

Variabilidade espacial de atributos do solo como subsídio para produção integrada de frutas em perímetro irrigado no nordeste do Brasil

Edson Luis Bolfe ^{1,2}
João Bosco Vasconcellos Gomes ¹
Humberto Rollemberg Fontes ¹

¹ Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA/CPATC
Caixa Postal 44 - 49001-970 - Aracaju - SE, Brasil
{bolfe, bosco, fontes}@cpatc.embrapa.br

² Universidade Estadual de Campinas - UNICAMP/IG
Caixa Postal 6152 - 13083-870 - Campinas - SP, Brasil
bolfe@ige.unicamp.br

Abstract. In a natural landscape soils present a wide variation of the chemical attributes, which is result of the interaction among several soil formation factors. This work was developed in Neópolis-SE, with the objective of evaluating the spatial variability of chemical attributes of the soils with the coconut culture (*Cocos nucifera* L.), being used geostatistics analyses and interpolation techniques of data, with the purpose to observe standards of occurrence of these attributes in the landscape, being subsidized the implantation of the system of integrated production of fruits.

Palavras-chave: geoprocessing, geoestatistic, soils, geoprocessamento, geoestatística, solos.

1. Introdução

A necessidade de competitividade dos produtos agrícolas dentro da economia globalizada e a sustentabilidade ambiental direciona o setor agrícola mundial, em especial o da fruticultura, na busca de alternativas tecnológicas que visam um maior controle das informações de produção, proporcionando maior eficiência na utilização de insumos, serviços e, principalmente, dos recursos naturais como a água e o solo.

O Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento têm intensificado ações na construção de uma filosofia de produção de frutíferas que alie qualidade do produto e sustentabilidade da produção. Segundo Andrigueto e Kososki (2002), essa filosofia atende pelo nome de produção integrada (PI) de frutas e encontra na cultura da maçã seu estágio mais avançado no país. No nordeste estão sendo desenvolvidas diferentes ações em PI, no estado de Sergipe destaca-se atividades da PI do coco (*Cocos nucifera* L.), concentradas, de forma experimental, em parcelas empresariais do perímetro irrigado do Platô de Neópolis.

Nessas parcelas existe a necessidade do conhecimento detalhado sobre os solos em sua ambiência, possibilitando o paulatino desenvolvimento de técnicas de manejo (de convivência ou corretivas) condizentes com as limitações ambientais existentes e contribuindo com a maximização do retorno financeiro da atividade (Resende et al., 2002). Entretanto, a variabilidade dos solos nas áreas agrícolas, invariavelmente, não é considerada pelas empresas agrícolas, que optam, por razões de simplificação, aplicar práticas homogêneas de manejo do solo para o total da área cultivada. Essa prática comportamental pode ocasionar intervenções com insumos ou de irrigação abaixo ou acima da real necessidade de partes do campo de cultivo, elevando os custos de produção e ao longo dos anos, potencial fonte de poluição de águas superficiais e subterrâneas.

Conhecer a variabilidade espacial dos atributos do solo que controlam a produtividade das culturas é um fator indispensável à instalação de um programa de agricultura de precisão. Existem várias técnicas disponíveis para conhecer tal variabilidade, tais como: levantamento dos solos, amostragem do solo, utilização de sensores, técnicas de sensoriamento remoto ou, ainda,

utilização de modelos de simulação (Corá e Marques Jr., 1998). O reconhecimento da importância da variabilidade espacial de propriedades físicas, químicas e biológicas do solo para uso agrícola e a utilização do geoprocessamento está multiplicando o número de estudos nessa temática. Conforme Queiroz et al. (1997), a modelagem geoespacial, por meio da geoestatística, permite a descrição quantitativa da variação espacial no solo e a estimativa não-tendenciosa da variância mínima de valores das propriedades, em locais não-amostrados, subsidiando a construção de mapas de valores e a identificação de esquemas de amostragens eficientes.

