

UTILIZAÇÃO DE RECURSOS DA GEOESTATÍSTICA NA ANÁLISE DA FERTILIDADE DE UM SOLO SOB O CULTIVO DE SOJA

Lethicia Fernandes Nunes^{1*}, Cinthia dos Santos Lopes¹, Celso Correia de Souza², José Antonio Maior Bono³, Ana Paula Garcia Oliveira⁴

¹Acadêmica do Curso de Agronomia da Universidade Anhanguera Uniderp, ²Professor do Mestrado em Produção e Gestão Agroindustrial e do Programa de Pós-Graduação em Meio Ambiente e Desenvolvimento Regional da Universidade Anhanguera Uniderp, ³Professor do Curso de Agronomia e do Mestrado em Produção e Gestão Agroindustrial da Universidade Anhanguera Uniderp, ⁴Professora do Programa de Pós-Graduação em Meio Ambiente e Desenvolvimento Regional da Universidade Anhanguera Uniderp.

Resumo

O objetivo desse estudo foi o de utilizar recursos da geoestatística na análise da fertilidade de um solo classificado como Latossolo Vermelho cultivado com soja. As coletas de solo foram realizadas em uma malha com vinte e cinco pontos amostrais, em intervalos regulares de 200 m, com o cálculo das quantidades dos principais atributos químicos do solo. Os dados foram submetidos a uma análise descritiva para comparações com dados de fertilidades ideais do solo. Os dados obtidos da maioria dos atributos químicos estudados apresentaram normalidade e coeficiente de variação abaixo dos 30% indicando uma boa coleta e medição do material. Em seguida procedeu-se a análise geoestatística, para quantificar o grau de dependência espacial das possibilidades dos atributos. Verificou-se que o solo apresenta de média a boa fertilidade com base nos atributos avaliados, apresentando alta possibilidade de desenvolvimento e de rendimento da soja.

Palavras-chave: Manejo da fertilidade; Agricultura de precisão; Dependência espacial; Plantio direto.

Apoio financeiro: Bolsa PIBIC – CNPq; Bolsa PIC – FUNADESP.

Introdução

Na agricultura, o avanço tecnológico é muito intenso atualmente em vista da produção de alimentos e das exigências ambientais, que visa um melhor aproveitamento dos recursos ambientais e dos insumos artificiais aplicados, com redução dos impactos gerados pelo uso inadequado desses recursos (FARIAS, 2003). Dentre esses avanços, a fertilidade do solo apresenta grande importância, pois assegura os atributos químicos que o ambiente pode oferecer, com o objetivo de fornecer o melhor para as cultivares, direcionando o que se pode fazer na área segundo sua capacidade para diversas culturas sob diferentes condições de manejo. Segundo Centeno *et al.* (2001) e Lopes e Guimarães (2007), é um fator essencial para a produção as pesquisas realizadas sobre a fertilidade do solo, que orientam o melhor uso de corretivos e fertilizantes na agricultura.

Na análise da fertilidade do solo existe uma grande preocupação dos pesquisadores da área que é a variabilidade de determinadas características do solo em toda a extensão da área considerada. Essa preocupação remonta ao início do século passado, pois, em Smith (1910) é relatado o estudo da disposição de parcelas em experimentos sobre o rendimento de algumas variedades de milho, numa tentativa de eliminar os efeitos das variações do solo sobre esses cultivares. Outros pesquisadores, como Montgomery (1913) e Waynick e Sharp (1919), também analisaram as variações do nitrogênio e do carbono no solo e os seus efeitos sobre determinados cultivares.

Já, Krige (1951), trabalhando com dados de concentração de ouro, verificou que somente a informação dada pelo desvio padrão era insuficiente para explicar o fenômeno da variação de determinadas características do solo. Para tal, seria necessário levar em consideração a distância entre os pontos amostrais. A partir dessa constatação surge a geoestatística que, ao estudar as propriedades do solo leva em consideração localização geográfica e a dependência espacial, que passou a envolver a fertilidade do solo. Desse modo, o objetivo principal deste estudo foi a utilização de recursos da geoestatística para a classificação do solo de acordo com a localização geográfica e da dependência espacial dos seus atributos químicos.

