

# VARIABILIDADE DE FÓSFORO, POTÁSSIO E MATÉRIA ORGÂNICA NO SOLO EM RELAÇÃO A SISTEMAS DE MANEJO<sup>(1)</sup>

L. da S. SOUZA<sup>(2)</sup>, N. P. COGO<sup>(3)</sup> & S. R. VIEIRA<sup>(4)</sup>

## RESUMO

A variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica foi avaliada em diferentes solos e sistemas de manejo. Em Eldorado do Sul (RS), o trabalho foi realizado, em agosto de 1990, em um Podzólico Vermelho-Escuro, Kandiuult, amostrando-se os sistemas de preparo convencional, plantio direto, escarificação e pastagem, na malha de amostragem de 1 x 1 m e nas profundidades de 0-0,05 e 0,05-0,20 m. Em Passo Fundo (RS), em novembro de 1991, foram amostrados dois tipos de solos: Latossolo Roxo, Hapludox (preparo convencional e plantio direto) e Latossolo Vermelho-Escuro, Hapludox (pastagem), na malha de amostragem de 10 x 10 m e nas profundidades de 0-0,10, 0,10-0,20 e 0,20-0,30 m. Em Passo Fundo, nos sistemas cultivados, foi avaliada também a variabilidade da produção de trigo, colhendo-se áreas de 1 m<sup>2</sup>. As maiores variabilidades foram encontradas para fósforo e potássio, com seus valores no solo tendendo para uma distribuição lognormal. Na maioria dos casos, houve correlação espacial para as propriedades do solo nos sistemas de manejo avaliados, assim como para a produção de trigo. O plantio direto apresentou maiores coeficientes de variação e menores alcances de dependência espacial, assumindo-se ter ele determinado maior variabilidade das variáveis analisadas que os demais sistemas; na pastagem, ocorreu a menor variabilidade do solo. No plantio direto, observou-se, ainda, correlação espacial cruzada positiva da produção de trigo com fósforo, com potássio e com matéria orgânica.

**Termos de indexação:** amostragem, geoestatística, preparo convencional, plantio direto, escarificação, pastagem.

<sup>(1)</sup> Parte da Tese de Doutorado do primeiro autor, apresentada à Faculdade de Agronomia da UFRGS, Porto Alegre (RS). Trabalho apresentado no XXIV Congresso Brasileiro de Ciência do Solo, Goiânia (GO), de 25 a 31 de julho de 1993. Recebido para publicação em agosto de 1996 e aprovado em dezembro de 1997.

<sup>(2)</sup> Pesquisador da EMBRAPA - Centro Nacional de Pesquisa de Mandioca e Fruticultura Tropical. Caixa Postal 7, CEP 44380-000 Cruz das Almas (BA).

<sup>(3)</sup> Professor Adjunto do Departamento de Solos da Faculdade de Agronomia, UFRGS. Caixa Postal 776, CEP 91540-000 Porto Alegre (RS). Bolsista do CNPq.

<sup>(4)</sup> Pesquisador Científico da Seção de Conservação do Solo, Instituto Agronômico de Campinas. Caixa Postal 28, CEP 13001-970 Campinas (SP). Bolsista do CNPq.

**SUMMARY: SOIL SPATIAL VARIABILITY OF PHOSPHORUS, POTASSIUM, AND ORGANIC MATTER, IN RELATION TO MANAGEMENT SYSTEMS**

*Soil spatial variability of phosphorus, potassium, and organic matter was studied in different soils and management systems, in two counties: a) Eldorado do Sul, State of Rio Grande do Sul, Brazil, on a Dark Red Podzolic-Kandiudult (conventional tillage, no-tillage, minimum tillage, and pasture), using a grid sampling of 1 x 1 m and at depths of 0-0.05 and 0.05-0.20 m; b) Passo Fundo, State of Rio Grande do Sul, Brazil, on a Dusky Red Latosol - Hapludox (conventional tillage and no-tillage) and on a Dark Red Latosol-Hapludox (pasture), using a grid sampling of 10 x 10 m and at depths of 0-0.10, 0.10-0.20, and 0.20-0.30 m. Wheat yield variability was studied only in Passo Fundo by harvesting areas of 1 m<sup>2</sup>. The highest variability was found for phosphorus and potassium, with values approaching a lognormal distribution. Spatial correlation was found, in most of the cases, for soil properties of at the management systems studied, as well as for wheat yield. No-tillage exhibited greater coefficients of variation and lower spatial dependence ranges and, therefore, was assumed to be responsible for greater variability of these soil properties than the other systems. The least soil variability occurred with pasture. No-tillage also exhibited positive cross-correlation for wheat yield with phosphorus, with potassium, and with organic matter.*

*Index terms: sampling, geostatistics, conventional tillage, no-tillage, minimum tillage, pasture.*

## INTRODUÇÃO

O conhecimento da variabilidade do solo é importante na avaliação da fertilidade para fins de recomendação de adubação (Melsted & Peck, 1973), desenvolvimento de esquemas de amostragem mais sensíveis e eficientes e determinação de ótima alocação de unidades de amostragem, para maior eficiência dos delineamentos experimentais (Wilding & Drees, 1983).

