

VARIABILIDADE ESPACIAL DE FATORES DE ACIDEZ NO SOLO, EM DIFERENTES SISTEMAS DE MANEJO

LUCIANO DA SILVA SOUZA¹, NEROLI PEDRO COGO², SIDNEY ROSA VIEIRA³

RESUMO – A variabilidade espacial de fatores de acidez (pH em água, Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases, CTC e V) foi avaliada em diferentes tipos de solo e sistemas de manejo. Em Eldorado do Sul – RS, o trabalho foi realizado em agosto de 1990, em solo podzólico vermelho-escuro (Kandiudult); amostrou-se em parcelas de experimento de manejo do solo, os sistemas de preparo convencional, plantio direto e escarificação, e em área com 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, amostraram-se, em propriedades agrícolas, dois tipos de solo: latossolo roxo (Hapludox), nos sistemas de preparo convencional e plantio direto, e latossolo vermelho-escuro (Hapludox), em 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 com cultivo, foi avaliada a variabilidade da produção de trigo, colhendo-se áreas de 1 m², na mesma malha de amostragem. As propriedades do solo seguiram a distribuição normal, na maioria dos sistemas de manejo e profundidades. As menores variabilidades, avaliadas pelo coeficiente de variação, foram observadas para pH e CTC (CVs<10%), e as maiores, para Al (CVs>40%), com as demais propriedades ocupando posição intermediária (10%<CVs<40%). Entre as áreas cultivadas, o plantio direto apresentou os maiores coeficientes de variação, seguido da escarificação e do preparo convencional. Em Eldorado do Sul foi observada correlação espacial para pH em água, H+Al e V, enquanto que em Passo Fundo foi observada para todas as propriedades do solo avaliadas (com exceção de H+Al e CTC, em pastagem) e para a produção de trigo. No plantio direto, houve correlação espacial cruzada positiva da produção de trigo com Ca, com Mg, com Ca+Mg, com soma de bases e com CTC.

Palavras-chave: geoestatística, manejo do solo, preparo convencional, plantio direto, escarificação, pastagem.

SPATIAL VARIABILITY OF SOIL ACIDITY FACTORS ON DIFFERENT MANAGEMENT SYSTEMS

ABSTRACT – Soil spatial variability of acidity factors (pH, Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, sum of bases, cation exchange capacity, and bases saturation) was studied in different soils and management systems, at two regions of Rio Grande do Sul - Brazil a) Eldorado do Sul, on a dark red podzolic soil, Kandiudult (conventional tillage, no-tillage, and chisel plow, in plots of a soil management trial, and pasture), using a grid sampling of 1 x 1 m at the depths of 0-0,05 and 0,05-0,20 m; b) Passo Fundo, on a dusky red latosol, Hapludox (conventional tillage and no-tillage), and a dark red latosol, Hapludox (pasture), in agricultural farms, using a grid sampling of 10 x 10 m at the 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 m², at the same grid sampling. Soil properties followed a normal distribution, in most of management systems and depths. The lowest variability, evaluated by coefficients of variation, was found for pH and cation exchange capacity (CVs<10%), and the highest for Al (CVs>40%), with other properties placing intermediary position (10%<CVs<40%). Among cultivated areas, no-tillage exhibited greater coefficients of variation, followed by minimum tillage and conventional tillage. Spatial correlation was found for pH, H+Al, and bases saturation in Eldorado do Sul, whereas in Passo Fundo was found for all soil properties (with exception to H+Al and cation exchange capacity, in pasture) and for wheat yield on the management systems studied. No-tillage exhibited positive cross-correlation for wheat yield with Ca, with Mg, with Ca+Mg, with sum of bases, and with cation exchange capacity.

Key words: geostatistics, soil management, conventional tillage, no-tillage, chisel plow, pasture.

INTRODUÇÃO

O conhecimento da variabilidade espacial do solo é importante em trabalhos de levantamento e classificação do solo (BECKETT e WEBSTER, 1971), planejamento e interpretação de dados de pesquisa a campo (WILDING e DREES, 1983), avaliação da fertilidade do solo, para fins de recomendação de calagem e adubação (MELSTED e PECK, 1973), e em muitas outras situações.

A variabilidade espacial do solo pode ser afetada tanto por fatores intrínsecos (fatores de for-

mação do solo, tal como o material de origem), quanto por fatores extrínsecos (práticas de manejo do solo, tal como adubação). Usualmente, forte dependência espacial pode ser atribuída aos fatores intrínsecos, enquanto que fraca dependência espacial pode ser causada pelos fatores extrínsecos (CAMBARDELLA et al., 1994). Assim é que, numa paisagem natural, os solos apresentam uma ampla variação de propriedades morfológicas, físicas, químicas e mineralógicas, tanto lateral como verticalmente, resultante da superposição dos efeitos dos fatores de formação do solo. No caso de

1. Eng. Agr., Dr. – Pesquisador da Embrapa Mandioca e Fruticultura. Caixa Postal 7, 44380-000 Cruz das Almas, BA.

2. Eng. Agr., Ph.D. – Professor Adjunto do Departamento de Solos da Faculdade de Agronomia, UFRGS. Caixa Postal 776, 91540-000 Porto Alegre, RS. Bolsista do CNPq.

3. Eng. Agr., Ph.D. – Pesquisador Científico da Seção de Conservação do Solo do Instituto Agronômico de Campinas. Caixa Postal 28, 13001-970 Campinas, SP. Bolsista do CNPq.

uma paisagem cultivada, existem fontes adicionais de variabilidade do solo, devido ao manejo exercido pelo homem (BECKETT e WEBSTER, 1971). Os sistemas de manejo conservacionistas (menor mobilização do solo) criam um ambiente no solo diferente daquele encontrado no sistema convencional (utilização de arado e grade), ocorrendo naqueles um acúmulo superficial de fertilizantes, representando novos desafios para a amostragem de solo (MUZILLI, 1983; MURDOCK, 1985).

A análise da variância e os testes de significância normalmente utilizados foram estabelecidos, adotando-se, como pressuposições, os fatos de que as propriedades do solo exibiriam uma variação aleatória, que cada uma delas teria o caráter de homogeneidade e de independência entre pontos amostrais, e que seguiriam a distribuição normal (EISENHART, 1947; COCHRAN, 1947), o que nem sempre é verdadeiro. Tanto a distribuição de frequência assimétrica (não normal) foi observada para Ca, Mg e soma de bases (CHIEN et al., 1997), para Al, Ca e Mg (BAHRI et al., 1993), para Ca, Mg e pH (CAMBARDELLA et al., 1994) e para Ca e CTC (TRANGMAR et al., 1987). Para este último autor, pH, Mg e Al apresentaram distribuição normal. Variabilidade do solo espacialmente dependente foi observada para Ca, Mg e soma de bases (CHIEN et al., 1997), para Al, Ca e Mg (BERNDTSSON et al., 1993), para pH (GONZALEZ e ZAK, 1994; CAMBARDELLA et al., 1994) e para pH, Mg, Al e CTC (TRANGMAR et al., 1987), enquanto que variabilidade aleatória foi observada para Ca e Mg (CAMBARDELLA et al., 1994), para pH (CAMPBELL, 1978) e para Ca (TRANGMAR et al., 1987).

