



INTERFERÊNCIA DA DENSIDADE DE AMOSTRAGEM NA ESPACIALIZAÇÃO DOS ATRIBUTOS DO SOLO PARA FINS DE MAPEAMENTO DAS UNIDADES TAXONÔMICAS CAMBISSOLO

SAMPLING DENSITY INTERFERENCE ON SOIL FEATURE SPATIALIZATION BY MAPPING CAMBISOL UNIT TAXONOMY

Luiz Claudio de Paula SOUZA¹
Jairo Calderari de OLIVEIRA JUNIOR²

RESUMO

Em uma área de aproximadamente 10 ha foram coletadas amostras do horizonte B em uma grade regular com espaçamento de 30x30 m e 60x60 m, totalizando 133 pontos e 77 pontos amostrados respectivamente. Após análises laboratoriais de textura, Ca⁺², Mg⁺², K⁺, H⁺, Al⁺³, H + Al, carbono orgânico, foram utilizadas análises estatísticas clássicas e geoestatísticas na identificação da estrutura da variabilidade, definindo o modelo para interpolação. Estes atributos foram então interpolados pelo método da krigagem, posteriormente aplicando álgebra de mapas e análise booleana para a identificação dos horizontes diagnósticos bem como as classes taxonômicas até o nível de grande grupo. Foi possível identificar pela análise dos semivariogramas que os valores de proporção, efeito pepita, alcance, r² e RSS para grade total e reduzida ficaram próximos, com exceção do H + Al. Na aplicação dos critérios de classificação de solos não foram identificados o Cambissolo Háplico Aluminico (CXa) e o Cambissolo Háplico Ta distrófico (CXvd) na grade reduzida. A unidade Cambissolo Tb Distrófico (CXbd), apesar de ser identificado em ambas as grades, diferencia-se na distribuição espacial e expressão de área.

Palavras-chave: Geoestatística; classificação de solos; grade de amostragem.

ABSTRACT

In an area that have approximately 10 ha the B horizon were sampled on a regular grid with 133 points 30 m distant to each other (30x30) and another with 77 points 60 m distant to each other (60x60). Texture, exchangeable Ca⁺², Mg⁺², K⁺, H⁺, Al⁺³, H + Al, organic carbon were determined. The classic statistic and geoestatistics analyses were used to identify the variability structure, taking a model for further interpolation. These attributes were interpolated by kriging method, then applied the map algebra and Boolean analysis for identify the diagnostic horizon as well the others taxonomy classes until the specific level group. It was possible to identify by semivariogram analysis that values of proportion, nugget, range, r² and RSS were near each other in the both grids, with the exception of H + Al. In application of taxonomy discretion, the CXa and CXvd units were not identified in the reduced grid. Even though the CXbd was identified in both grids, it was different in the spatial distribution and expression of area.

Key-words: Geostatistic; soil taxonomy; sampling grid.

¹ Engenheiro Agrônomo, Doutor em Agronomia, Professor do Departamento de Solos e Engenharia Agrícola da Universidade Federal do Paraná. Rua Dos Funcionários 1540, 80035-050, Curitiba, Paraná, Brasil. E-mail: lcsouza@uafrp.br. Autor para correspondência.

² Engenheiro Agrônomo, Mestrando em Agronomia – Ciência do Solo, Universidade Federal do Paraná. Curitiba, Paraná, Brasil. E-mail: jr_agro@hotmail.com

INTRODUÇÃO

A preocupação com o meio ambiente vem tendo cada vez mais adeptos das mais diferentes áreas, pois vislumbra-se a necessidade do estudo interdisciplinar. Dentro das inúmeras variáveis a serem estudadas, o solo, tem sua importância neste estudo. Torna-se, portanto, de fundamental importância a elaboração de mapas de solos para auxiliar na percepção da distribuição do mesmo na paisagem. No entanto, o traçado de linhas que representem um conjunto de solos associados à paisagem é problemático, pois não é possível dois ou mais profissionais interpretarem uma determinada paisagem e apresentarem mapas semelhantes, fato já descrito por Bie & Beckett (1973).