Observa-se que o uso do solo, com o passar do tempo, conduz ao aumento na sua heterogeneidade, não só no desmatamento (Santos & Vasconcellos, 1987), como nos locais onde os fertilizantes têm sido aplicados em faixas ou em linhas (Melsted & Peck, 1973), fazendo com que o sistema de amostragem (intensidade, forma etc.) possa variar consideravelmente. Inúmeros trabalhos têm mostrado que os sistemas de manejo conservacionistas criam um ambiente no solo diferente daquele verificado no sistema convencional, encontrando-se um acúmulo superficial de matéria orgânica e de fertilizantes naqueles sistemas, representando novos desafios para a amostragem do solo (Schulte & Bundy, 1985; Tyler, 1985).

A análise da variância, ferramenta estatística utilizada na comparação de tratamentos, exige o atendimento das seguintes pressuposições básicas: 1) os efeitos dos tratamentos e os efeitos ambientais devem ser aditivos; 2) os erros experimentais devem ser todos independentes; 3) os erros experimentais devem ter uma variância comum, e 4) os erros experimentais devem ser normalmente distribuídos (Eisenhart, 1947). Por essa razão, é necessário que as parcelas experimentais sejam homogêneas e independentes entre si. Quando tais pressuposições não são satisfeitas, a análise dos dados, incluindo a

comparação entre tratamentos, pode apresentar vieses que comprometam as interpretações dos resultados (LeClerc et al., 1962).

Vários trabalhos têm mostrado que a variabilidade do solo não é puramente aleatória, apresentando correlação ou dependência espacial (Vieira et al., 1981; Vieira et al., 1983; Trangmar et al., 1985); e que a variabilidade da cultura segue o mesmo comportamento (Miller et al., 1988; Bhatti et al., 1991). Aliás, LeClerc et al. (1962) já alertavam para o fato de a fertilidade do solo não poder ser considerada como aleatória, porém sistemática em alguma extensão, tanto que parcelas contíguas seriam, provavelmente, mais semelhantes do que as mais distantes.

Outros trabalhos têm mostrado que a falta de casualidade e a correlação espacial entre parcelas experimentais interferem na interpretação dos efeitos dos tratamentos, indicando como opções, para superar tal problema, o uso da covariância, tendo como covariáveis os resultados de análise do solo, ou o uso do método de análise do vizinho mais próximo (Slay et al., 1986; Bhatti et al., 1991; Souza et al., 1996).

Este trabalho objetivou avaliar a variabilidade de algumas propriedades do solo em diferentes sistemas de manejo, visando reunir informações que possam subsidiar o planejamento e a avaliação de experimentos em manejo do solo.

## MATERIAL E MÉTODOS

Em Eldorado do Sul (RS), o trabalho foi realizado em agosto de 1990, em um experimento de manejo do solo iniciado em abril de 1985, na Estação Experimental Agronômica da UFRGS, na parcela

cultivada com aveia + trevo, no inverno, e milho + caupi, no verão, subparcela não adubada com nitrogênio, com uma área total de 10 x 5 m. Foram coletadas amostras de solo em uma malha quadrada com 40 pontos (10 x 4), espaçados de 1 x 1 m, nas profundidades de 0-0,05 e 0,05-0,20 m, nos sistemas de manejo do solo convencional, plantio direto e escarificação; foi também amostrada uma área com pastagem, para fins de referência. Maiores detalhes sobre tal experimento podem ser vistos em Freitas (1988) e Rosso (1989). O solo da área pertence à unidade de mapeamento São Jerônimo, classificado como Podzólico Vermelho-Escuro, Kandiuult (Espírito Santo, 1988). O relevo das áreas amostradas é suave ondulado.

Em Passo Fundo (RS), em novembro de 1991, em áreas de produtores distintos, foram coletadas amostras de solo em malha quadrada com 49 pontos (7 x 7), espaçados de 10 x 10 m, nas profundidades de 0-0,10; 0,10-0,20 e 0,20-0,30 m, nos sistemas de manejo do solo convencional, plantio direto e pastagem. Foi também avaliada a produção de trigo em cada ponto, colhendo-se áreas de 1 m<sup>2</sup>, nos dois primeiros sistemas. O solo das áreas sob preparo convencional e plantio direto pertence à unidade de mapeamento Erechim, classificado como Latossolo Roxo distrófico, Hapludox (Ministério da Agricultura, 1973). Por não se encontrar uma área com pastagem nativa nas proximidades e no mesmo solo das duas áreas supracitadas, optou-se por amostrar uma área nessa condição de manejo localizada no solo da unidade de mapeamento Passo Fundo, classificado como Latossolo Vermelho-Escuro distrófico, Hapludox (Ministério da Agricultura, 1973). O relevo das áreas amostradas é ondulado (preparo convencional) e suave ondulado (plantio direto e pastagem).

Em todas as áreas amostradas, em ambos os locais, foram realizadas as determinações de fósforo, potássio e matéria orgânica, utilizando métodos analíticos descritos por EMBRAPA (1979).

Inicialmente, o comportamento das variáveis do solo e da planta foi avaliado por meio de medidas descritivas: média, coeficiente de variação, assimetria e curtose. Avaliou-se, também, a distribuição de frequência dos dados, no caso, a normal e lognormal, usando-se o teste de qui-quadrado ao nível de 5%.

A análise da dependência espacial foi feita por meio da geoestatística (Journel & Huijbregts, 1991; Vieira et al., 1983), utilizando-se o semivariograma, com base nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca, o qual pode ser estimado por:

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

em que N(h) é o número de pares experimentais de dados separados por uma distância h, informando quão diferentes tornam-se os valores em função de h. Normalmente, o semivariograma é representado pelo gráfico de  $\gamma^*(h)$  versus h. Do ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de  $\gamma^*(h)$ , são

definidos os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma (efeito pepita, C<sub>0</sub>; alcance da dependência espacial, a; e patamar, C). Amostras separadas por distâncias menores do que o alcance são espacialmente correlacionadas, enquanto as separadas por distâncias maiores não o são.

