticamente igual dependência espacial, $C_0 = 0,07$, para D_{al1} , e $C_0 = 0,05$, para D_{al2} , $C_0 = 0,05$, para D_{ben1} , e D_{ben2} e grau de dependência espacial forte. Para o pré-tratamento com benzeno, com o aumento do

Quadro 2. Estatísticas de autovalidação para os parâmetros fractais: $D^{(1)}$ (dimensão da massa fractal) e $R_L^{(2)}$ (tamanho do maior agregado, em mm) usando o erro reduzido

Variável	Média	Variância	Modelo
D_{ag1}	-0,09229	0,9746	Esférico
D_{al1}	-0,00531	1,6830	Esférico
D_{ben1}	-0,03242	1,3440	Esférico
D_{ag2}	0,07064	1,6050	Esférico
D_{al2}	0,01311	0,9450	Esférico
D_{ben2}	-0,02019	1,3310	Esférico
R_{Lag1}	0,04115	1,3702	Exponencial
R_{Lal1}	0,01602	1,2130	Esférico
R_{Lben1}	0,01401	0,8347	Esférico
R_{Lag2}	0,00334	1,5420	Gaussiano
R_{Lal2}	-0,02936	1,7480	Exponencial
R_{Lben2}	-0,00511	1,3230	Gaussiano

⁽¹⁾ D_{ag1} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com água; D_{al1} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com álcool; D_{ben1} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com benzeno; D_{ag2} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com água; D_{al2} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com álcool; D_{ben2} = dimensão da massa fractal para o diâmetro médio da peneira > 2 mm no pré-tratamento com benzeno; ⁽²⁾ R_{Lag1} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com água; R_{Lal1} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com álcool; R_{Lben1} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira < 2 mm no pré-tratamento com benzeno; R_{Lag2} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira de > 2 mm no pré-tratamento com água; R_{Lal2} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira de > 2 mm no pré-tratamento com álcool; R_{Lben2} = tamanho do maior agregado para o diâmetro médio da peneira de > 2 mm no pré-tratamento com benzeno.

diâmetro médio, a dependência espacial torna-se inalterada. As figuras 1, 2 e 3 também indicam que os pontos amostrais estão mais correlacionados com o aumento do diâmetro médio para os pré-tratamentos com água e álcool para a variável em estudo. Situação distinta ocorre com o pré-tratamento com benzeno, cuja dependência espacial permanece constante para o grau de fragmentação, mas aumenta para a presença de agregados no solo do tamanho da fração cascalho.

Os resultados da aplicação da estatística e da geoestatística mostram que a variabilidade espacial da fragmentação do solo pode ser facilmente detectada na área em questão. Como pode ser visto nas figuras 4, 5 e 6, os mapas de contorno para R_L e D foram produzidos por interpolação dos valores calculados para as duas variáveis, usando os modelos de semivariograma, obtidos nas figuras 1, 2 e 3, e o método de estimação de krigagem ordinária (Vieira et al., 1983). A variabilidade na fragmentação do solo é bem clara quando da observação dos 12 mapas.