Tais discordâncias nos mapas podem estar relacionadas ao conhecimento tácito de cada profissional sobre o tema em questão (Hudson, 1992). Desta forma, é de fundamental importância eliminar ou reduzir a subjetividade no delineamento das unidades de mapeamento (Kraemer, 2007). Com o avanço da informática foi possível utilizar os computadores e seus aplicativos para criar rotinas e acelerar o trabalho, bem como, desenvolver novos procedimentos que auxiliem na delimitação das unidades de mapeamento (Chagas, 2006; Landim, 2003; Mendonça-Santos & Manzatto, 2007).

Diversos autores, entre eles Goovaerts (1998), Carvalho & Vieira (2001), Carvalho et al. (2002), Assad et al. (2003), Carvalho et al. (2003), Souza et al. (2004), Mello et al. (2006), Kitamura et al. (2007), aplicaram a Geoestatística com sucesso, no entanto relataram problemas encontrados com relação às dimensões da malha de amostragem, modelos teóricos adotados, método de interpolação e a acurácia dos produtos gerados.

A geoestatística passou a ter uma grande utilização em várias áreas do conhecimento e, portanto, a ciência do solo fez uso da mesma. No entanto utilizavam-na normalmente para a espacialização de alguns atributos do solo, tais como, textura e dados da fertilidade (Carvalho et al., 2002; Carvalho et al., 2003; Novaes Filho et al., 2007).

São poucos os trabalhos que realizaram mapeamento do solo com a aplicação da krigagem. Landim (2003) aplicou a krigagem para o mapeamento de solos de uma bacia hidrográfica no estado de São Paulo. Os resultados não foram os ideais devido à grande extensão de área e a baixa densidade de amostragem. Outros trabalhos mostram a possibilidade de sua utilização em área de menor extensão, tornando possível o aumento significativo dos pontos de amostragem e conseqüentemente gerar mapas de melhor qualidade (Kraemer, 2007).

Em função do exposto acima percebe-se a

necessidade de uma redução da amostragem e um aumento da acurácia na delimitação das unidades de mapeamento. Com base no trabalho de Kraemer (2007), este trabalho teve por objetivos avaliar as distorções causadas na unidade de mapeamento Cambissolos Háplicos, quando o espaçamento utilizado para coleta das amostras é aumentado de 30 x 30 m para 60 x 60 m alternados.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo ocupa uma porção de 12,88 ha do Centro de Estações Experimentais do Cangüiri da UFPR, localizado no Primeiro Planalto Paranaense, na região metropolitana de Curitiba (PR), município de Pinhais (PR). Está situada entre as seguintes coordenadas geográficas: -25°22'38" e -25°24'46" de latitude, -49°09'05" e -49°06'40" de longitude, com altitude média de 920 m.

A geologia local é constituída de Sedimentos recentes areno-siltico argiloso depositados em ambiente fluvial e sedimentos argilosos de coloração variando entre cinza e cinza-esverdeado intercalados de lentes de arcócio com granulometria média a grossa (Felipe et al., 1994).

O relevo local varia entre plano (0 – 3%) a moderadamente ondulado (8 – 13%) predominantemente e em pequenas porções com relevo ondulado (13 – 20%). Conforme Caviglione (2000), o clima predominante na região, de acordo com a classificação de KOEPPEN, é o Cfb.

Os solos identificados nesta área por Kraemer (2007) variam entre Cambissolos Húmicos e Háplicos todos com caráter em 4º nível categórico de latossólico, Latossolos Vermelho, Vermelho-Amarelo, Bruno e Amarelo (EMBRAPA, 1999).

Os dados utilizados neste trabalho foram retirados de Kraemer (2007). As amostras de solo foram coletadas por um trado mecânico acoplado à tomada de força do trator, onde os pontos de coleta foram estabelecidos em grade regular com espaçamento de 30 X 30 m e adição de 10% de pontos com espaçamento variando entre 1 a 15 m dispostos aleatoriamente dentro da grade, que foi denominada de grade total. Além deste espaçamento, fez-se a redução da grade para 60 x 60 m, que foi denominada de grade reduzida (Figura 1 – mapa com os pontos totais e reduzidos).