Em caso de dúvidas entre mais de um modelo para um mesmo semivariograma, utilizou-se a técnica de validação conhecida como "jack-knifing". Foi utilizado o escalonamento dos semivariogramas, usando-se, como fator de proporcionalidade, a variância dos dados ou o patamar do modelo ajustado.

O semivariograma cruzado também foi adotado para verificar o relacionamento entre as variabilidades espaciais das propriedades do solo e da produção de trigo. Para duas funções aleatórias Z<sub>1</sub> e Z<sub>2</sub>, o semivariograma cruzado pode ser estimado por:

$$\gamma_{12}^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h)][Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h)],$$

em que N(h) é o número de valores separados por uma distância h.

Maiores detalhes sobre o método utilizado neste trabalho encontram-se em Souza (1992).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Estatística descritiva

As medidas descritivas calculadas para as variáveis e áreas amostradas encontram-se nos quadros 1 (Eldorado do Sul) e 2 (Passo Fundo).

Os valores de assimetria e de curtose para a distribuição normal devem ser 0 e 3, respectivamente (Snedecor & Cochran, 1967). Considerando os valores encontrados para essas medidas e a análise de distribuição de frequência (Quadros 1 e 2), observa-se que os dados de matéria orgânica aproximaram-se da distribuição normal, confirmando resultados obtidos por Cambardella et al. (1994). Os dados de fósforo, em Eldorado do Sul, e de fósforo e potássio, em Passo Fundo, apresentaram valores mais altos para assimetria, indicando seguir outra distribuição de frequência, no caso, a lognormal. Cambardella et al. (1994) observaram distribuição normal para fósforo no sistema escarificação.

O conhecimento da distribuição de frequência dos dados de uma variável tem importantes conseqüências, pois a análise da variância e os testes de significância normalmente usados em estatística (F, t, Tukey etc.) baseiam-se na distribuição normal. Assim, dados que seguem uma distribuição diferente da normal devem ser transformados antes da análise da variância (Gomes, 1984). No entanto, isto não deve ser objeto de maiores preocupações, já que a produção de trigo foi normalmente distribuída (Quadro 2) e pelo fato de o teorema do limite central permitir a aplicação de

**Quadro 1. Medidas descritivas dos dados obtidos nas áreas amostradas em Eldorado do Sul (RS)<sup>(1)</sup>**

Característica avaliada	Média	Coefficiente de variação (%)	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência <sup>(2)</sup>
<b>Preparo convencional</b>					
0-0,05 m					
P	46	37,0	1,147	3,472	L
K	142	38,5	0,636	2,821	N
MO	24,4	6,5	-0,035	2,234	N
0,05-0,20 m					
P	26	35,9	0,795	3,308	N
K	110	39,6	0,479	2,193	L
MO	23,2	7,0	0,224	2,697	N
<b>Plantio direto</b>					
0-0,05 m					
P	76	30,9	-0,005	2,529	n
K	176	28,2	0,139	2,417	N
MO	33,9	9,6	0,450	2,260	N
0,05-0,20 m					
P	15	61,2	1,203	4,164	L
K	118	26,2	0,213	2,237	N
MO	21,8	8,3	0,005	2,446	N
<b>Escarificação</b>					
0-0,05 m					
P	47	40,0	0,776	2,947	L
K	208	27,9	0,311	2,730	N
MO	27,9	7,7	-0,334	3,364	L
0,05-0,20 m					
P	13	55,7	1,898	6,589	L
K	123	35,6	-0,653 x 10 <sup>-3</sup>	2,088	N
MO	23,5	5,3	-0,234	2,331	N
<b>Pastagem</b>					
0-0,05 m					
P	10	25,1	0,214	3,009	N
K	190	17,0	-0,105	2,785	N
MO	44,2	11,1	0,599	3,411	N
0,05-0,20 m					
P	3	26,1	0,765	3,544	l
K	117	48,5	1,057	3,354	L
MO	25,8	5,8	0,426	4,688	l

<sup>(1)</sup>Os dados das médias estão expressos em mg kg<sup>-1</sup> para P e K ou g kg<sup>-1</sup> para MO; assimetria e curtose são adimensionais. <sup>(2)</sup>L = distribuição lognormal; N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; e l = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da lognormal.

testes estatísticos, formulados com base nas características da distribuição normal, mesmo não sendo a população amostrada normalmente distribuída (Davis, 1986).

Nas situações em que a distribuição lognormal foi observada para fósforo e potássio, a assimetria foi sempre positiva (Quadros 1 e 2), indicando maior frequência de valores menores do que a média e poucos valores maiores do que ela. Para as áreas adubadas, isto pode ser o resultado da aplicação desuniforme de adubos, originando alguns sítios com teores mais altos

de fósforo e de potássio. Para a área de pastagem, em Passo Fundo, é possível que a causa da distribuição lognormal para esses nutrientes seja a distribuição desuniforme de fezes e urina pelo gado.

Vários trabalhos têm comprovado que o comportamento das plantas acompanha a distribuição de nutrientes no solo (Miller et al., 1988; Bhatti et al., 1991); logo, plantas ou subáreas colhidas, separadamente, nas áreas amostradas devem refletir o comportamento observado na distribuição de fósforo e de potássio no solo.