Assim, este estudo objetivou mapear as variações espaciais das características e potencialidade ambiental dos solos de uma área conduzida com a cultura do coco no nordeste do Brasil, por meio da modelagem geoespacial das propriedades químicas desse solo, avaliando sua importância para a tomada de decisão no âmbito da atividade produtiva em um sistema de produção integrada de frutas.

2. Material e Métodos

A área do presente estudo localiza-se no Perímetro Irrigado de Neópolis (Neópolis, SE), entre as coordenadas UTM (*Projeção Universal Transversal de Mercator*) 8.853.300 / 8.854.200 mN e 749.200 / 750.100 mE, na propriedade da empresa Frutese. O clima da região é do tipo As' (segundo Köppen), que corresponde ao clima tropical chuvoso com verão seco. A temperatura média anual é de 25,6°C, com precipitação média anual de 1.181 mm. As terras compreendem topos planos a quase planos de elevações de tabuleiros costeiros, com vegetação nativa no contato cerrado e floresta subcaducifólia (Sagri, 1992).

Nesta área são cultivados 35,98 ha com coqueiro anão de 7 anos de idade, irrigados por micro-aspersão. O cultivo de coqueiro anão é o principal produto do perímetro, apresentando uma área plantada de 1.874 ha e uma produção de 41.500.000 frutos em 2005. O manejo desses plantios inclui o uso de fertilizações anuais, por vezes via fertirrigação, e aplicação de pesticidas. As produtividades alcançadas neste perímetro são consideradas baixas para a cultura sob regime de irrigação, com plantios apresentando problemas no manejo de água, nutrientes e fitossanidade.

O mapeamento foi realizado com a observação dos solos ocorrentes por meio de 93 microtrincheiras, complementadas com tradagens. A variabilidade de solos da área exigiu a descrição de diferentes perfis de solo (profundidades de 0-20 cm, de 20-40 cm e de 100-130 cm). Em todas as amostras foram realizadas análises físicas e químicas, que seguiram, de forma geral, as recomendações da Embrapa (1997). Foram determinados granulometria, Al, Ca e Mg trocáveis, acidez potencial (Al+H), K e Na trocáveis, pH em água, P assimilável e C orgânico. Com os resultados obtidos nas análises do complexo sortivo, foram calculadas a soma de bases trocáveis (SB), a capacidade de troca catiônica total (CTC) e as saturações por bases (V) e por Al (m).

Para análise de variabilidade espacial dos atributos químicos, utilizou-se técnicas de geoestatística, segundo Vieira et al. (1983). Para isso, locou-se as coordenadas geográficas dos pontos amostrais por meio de sistema de posicionamento global por satélite (GPS). De posse dos dados de laboratório de análise de solos, elaborou-se uma tabela contendo as coordenadas geográficas (x e y) dos pontos amostrais e os valores correspondentes a cada atributo estudado. Após, para a análise geoestatística, procedeu-se à verificação da existência de dependência espacial, por meio do semivariograma, estimado conforme a equação 1.

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

Onde: $N(h)$ representa o número de pares de valores medidos $[Z(x_i), Z(x_i + h)]$ separados por um vetor h . Para o estudo em questão, os valores de Z foram as variáveis do solo estudadas, enquanto os valores de x_i e $x_i + h$ foram definidos de acordo com as posições das amostras no campo.

A análise da dependência espacial é baseada na suposição de que medições separadas por distâncias pequenas são mais semelhantes umas às outras, que aquelas separadas por distâncias maiores. A distância limite de dependência espacial, denominada alcance (A_0), indica que amostras localizadas a distâncias menores que o alcance são correlacionadas umas com as outras. O alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação realizada, sendo tanto maior quanto maior for o intervalo entre medidas (Trangmar et al., 1985). Neste estudo, foi adotado o alcance prático, correspondente a 95 % do patamar para discussão dos semivariogramas ajustados ao modelo esférico: (Esf), $g^*(h) = C_0 + C_1 [1,5 (h/a) - 0,5 (h/a)^3]$ para $0 < h < a$ e $g^*(h) = C_0 + C_1$ para $h \geq a$.