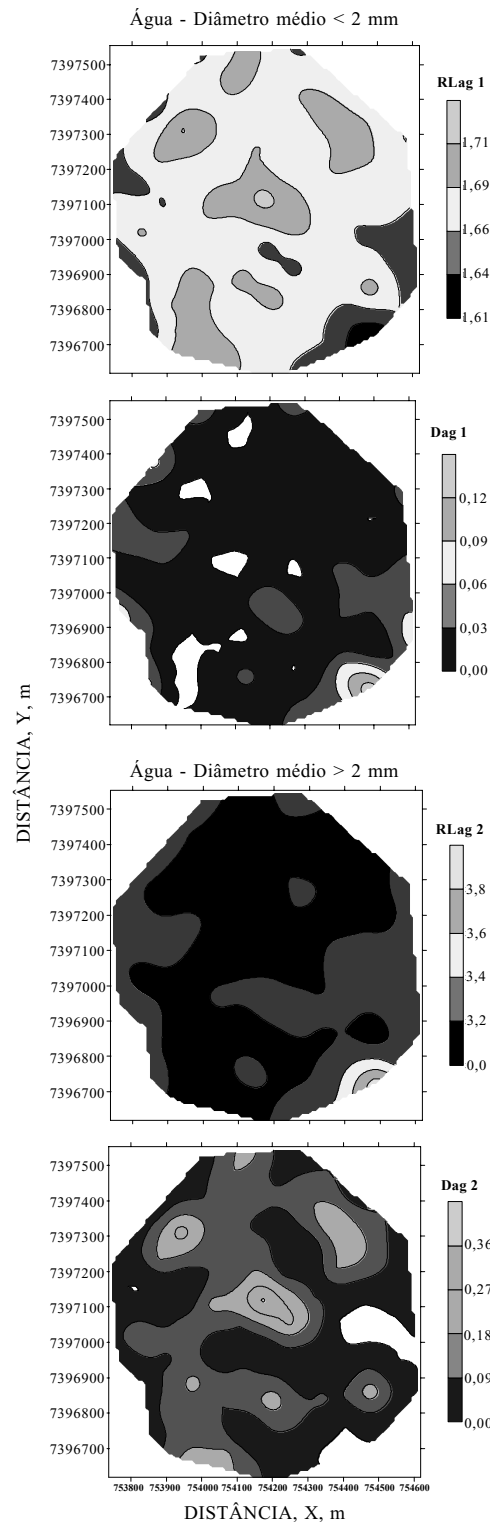


Figura 4. Mapa de contorno usando krigagem ordinária para o maior tamanho de agregado R_L e para a dimensão da massa fractal D no pré-tratamento com água.

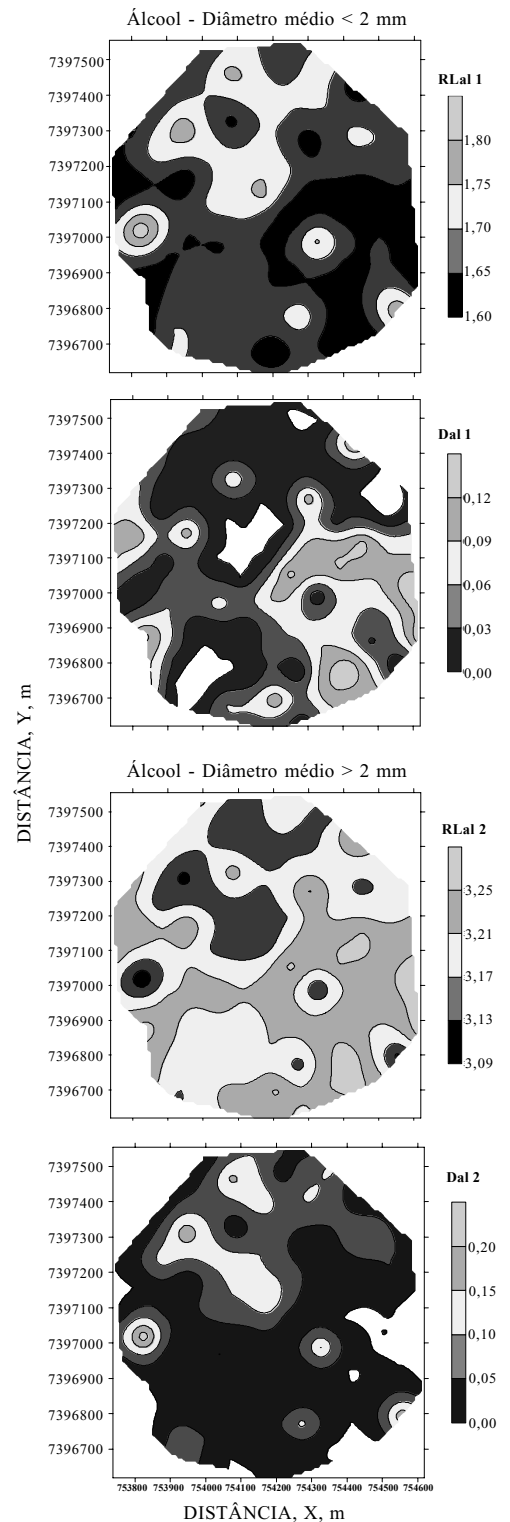


Figura 5. Mapa de contorno usando krigagem ordinária para o maior tamanho de agregado R_L e para a dimensão da massa fractal D no pré-tratamento com álcool.