**Quadro 2. Medidas descritivas dos dados obtidos nas áreas amostradas em Passo Fundo (RS)<sup>(1)</sup>**

Característica avaliada	Média	Coefficiente de variação (%)	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência <sup>(2)</sup>
<b>Preparo convencional</b>					
0-0,10 m					
Grãos <sup>(3)</sup>	293	14,7	0,020	2,014	N
P	42	24,1	0,625	3,827	N
K	122	3,17	-0,308	1,777	N
MO	37,5	4,7	0,108	2,640	N
0,10-0,20 m					
P	22	42,5	0,553	2,296	L
K	54	35,3	0,734	3,125	I
MO	34,0	5,4	-0,010	2,350	N
0,20-0,30 m					
P	6	104,1	1,796	5,078	I
K	27	17,1	0,608	2,647	N
MO	29,8	9,5	-0,047	2,891	N
<b>Plantio direto</b>					
0-0,10 m					
Grãos <sup>(3)</sup>	203	18,9	0,330	2,825	N
P	44	32,2	0,638	3,499	N
K	219	33,8	0,532	2,388	N
MO	39,2	7,5	0,466	2,390	N
0,10-0,20 m					
P	20	54,5	0,430	2,359	N
K	78	50,5	1,044	2,993	L
MO	34,8	6,2	-0,400	2,959	N
0,20-0,30 m					
P	4	109,3	2,372	8,258	I
K	43	40,1	1,602	4,810	L
MO	29,1	8,9	0,222	2,453	N
<b>Pastagem</b>					
0-0,10 m					
P	2,2	44,9	0,819	3,512	I
K	98	49,6	1,499	5,509	L
MO	37,6	7,1	0,562	3,358	I
0,10-0,20 m					
P	1,1	41,3	1,215	2,890	I
K	48	32,4	1,031	4,684	L
MO	32,1	4,2	0,074	2,154	N
0,20-0,30 m					
P	0,8	32,3	2,643	14,220	I
K	33	30,4	0,209	2,564	N
MO	29,1	4,2	0,159	3,302	I

<sup>(1)</sup>Os dados das médias estão expressos em g m<sup>-2</sup> para grãos, mg kg<sup>-1</sup> para P e K ou g kg<sup>-1</sup> para MO; assimetria e curtose são adimensionais.

<sup>(2)</sup>N = distribuição normal; L = distribuição lognormal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; e I = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da lognormal. <sup>(3)</sup>Desconsiderar a profundidade, já que foram pesados em uma área de 1 m<sup>2</sup>, incluindo-se no quadro apenas para efeito comparativo.

Os valores de coeficiente de variação para todas as variáveis medidas (Quadros 1 e 2) revelaram-se altos para fósforo e potássio, chegando, em dois casos, a atingir mais de 100%, apresentando, assim, maior variabilidade que a matéria orgânica, cujo coeficiente de variação máximo foi de 11,1%. No plantio direto, as propriedades do solo apresentaram-se mais variáveis que na escarificação e no preparo convencional. As áreas de pastagem mostraram as

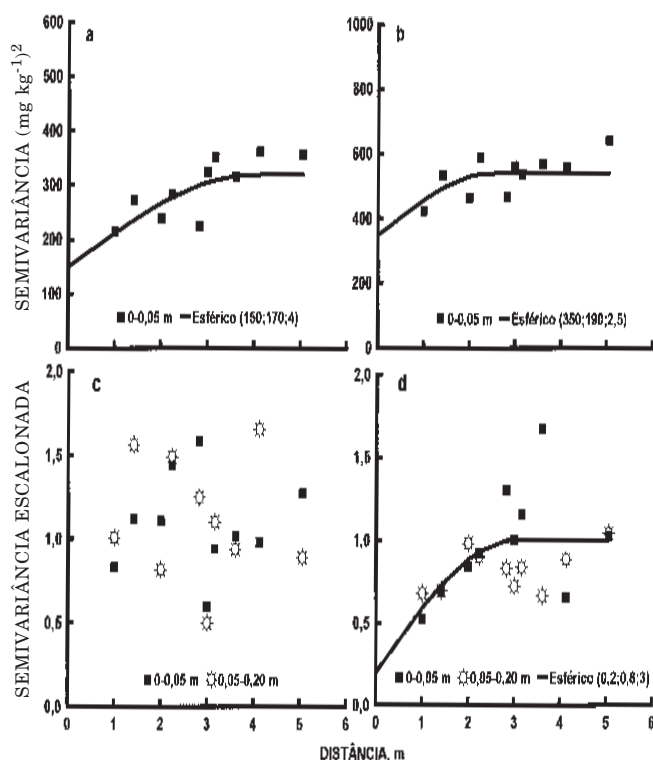
menores variabilidades para todas as propriedades do solo estudadas, em ambos os locais, o que pode ser explicado pela menor alteração antrópica.

A maior variabilidade para fósforo e potássio deveu-se à aplicação contínua de fertilizantes, mecanicamente e em linha; nas áreas de pastagem, além da adubação realizada na área de Eldorado do Sul, a causa principal deve ter sido a desuniforme distribuição de fezes e urina pelo gado, ao longo dos

vários anos de pastoreio. No caso da matéria orgânica, embora as diferenças entre os três sistemas sejam menores do que para fósforo e potássio, a manutenção dos resíduos culturais na superfície do solo (plantio direto), sem haver uma reuniformização da área pela semi-incorporação (escarificação) ou incorporação (preparo convencional), contribuiu para que aquele sistema apresentasse maior variabilidade.