A estatística clássica foi utilizada para observar a distribuição e dispersão dos dados, tendo como principais parâmetros a simetria e a curtose (Tabela 1), que no programa utilizado, assume valor 0 para distribuição normal. Os valores de coeficiente de variação (CV) foram analisados pelos critérios utilizados por Warrick & Nielsen (1980), apresentando baixa variabilidade (CV < 12%), média variabilidade (12% ≤ CV < 62%) e alta variabilidade (CV > 62%).

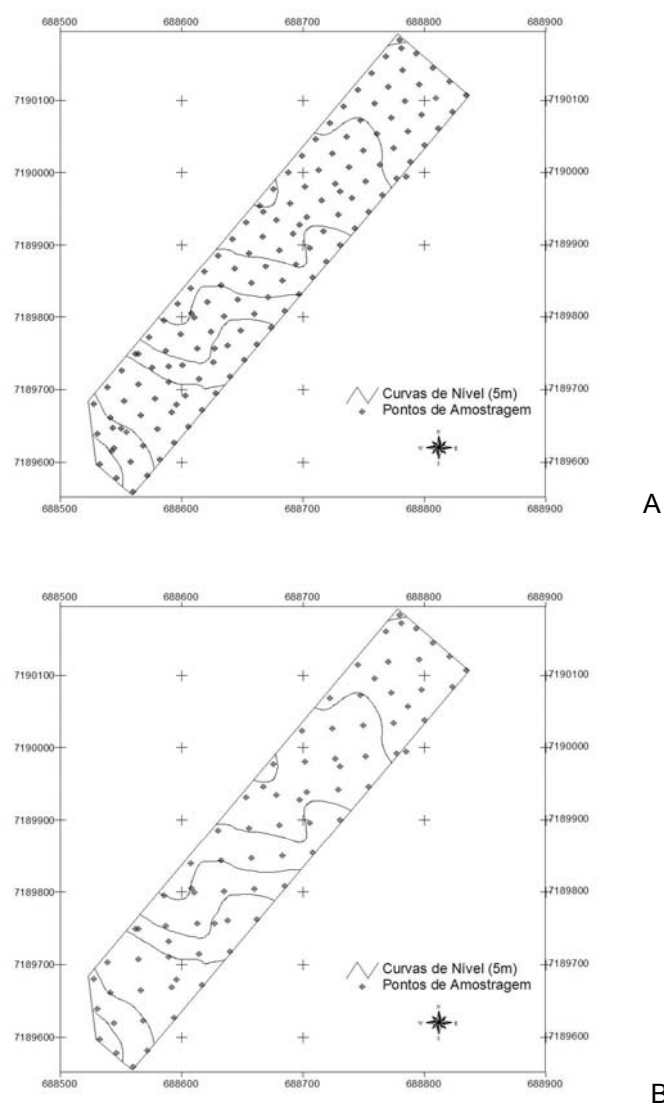


FIGURA 1 – Mapas com os pontos de amostragem da grade total (A) com espaçamento de 30 x 30 m, e da grade reduzida (B) com espaçamento entre pontos de 60 x 60 m.

TABELA 1 - Estatística descritiva dos dados.

Grade Total									
Variáveis	Média	Desvio	Variância	Mínimo	Máximo	n	Assimetria	Curtose	CV
Argila	579,8	80,3	6447,7	340,0	830	133	0,18	1,01	13,9
Silte	409,1	77,8	6058,4	166,2	636,3	133	0,21	1,07	19,0
Ca + Mg	1,5	0,8	0,6	0,3	4,4	133	1,13	1,31	53,3
H + Al	6,4	2,1	4,4	2,6	15,5	133	1,16	2,52	32,8
Al	2,4	1,4	2,0	0,1	7,8	132(1)	0,8	0,67	58,3
K	0,05	0,02	0,001	0,01	0,14	131(2)	1,48	3,15	40,0
Grade Reduzida									
Argila	572,3	80,3	6440,5	360,0	760,0	77	-0,17	0,36	14,0
Silte	416,2	78,1	6103,8	234,1	631,4	77	0,24	0,51	18,8
Ca + Mg	1,4	0,7	0,5	0,4	3,6	77	0,87	0,19	50,0
H + Al	6,1	1,6	2,6	2,6	9,8	74(3)	0,29	-0,31	26,2
Al	2,3	1,4	2,0	0,1	7,8	77	0,84	1,39	60,9
K	0,04	0,02	0,0004	0,01	0,10	75(2)	0,94	0,89	50,0