O conhecimento da distribuição espacial da acidez do solo é importante na aplicação de resultados de pesquisa agrícola e no planejamento de uso da terra, tanto a nível regional como em uma propriedade agrícola (SYLLA et al., 1996). Assim, este trabalho objetivou avaliar a variabilidade de fatores de acidez do solo em diferentes sistemas de manejo.

MATERIAL E MÉTODOS

Em agosto de 1990, em experimento de manejo do solo, iniciado em abril de 1985, na Estação Experimental da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, em Eldorado do Sul (RS), foram coletadas amostras de solo em uma malha 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 preparo convencional, plantio direto e escarificação, em uma das repetições do experimento, na parcela cultivada com aveia+trevo no inverno e milho+caupi no

verão, subparcela sem adição de nitrogênio. Maiores detalhes sobre o experimento em questão podem ser vistos em FREITAS (1988). Também foi amostrada uma área com pastagem, no mesmo solo e na mesma posição topográfica. Tal área recebeu calagem em 1986 e adubações de 1986 a 1988. As amostras foram coletadas com trado holandês, com 0,05 m de diâmetro. O solo da área pertence à unidade de mapeamento São Jerônimo, classificado como podzólico vermelho-escuro na classificação brasileira, e como Kandudult na classificação americana (ESPÍRITO SANTO, 1988). O relevo das áreas amostradas é suave ondulado.

Em novembro de 1991, em três áreas de produtores distintos, em Passo Fundo (RS), foram coletadas amostras de solo em malha 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 preparo convencional (mais de 20 anos de cultivo) e plantio direto (oito anos de cultivo), cultivados com trigo, e em uma área com pastagem (mais de 20 anos). As amostras foram coletadas em pequenas trincheiras. Nos dois primeiros sistemas também foi avaliada a produção de trigo em cada ponto amostral para solo, numa área de 1m², na mesma malha de amostragem. O solo das áreas sob preparo convencional e plantio direto pertence à unidade de mapeamento Erechim, classificado como latossolo roxo distrófico, Hapludox (BRASIL, 1973), enquanto que o da área com pastagem pertence à unidade de mapeamento Passo Fundo, classificado como latossolo vermelho-escuro distrófico, Hapludox (BRASIL, 1973). O relevo das áreas amostradas é ondulado (preparo convencional) e suave ondulado (plantio direto e pastagem).

Em todas as amostras coletadas foram realizadas determinações químicas e físicas de rotina nos laboratórios de análise do solo. Para o presente trabalho, foram escolhidas as determinações de pH em água, Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases, CTC (capacidade de troca catiônica) e V (saturação por bases), obtidas segundo métodos descritos em EMBRAPA (1979).

Inicialmente, os dados foram analisados pelo cálculo da média, coeficiente de variação, assimetria e curtose, além de uma análise da distribuição de frequência dos dados, no caso, verificando-se se eles seguiam a distribuição normal ou a lognormal, usando-se, para tanto, o teste do qui-quadrado a 5%.

A análise da dependência espacial da variabilidade do solo foi realizada por meio do semivariograma (JOURNAL e HUIJBREGTS, 1991; VIEIRA et al., 1983), o qual é estimado por:

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

onde $N(h)$ é o número de pares experimentais de dados separados pelo vetor h . O semivariograma normalmente é representado pelo gráfico de $\gamma^*(h)$ versus h ; do ajuste de um modelo matemático aos dados são definidos os parâmetros do semivariograma: a) efeito pepita, C_0 , que é o valor de γ^* quando $h = 0$; b) alcance da dependência espacial, a , que é a distância a partir da qual $\gamma^*(h)$ permanece, aproximadamente constante, após aumentar com o aumento de h ; c) patamar C que é o valor de $\gamma^*(h)$ a partir do alcance e que se aproxima da variância dos dados, se ela existe. Amostras separadas por distâncias menores do que o alcance são espacialmente correlacionadas, enquanto que aquelas separadas por distâncias maiores não o são.

O grau de dependência espacial foi estabelecido pela proporção do efeito pepita em relação ao patamar, conforme CAMBARDELLA et al. (1994), da seguinte forma: a) forte – efeito pepita <25% do patamar; b) moderado – efeito pepita = 25-75% do patamar; e c) fraco – efeito pepita > 75% do patamar. Foi utilizado, também, o semivariograma cruzado, para verificar o relacionamento entre as variabilidades das propriedades do solo e da produção de grãos de trigo, o qual é estimado por:

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

onde $N(h)$ é o número de valores separados pelo vetor h .

O ajuste de modelos aos semivariogramas e semivariogramas cruzados foi feito pelo processo de tentativa e erro, recorrendo-se à técnica de validação conhecida como “jack-knifing”, sempre que existiam dúvidas entre mais de um modelo para o mesmo semivariograma ou semivariograma cruzado. Foi utilizado, ainda, o escalonamento de semivariogramas, como uma forma de agrupá-los para facilitar as interpretações, adotando-se, como fatores de escalonamento, a variância dos dados ou o patamar do modelo ajustado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores de assimetria e curtose e a análise da distribuição de frequência dos dados (Tabelas 1 a 7) mostraram que a grande maioria deles seguiu ou aproximou-se da distribuição normal, discordando dos resultados obtidos por TRANGMAR et al. (1987), BAHRI et al. (1993), CAMBARDELLA et al. (1994) e CHIEN et al. (1997), que encontraram distribuição de frequência assimétrica (não normal) para a maioria das variáveis estudadas. As poucas situações (áreas e/ou profundidades avaliadas) em que os dados seguiram ou aproxi-

maram-se da distribuição lognormal podem ser consideradas casos esporádicos, por não apresentarem qualquer consistência.

Como a análise da variância e os testes de significância normalmente usados em estatística pressupõem ou baseiam-se na distribuição normal, tais procedimentos podem ser aplicados sem restrições a dados obtidos nas mesmas condições deste trabalho, sem necessidade de sua prévia transformação, como recomenda GOMES (1984) para o caso de dados que seguem uma distribuição diferente da normal.

Quanto ao coeficiente de variação (CV), tratando-se de uma medida adimensional, pode ser utilizado para, comparativamente, avaliar a variabilidade entre duas variáveis ou entre dois sistemas de manejo. Assim é que, os CVs obtidos em Eldorado do Sul foram menores do que os obtidos em Passo Fundo (Tabelas 1 a 7), por terem sido avaliados, aqueles, em áreas experimentais (com exceção da pastagem), portanto com uma maior uniformidade nas operações de manejo realizadas, enquanto que os de Passo Fundo foram em áreas de produtores.