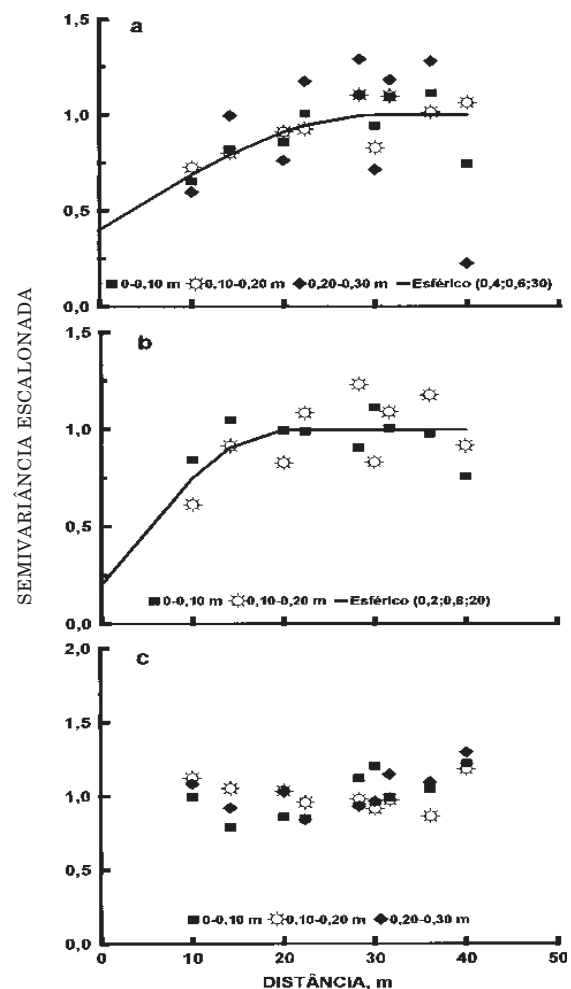
### Semivariograma

A análise da dependência espacial para fósforo, realizada por meio do semivariograma, revelou a existência de correlação espacial nas áreas sob preparo convencional e plantio direto, em Eldorado do Sul e Passo Fundo, e pastagem, em Eldorado do Sul (Figuras 1 e 2), principalmente nas primeiras profundidades amostradas, mais influenciadas pelas adubações realizadas. Nas áreas de escarificação, em Eldorado do Sul (Figura 1), e pastagem, em Passo Fundo (Figura 2), e nas camadas mais profundas no preparo convencional, em Eldorado do Sul, e no plantio direto, em Eldorado do Sul e Passo Fundo, constatou-se a ausência de correlação espacial, com uma distribuição aleatória. Cambardella et al. (1994) observaram dependência espacial para fósforo no sistema escarificação.



**Figura 1.** Semivariogramas para fósforo no solo nas áreas amostradas em Eldorado do Sul (RS), para (a) preparo convencional, (b) plantio direto, (c) escarificação e (d) pastagem. As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes  $C_0$ ,  $C_1$  e alcance da dependência espacial;  $C_0 + C_1$  representam o patamar do semivariograma.

O alcance da dependência espacial foi menor para o plantio direto, em comparação com o dos outros sistemas, sendo de 2,5 m, para Eldorado do Sul, e 20 m, Passo Fundo. Deve-se lembrar que o coeficiente de variação para o fósforo foi maior no plantio direto (Quadros 1 e 2). Tal alcance representa a distância em que os pontos amostrais estão espacialmente correlacionados entre si (Davis, 1986; Journel & Huijbregts, 1991). Conclui-se, então, que o alcance é uma medida importante para o planejamento e avaliação experimental, já que pode auxiliar na definição de procedimentos de amostragem (Burgess et al., 1981; Vieira et al., 1981; McBratney & Webster, 1983; Vieira et al., 1983), do tamanho e forma da parcela e do bloco (McBratney, 1985), da distância entre parcelas para que sejam independentes entre si (Perrier & Wilding, 1986; Prevedello, 1987), e mesmo do tipo de delineamento experimental a ser usado (Bresler et al., 1981).



**Figura 2.** Semivariogramas para fósforo no solo nas áreas amostradas em Passo Fundo (RS), para (a) preparo convencional, (b) plantio direto e (c) pastagem. As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes  $C_0$ ,  $C_1$  e alcance da dependência espacial;  $C_0 + C_1$  representam o patamar do semivariograma.

Em Passo Fundo, o maior alcance observado resulta, basicamente, da maior distância de amostragem neste local (10 m), em relação a Eldorado do Sul (1 m). O alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior for o intervalo entre medidas (Trangmar et al., 1985; Webster, 1985).

A variabilidade aleatória observada na escarificação pode ser atribuída à perturbação desordenada que esse sistema proporciona, associada à baixa mobilidade do fósforo no solo, a qual pouco altera a distribuição resultante após cada preparo do solo. Já a variabilidade aleatória para a pastagem em Passo Fundo, área não adubada, deve resultar da distribuição desuniforme de fezes e urina pelo gado; em Eldorado do Sul, a área com pastagem recebeu adubação fosfatada durante os anos de 1986 a 1988, superando os efeitos causados pelos dejetos dos animais e resultando em correlação espacial.

Os semivariogramas para potássio revelaram a existência de correlação espacial em todas as áreas amostradas, em pelo menos uma das profundidades, com exceção do plantio direto, em Eldorado do Sul, que apresentou distribuição aleatória (Quadros 3 e 4). De maneira geral, os alcances para potássio foram

menores do que para fósforo, sendo de 1,9 m, para o preparo convencional; 3,6 m, para a escarificação, e 2 m, para a pastagem, em Eldorado do Sul; em Passo Fundo, foram de 25 m, para o preparo convencional, e 30 m, para o plantio direto e pastagem.