Assim, o ajuste matemático dos dados a partir do semivariograma possibilitou definir os seguintes parâmetros: efeito pepita (C_0); alcance da dependência espacial (A_0); patamar ($C_0 + C_1$) e a razão entre o efeito pepita e o patamar ($C_0 / (C_0 + C_1)$) o qual permitiu a classificação e a comparação entre os atributos do solo através do grau de dependência espacial. Utilizou-se esta razão para definir as diferentes classes de dependência espacial dos atributos do solo conforme (Cambardella et al., 1994). Onde a dependência espacial é fraca, quando a razão foi superior a 75 %; dependência espacial moderada, quando a razão foi superior a 25 % e inferior ou igual a 75 % e dependência espacial forte, quando a razão foi inferior ou igual a 25 %.

Na elaboração dos mapas com a espacialização dos atributos estudados, utilizou-se o programa Surfer 7.0 (Golden Software, 1999), com base nos valores estimados pelo interpolador geoestatístico denominado de krigagem. Segundo Thompson (1992), esse interpolador apresenta a seqüência de cálculos conforme Equações 2 e 3.

$$[A]^{-1} * [b] = [\lambda] \quad (2)$$

Onde: $[A]^{-1}$ é a matriz inversa de semivariância entre as localidades da vizinhança de um ponto, determinada pelo modelo de semivariograma com base nas distâncias euclidianas entre as localidades; $[b]$: matriz de semivariância entre as localidades vizinhas (com a variável estimada) e o ponto para o qual a variável será interpolada, também determinado pelo modelo de semivariograma, com base nas distâncias entre as localidades vizinhas e o ponto a ser interpolado; $[\lambda]$: matriz de pesos de krigagem.

$$X_p = \sum_{i=1}^n \lambda_i - X_i \quad (3)$$

Onde: X_p é a variável interpolada; λ_i : peso da i -ésima localidade vizinha; X_i : valor da variável para a i -ésima localidade; n : número de localidades vizinhas empregadas para interpolação do ponto.

Dessa forma, pode-se estimar os valores para toda posição não amostrada na área de estudo e utilizando-se dos valores sem viés e com variância mínima, obtidos pela krigagem, elaborou-se mapas de isolinhas ou de contornos para exame e interpretação da variabilidade dos atributos em questão.

3. Resultados e discussão

3.1 Análises dos variogramas

Após análise dos dados da estatística descritiva dos atributos do solo (média, mínimo, máximo, desvio padrão e coeficiente de variação) foi realizada a análise dos variogramas. Os erros médios obtidos com a estimativa de valores com o modelo do semivariograma utilizado comparado com os semivariogramas individuais, foram todos próximos de 0 (zero), indicando que o modelo único dos semivariogramas escalonados pode ser utilizado nas estimativas de cada um dos atributos para este estudo. Avaliou-se os semivariogramas direcionais, e como não foi detectado a anisotropia, ou seja, variabilidade diferente para as diversas direções, utilizou-se semivariogramas médios isotrópicos.

Para cada atributo estudado, ajustou-se o modelo esférico pelo método da tentativa e erro, analisando-se sua sensibilidade, sendo adotado aquele que apresentou melhores parâmetros no

estudo de erros, conforme Vieira et al. (1983). Com base nos parâmetros de ajuste (**Tabela 1**): efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$), alcance (a) e nos modelos ajustados aos semivariogramas individuais descritos anteriormente, foi possível a construção dos mapas de superfície contínua para cada atributo, caracterizando assim, o comportamento espacial de cada variável no campo.

Tabela 1. Parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados (modelo esférico) de variáveis de amostras coletadas em parcelas experimentais da PIF coco, Frutese, Platô de Neópolis, SE.