Metodologia

A área em estudo localiza-se na fazenda Itamarati situada no município de Ponta Porã no estado de Mato Grosso do Sul (MS), há 440 quilômetros da capital Campo Grande. As coordenadas geográficas do local são 22°11' de latitude Sul e 55°34' de longitude Oeste e altitude média de 550 metros. A região de Ponta Porã apresenta um clima subtropical úmido do tipo Cwa de acordo com a classificação de Köppen, inverno seco com temperaturas inferiores a 18°C e verões quentes com temperaturas superiores a 22°C. A temperatura média anual é de 21°C, e a precipitação pluviométrica de 1674 milímetros (EMBRAPA, 2006).

O solo foi amostrado com trado tipo sonda, na profundidade de 0-0,2 m, nos pontos de cruzamentos de uma malha, com intervalos regulares de 200 metros, totalizando 25 pontos (Figura 1), conforme sistema de informações geográficas (SIG).



Figura 1. Georreferenciamento do terreno e dos pontos de amostragem de solo na área de estudo, em Ponta Porã (MS).

As análises químicas foram realizadas para os atributos: matéria orgânica (M.O.), Fosforo (P), Potássio (K), Cálcio (Ca), Magnésio (Mg), Enxofre (S), Hidrogênio (H), Alumínio (Al), Soma de Bases (SB), Saturação por Bases (V%), Capacidade de troca de cátions (T), Capacidade de troca de cátions efetiva (t), saturação por alumínio (m%).

Visando-se analisar a fertilidade do solo pelo comportamento dos atributos nos pontos amostrados, foi feito um resumo estatístico dos atributos encontrados no solo, sendo que os atributos P, K, Ca, Mg, Al, SB e V foram integrados para espacialização da fertilidade da área em estudo. Para isso, inicialmente, foram definidos os limites para cada atributo de acordo com cada classe de fertilidade (Quadro 1).

Quadro 1. Critérios para classificação das classes de fertilidade do solo em Baixa, Média e Alta, para os atributos químicos do solo

Atributos químicos	Classes de Fertilidades*		
	Baixa	Média	Alta
Al ($cmol_c\ dm^{-3}$)	$\leq 0,50$	0,51 - 1,00	$> 1,01$
Ca ($cmol_c\ dm^{-3}$)	$\leq 1,20$	1,21 - 2,40	$> 2,41$
K ($mg\ dm^{-3}$)	$\leq 40,00$	40,01 - 70,0	$> 70,01$
H+Al ($cmol_c\ dm^{-3}$)	$\leq 2,50$	2,51 - 5,00	$> 5,01$
m%	$\leq 15,0$	30,1 - 50,0	$> 75,0$
Mg ($cmol_c\ dm^{-3}$)	$\leq 0,45$	0,46 - 0,90	$> 0,91$
M.O. ($dag\ kg^{-1}$)	$\leq 2,00$	2,01 - 4,00	$> 4,01$
pH	$\leq 1,60$	4,31 - 8,60	$> 15,0$
SB ($cmol_c\ dm^{-3}$)	$\leq 1,80$	1,81 - 3,60	$> 3,61$
T ($cmol_c\ dm^{-3}$)	$\leq 4,30$	4,31 - 8,60	$> 8,61$
t	$\leq 0,80$	2,31 - 4,60	$> 8,00$
V (%)	$\leq 40,00$	40,01 - 60,0	$> 60,1$

*Adaptado da 5ª Aproximação.

Considerando que os pontos amostrados são considerados como variáveis regionalizadas, então o nível de dependência entre duas dessas variáveis regionalizadas y_1 e y_2 é representado pelo variograma dessas duas variáveis. O variograma experimental dos pontos y_1 e y_2 , definido como $\gamma^*(h)$, é dado pela esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores dos dois pontos no espaço, separados pelo vetor distância h (Equação 1).

$$2\gamma^*(h) = Var[z(x) - z(x+h)] = E\{[z(x) - z(x+h)]^2\} \quad (1)$$

Onde: Var é a variância entre os pontos y_1 e y_2 ; E é a esperança matemática desses dois pontos. Através de uma amostra $y_i, i=1, 2, \dots, n$, o semivariograma experimental pode ser estimado pela equação (2).

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

Onde: $N(h)$ é o número de pares de valores medidos, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$, separados por um vetor distância h ; $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$ são os valores da i -ésima observação da variável regionalizada, coletados nos pontos x_i e x_i+h ($i = 1, \dots, n$).