O programa GS+ for Windows (Gamma Design Software, 2000) foi utilizado para análise geoestatística dos dados. A escolha do modelo teórico do semivariograma foi baseada na menor soma dos quadrados dos resíduos (RSS), maior coeficiente de determinação (r^2) e para a validação deste modelo utilizou-se a validação cruzada

(Tabela 2 e 3). Vieira (2000), afirma que a qualidade da estimativa por krigagem pode ser analisada pelos parâmetros do coeficiente de determinação (r^2), que são calculados através de regressão linear entre os valores observados e estimados.

TABELA 2 - Modelos de semivariogramas ajustados aos dados experimentais¹.

Grade Total							
Variáveis	Modelo	C ₀	C ₁	a	Proporção*	r ²	rss
Argila	Exp.	1810	6389	100,2	72	0,96	113290
Silte	Exp.	1680	5910	91,6	72	0,95	100446
Ca + Mg	Esf.	0,30	0,78	286,8	61	0,96	9,39E-03
H + Al	Esf.	0,78	4,40	36,7	83	0,98	0,058
Al	Exp.	0,52	1,82	51,6	71	0,61	2,87E-02
K	Exp.	0,0001	0,0005	58,2	74	0,74	2,14E-09
Grade Reduzida							
Argila	Esf.	1290	5959	56,1	78	0,94	82864
Silte	Exp.	1900	5939	80,4	68	0,99	2516
Ca + Mg	Esf.	0,195	0,72	344	73	0,97	1,29E-03
H + Al	Esf.	0,001	2,71	32,8	100	0,87	1,02
Al	Esf.	1,088	2,955	1282	63	0,96	0,0364
K	Exp.	0,0002	0,0005	134,6	50	0,91	8,86E-10

¹ C₀ = Efeito Pepita; C₁ = Patamar; a = Alcance (m), Modelo = modelo da curva de distribuição dos dados. Proporção medida em %. r² = coeficiente de determinação. RSS = soma dos quadrados dos resíduos.

TABELA 3 - Parâmetros da Validação Cruzada¹.

Grade Total						
Variáveis	Coef. regressão	SE	r ²	Intercept	SE predição	
Argila	1,00	0,14	0,28	0,93	68,26	
Silte	0,96	0,14	0,27	15,53	66,45	
Ca + Mg	0,84	0,14	0,22	0,23	0,69	
H + Al	0,96	0,20	0,15	0,16	1,92	
Al	0,86	0,16	0,18	0,33	1,28	
K	0,93	0,23	0,02	0,03	0,02	
Grade Reduzida						
Argila	0,96	0,23	0,20	24,11	72,00	
Silte	1,00	0,24	0,19	-1,03	70,25	
Ca + Mg	0,86	0,16	0,29	0,19	0,59	
H + Al	0,15	0,42	0,00	5,18	1,61	
Al	0,93	0,22	0,20	0,16	1,13	
K	0,96	0,26	0,15	0,00	0,02	

¹ SE – erro padrão do coeficiente de regressão, r² – coeficiente de determinação, SE predição – erro do valor estimado.

Os dados da grade total e reduzida foram então submetidos à interpolação por Krigagem. As variáveis interpoladas foram Ca⁺² + Mg⁺², Al⁺³, K⁺, H⁺, argila, silte e areia. Destas variáveis interpoladas calculou-se por álgebra de mapas a CTC, saturação por bases, saturação por alumínio, relação silte/argila e atividade de argila. Estas interpolações foram utilizadas na identificação das diferentes unidades taxonômicas de Cambissolos até ao terceiro nível categórico tomando por base apenas o horizonte B incipiente.