Analisando-se as áreas amostradas em Eldorado do Sul (Tabelas 1 a 4), observa-se, entre as áreas cultivadas, que os menores CVs ocorreram no preparo convencional, seguido da escarificação e do plantio direto. Coerente, portanto, de forma inversa, com a intensidade de mobilização do solo, proporcionando sua homogeneização para as propriedades do solo avaliadas. A área de pastagem apresentou CVs superiores aos das demais, atribuindo-se à quase nula mobilização do solo e ao fato de ter recebido a aplicação de calcário e adubos sem a uniformidade ocorrida nas áreas experimentais.

Adotando a classificação para coeficientes de variação (baixos - <10%; médios - 10-20%; altos - 20-30%; e muito altos - >40%) sugerida por GOMES (1984), entre as propriedades do solo avaliadas em Eldorado do Sul, o pH, CTC e V apresentaram baixos CVs; Ca, Mg, Ca+Mg, H+Al e soma de bases, médios CVs; e Al, muito altos CVs. Deve-se se ressaltar os CVs muito altos para Al, principalmente nas profundidades de 0-0,05 e 0-0,10 m, pelo fato de apresentar distribuição completamente anômala, com a maioria das amostras registrando ausência de Al e algumas poucas com presença. A variabilidade do Al foi menor na área com pastagem em Passo Fundo (CVs entre 9,3 e 17,2%), embora a mesma apresentasse os maiores teores deste elemento no solo (teores médios entre 17,9 e 25,6 mmol_c dm⁻³), entre todas as áreas amostradas, sendo a única que não recebeu calcário. Como nas demais áreas amostradas em Eldorado do Sul e Passo Fundo, houve aplicação

de calcário, com os teores médios de Al entre 0,2 e 10,3 mmol dm^{-3} , portanto, bem mais baixos que na área com pastagem em Passo Fundo. Pelos CVs muito altos observados (entre 47,3 e 330,9%) nas demais áreas, admite-se que a calagem, ao mesmo tempo em que reduziu os teores de Al, aumentou a sua variabilidade, possivelmente por falta de uniformidade na realização de tal prática. É possível, também, que parte dessa variabilidade seja devida a problemas de precisão analítica para detectar baixos teores de Al no solo.

Para as áreas amostradas em Passo Fundo (Tabelas 5 a 7), os maiores CVs foram observados nas áreas cultivadas, em função das frequentes aplicações de calcário e adubos, aumentando a heterogeneidade do solo, especialmente no plantio direto, em que ocorre uma menor mobilização do solo e, portanto, uma menor homogeneização. Os menores CVs foram observados na área sob pastagem, sujeita apenas à distribuição desuniforme de dejetos pelo gado. Esses aspectos concordam com BECKETT e WEBSTER (1971), que ressaltam a existência de fontes adicionais de variabilidade do solo nas áreas cultivadas, devidas ao manejo exercido pelo homem, em comparação com uma paisagem natural.

Há que se ressaltar os maiores CVs na profundidade de 0,20-0,30 m, nas áreas cultivadas em Passo Fundo (Tabelas 5 e 6), em comparação com as demais profundidades, apesar de aquela apresentar menores valores para as propriedades do solo, com exceção de Al e H+Al que aumentam em profundidade. Possivelmente, a variabilidade é menor nas primeiras profundidades, em razão do efeito uniformizador do manejo mecânico exercido pelo homem, com pouca ou nenhuma influência na profundidade de 0,20-0,30 m.

Entre as propriedades avaliadas em Passo Fundo, o pH e CTC apresentaram baixos CVs; Ca, Ca+Mg, soma de bases e V, médios CVs; Mg, CVs variando de médios a altos; H+Al, baixos e altos CVs; e Al, muito altos CVs nas áreas cultivadas, de forma semelhante ao observado em Eldorado do Sul.

Uma das utilidades do CV, em estudos de variabilidade do solo, é permitir calcular o número de subamostras para estimar o valor de uma propriedade do solo em uma área, com uma exatidão estabelecida. Assim, para 10% de diferença em torno da média e para 0,05 de probabilidade, para as áreas amostradas em Eldorado do Sul, o número máximo de subamostras foi de 5 para o preparo convencional, 12 para o plantio direto, 10 para a escarificação e 18 para a pastagem, para todas as profundidades e propriedades do solo avaliadas. Com exceção do Al, cujo número variou de 92 a 2318 em todas as áreas, esses números são próximos ou inferiores ao número de 20 pontos amostrais normalmente recomendado (COMISSÃO, 1994). Para as áreas amostradas em Passo Fundo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, o número máximo de sub-amostras foi de 11 para o preparo convencional, com exceção de H+Al (19 e 28, respectivamente, para as profundidades citadas) e do Al (4433 e 2049), e de 21 no plantio direto, neste caso com exceção do Ca (15 e 30), H+Al (25 e 27) e Al (663 e 508). Na profundidade de 0,20-0,30 m, para o preparo convencional e plantio direto, os números máximos foram 47 e 74, respectivamente, com exceção do Al (178 e 115); para a área sob pastagem, nas três profundidades, o número máximo foi de 12, com exceção apenas do Mg (14 a 29).

TABELA 1 – Medidas descritivas dos dados obtidos na área sob preparo convencional, em Eldorado do Sul, RS¹

Variável	Média	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência ²
0-0,05 m					
PH em água	5,9	3,0	0,133	2,727	N
Ca	32,7	5,2	0,073	2,844	N
Mg	13,8	9,2	0,427	2,551	l
Ca+Mg	46,5	4,8	0,212	2,463	N
Al	0,3	144,1	-0,176	2,484	I
H+Al	28,5	11,0	-0,244	2,318	N
S	50,5	5,8	0,242	1,946	N
CTC	79,0	3,3	-0,0005	3,019	N
V	63,9	5,6	0,167	1,985	N
0,05-0,20 m					
pH em água	5,9	2,2	-0,108	9,026	n
Ca	32,4	4,6	-0,383	2,701	l
Mg	14,5	8,7	-0,185	1,812	n
Ca+Mg	46,9	4,7	-0,607	2,656	N
Al	0,4	121,2	0,661	2,310	N
H+Al	29,0	9,6	0,396	2,823	N
S	49,7	4,8	-0,613	2,741	N
CTC	78,7	3,5	-0,055	2,769	N
V	63,3	4,7	-0,293	2,695	N

1 Os dados estão expressos em: unidades para pH, mmol/dm³ para Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases e CTC, e % para V, para a média; % para o coeficiente de variação; assimetria e curtose são adimensionais.

2 N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; l = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da lognormal; e I = distribuição irregular, sem se aproximar da normal ou da lognormal.