São os seguintes os parâmetros do semivariograma experimental: alcance (a): distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente; patamar (C): é o valor da ordenada do semivariograma experimental correspondente a seu alcance (a) (deste ponto em diante considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância; efeito pepita (C_0): idealmente, $\gamma^*(0) = 0$ (entretanto, na prática, à medida que

h tende para 0 (zero), $\gamma^*(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita (C_0), que revela a descontinuidade do semivariograma experimental para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras e; contribuição (C_1): é a diferença entre o patamar (C) e o efeito pepita (C_0), ($C_1 = C - C_0$). O grau de dependência espacial *IDE* das variáveis é dado pela equação (3).

$$IDE = \frac{C_1}{C_0 + C_1} \times 100 (\%) \quad (3)$$

Os intervalos propostos por Zimback (2001), que considera a dependência espacial fraca ($IDE \leq 25\%$); moderada ($25\% < IDE \leq 75\%$) e forte ($IDE > 75\%$). Considera-se que o extremo dessa situação é o modelo efeito pepita puro, em que não ocorre correlação entre os valores, não se aplicando a análise semivariográfica, necessitando aplicar outros métodos de interpolação.

Os modelos apresentados neste estudo são denominados de modelos isotrópicos, com patamar, isto é, a função semivariograma não muda com a direção tomada. Os modelos utilizados foram os: esférico, exponencial e gaussiano.

Resultados e Discussão

Com os valores dos atributos químicos dos 25 locais amostrados, calculou-se um resumo estatístico para a comparação com planilhas de valores ideais de fertilidade de solos. Também foram feitos os testes de Shapiro-Wilk's para análise da normalidade dessas distribuições. Os resultados obtidos estão dispostos na tabela 1.

Tabela 1. Resumo estatístico dos atributos químicos do solo e teste de Shapiro-Wilk's ao nível de 5% de probabilidade

Atributo	Mín.	Máx.	Md.	Média	Variância	CV (%)	Ca	Ck	S-W	p
Al	0,32	2,88	0,46	0,64	0,25	79	3,99	17,86	0,01	s
Ca	24,83	65,77	41,31	43,44	139,36	27	0,46	-0,82	0,20	ns
H+Al	15,36	46,45	23,92	25,03	55,85	30	1,07	1,41	0,08	ns
K	52,04	223,13	132,09	126,51	3185,49	45	0,10	-1,56	0,02	s
m%	0,38	3,08	0,92	1,02	0,30	54	2,55	8,24	0,01	s
Mg	6,66	26,65	13,62	15,62	45,05	43	0,37	-1,39	0,02	s
M.O.	1,20	3,15	2,06	2,19	0,34	27	0,29	-1,18	0,08	ns
pH	4,95	6,53	5,71	5,72	0,13	6	0,49	0,62	0,38	ns
SB	33,38	97,17	54,90	62,30	381,21	31	0,40	-1,15	0,08	ns
T	52,04	137,20	79,10	87,33	649,94	29	0,52	-0,97	0,06	ns
t	34,10	98,21	55,32	62,94	389,70	31	0,42	-1,14	0,08	ns
V%	56,46	80,61	71,76	70,98	22,52	7	-0,98	2,79	0,05	ns

Md. Mediana; CV (%): coeficiente de variação; Ca: coeficiente de assimetria; Ck: coeficiente de curtose; S-W: teste Shapiro-Wilk's ($p \leq 0,05$); s: distribuição não normal e ns: distribuição normal.

Com referência à tabela 1, a maioria dos atributos químicos registraram fertilidade de média a alta fertilidade, quando comparadas ao quadro 1, sendo a área em estudo propícia para a prática da agricultura. Por outro lado, os atributos MO, pH, Ca, H+Al, SB, T, t e V% apresentam baixos coeficientes de variação, abaixo de 30% para cada atributo, indicando boa homogeneidade das quantidades de atributos entre as 25 amostras estudadas. Destacaram-se os atributos pH e V%, cujos coeficientes de variação são 6% e 7%, respectivamente, indicando ótima homogeneidade nas suas distribuições dos dados.

Na tabela 3 estão as análises geoestatísticas dos graus de pertinência dos atributos do solo: cálcio (Ca), magnésio (Mg), hidrogênio e alumínio (H+Al), alumínio (Al), soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (T) e saturação por bases (V%) e matéria orgânica (M.O.) na área de estudo. Os modelos apresentaram ajuste isotrópico, ou seja, variabilidade igual em todas as direções na área.