Para a avaliação dos dados tomou-se como

referência a grade total (verdade terrestre) e foram comparados os semivariogramas, estatística descritiva e o índice Kappa das unidades de mapeamento, de acordo com Congalton (1991).

O índice Kappa é uma medida de concordância que nos dá idéia do quanto as observações se afastam daquelas esperadas, indicando quão legítimas as interpretações são. Moreira (2001) descreve os limites para classificação dos valores do índice Kappa em que valores variando entre 0 e 0,2 são de qualidade ruim; 0,2 e 0,4 são de qualidade razoável; 0,4 e 0,6

são de qualidade boa; 0,6 e 0,8 são qualidade muito boa e de 0,8 e 1,0 são de qualidade excelente.

Os semivariogramas apresentam alguns atributos como o efeito pepita (C_0), patamar (C_1) e alcance (a). O efeito pepita se dá quando a semivariância ocorre na origem do semivariograma, o que teoricamente não existiria, pois duas amostras do mesmo local apresentariam valores iguais, sendo o efeito pepita atribuído a amostragem realizada em espaçamentos que não contemplam toda a variabilidade da área (Landim, 2003; Sanchez et al., 2005). Patamar é o valor de variância no ponto em que a mesma se estabiliza e mostra a variabilidade máxima entre pares de valores. Alcance é a distância em que a variância se estabiliza e os valores encontrados não possuem mais correlação entre si, representando a zona de distribuição aleatória (Landim & Struraro, 2002).

Conforme Cabardella et al. (1994) a proporção é o produto da divisão do efeito pepita pelo patamar [$1 - (C_0 / C_0 + C_1)$], sendo utilizado para determinar a dependência espacial dos dados e são classificados como de baixa dependência ($\leq 25\%$), média dependência ($25\% < \text{proporção} \leq 75\%$) e alta dependência ($> 75\%$).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na estatística descritiva (Tabela 1), os atributos $Ca^{+2} + Mg^{+2}$, $H + Al$ e K^+ apresentam na grade reduzida valores para assimetria de 0,19; -0,31 e 0,89 respectivamente, mais próximos da distribuição normal do que na grade total, que apresentou valores de 1,13; 1,16 e 3,15 respectivamente. Isso se deve ao fato de que na diminuição dos pontos da grade os valores extremos também foram excluídos, conforme os valores de mínimo, máximo e desvio-padrão apresentados. Para o atributo $H + Al$ esses valores foram de 2,6; 15,5 e 2,1 respectivamente, para a grade total e passou para 2,6; 9,8 1,6 na grade reduzidas.

Para a curtose e assimetria, em geral os valores da grade reduzida ficaram mais próximos da distribuição normal do que em grade total, como por exemplo, os atributos Argila e $H + Al$ tiveram valores de curtose de 1,01 e 2,52 respectivamente, e em grade reduzida tiveram valores de 0,36 e -0,31. O Al foi o único atributo que apresentou, em grade total, valor de curtose mais próximo da distribuição normal.

O coeficiente de variação, tanto para grade total como para grade reduzida, apresentou-se com valores médios ($12\% < CV \leq 62\%$), no entanto, os teores de silte e argila tiveram valores de CV tendendo a baixo ($\leq 12\%$). Esta variação pode estar relacionada ao argilito da formação Guabirotuba.

Na grade total, o modelo predominante foi o exponencial enquanto que o modelo esférico predominou na grade reduzida (Tabela 2). Todos os semivariogramas apresentaram efeito pepita, o que indica que a variabilidade a curtas distâncias não pode ser explicada pelo modelo teórico e tal ocorrência pode estar associada a erros de

medidas ou a variações não detectadas no espaçamento utilizado. O efeito pepita foi analisado em função da sua proporção com o patamar, conforme Cambardella et al. (1994). Desta forma, percebe-se que a dependência espacial tanto para a grade total como para a grade reduzida é moderada para a maioria das variáveis.