TABELA 2 – Medidas descritivas dos dados obtidos na área sob plantio direto. Eldorado do Sul, RS¹

Variável	Média	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência ²
0-0,05 m					
pH em água	6,0	4,6	0,175	2,281	N
Ca	39,4	12,9	0,338	2,704	N
Mg	16,3	16,3	-0,313	2,116	N
Ca+Mg	55,7	13,1	0,087	2,460	N
Al	0,2	185,6	1,317	2,735	I
H+Al	28,0	17,2	0,068	2,233	N
S	60,4	12,8	0,044	2,613	N
CTC	88,4	6,0	0,636	3,781	N
V	68,2	9,1	-0,189	2,615	N
0,05-0,20 m					
pH em água	5,4	4,2	-0,397	2,241	N
Ca	26,5	10,8	-0,407	2,583	N
Mg	11,4	14,6	-0,528	4,175	L
Ca+Mg	37,8	10,0	-0,123	2,134	N
Al	2,4	52,9	0,807	3,039	n
H+Al	37,5	12,6	0,228	2,742	N
S	41,2	10,2	-0,180	2,193	N
CTC	78,7	4,8	-0,365	1,916	N
V	52,4	9,8	-0,372	2,360	N

1 Os dados estão expressos em: unidades para pH, mmol/dm³ para Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases e CTC, e % para V, para a média; % para o coeficiente de variação; assimetria e curtose são adimensionais.

2 N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; L = distribuição lognormal; e I = distribuição irregular, sem se aproximar da normal ou da lognormal.

TABELA 3 – Medidas descritivas dos dados obtidos na área sob escarificação. Eldorado do Sul, RS¹

Variável	Média	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência ²
0-0,05 m					
PH em água	5,8	4,4	0,063	2,583	n
Ca	32,2	11,4	0,016	1,996	N
Mg	13,7	14,2	0,340	2,400	N
Ca+Mg	45,9	11,1	0,164	2,073	N
Al	1,0	103,5	0,454	1,793	I
H+Al	36,7	12,0	-0,057	2,356	L
S	51,6	10,5	0,062	2,150	L
CTC	88,3	4,5	0,348	2,238	N
V	58,4	8,6	0,027	2,258	N
0,05-0,20 m					
PH em água	5,5	4,2	0,663	2,882	N
Ca	26,2	10,7	2,179	8,175	I
Mg	11,0	15,6	0,414	3,373	N
Ca+Mg	37,2	10,8	1,897	6,816	L
Al	3,0	47,3	-0,132	2,544	I
H+Al	37,8	11,0	-1,032	4,379	n
S	40,8	10,6	1,146	4,835	N
CTC	78,6	3,2	0,071	1,427	N
V	51,9	9,9	1,191	4,830	N

1 Os dados estão expressos em: unidades para pH, mmol/dm³ para Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases e CTC, e % para V, para a média; % para o coeficiente de variação; assimetria e curtose são adimensionais.

2N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; L = distribuição lognormal; I = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da lognormal; e I = distribuição irregular, sem se aproximar da normal ou da lognormal.

TABELA 4 – Medidas descritivas dos dados obtidos na área sob pastagem. Eldorado do Sul, RS¹

Variável	Média	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência ²
0-0,05 m					
PH em água	6,2	4,2	0,422	2,413	N
Ca	43,6	13,2	0,075	2,005	N
Mg	21,1	14,6	0,882	5,171	N
Ca+Mg	64,7	12,3	-0,009	2,160	N
Al	0,2	238,0	1,960	4,843	I
H+Al	29,1	20,0	-0,220	2,297	n
S	69,8	12,0	0,058	2,175	N
CTC	98,9	5,4	0,574	3,939	N
V	70,5	8,9	0,090	2,210	N
0,05-0,20 m					
pH em água	5,8	6,3	0,513	2,560	N
Ca	30,3	18,3	0,480	3,246	N
Mg	13,7	20,1	0,708	2,882	N
Ca+Mg	44,0	18,1	0,558	3,130	N
Al	1,9	90,2	0,569	2,615	I
H+Al	31,1	21,0	-0,470	2,787	N
S	47,4	16,9	0,480	2,924	N
CTC	78,5	4,1	-0,341	3,079	N
V	60,3	14,7	0,399	2,724	N

1 Os dados estão expressos em: unidades para pH, mmol/dm³ para Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases e CTC, e % para V, para a média; % para o coeficiente de variação; assimetria e curtose são adimensionais.

2N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; e I = distribuição irregular, sem se aproximar da normal ou da lognormal.

TABELA 5 – Medidas descritivas dos dados obtidos na área sob preparo convencional. Passo Fundo, RS¹

Variável	Média	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência ²
Grãos	292,7	14,7	0,020	2,015	N
0-0,10 m					
PH em água	5,9	4,4	-1,184	5,238	n
Ca	68,0	12,1	-2,177	8,652	n
Mg	31,7	13,8	-1,058	4,287	N
Ca+Mg	99,7	12,0	-1,964	7,825	n
Al	0,4	330,9	4,507	24,260	I
H+Al	46,8	21,4	1,435	5,904	N
S	103,0	12,0	-2,020	7,854	n
CTC	149,2	4,5	-1,222	5,971	N
V	68,6	10,7	-1,933	7,756	N
0,10-0,20 m					
pH em água	6,0	6,1	-0,710	3,250	n
Ca	61,4	16,6	-0,961	3,744	N
Mg	30,8	16,8	-1,113	4,223	N
Ca+Mg	92,2	15,9	-1,153	4,308	N
Al	1,0	225,0	2,818	10,030	N
H+Al	48,5	26,2	1,276	4,750	I
S	93,7	16,0	-1,111	4,226	N
CTC	142,3	4,3	0,092	2,228	N
V	65,7	14,4	-1,341	4,901	N
0,20-0,30 m					
pH em água	5,3	7,5	1,239	4,044	I
Ca	35,9	34,2	1,067	3,184	I
Mg	18,9	30,1	0,674	2,631	L
Ca+Mg	54,8	32,1	0,963	2,994	N
Al	8,9	66,3	0,110	2,215	N
H+Al	67,7	21,5	-0,162	3,033	N
S	55,5	31,7	0,951	2,953	L
CTC	123,3	8,3	0,490	2,251	N
V	44,7	27,1	0,739	2,671	L

¹ Os dados estão expressos em: g/m² para grãos de trigo, unidades para pH, mmol/dm³ para Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases e CTC, e % para V, para a média; % para o coeficiente de variação; assimetria e curtose são adimensionais.

² N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; L = distribuição lognormal; I = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da lognormal; e I = distribuição irregular, sem se aproximar da normal ou da lognormal.