Não se observaram diferenças marcantes para a variabilidade do potássio entre os sistemas estudados (Quadros 3 e 4), possivelmente, graças à sua maior mobilidade no solo. Ressalte-se que não foi observada dependência espacial na camada superficial das áreas de escarificação e de pastagem, esta em Passo Fundo, repetindo o observado para o fósforo nesses mesmos sistemas e, possivelmente, resultando das mesmas causas admitidas para esse nutriente.

Os semivariogramas para matéria orgânica revelaram a existência de correlação espacial nas áreas sob preparo convencional e plantio direto, em Eldorado do Sul e Passo Fundo, e pastagem, apenas em Eldorado do Sul e na profundidade de 0,05-0,20 m; não foi verificada dependência espacial na escarificação e na pastagem, esta em Passo Fundo (Quadros 3 e 4), o que também ocorreu na camada de 0,05-0,20 m no preparo convencional e de 0-0,05 m na pastagem, ambos em Eldorado do Sul, e na camada de 0,20-0,30 m no plantio direto em Passo Fundo.

**Quadro 3. Coeficientes e modelos dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais em Eldorado do Sul (RS)**

Coeficientes e modelos dos semivariogramas <sup>(1)</sup>				
	C <sub>0</sub>	C <sub>1</sub>	Alcance	Modelo
m				
<b>Preparo convencional</b>				
P <sup>(2)</sup>	150	170	4,0	Esférico
K <sup>(2)</sup>	200	2.500	1,9	Esférico
MO <sup>(2)</sup>	7	19	3,8	Esférico
<b>Plantio direto</b>				
P <sup>(2)</sup>	350	190	2,5	Esférico
K <sup>(3)</sup>	-	-	-	Efeito pepita puro
MO <sup>(4)</sup>	0,45	0,55	2,6	Esférico, escalonado
<b>Escarificação</b>				
P <sup>(3)</sup>	-	-	-	Efeito pepita puro
K <sup>(5)</sup>	800	1.450	3,6	Esférico
MO <sup>(3)</sup>	-	-	-	Efeito pepita puro
<b>Pastagem</b>				
P <sup>(4)</sup>	0,27	0,72	3,0	Esférico, escalonado
K <sup>(4)</sup>	0	1,05	2,0	Esférico, escalonado
MO <sup>(5)</sup>	1,55	0,7	3,5	Esférico

<sup>(1)</sup>C<sub>0</sub> + C<sub>1</sub> representam o patamar do semivariograma. <sup>(2)</sup>Para a profundidade de 0-0,05 m; a de 0,05-0,20 m apresentou distribuição aleatória. <sup>(3)</sup>Ocorreu distribuição aleatória em ambas as profundidades avaliadas. <sup>(4)</sup>Para ambas as profundidades avaliadas. <sup>(5)</sup>Para a profundidade de 0,05-0,20 m; a de 0-0,05 m apresentou distribuição aleatória.

**Quadro 4. Coeficientes e modelos dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais em Passo Fundo (RS)**

Coeficientes e modelos dos semivariogramas <sup>(1)</sup>				
	C <sub>0</sub>	C <sub>1</sub>	Alcance	Modelo
m				
<b>Preparo convencional</b>				
Grãos	1.200	700	30	Esférico
P <sup>(2)</sup>	0,40	0,60	30	Esférico, escalonado
K <sup>(3)</sup>	0,20	0,80	25	Esférico, escalonado
MO <sup>(2)</sup>	0,50	0,50	30	Esférico, escalonado
<b>Plantio direto</b>				
Grãos	600	1.000	30	Esférico
P <sup>(4)</sup>	0,20	0,80	20	Esférico, escalonado
K <sup>(4)</sup>	0,80	0,20	30	Esférico, escalonado
MO <sup>(4)</sup>	0,65	0,35	30	Esférico, escalonado
<b>Pastagem</b>				
P <sup>(6)</sup>	-	-	-	Efeito pepita puro
K <sup>(6)</sup>	0,60	0,40	30	Esférico, escalonado
MO <sup>(5)</sup>	-	-	-	Efeito pepita puro

<sup>(1)</sup>C<sub>0</sub> + C<sub>1</sub> representam o patamar do semivariograma. <sup>(2)</sup>Para as três profundidades avaliadas. <sup>(3)</sup>Para as profundidades de 0-0,10 m e 0,20-0,30 m; a de 0,10-0,20 m apresentou distribuição aleatória. <sup>(4)</sup>Para as profundidades de 0-0,10 m e 0,10-0,20 m; a de 0,20-0,30 m apresentou distribuição aleatória. <sup>(5)</sup>Ocorreu distribuição aleatória nas três profundidades avaliadas. <sup>(6)</sup>Para as profundidades de 0,10-0,20 m e 0,20-0,30 m; a de 0-0,10 m apresentou distribuição aleatória.

Cambardella et al. (1994) observaram dependência espacial para matéria orgânica nos sistemas de plantio direto e escarificação.