Já o alcance varia entre 36,7 m para $H + Al$ a 286,8 m para $Ca^{+2} + Mg^{+2}$. Portanto, todos os vizinhos situados dentro de um círculo com o raio igual ao do alcance, podem ser correlacionados uns aos outros. Também se pode dizer que para os vizinhos localizados a distâncias maiores que o alcance, a sua distribuição ocorre de forma aleatória. Os valores de r^2 do modelo teórico foram semelhantes nas duas grade para Argila, Silte e $Ca^{+2} + Mg^{+2}$, melhores em grade reduzida para Al^{+3} e K^+ , sendo que para $H + Al$ na grade total o valor foi de 0,979 e na grade reduzida de 0,867. O RSS seguiu a mesma tendência do r^2 .

A presença do efeito pepita para todos os atributos, tanto na a grade total como na reduzida, indicam que a amostragem ou o espaçamento não foram os ideais para expressar a variabilidade destes atributos do solo (Tabela 2)(Andriotti, 2003). Czajkowski & Landim (1999) interpolando as mesmas variáveis para fins de levantamento identificaram a presença do efeito pepita puro, fato este justificado pela variabilidade dos dados ocorrerem em escala menor que o espaçamento de amostragem. Considerando a classificação de Cambardella et al. (1994) onde a proporção for maior que 75% a dependência pode ser enquadrada como forte. Este comportamento foi observado para $H + Al$ em grade total (83%) e para Argila em grade reduzida (78%), sendo que para os demais atributos, em ambas as grades, a dependência espacial foi considerada média.

Os dados, depois de interpolados na grade total e reduzida, foram submetidos à álgebra de mapas e análise booleana para a identificação dos Cambissolos até o terceiro nível categórico. Após a aplicação dos critérios fez-se uma tabulação cruzada (Tabela 4) para identificar as diferenças entre as unidades de mapeamento encontradas.

As unidades de mapeamento Cambissolo Háplico Alumínico (CXa) e Cambissolo Háplico Ta Distrófico (CXvd) foram identificadas apenas na grade total, evidenciando que a interpolação da grade reduzida não foi eficiente para a identificação da mesma.

Apenas a unidade de mapeamento Cambissolo Háplico Tb Distrófico (CXbd) foi identificada para as duas grades. A unidade de mapeamento CXbd na grade total apresentou 96% de acerto em relação a reduzida, ficando apenas 4% mapeado em áreas diferentes. As outras unidades de Cambissolo identificados na grade total, foram identificados como CXbd na grade reduzida, não coincidindo com outras unidades de solo. A mesma unidade apresenta índice Kappa com valor de excelente qualidade (0,74), indicando que esta unidade de mapeamento foi identificada na grade reduzida de maneira eficiente (Tabela 4).

Levando em consideração o índice Kappa geral apresentado, pode-se dizer que o mapa final apresenta qualidade excelente, mesmo considerando que as distorções na identificação das

unidades CXa e CXvd. O índice Kappa geral (0,65) permanece elevado em função da área das duas unidades acima mencionadas são muito inferiores em relação à unidade CXbd (Figura 2).

TABELA 4 - Tabulação cruzada e índice Kappa para avaliação do mapa de Cambissolos gerados nas grades total e reduzida¹.

Grade Reduzida	Grade Total			Total	Kappa
	Outros	CXa	Cxvd		
Outros	0	0,0	0,0	3664 (4%)	0,62
CXbd	0	544	237	79746 (96%)	0,74
Total	0	544	237	83410	6,37

¹ Cambissolo Háplico Alumínico (CXa); Cambissolo Háplico Ta Distrófico (CXvd) e Cambissolo Háplico Tb Distrófico (CXbd); índice Kappa.

As unidades de mapeamento Cambissolo Háplico Alumínico (CXa) e Cambissolo Háplico Ta Distrófico (CXvd) foram identificadas apenas na grade total, evidenciando que a interpolação da grade reduzida não foi eficiente para a identificação da mesma.