TABELA 6 – Medidas descritivas dos dados obtidos na área sob plantio direto. Passo Fundo, RS¹

Variável	Média	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência ²
Grãos	203,0	18,9	0,330	2,826	N
0-0,10 m					
pH em água	5,8	6,1	1,339	5,183	I
Ca	59,2	19,4	1,878	7,937	L
Mg	29,1	15,5	-0,124	2,563	N
Ca+Mg	88,3	17,0	1,084	4,821	N
Al	1,0	128,0	1,267	4,054	I
H+Al	55,9	24,8	-0,829	3,902	N
S	94,0	16,7	1,005	4,569	N
CTC	149,9	4,5	0,042	2,854	N
V	62,6	15,0	0,828	3,850	N
0,10-0,20 m					
pH em água	5,8	7,3	1,201	4,725	n
Ca	52,0	27,0	1,360	6,609	N
Mg	26,8	20,1	-0,259	2,983	I
Ca+Mg	78,8	22,9	0,512	3,738	n
Al	2,3	112,0	2,028	8,018	I
H+Al	55,8	25,8	-0,829	3,431	n
S	81,2	23,0	0,530	3,665	N
CTC	137,0	6,6	-0,368	2,682	N
V	58,9	19,4	0,489	3,462	N
0,20-0,30 m					
pH em água	5,3	8,5	2,599	10,440	I
Ca	30,8	42,7	2,697	12,110	I
Mg	16,9	32,9	1,232	4,300	I
Ca+Mg	47,7	37,0	1,952	7,037	I
Al	10,3	53,4	-0,487	2,108	I
H+Al	66,4	19,3	-2,417	10,510	n
S	48,8	36,6	1,949	7,031	I
CTC	115,2	8,1	1,396	5,158	I
V	42,5	30,3	1,799	6,542	I

¹ Os dados estão expressos em: g/m² para grãos de trigo, unidades para pH, mmol_c/dm³ para Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases e CTC, e % para V, para a média; % para o coeficiente de variação; assimetria e curtose são adimensionais.

² N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; L = distribuição lognormal; I = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da lognormal; e I = distribuição irregular, sem se aproximar da normal ou da lognormal.

TABELA 7 – Medidas descritivas dos dados obtidos na área sob pastagem. Passo-Fundo, RS¹

Variável	Média	Coefficiente de variação	Assimetria	Curtose	Distribuição de frequência ²
0-0,10 m					
PH em água	5,0	1,6	-1,965	28,680	n
Ca	15,4	15,2	0,840	4,282	N
Mg	14,5	21,9	-0,587	6,845	N
Ca+Mg	29,9	14,5	0,710	3,072	N
Al	17,9	17,2	-0,925	4,492	N
H+Al	90,2	5,4	0,095	2,886	n
S	32,7	15,0	0,760	3,309	N
CTC	122,9	4,9	0,034	2,309	N
V	26,6	12,3	0,516	3,207	N
0,10-0,20 m					
pH em água	5,0	1,5	-0,854	32,400	n
Ca	11,7	13,0	0,140	2,321	N
Mg	9,4	18,5	0,200	2,641	N
Ca+Mg	21,1	12,8	-0,003	2,187	N
Al	23,4	9,4	-0,398	2,578	N
H+Al	90,4	4,3	0,195	2,438	l
S	22,4	11,9	0,013	2,276	N
CTC	112,8	3,3	0,242	3,159	N
V	19,7	14,3	-0,131	4,207	N
0,20-0,30 m					
pH em água	4,9	1,9	-2,004	26,890	n
Ca	10,5	15,7	0,736	4,162	N
Mg	7,1	26,9	0,964	4,020	N
Ca+Mg	17,6	16,0	0,708	3,774	N
Al	25,6	9,3	-0,648	3,352	N
H+Al	88,6	4,6	0,112	2,172	N
S	18,5	15,7	0,875	4,036	N
CTC	107,1	3,6	-0,094	1,993	N
V	17,2	14,9	0,641	3,509	N

¹ Os dados estão expressos em: unidades para pH, mmol/dm³ para Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases e CTC, e % para V, para a média; % para o coeficiente de variação; assimetria e curtose são adimensionais.

² N = distribuição normal; n = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da normal; l = distribuição não definida entre as duas citadas, mas mais aproximada da lognormal.

TABELA 8 – Coeficientes e modelos dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais, nos sistemas preparo convencional e plantio direto. Eldorado do Sul, RS

Variável	Coeficientes e modelos dos semivariogramas ¹			Modelo	{C ₀ /(C ₀ +C ₁)} x 100
	C ₀	C ₁	Alcance		
			M		
			Preparo convencional		
Ca ²	0,02	0,01	3,5	Esférico	67
Mg ²	0,009	0,008	2,2	Esférico	53
Ca+Mg ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Al ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
H+Al ⁴	0	1	2,1	Esférico escalonado	0
S ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
V ⁴	0	1,05	2	Esférico escalonado	0
			Plantio direto		
Ca ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Mg ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Ca+Mg ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Al ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
H+Al ⁴	0,57	0,43	2,8	Esférico escalonado	57
S ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
V ⁴	0,6	0,4	2,6	Esférico escalonado	60

¹ C₀ + C₁ representam o patamar do semivariograma.

² Para a profundidade de 0-0,05 m; a de 0,05-0,20 m apresentou distribuição aleatória.

³ Ocorreu distribuição aleatória em ambas as profundidades avaliadas.

⁴ Para ambas as profundidades avaliadas.

TABELA 9 – Coeficientes e modelos dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais, nos sistemas escarificação e pastagem. Eldorado do Sul, RS

Variável	Coeficientes e modelos dos semivariogramas ¹			Modelo	{C ₀ /(C ₀ +C ₁)} x 100
	C ₀	C ₁	Alcance		
			m		
			Escarificação		
Ca ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Mg ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Ca+Mg ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Al ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
H+Al ²	0,086	0,074	2,6	Esférico	54
S ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
V ⁴	0,55	0,45	2,5	Esférico escalonado	55
			Pastagem		
Ca ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Mg ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Ca+Mg ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-
Al ⁴	0,35	0,65	3,0	Esférico escalonado	35
H+Al ⁵	0,140	0,275	3,0	Esférico	34
S ²	0,23	0,44	3,8	Esférico	34
V ³	-	-	-	Efeito pepita puro	-

¹ C₀ + C₁ representam o patamar do semivariograma.

² Para a profundidade de 0-0,05 m; a de 0,05-0,20 m apresentou distribuição aleatória.

³ Ocorreu distribuição aleatória em ambas as profundidades avaliadas.

⁴ Para ambas as profundidades avaliadas.

⁵ Para a profundidade de 0,05-0,20 m; a de 0-0,05 m apresentou distribuição aleatória.