Variável	Unidade	C_0	(C_0+C_1)	A_0	$C_0/(C_0+C_1)$	GDE
<i>Amostras superficiais (0-20 cm ou limite do horizonte A)</i>						
C orgânico	$g\ kg^{-1}$	1.7000	14.400	255.00	0.12	forte
pH água	-	0.0400	0.130	228.00	0.31	moderado
P	$mg\ kg^{-1}$	15.2000	85.500	183.00	0.18	forte
Ca+Mg	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.1200	0.450	171.00	0.27	moderado
K	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0040	0.010	119.00	0.40	moderado
Na	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0350	0.310	352.00	0.11	forte
Al	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0004	0.002	124.00	0.20	forte
SB	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0900	0.650	216.00	0.14	forte
CTC	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.3500	1.100	297.00	0.32	moderado
<i>Amostras de 40-60 cm</i>						
C orgânico	$g\ kg^{-1}$	0.9000	7.500	354.00	0.12	forte
pH água	-	0.0900	0.300	208.00	0.30	moderado
P	$mg\ kg^{-1}$	0.1100	0.400	121.00	0.28	moderado
Ca+Mg	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0200	0.110	277.00	0.18	forte
K	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0200	0.100	204.00	0.20	forte
Na	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0650	0.550	242.00	0.12	forte
Al	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0020	0.011	329.00	0.18	forte
SB	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0200	0.120	235.00	0.17	forte
CTC	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.1500	1.200	293.00	0.13	forte
<i>Amostras de 100-130 cm</i>						
C orgânico	$g\ kg^{-1}$	0.6000	3.500	298.00	0.17	forte
pH água	-	0.0500	0.170	207.00	0.29	moderado
P	$mg\ kg^{-1}$	0.0100	0.085	155.00	0.12	forte
Ca+Mg	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0200	0.070	181.00	0.29	moderado
K	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0001	0.000	193.00	0.82	fraco
Na	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0600	0.500	209.00	0.12	forte
Al	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0020	0.017	367.00	0.12	forte
SB	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.0350	0.250	210.00	0.14	forte
CTC	$cmol_c\ kg^{-1}$	0.1900	1.250	304.00	0.15	forte

(C_0): efeito pepita; ($C_0 + C_1$): patamar; (A_0): alcance; (C_0)/(C_0+C_1)/GDE: grau de dependência espacial.

Todas as variáveis analisadas apresentaram alguma dependência espacial nas diferentes profundidades, expressa pelos modelos de semivariogramas. Todas as variáveis ajustaram-se ao modelo esférico, concordando com os resultados obtidos em diversas pesquisas que indicam o modelo esférico como o de maior ocorrência para os atributos do solo (Trangmar et al., 1985; Souza et al., 1997; Salviano et al., 1998; Bertolani e Vieira, 2001; Souza et al, 2004).

O efeito pepita foi um parâmetro importante na análise do semivariograma e indicou variabilidade não explicada, considerando a distância de amostragem utilizada (McBratney e Webster, 1986). Esse parâmetro foi expresso como percentagem do patamar, objetivando facilitar a comparação do grau de

dependência espacial das variáveis em estudo (Trangmar et al., 1985). Para análise do grau de dependência espacial dessas variáveis, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994).

O alcance foi uma medida importante para o planejamento e avaliação experimental, já que pôde auxiliar na definição de procedimento de amostragem (Burgess et al., 1981; Webster, 1985). Este parâmetro representa a distância, em metros, em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si (Journel e Huijbregts, 1991).

Nos atributos de solo estudados, verificou-se diferenças significativas nos alcances de dependência espacial. Na camada superficial, o teor de Na apresentou o maior alcance, ou seja, 352 m, enquanto os teores de K e Al apresentaram o menor alcance, 119 e 124 m respectivamente. A menor continuidade espacial dos teores de K e Al podem ser explicadas pela aplicação não-uniforme efetuada na área por meio do sistema de irrigação utilizado. Na camada de 40-60 cm os alcances de dependência espacial para os atributos do solo também tiveram grande variação conforme a variável analisada. O menor valor observado foi os teores de P (121 m) e os maiores para os teores de C orgânico (354 m) e Al (329). Nas variáveis em estudo na profundidade de 100-130 cm, verificou-se que o teor de P apresentou o menor alcance de dependência espacial (155 m) e o teor de Al apresentaram o maior alcance (367 m). Estes resultados indicam que o Al apresentou o menor alcance de dependência espacial nas camadas superficiais do solo e os maiores alcances nas camadas mais profundas, sugerindo o maior acúmulo de Al nas camadas mais profundas, possivelmente relacionado pela utilização do calcário como corretivo do solo. Já os teores de P apresentaram o menor alcance nas camadas mais profundas. Os teores de C orgânico apresentaram o maior alcance de dependência espacial nas camadas mais profundas.