Apenas a unidade de mapeamento Cambissolo Háplico Tb Distrófico (CXbd) foi identificada para as duas grades. A unidade de mapeamento CXbd na grade total apresentou 96% de acerto em relação a reduzida, ficando apenas 4% mapeado em áreas diferentes. As outras unidades de Cambissolo identificados na grade total, foram identificados como CXbd na grade

reduzida, não coincidindo com outras unidades de solo. A mesma unidade apresenta índice Kappa com valor de excelente qualidade (0,74), indicando que esta unidade de mapeamento foi identificada na grade reduzida de maneira eficiente (Tabela 4). Levando em consideração o índice Kappa geral apresentado, pode-se dizer que o mapa final apresenta qualidade excelente, mesmo considerando que as distorções na identificação das unidades CXa e CXvd. O índice Kappa geral (0,65) permanece elevado em função da área das duas unidades acima mencionadas são muito inferiores em relação à unidade CXbd (Figura 2).

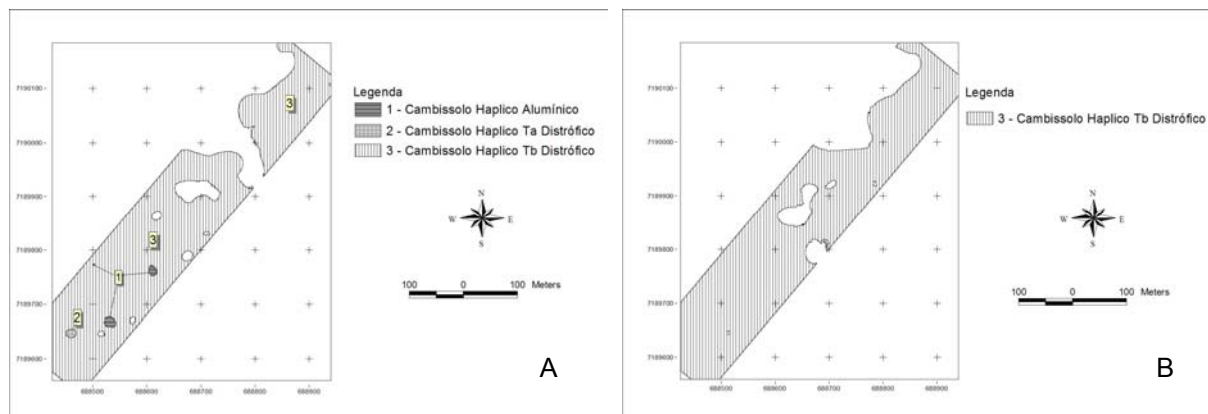


FIGURA 2 – Mapas de solos gerados a partir da grade total (A) e da grade reduzida de amostras (B).

Aplicando critérios cartográficos para elaboração do mapa final de solos na grade total, apenas o Cambissolo Háplico Tb Distrófico (CXbd) permaneceria, pois o tamanho das outras duas unidades de Cambissolo são menores que a unidade mínima mapeável (0,4 ha) na escala de 1:10.000. Assim o mapa final teria apenas variações pequenas nas suas delimitações.

CONCLUSÕES

O aumento da densidade de amostragem não promove distorções nas unidades de mapeamento de forma uniforme, podendo apresentar discordâncias pequenas como foi o caso da unidade CXbd com mais de 90% de acerto e discordâncias grandes como foi o caso da unidade CXa com aproximadamente 60% de

acerto;

No espaçamento da grade de 60 m, não foi possível a identificação da unidade de mapeamento CXvd; O ajuste do modelo teórico para os diferentes espaçamentos teve valores de r^2 e RSS semelhantes, com exceção do H+Al, indicando que mesmo com a redução da malha de amostragem, a

estimativa dos valores interpolados teve boa confiabilidade.

Uma menor densidade de amostragens pode ser feita sem que o mapa final de solo seja discrepante do realizado numa malha amostral mais densa, o que implica em menor custo.