TABELA 10- Coeficientes e modelos dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais, nos sistemas preparo convencional, plantio direto e pastagem. Passo Fundo, RS

Variável	Coeficientes e modelos dos semivariogramas ¹			Modelo	$\{C_0/(C_0+C_1)\}$ x 100
	C ₀	C ₁	Alcance		
			m		
				Preparo convencional	
Grãos	1200	700	30	Esférico	63
Ca ³	0,2	0,8	20	Esférico escalonado	20
Mg ²	0,25	0,75	22	Esférico escalonado	25
Ca+Mg ²	0,13	0,87	20	Esférico escalonado	13
Al ²	0,5	0,5	25	Esférico escalonado	50
H+Al ³	0	1	19	Esférico escalonado	0
S ²	0,25	0,75	22	Esférico escalonado	25
V ³	0,22	0,78	22	Esférico escalonado	22
				Plantio direto	
Grãos	600	1000	30	Esférico	38
Ca ³	0,22	0,78	24	Esférico escalonado	22
Mg ³	0,2	0,8	22	Esférico escalonado	20
Ca+Mg ³	0,13	0,87	24	Esférico escalonado	13
Al ⁴	0,27	0,73	28	Esférico escalonado	27
H+Al ³	0,1	0,9	24	Esférico escalonado	10
S ³	0,15	0,85	26	Esférico escalonado	15
V ³	0,2	0,8	26	Esférico escalonado	20
				Pastagem	
Ca ⁶	1,2	1,3	24	Esférico	48
Mg ⁶	1,7	1,2	26	Esférico	59
Ca+Mg ⁶	1,0	6,5	20	Esférico	13
Al ⁶	1,4	3,4	30	Esférico	29
H+Al ⁷	-	-	-	Efeito pepita puro	-
S ⁶	2,3	4,8	20	Esférico	32
V ²	0,7	0,3	30	Gaussiano escalonado	70

¹ C₀ + C₁ representam o patamar do semivariograma.

² Para as profundidades de 0,10-0,20 e 0,20-0,30 m; a de 0-0,10 m apresentou distribuição aleatória.

³ Para as três profundidades avaliadas.

⁴ Para as profundidades de 0-0,10 e 0,20-0,30 m; a de 0,10-0,20 m apresentou distribuição aleatória.

⁵ Para as profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m; a de 0,20-0,30 m apresentou distribuição aleatória.

⁶ Para a profundidade de 0,10-0,20 m; as de 0-0,10 e 0,20-0,30 m apresentaram distribuição aleatória.

⁷ Ocorreu distribuição aleatória nas três as profundidades avaliadas.

A análise da dependência espacial, em Eldorado do Sul, mostrou ausência de correlação espacial, com uma distribuição aleatória, para a maioria das propriedades do solo (Ca, Mg, Ca+Mg, Al, soma de bases e CTC) e profundidades avaliadas, nos quatro sistemas de manejo estudados (Figuras 1 e 2 e Tabelas 8 e 9). Nos poucos casos em que se observou correlação espacial, os alcances variaram de 1,8 m (pH em água no plantio direto) a 3,8 m (soma de bases na pastagem). Na grande maioria destes casos (85%), observou-se uma moderada dependência espacial (efeito pepita = 25-75% do patamar), com o restante (15%) apresentando forte dependência espacial (efeito pepita <25% do patamar).

Para as áreas amostradas em Passo Fundo (Figuras 3 e 4 e Tabela 10), observou-se correlação espacial para todas as propriedades do solo

(com exceção de H+Al e CTC, na pastagem), na grande maioria das profundidades avaliadas, e para a produção de grãos, com o alcance variando de 19 m (H+Al no preparo convencional) a 30 m (grãos no preparo convencional e plantio direto, CTC no plantio direto e Al e V na pastagem). Dos casos que apresentaram dependência espacial, a maioria (56%) pode ser enquadrada como forte dependência (efeito pepita <25% do patamar) e o restante (44%) como moderada (efeito pepita = 25-75% do patamar).

O alcance da dependência espacial representa a distância em que os pontos amostrais estão espacialmente correlacionados entre si (DAVIS, 1986; JOURNAL e HUIJBREGTS, 1991), sendo 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 e 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 e WILDING, 1986; PREVEDELLO, 1987) e, até mesmo, do tipo de delineamento experimental a ser usado (BRESLER et al., 1981).

O maior alcance observado em Passo Fundo resulta, basicamente, da maior distância de amostragem neste local (10 m), em relação a Eldorado do Sul (1 m), já que ele depende da escala de observação, sendo que, quanto maior o intervalo entre medidas, maior será o alcance (TRANGMAR et al., 1985; WEBSTER, 1985). O alcance da dependência espacial para uma determinada variável tem alguma razão intrínseca ou extrínseca que, a princípio, independe da distância de amostragem; esta deve ser suficientemente pequena para quantificá-lo adequadamente.

Os dados obtidos neste trabalho, quanto à correlação espacial, confirmam a maioria daqueles citados por TRANGMAR et al. (1987), BERNDTS-SON et al. (1993), CAMBARDELLA et al. (1994), GONZALEZ e ZAK (1994) e CHIEN et al. (1997), envolvendo as propriedades do solo avaliadas.

O semivariograma cruzado entre a produção de trigo e as propriedades do solo avaliadas revelou a existência de correlação espacial positiva apenas para o plantio direto (Figura 5), para Ca, Mg, Ca+Mg, soma de bases (todas na profundidade de 0,10-0,20 m) e CTC (0-0,10 e 0,10-0,20 m), indicando uma correspondência entre maiores teores no solo e maiores produções de trigo e vice-versa.

Como a análise da variância e os testes de significância normalmente utilizados pressupõem que as propriedades do solo devem exibir variação aleatória, a correlação espacial observada para as propriedades do solo e para a produção de trigo permite admitir que tal procedimento estatístico, por si só, não é suficiente para analisar dados de pesquisa em manejo do solo, sugerindo a necessidade de adotar-se procedimentos adicionais, como a covariância entre propriedades do solo e rendimento das culturas (SLAY et al., 1986) ou o método de análise do vizinho mais próximo (BHATTI et al., 1991), para minimizar a interferência da variabilidade do solo na interpretação dos efeitos dos tratamentos. Sugere, ainda, a utilização de delineamentos específicos para experimentos que exigem maiores áreas, como é o caso dos de manejo do solo, conforme proposto por ES et al. (1989).