Nas duas camadas (0-0,05 e 0,05-0,20 m) no plantio direto em Eldorado do Sul, a matéria orgânica apresentou menor alcance (2,6 m) do que nas camadas de 0-0,05 m no preparo convencional (3,8 m) e de 0,05-0,20 m na pastagem (3,5 m); no plantio direto, os coeficientes de variação para matéria orgânica foram maiores, para estas mesmas profundidades (Quadros 1 e 2), o que, associado com o menor alcance, permite admitir maior variabilidade do solo sob tal sistema quanto à matéria orgânica; em Passo Fundo, no plantio direto e no preparo convencional, observou-se igual alcance (30 m). A manutenção dos resíduos culturais na superfície do solo no plantio direto, sem haver reuniformização pela incorporação, como ocorre no preparo convencional, contribui para a maior variabilidade da matéria orgânica naquele sistema.

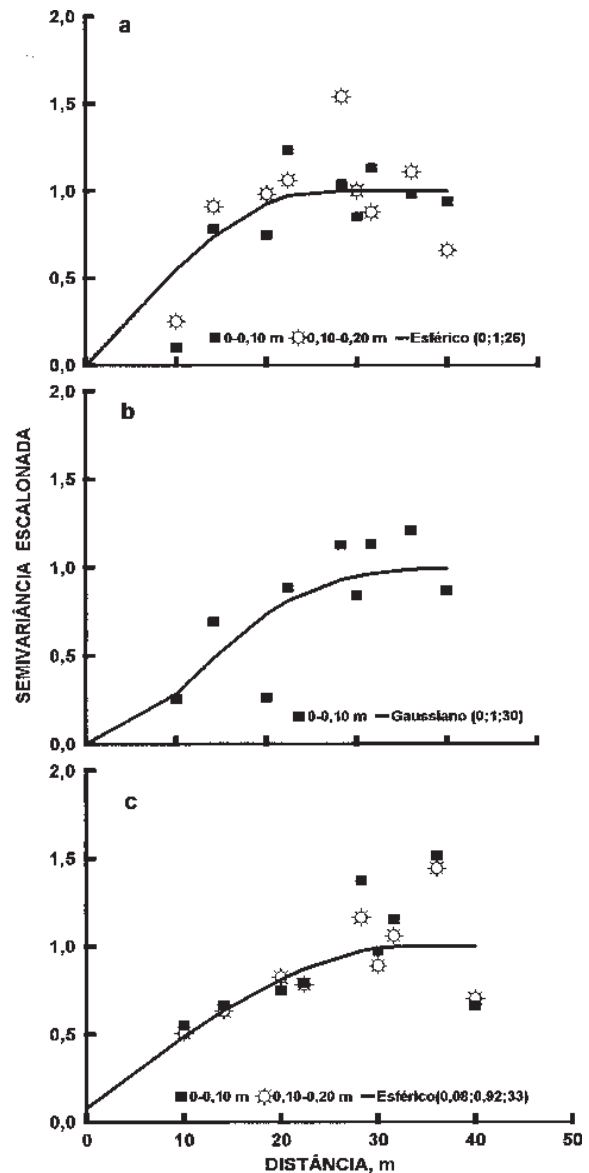
Os semivariogramas para a produção de trigo, avaliada apenas em Passo Fundo, revelaram a existência de correlação espacial nos sistemas avaliados (preparo convencional e plantio direto), com o alcance de 30 m para ambos (Quadro 4). Dos dois sistemas, no preparo convencional ocorreu maior efeito pepita (63% do patamar), indicando maior contribuição aleatória na variância, possivelmente porque, como será apresentado em seguida, nesse sistema não se observou correlação espacial cruzada entre a produção de trigo e qualquer uma das propriedades do solo avaliadas.

### Semivariograma cruzado

O semivariograma cruzado entre a produção de trigo e as propriedades do solo avaliadas revelou a existência de correlação espacial apenas no plantio direto (Figura 3), sendo ela positiva, indicando uma correspondência entre maiores produções de trigo e maiores teores no solo, e vice-versa.

É possível que o fato de apenas o plantio direto ter apresentado correlação espacial cruzada entre produção de trigo e propriedades do solo seja resultado da concentração superficial de nutrientes, normalmente verificada nesse sistema (Schulte & Bundy, 1985; Tyler, 1985), pressupondo-se a existência de sítios com nítidas concentrações de nutrientes, refletindo uma influência e uma associação com a produção de trigo nesses solos. Os resultados analíticos obtidos em Passo Fundo não refletem a concentração superficial de nutrientes no plantio direto, em comparação com o preparo convencional (Quadro 2), pelo fato de a primeira camada amostrada ter sido estabelecida de 0-0,10 m; se a amostragem tivesse sido feita de 0-0,05 m, ou menos, seguramente a concentração superficial de nutrientes no plantio direto seria evidenciada, a exemplo do verificado em Eldorado do Sul (Quadro 1).

Como a correlação espacial observada para as propriedades do solo e para a produção de trigo nos sistemas de manejo avaliados conduz à violação de



**Figura 3. Semivariogramas cruzados da produção de trigo (a) com fósforo, (b) com potássio e (c) com matéria orgânica na área de plantio direto em Passo Fundo (RS). As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes  $C_0$ ,  $C_1$  e alcance da dependência espacial;  $C_0 + C_1$  representam o patamar do semivariograma.**

pressuposições básicas da análise da variância, o uso de delineamentos estatísticos convencionais em experimentos de manejo do solo, os quais normalmente exigem grandes áreas experimentais, deve ser visto com certa cautela, recomendando-se, nesse caso, procedimentos adicionais, tais como a covariância entre propriedades do solo e rendimento das culturas ou o método de análise do vizinho mais próximo, para minimizar possíveis interferências da variabilidade do solo na interpretação dos efeitos dos tratamentos.