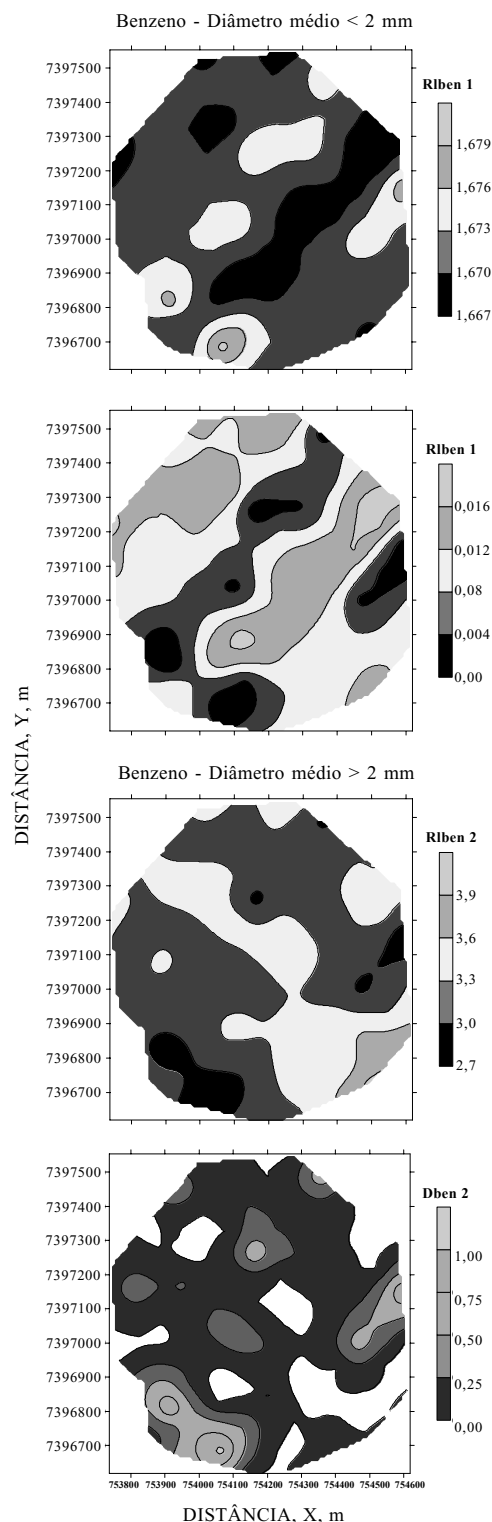


Figura 6. Mapa de contorno usando krigagem ordinária para o maior tamanho de agregado R_L e para a dimensão da massa fractal D no pré-tratamento com benzeno.

Ao examinar a figura 4 e um diâmetro médio menor do que 2 mm (fração areia), os agregados de menor tamanho estão presentes no canto inferior direito e existe uma variação homogênea de altos valores do tamanho do agregado na direção Y (90°). Como sugerido pelo alto valor do coeficiente de correlação negativo entre os dois parâmetros, os maiores valores de zonas fragmentadas (alta D_{ag1}) correspondem às zonas onde existem menores quantidades de agregados (menor R_{Lag1}). Nesse caso, tanto a estatística como a geoestatística demonstram correlação espacial entre os dois parâmetros. Resultado semelhante ocorre para diâmetro médio maior de 2 mm (fração cascalho); entretanto, a homogeneidade na direção de Y varia muito. Estimativas negativas para o grau de fragmentação foram obtidas e desconsideradas.

Para os pré-tratamentos com álcool e benzeno (Figuras 5 e 6), os resultados da variabilidade espacial seguem os mesmos padrões dos obtidos para o pré-tratamento em água, para os dois diâmetros médios usados.