A análise da relação $C_0/(C_0+C_1)$, que demonstra o grau de dependência espacial, apresentou todas as variáveis dentro do patamar de moderado a forte, com exceção do K na profundidade de 100-130 cm, onde observou-se dependência espacial fraca. Indicando assim, que o solo da área de estudo apresenta significativa variabilidade onde amostragens mais intensivas podem revelar maior continuidade espacial dos atributos analisados. Os teores de C orgânico, Na, Al e SB apresentaram forte grau de dependência espacial em todas as camadas analisadas, camada superficial (0-20 cm), camada intermediária (40-60 cm) e na mais profunda (100-130 cm). Já o pH apresentou grau de dependência espacial moderado em todas as camadas. Para o teor de P foi observado grau moderado de dependência espacial na camada intermediária e forte na camada superficial e na mais profunda. O teor de Ca+Mg apresentou moderado grau de dependência na camada superficial e mais profunda e forte para a camada intermediária. Para o teor de K, observou-se grau de dependência moderado na camada superficial, forte na intermediária e fraco na mais profunda. Para CTC verificou-se grau de dependência moderado na camada superficial e forte nas camadas intermediária e mais profunda. Conforme Cambardella et al. (1994), os atributos que apresentaram forte dependência espacial são mais influenciados por propriedades intrínsecas do solo, como textura e mineralogia, por outro lado, os que apresentaram fraca dependência são mais influenciados por fatores externos, tais como: aplicações de fertilizante e preparo do solo, ou seja, pelo manejo do solo. Na área de estudo os solos apresentam características intrínsecas de heterogeneidade, o que foi evidenciado pelos atributos do solo, onde variáveis foram observadas com distinto grau de dependência espacial ao longo do perfil.

A partir dos parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados para cada variável, foram estimados os valores em locais não amostrados por meio do interpolador geoestatístico krigagem. A magnitude do efeito pepita foi fundamental nesse processo, pois, quanto maior for a diferença do efeito pepita em relação ao patamar do semivariograma, maior será a continuidade do fenômeno e menor a variância da estimativa, ou seja, maior a confiança que se pode ter na estimativa gerada (Isaaks e Srivastava, 1989). Com os valores estimados por krigagem, foram gerados os mapas com a espacialização de alguns dos atributos químicos do solo (**Figuras 1, 2 e 3**) dentro das diferentes profundidades estabelecidas e nas diferentes parcelas amostrais (1, 2, 3 e 4).