## CONCLUSÕES

1. As maiores variabilidades, medidas por meio do coeficiente de variação, foram observadas para fósforo e potássio no solo. Além disto, houve uma tendência de os valores desses nutrientes seguirem uma distribuição lognormal. A matéria orgânica e a produção de trigo apresentaram distribuição normal e menores coeficientes de variação.

2. A análise da dependência espacial mostrou correlação espacial para as propriedades do solo e para a produção de trigo nos sistemas de manejo avaliados.

3. No plantio direto, ocorreram os maiores coeficientes de variação e os menores alcances de dependência espacial, comparado aos demais sistemas, para a maioria das propriedades avaliadas, assumindo-se, assim, ser o solo sob aquele sistema mais variável do que nos demais; na pastagem, ocorreu a menor variabilidade do solo. No plantio direto, observou-se, ainda, correlação espacial cruzada positiva da produção de trigo com fósforo, com potássio e com matéria orgânica.

## LITERATURA CITADA

- BHATTI, A.U.; MULLA, D.J.; KOEHLER, F.E. & GURMANI, A.H. Identifying and removing spatial correlation from yield experiments. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 55:1523-1528, 1991.
- BRASIL - Ministério da Agricultura. Departamento Nacional de Pesquisa Agropecuária. Divisão de Pesquisa Pedológica. Levantamento de reconhecimento dos solos do Estado do Rio Grande do Sul. Recife, 1973. 431p. (Boletim Técnico, 30)
- BRESLER, E.; DASBERG, S.; RUSSO, D. & DAGAN, G. Spatial variability of crop yield as a stochastic soil process. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45:600-605, 1981.
- BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. & McBRATNEY, A.B. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. IV. Sampling strategy. *J. Soil Sci.*, 32:643-659, 1981.
- 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.
- DAVIS, J.C. *Statistics and data analysis in geology*. 2.ed. New York, John Wiley, 1986. 646p.
- EISENHART, C. The assumptions underlying the analysis of variance. *Biometrics*, 3:1-21, 1947.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação dos Solos. Manual de métodos de análise de solo. Rio de Janeiro, 1979. não paginado.
- ESPÍRITO SANTO, F.R.C. do. Distribuição de óxidos de ferro em uma catena de solos derivados de granito na região fisiográfica da Depressão Central no Estado do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1988. 141p. (Tese de Mestrado)
- FREITAS, V.H. de. Eficiência de sistemas de preparo do solo e de culturas no fornecimento de nitrogênio para o milho. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1988. 159p. (Tese de Mestrado)
- GOMES, F.P. A estatística moderna na pesquisa agropecuária. Piracicaba, Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato, 1984. 160p.
- JOURNEL, A.G. & HUIJBREGTS, C.J. *Mining geostatistics*. London, Academic Press, 1991. 600p.
- LeCLERG, E.L.; LEONARD, W.H. & CLARK, A.G. *Field plot technique*. Minneapolis, Burgess, 1962. 373p.
- McBRATNEY, A.B. The role of geostatistics in the design and analysis of field experiments with reference to the effect of soil properties on crop yield. In: NIELSEN, D.R. & BOUMA, J. eds. *Soil spatial variability*. Wageningen, Centre for Agricultural Publishing and Documentation, 1985. p.3-8.
- McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? *Soil Sci.*, 135:177-183, 1983.
- MELSTED, S.W. & PECK, T.R. The principles of soil testing. In: WALSH, L.M. & BEATON, J.D. eds. *Soil testing and plant analysis*. Madison, Soil Science Society of America, 1973. cap.2, p.13-21.
- MILLER, M.P.; SINGER, M.J. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 52:1133-1141, 1988.
- PERRIER, E.R. & WILDING, L.P. An evaluation of computational methods of field uniformity studies. *Adv. Agron.*, 39:265-312, 1986.
- PREVEDELLO, B.M.S. Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1987. 166p. (Tese de Doutorado)
- ROSSO, A. de. Manejo de culturas de cobertura do solo no inverno e sua relação com a produtividade do milho. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1989. 126p. (Tese de Mestrado)
- SANTOS, H.L. dos. & 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.
- SCHULTE, E.E. & BUNDY, L.G. Sampling soils for testing under conservation tillage. *Better Crops Plant Food*, 69:20,22-23, 1985.
- SLAY, J.M.; LOCKABY, B.G.; ADAMS, J.C. & VIDRINE, C.G. The influence of pretreatment forest soil variability on interpretation of posttreatment results. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 50:1594-1597, 1986.
- SNEDECOR, G.W. & COCHRAN, W.G. *Statistical methods*. 6.ed. Ames, Iowa State University, 1967. 593p.
- SOUZA, L. da S. Variabilidade do solo em sistemas de manejo. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1992. 162p. (Tese de Doutorado)
- SOUZA, L. da S.; DINIZ, M. da S. & CALDAS, R.C. Correção da interferência da variabilidade do solo na interpretação dos resultados de um experimento de cultivares/clones de mandioca. *R. Bras. Ci. Solo*, 20:441-445, 1996.

- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, 38:45-93, 1985.
- TYLER, D.D. Soil sampling in no-tillage cropping. *Better Crops Plant Food*, 69:20,26-27, 1985.
- 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.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45:1040-1048, 1981.
- WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. In: STEWART, B.A. ed. *Advances in soil science*. New York, Springer-Verlag, 1985. v.3. p.1-70.
- WILDING, L.P. & DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L.P.; SMECK, N.E. & HALL, G.F. eds. *Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepts and interactions*. Amsterdam, Elsevier Science, 1983. cap.4, p.83-116.