CONCLUSÕES

1. A distribuição espacial dos agregados de diferentes tamanhos não se deveu ao acaso, mas, sim, foi resultante de processos naturais e de práticas culturais que definem a correlação espacial no solo, influenciada pelo pré-tratamento.
2. O uso conjunto da teoria dos fractais com geoestatística permitiu a definição de áreas homogêneas.
3. A variabilidade espacial na fragmentação do solo foi bem definida na área em estudo.

LITERATURA CITADA

- BURROUGH, P.A. Fractal dimensions of landscapes and other environmental data. *Nature*, 294:240-242, 1981.
- BURROUGH, P.A. Multiscale sources of spatial variation in soil: I. The application of fractal concepts to nested levels of soil variation. *J. Soil Sci.*, 34:577-597, 1983.
- CARVALHO, J.R.P.; DECHEN, S.C.F. & DUFRANC, G. Uso da geometria fractal na avaliação da variabilidade espacial de parâmetros de agregação do solo em São Paulo. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2., Viçosa, 2002. Anais. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002a. 5p. CD-ROM.
- CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M. & VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. *Pesq. Agropec. Bras.*, 37:1151-1159, 2002b.

- CASTRIGNANÒ, A. & STELLUTI, M. Fractal geometry and geostatistics for describing the field variability of soil aggregation. *J. Agric. Eng. Res.*, 73:13-18, 1999.
- DUFRANC, G. Atributos físicos, químicos e biológicos relacionados com a estabilidade de agregados de dois Latossolos Vermelhos em plantio direto no estado de São Paulo. Campinas, Instituto Agronômico de Campinas, 2001. 143p. (Tese de Mestrado)
- ENGBALL, B.; HERGERT, G.W.; LESOING, G.W. & FERGUSON, R.B. Fractal analysis of spatial and temporal variability. *Geoderma*, 88:349-362, 1999.
- FEDER, J. *Fractals*. New York, Plenum Press, 1988. 442p.
- ISAAKS E.H. & SRIVASTAVA, R.M. An introduction to applied geostatistics. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.
- KEMBLOWSKI, M.W. & CHANG, C.M. Infiltration in soils with fractal permeability distribution. *Groundwater*, 31:187-192, 1993.
- KEMPER, W.D. & CHEPIL, W.S. Size distribution of aggregates. In: BLACK, C.A.; EVANS, D.D.; WHITE, J.L.; ENSMINGER, L.E. & CLARK, F.E., eds. *Methods of soil analysis - Physical and mineralogical properties, including statistics of measurement and sampling*. Madison, American Society of Agronomy, 1965. p.499-510. (Agronomy Series, 9)
- MANDELBROT, B.B. *The fractal geometry of nature*. 2.ed, Londres, W. H. Freeman, 1982. 423p.
- PACHEPSKY, Y.A.; SHCHEBAKOV, R.A. & KORSUNSKAYA, L.P. Scaling of soil water retention using fractal model. *Soil Sci.*, 159:99-104, 1995.
- PERFECT, E. & KAY, B.D. Brittle fracture of fractal cubic aggregates. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 59:969-974, 1995.
- PERFECT, E.; RASIAH, V. & KAY, B.D. Fractal dimension of soil aggregate-size distributions calculated by number and mass. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 56:1407-1409, 1992.
- SAS INSTITUTE INC - SAS/STAT user's guide: version 5.ed. Cary, NC, 1985. 956p.
- SOUZA, G.S. Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear. Brasília, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária/SPI e Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária/SEA, 1998. 489p.
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P. & VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de fatores de acidez no solo, em diferentes sistemas de manejo. *Pesq. Agropec. Gaúcha*, 5:83-98, 1999.
- TURCOTTE, D.L. Fractals and fragmentation. *J. Geophys. Res.*, 91:1921-1926, 1986.
- TYLER, S.W. & WHEATCRAFT, S.W. Fractal scaling of soil particle size distributions: Analysis and limitations. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 56:362-369, 1992.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, 51:1-75, 1983.
- VIEIRA, S.R.; LOMBARDI NETO, F. & BURROWS, I.T. Mapeamento da chuva máxima provável para o estado de São Paulo. *R. Bras. Ci. Solo*, 15:93-98, 1991.
- VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas, SP. *Bragantia*, 56:181-190, 1997.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., 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.