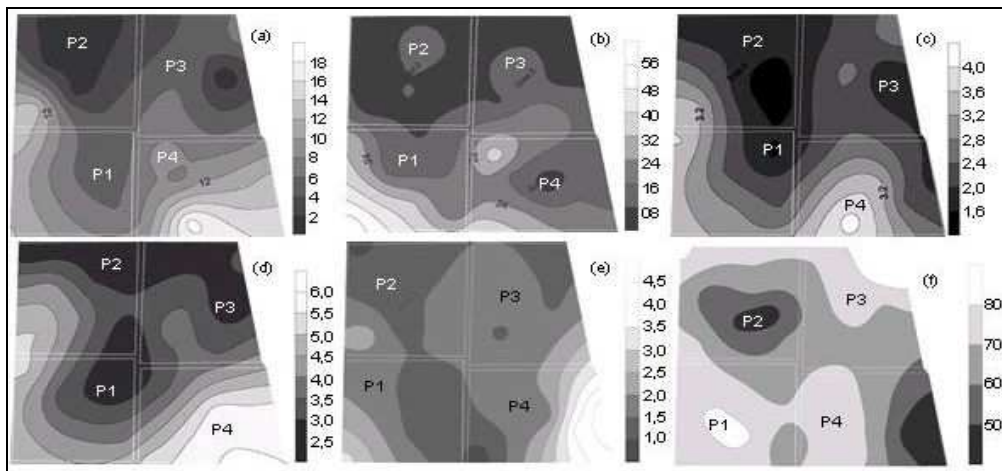


Figura 1. Espacialização de atributos químicos do solo (0 a 20 cm), onde P1, P2, P3 e P4 são as Parcelas e: (a) CO; (b) P; (c) Ca+Mg; (d) CTC ; (e) Relação Ca/Mg; e (f) V (%).

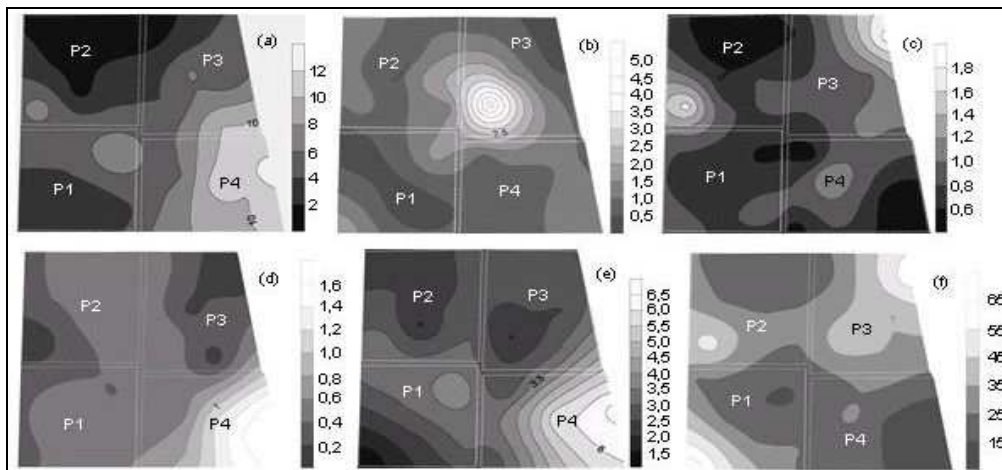


Figura 2. Espacialização de atributos químicos do solo (40 a 60 cm), onde P1, P2, P3 e P4 são as Parcelas e: (a) CO; (b) P; (c) Ca+Mg; (d) CTC ; (e) Relação Ca/Mg; e (f) V (%).

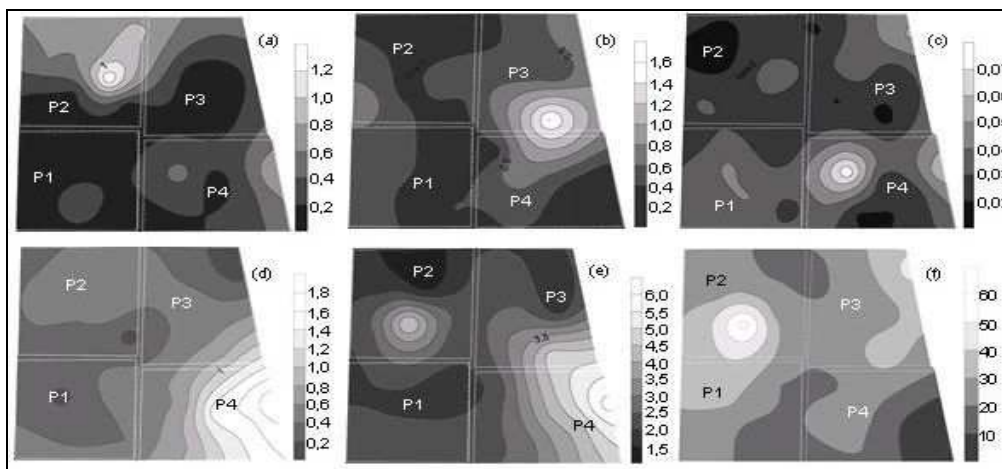


Figura 3. Espacialização de atributos químicos do solo (100 a 130 cm), onde P1, P2, P3 e P4 são as Parcelas e: (a) CO; (b) P; (c) Ca+Mg; (d) CTC ; (e) Relação Ca/Mg; e (f) V (%).