Tabela 3 - Análises geoestatísticas dos graus de pertinências dos atributos químicos do solo

Atributo	Modelo	Co	C1	Co + C1	a (m)	IDE (%)	R ² (%)
MO	Exponencial	0,066	0,273	0,339	1.450	80	90
Mg	Exponencial	1,239	43,803	45,042	4.596	96	94
Al	Exponencial	0,149	0,104	0,252	521	41	72
SB	Exponencial	69,101	312,129	381,230	8.328	82	89
P	Gaussiano	19,637	64,855	84,492	983	77	82

H+Al	Gaussiano	23,819	32,028	55,828	1.627	58	27
T	Gaussiano	129,227	520,755	649,982	5.163	80	90
V (%)	Gaussiano	21,217	96,470	117,687	8.068	82	69
pH	Exponencial	0,100	0,031	0,130	2.845	24	39

Segundo Ribeiro *et al.* (1999), a presença de dependência espacial observada para as variáveis, indica que a prática de manejo, baseada apenas nos valores médios podem falhar, pois, ao não se considerar a variabilidade espacial, pode levar a valores distorcidos, reduzindo a eficiência dos sistemas agrícolas. A continuidade espacial existe na maioria dos testes realizados sobre os atributos do solo, para qualquer tipo de solo, sendo que os valores em locais mais próximos entre si são mais semelhantes, até um determinado limite determinado pelo alcance (a).

Cuidados devem ser tomados ao se fazer estimativas para a aplicação de fertilizantes no preparo e implantação de lavouras, pois erros de estimativas poderão acarretar falta ou excesso de adubo às plantações, com valores aquém ou além dos recomendados, envolvendo, nos dois casos, perdas em valores monetários aplicados às lavouras.

De acordo com a tabela 3, os graus de pertinências da grande maioria dos atributos químicos apresentaram índices de dependência espacial fortes, isto é, IDE acima de 75% (MO, Mg, SB, P, T e V%), dois atributos moderados (Al e H+Al), e um atributo com dependência espacial fraca, IDE abaixo de 25%, que foi o atributo pH, com 24%.

Conclusões

A maioria dos atributos estudados apresentaram distribuição normal dos dados, indicando que as medidas tomadas foram de boa qualidade, comprovada pelos coeficientes de variações calculados, que também, a grande maioria ficou abaixo de 30%, indicando uma boa homogeneidade dos dados. Os atributos químicos da área pesquisada apresentaram de média a alta fertilidade, indicando uma baixa correção para a prática da agricultura.

Problemas surgiram com os atributos Al e S, que apresentaram altos coeficientes de variação, sendo o Al devido aos baixos valores absolutos de suas medidas e o S, cujo espectro, variou de um mínimo de 0,74 e um máximo de 54,14 (cmol_c dm⁻³), indicando uma grande heterogeneidade em relação aos 25 pontos amostrados.

Referências bibliográficas

- CENTENO, J. A. S.; ANTUNES, A. F. B.; TREVISAN, S.; CORREA, F. Mapeamento de áreas permeáveis usando uma metodologia orientada a regiões e imagens de alta resolução. **Revista Brasileira de Cartografia**, v. 01, n. 55, p. 48-56, 2001.
- FARIAS, P. R. S.; NOCITI, L. A. S.; BARBOSA, J. C.; PERECIN, D. Agricultura de precisão: Mapeamento da produtividade em pomares cítricos usando geoestatística. **Rev. Bras. Frutic.**, Jaboticabal - SP, v. 25, n. 2, p. 235-241. Agosto, 2003.
- KRIGE, D. G. As abordagens estatísticas para alguns problemas básicos de avaliação de mina no Witwatersrand. **Jornal da Sociedade Química, Metalúrgica e Mineira da África do Sul**, 52, 119-139, 1951.
- LOPES, A. S.; GUIMARÃES, L. R. I. **Fertilidade do solo e produtividade agrícola**. Viçosa-MG. 2007. Disponível em: <<https://docs.ufpr.br/~nutricao/plantas/fertisolo.pdf>> Acesso em: 27 de Out, de 2018.
- MONTGOMERY, E. G. **Experiments in wheat breeding: experimental error in the nursery and variation in nitrogen and yield**. Washington, U.S. Dept. Agric., 61p, 1913.
- RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; ALVAREZ V., V. H. (Ed.). **Recomendação para uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª Aproximação**. Viçosa: Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais, 1999. 359p.
- SMITH, L. H. Plot arrangement for variety experiment with corn. *Proc. Amer. Soc. Agron., Madison*, V. I. 1907/09, p. 84-89, 1910.
- WAYNICK, D.D. e SHARP, L. T Variability in soils and its significance to past and future soil investigations. II. Variation in nitrogen and carbon in field soils and their relation to the accuracy of field trials. **Agricultural Science**, v.4, p.121-139, 1919.