REFERÊNCIAS

- ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo: Unisinos, 2003. 165 p.
- ASSAD, E. D. et al. Avaliação de métodos geoestatísticos na espacialização de índices agrometeorológicos para definir riscos climáticos. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v. 38, n. 2, p. 161-171, 2003.
- BIE, S. W.; BECKETT, P. H. T. Comparison of four independent soil surveys by air-photo interpretation, paphos area (Cyprus). **Photogrammetria**, v. 29, n. 6, p. 189-202, 1973.
- CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.
- CARVALHO, J. R. P. de; VIEIRA, S.R. **Avaliação e comparação de estimadores de krigagem para variáveis agronômicas** - uma proposta. Campinas: Embrapa Informática Agropecuária, 2001. 21 p. (Documentos, 9)
- CARVALHO, J. R. P. et al. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, 2002.
- CARVALHO, M. P. et al. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, n. 4, p. 695-703, 2003.
- CAVIGLIONE, J. H. et al. **Cartas climáticas do Paraná**. Londrina: IAPAR, 2000. CD-ROM.
- CHAGAS, C. S. **Mapeamento digital de solos por correlação ambiental e redes neurais em uma bacia hidrográfica no Domínio de Mar de Morros**. 2006. 223 f. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa.
- CZAJKOWSKI, S.; LANDIM, P. M. B. Aplicação da análise estatística em levantamentos pedológicos semidetalhados. **Boletim Paranaense de Geociências**, v. 47, n. 47, p. 155-166, 1999.
- CONGALTON, R. G. A review of assessing the accuracy of classification of remotely sensed data. **Remote Sensing of Environment**, v. 37, n. 1, p. 35-46, 1991.
- EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: Serviço de Produção de Informação, 1999. 412 p.
- FELIPE, R. S. et al. **Mapeamento geológico geotécnico a região do Alto Iguaçu**. Curitiba: Serviço Geológico e Pesquisa Mineral – MINEROPAR – COMEC, 1994. v.1/2.
- GAMMA DESIGN SOFTWARE. **Geostatistics for the environmental sciences**. Version 5.0.3 Beta for Windows, Michigan, 2000.
- GOOVAERTS, P. Geostatistic tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. **Biology and Fertility of Soils**, v. 27, n. 4, p. 315-334, 1998.
- HUDSON, B. D. The Soil Survey as Paradigm-based Science. **Soil Science Society of America Journal**, v. 56, n. 3, p. 836-841, 1992.
- KITAMURA, A. E.; CARVALHO, M. P.; LIMA, C. G. R. Relação entre a variabilidade espacial das frações granulométricas do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, n. 2, p. 361-369, 2007.
- KRAEMER, G. B. **Variabilidade espacial dos Atributos do Solo na delimitação das Unidades de mapeamento**. 2007. 101 p. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo – Pedologia e Manejo do Solo) - Curso de Pós-Graduação em Ciência do Solo, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.
- LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. 2. ed. rev. e ampl. São Paulo: UNESP, 2003. 253 p.
- LANDIM, P. M. B.; STURARO, J. R. **Krigagem indicativa aplicada à elaboração de mapas probabilísticos de riscos**. 2002. Disponível em: <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/kindicativa.pdf>> Acesso em: 25 out. 2006.
- MELLO, G.; BUENO, C. R. P.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas do solo em área intensamente cultivada. **Revista Brasileira de Engenharia Ambiental**, v. 10, n. 2, p. 294-305, 2006.
- MENDONÇA-SANTOS, M. L.; MANZATTO, C. V. Pedologia ou Pedometria? Modelo discreto ou contínuo? Mapeamento tradicional ou digital? **Boletim Informativo da Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, v. 32, n. 1, p. 21-26, 2007.
- MOREIRA, M. A. **Fundamentos do Sensoriamento Remoto e Metodologias de Aplicação**. São José dos Campos: Instituto de Pesquisas Espaciais – INPE, 2001. 250 p.
- NOVAES FILHO, J. P. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos de solo usada na identificação de classes pedológicas de microbacias na Amazônia Meridional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, n. 1, p. 91-100, 2007.
- SANCHEZ, R. B. et al. Variabilidade espacial de propriedades de Latossolo e da produção de café em diferentes superfícies geomórficas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 9, n. 4, p. 489-495, 2005.
- SOUZA, Z. M. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas de relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 28, n. 6, p. 937-944, 2004.
- WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. 1. ed. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.

Recebido em 05/05/2009

Aceito em 19/03/2010