3.2 Definição de unidades de manejo

A junção das informações obtidas pela análise dos solos e o estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos através da modelagem geoestatística permitiu definir duas unidades de manejo para o planejamento da área (**Tabela 2**) e a sugestão de questões relacionadas às práticas de manejo. A área mapeada corresponde a um topo amplo de tabuleiros costeiros, com uma depressão fechada no seu extremo sul. A partir dessa depressão é que encontra-se a fonte de variabilidade de solos nessa área. Para uma área cultivada e manejada por vários anos como a da PI do coco estudada, a variabilidade das propriedades químicas do solo é o resultado da sobreposição de processos naturais (material de origem, textura do solo etc.) e de práticas de manejo locais (principalmente adubação mineral), como o colocado por Castrignanò et al. (2000).

Pode-se considerar que as características das unidades de mapeamento LAx2 (argissólico textura média/argilosa) e CXbd (glêico, Latossolo Amarelo Coeso) apresentam comportamento semelhante e dominam a parcela 4, definida como unidade de manejo B. A área das outras parcelas (1 a 3) é dominada pela unidade LAx1 (argissólico textura média) definida como unidade de manejo A. Essa divisão da área, em duas unidades de manejo, poderia ser a primeira aproximação a ser testada na condução dos cultivos locais, permitindo a otimização na utilização dos recursos naturais e de defensivos agrícolas.

Tabela 2. Unidades de manejo definido nas parcelas da PIF coco, Frutese, Platô de Neópolis, SE

Unidade de manejo	Símbolo	(ha)	Área (%)	Práticas de manejo sugeridas
A	LAx1	27,63	76,8	< turno de rega; < lâmina de água; < doses de P; e > parcelamento de N e K
B	LAx2 CXbd	6,71 1,64	18,6 4,6	> turno de rega; > lâmina de água; > doses de P; e < parcelamento de N e K
Área Total		35,98	100	

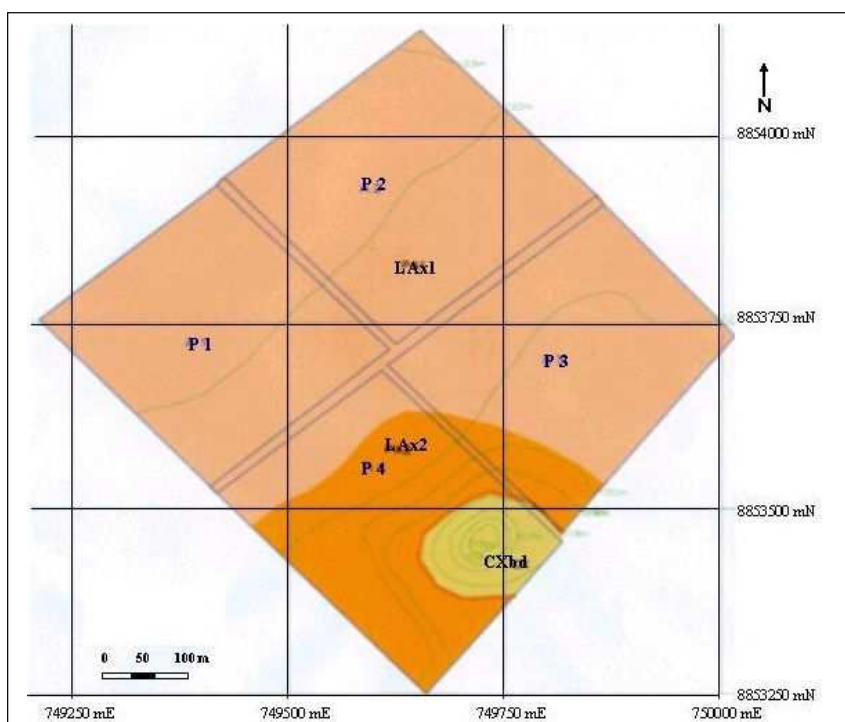


Figura 4. Localização da diferentes unidades de manejo definidas para a área de estudo.