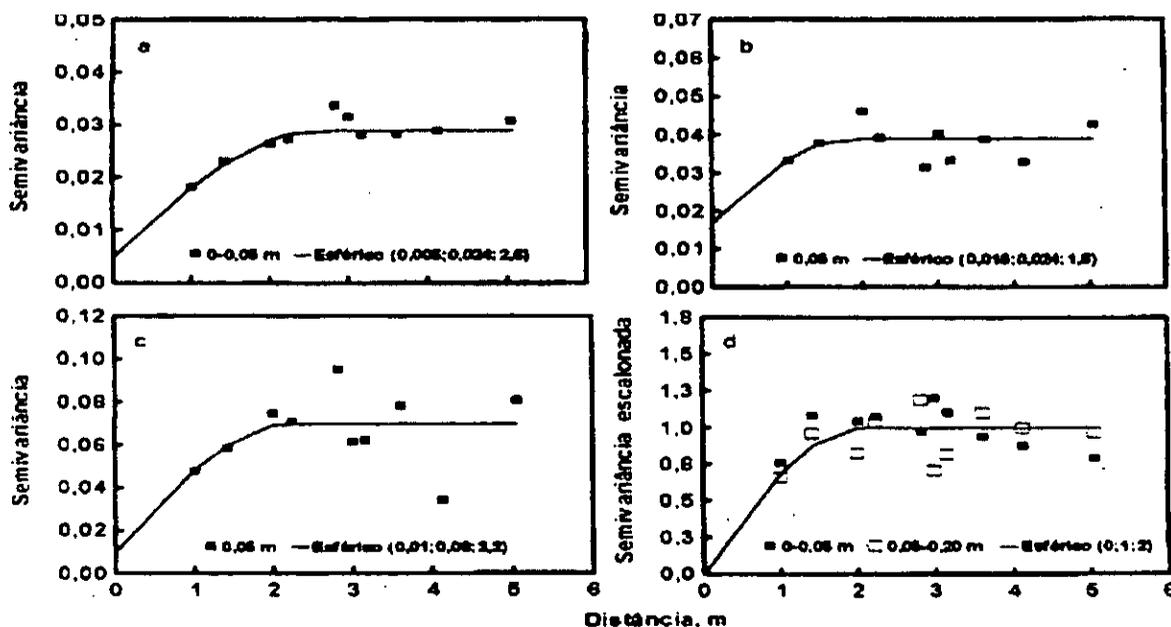


FIGURA 1 – Semivariogramas para pH no solo nas áreas amostradas em Eldorado do Sul (RS), para (a) preparo convencional, (b) plantio direto, (c) escarificação e (d) pastagem. As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes C_0 , C_1 e alcance da dependência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

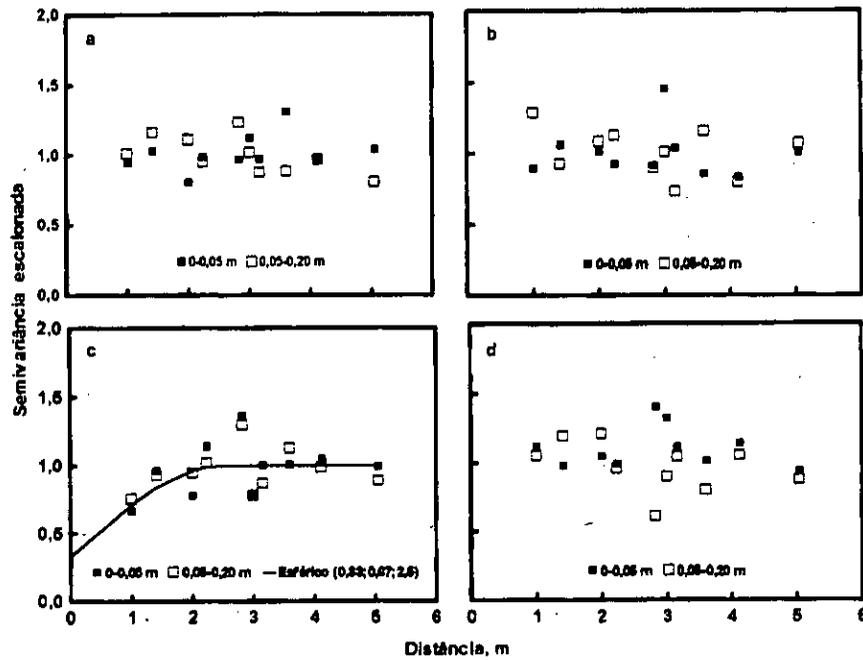


FIGURA 2 – Semivariogramas para CTC no solo nas áreas amostradas em Eldorado do Sul (RS), para (a) preparo convencional, (b) plantio direto, (c) escarificação e (d) pastagem. As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes C_0 , C_1 e alcance da dependência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

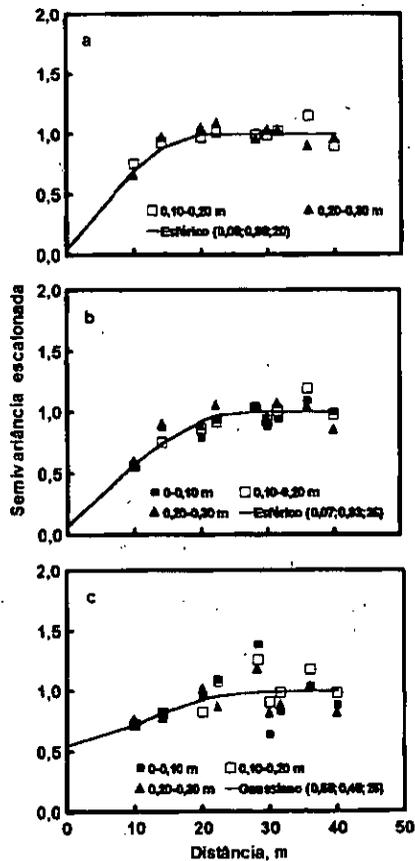


FIGURA 3 – Semivariogramas para pH no solo nas áreas amostradas em Passo Fundo (RS), para (a) preparo convencional, (b) plantio direto e (c) pastagem. As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes C_0 , C_1 e alcance da dependência espacial; $C_0 + C_1$ representam o patamar do semivariograma

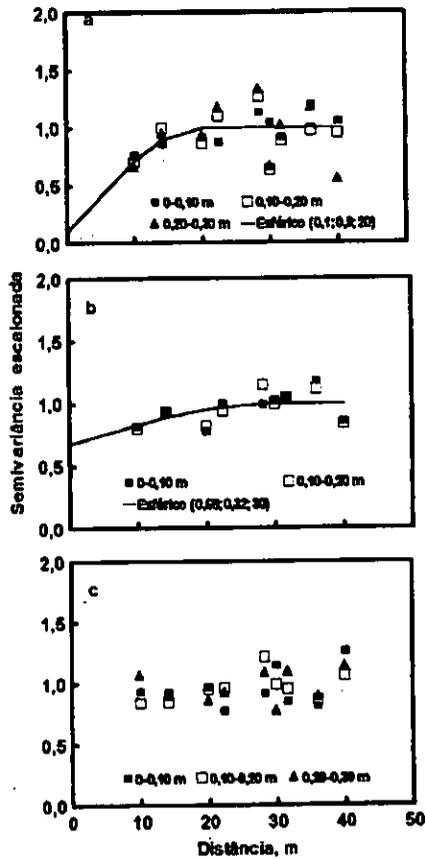


FIGURA 4 – Semivariogramas para CTC no solo nas áreas amostradas em Passo Fundo (RS), para (a) preparo convencional, (b) plantio direto e (c) pastagem. As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes $C_0 + C_1$ alcance da dependência espacial; $C_0 + C_1$ representam o patamar do semivariograma