4. Conclusões

Nas condições que o trabalho foi realizado, conclui-se que:

A maioria dos atributos estudados apresentou elevado grau de heterogeneidade, evidenciado pela análise do grau de dependência espacial ao longo do perfil, claramente influenciados por correções e adubações sistemáticas realizadas na área de plantio.

Os alcances de dependência espacial para os atributos químicos nas diferentes camadas do solo foram distintos e sem relação direta com a profundidade, demonstrando assim, uma relativa continuidade na distribuição espacial da maioria dos atributos avaliados, possivelmente em função das características de heterogeneidade do solo.

O estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo proporcionou a definição e o mapeamento de duas unidades de manejo para a área de estudo (unidades A e B), as quais exigem, idealmente, práticas de manejo de água e do solo diferenciadas, maximizando assim a utilização de recursos naturais e subsidiando a implantação da produção integrada de frutas.

5. Referências Bibliográficas

- Andriquetto, J. R.; Kososki, A. R. **Marco legal da produção integrada de frutas do Brasil**. Brasília: Mapa, 2002. 60 p.
- Bertolani, F. C.; Vieira, S. R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, n. 4, p. 987-995, 2001.
- Burgess, T. M.; Webster, R.; Mcbratney, A. B. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. IV. Sampling strategy. **Journal Soil Science**, 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**, v. 58, n. 2, p. 1501-1511. 1994.
- Corá, J. E.; Marques Jr., J. Mecanização e Agricultura de Precisão. In: Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola (CONBEA), 27., 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Poços de Caldas: UFLA, 1998. Artigos, p. 31-7.
- Embrapa. **Manual de métodos de análise de solo**. (2 ed.) Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1997. 212 p.
- Golden Software. **Surfer 7.0 - user's guide**. New York: Golden Software, 1999. 619 p.
- Isaaks, E. H.; Srivastava, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.
- Journel, A. G.; Huijbregts, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1991. 600 p.
- Mcbratney, A. B.; Webster, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal Soil Science**, v. 3, n. 3, p. 617-639, 1986.
- Queiroz, J. E.; Gonçalves, A. C.; Souto, J. S.; Folegatti, M. V. **Avaliação e monitoramento da salinidade do solo**. In: Gheyi, H. R.; Queiroz, J. E. Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada. Campina Grande: Ufpb, 1997. p. 69-101.
- Resende, M.; Curi, N.; Santana, D.P. **Pedologia e fertilidade do solo**. Piracicaba: Mec, 1988. 83 p.
- Sagri. **Estudo de viabilidade técnica-econômica e social do projeto Platô de Neópolis**. Aracaju: Sagri, 1992. 93 p.
- Salviano, A. A. C.; Vieira, S. R.; Sparovek, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* (L.) em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 22, n. 1, p.115-122, 1998.
- Souza, L. S.; Cogo, N. P.; Vieira, S. R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 21, n. 3, p. 367-372, 1997.
- Souza, Z. M.; Marques Júnior, J.; Pereira, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 28, n. 6, p. 937-944, 2004.
- Thompson, S. K. **Sampling**. (1 ed.) New York: A Wiley-Interscience Publication, 1992. 343 p.
- Trangmar, B. B.; Yost, R. S.; Uehara, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances Agronomic**, v. 38, n. 1, p. 45-93, 1985.
- Vieira, S. R.; Hatfield, J. L.; Nielsen, D. R.; Biggar, J. W. Geoestatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v. 51, n. 1, p. 1-75, 1983.
- Webster, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. **Advances in Soil Science**, v. 3, n. 1, p. 2-56, 1985.