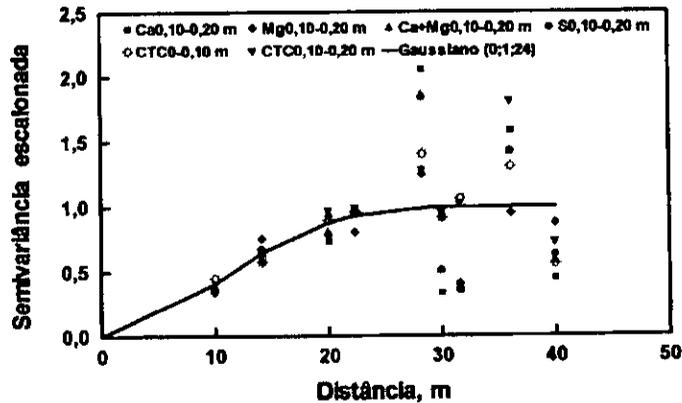


FIGURA 5 – Semivariograma cruzado da produção de trigo com Ca, Mg, Ca+Mg, soma de bases e CTC na área de plantio direto em Passo Fundo (RS). As legendas dos gráficos incluem o modelo ajustado aos dados e, entre parênteses, os coeficientes C_0 , C_1 e alcance da dependência espacial; $C_0 + C_1$ representam o patamar do semivariograma

CONCLUSÕES

As propriedades do solo avaliadas (pH em água, Ca, Mg, Ca+Mg, Al, H+Al, soma de bases, CTC e V) seguiram ou aproximaram-se da distribuição normal, na maioria dos sistemas de manejo e profundidades.

As menores variabilidades, medidas por meio do coeficiente de variação, foram observadas para pH e CTC (CVs<10%) e as maiores para Al (CVs>40%), com as demais propriedades do solo ocupando posição intermediária (10%<CVs<40%). Quanto aos sistemas de manejo, entre as áreas cultivadas o plantio direto apresentou os maiores CVs, seguido da escarificação e do preparo convencional.

Em Eldorado do Sul foi observada correlação espacial apenas para pH em água, H+Al e V, com as demais propriedades apresentando distribuição aleatória, enquanto que em Passo Fundo a correlação espacial foi observada para todas as propriedades do solo avaliadas (com exceção de H+Al e CTC, em pastagem) e para a produção de trigo.

No plantio direto, observou-se correlação espacial cruzada positiva da produção de trigo com Ca, com Mg, com Ca+Mg, com soma de bases e com CTC.

BIBLIOGRAFIA CITADA

- BAHRI, A.; BERNDTSSON, R.; JINNO, K. Spatial dependence of geochemical elements in a semiarid agricultural field: I. Scale properties. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.57, n.5, p.1316-1322, 1993.
- BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. *Soils and Fertilizers*, Farnham Royal, v.34, n.1, p.1-15, 1971.
- BERNDTSSON, R.; BAHRI, A.; JINNO, K. Spatial dependence of geochemical elements in a semiarid agricultural field: II. Geostatistical properties. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.57, n.5, p.1323-1329, 1993.
- BHATTI, A.U.; MULLA, D.J.; KOEHLER, F.E.; GURMANI, A.H. Identifying and removing spatial correlation from yield experiments. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.45, n.6, p.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 Science Society of America Journal*, Madison, v.45, n.3, p.600-605, 1981.
- BURGESS, T.M.; WEBSTER, R.; McBRATNEY, A.B. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. IV. Sampling strategy. *Journal of Soil Science*, London, v.32, n.4, p.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 Science Society of America Journal*, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.
- CAMPBELL, J.B. Spatial variation of sand content and pH within single contiguous delineations of two soil mapping units. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.42, n.3, p.460-464, 1978.
- CHIEN, Y.; LEE, D.; GUO, H.; HOUNG, K. Geostatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soils. *Soil Science*, Baltimore, v.162, n.4, p.291-298, 1997.
- COCHRAN, W.G. Some consequences when the assumptions for the analysis of variance are not satisfied *Biometrics*, Raleigh, v.3, n.1, p.22-38, 1947.
- COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO - RS/SC. *Recomendações de adubação e de calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina*. 3.ed. Passo Fundo: SBCS-Núcleo Regional Sul, 1994. 223p.
- DAVIS, J.C. *Statistics and data analysis in geology*. 2.ed. New York: J. Wiley, 1986. 646p.
- EISENHART, C. The assumptions underlying the analysis of variance. *Biometrics*, Raleigh, v.3, n.1, p.1-21, 1947.
- EMBRAPA. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação dos Solos. *Manual de métodos de análise de solo*. Rio de Janeiro: 1979. n.p.
- ES, H.M. van; ES, C.L. van; CASSEL, D.K. Application of the regionalized variable theory to large-plot field experiments. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.53, n.4, p.1178-1183, 1989.
- 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: UFRGS, 1988. 141p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Ciência do Solo, Faculdade de Agronomia, UFRGS. 1988.
- FREITAS, V.H. de. *Eficiência de sistemas de preparo do solo e de culturas no fornecimento de nitrogênio para o milho*. Porto Alegre: UFRGS, Faculdade de Agronomia, 1988. 159p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Ciência do Solo, Faculdade de Agronomia, UFRGS. 1988.
- GOMES, F.P. *A estatística moderna na pesquisa agropecuária*. Piracicaba: Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fósforo, 1984. 160p.
- GONZALEZ, O.J.; ZAK, D.R. Geostatistical analysis of soil properties in a secondary tropical dry forest, St. Lucia, West Indies. *Plant and Soil*, The Hague, v.163, n.1, p.45-54, 1994.
- JOURNEL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. *Mining geostatistics*. London: Academic Press, 1991. 600p.
- 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 Science*, Baltimore, v.135, n.3, p.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.
- MURDOCK, L. Soil sampling for no-till: how different is it? *Better Crops Plant Food*, Atlanta, v.69, p.20, 24-25, 1985.
- MUZILLI, O. Influência do sistema de plantio direto, comparado ao convencional, sobre a fertilidade da camada ará-

- vel do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas; v.7, n.1, p.95-102, 1983.
- PERRIER, E.R.; WILDING, L.P. An evaluation of computational methods of field uniformity studies. **Advances in Agronomy**, New York, v.39, p.265-312, 1986.
- PREVEDELLO, B.M.S. **Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta**. Piracicaba: ESALQ, 1987. 166p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Solos e Nutrição de Plantas, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP. 1987.
- SLAY, J.M.; LOCKBY, B.G.; ADAMS, J.C.; VIDRINE, C.G. The influence of pretreatment forest soil variability on interpretation of posttreatment results. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.50, n.6, p.1594-1597, 1986.
- SYLLA, M.; STEIN, A.; VANMENSVOORT, M.E.F.; VAN BREEMEN, N. Spatial variability of soil actual and potential acidity in the mangrove agroecosystem of West Africa. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.60, n.1, p.219-229, 1996.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, New York, v.38, p.45-93, 1985.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G.; SUDJADI, M. Spatial variation of soil properties and rice yield on recently cleared land. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.51, n.3, p.668-674, 1987.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v.51, n.3, p.1-75, 1983.
- VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.45, n.6, p.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.