

APLICAÇÃO DE GEOESTATÍSTICA NA PRODUÇÃO INTEGRADA DE FRUTAS NO NORDESTE DO BRASIL

Edson Luis Bolfe^{1,2}, João Bosco Vasconcellos Gomes¹, Humberto Rollemberg Fontes¹

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

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

RESUMO

A competitividade dos produtos agrícolas na economia globalizada direciona o setor da fruticultura em busca de alternativas tecnológicas que visam maior eficiência na utilização de insumos, serviços e recursos naturais, permitindo elevar a sustentabilidade da produção. Este estudo objetivou mapear as variações espaciais do solo de área com produção integrada de frutas no nordeste do Brasil por meio de técnicas de geoestatística. A área de estudo possui 35,98 ha com coqueiro irrigado por micro-aspersão. Realizou-se a coleta de dados de atributos físico-químicos do solo (teor de argila, granulometria, C orgânico, pH água, P, Ca+Mg, K, Na, Al, SB e CTC) em 93 pontos amostrais. Os dados obtidos foram associados às coordenadas geográficas locadas por GPS. Após efetuou-se o ajuste matemático pelos semivariogramas no aplicativo *Surfer 8.0*, definindo-se os parâmetros: efeito pepita (C_0); alcance da dependência espacial (A_0); patamar (C_0+C_1) e o grau de dependência espacial $(C_0)/(C_0+C_1)$. Por fim, elaborou-se mapas de isolinhas dos atributos a partir do interpolador geoestatístico de krigagem. Os resultados obtidos indicam o predomínio de atributos com elevado grau de heterogeneidade. Os valores médios de P, K e Ca+Mg estão influenciados por correções e adubações sistemáticas realizadas na área. A análise da relação $C_0/(C_0 + C_1)$ revelou grau de dependência espacial de moderado a forte dos atributos analisados. Dessa forma, estabeleceram-se duas unidades de manejo para a área, as quais exigem práticas de irrigação e adubação diferenciadas. A análise da variabilidade espacial dos atributos do solo permitiu tomar decisões gerenciais na produção integrada de frutas.

Palavras chave: modelagem geoespacial, solo, sustentabilidade.

INTRODUÇÃO

A necessidade de competitividade dos produtos agrícolas dentro da economia globalizada e a sustentabilidade ambiental direcionam 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 & 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 & 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.

MATERIAIS E MÉTODOS

A área do presente estudo localiza-se no Perímetro Irrigado de Neópolis (Neópolis, SE) na região nordeste do Brasil, 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.

Foram analisadas a variabilidade espacial do teor de argila avaliado pelo tato, C orgânico, pH em água, P disponível e várias determinações associadas ao complexo sortivo (Ca+Mg, K, Na, Al, SB e CTC), utilizando-se técnicas de geoestatística (Vieira *et al.*, 1983; Vieira, 2000). Todos os atributos foram analisados em três profundidades (0 a 20 cm ou até o limite do horizonte A, 20-40 cm e 100-130 cm). A amostragem para o teor de argila avaliado pelo tato correspondeu a malha total do mapeamento de solos, ou seja, 93 microtrincheiras. Para os atributos químicos a amostragem correspondeu a uma subpopulação de 26 microtrincheiras das 93 totais. As coordenadas geográficas dos pontos amostrais foram locadas por meio de sistema de posicionamento global por satélite (GPS). Os dados de todos os atributos em cada ponto amostral foram associados a uma tabela contendo as coordenadas geográficas (x e y) dos referidos pontos. Os valores do coeficiente de determinação (R^2) e da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) foram utilizados na seleção dos modelos de ajustes dos semivariogramas. A SQR é um parâmetro mais robusto do que a R^2 e propicia a medida exata de quão bem o modelo se ajusta aos dados no caso da geoestatística (Robertson, 1998). Para a análise geoestatística, procedeu-se, então, a verificação da existência de dependência espacial por meio de 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 em $[Z(x_i), Z(x_i + h)]$, separados por um vetor h. Para o estudo em questão, os valores de Z foram os atributos do solo estudados, 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 e testados os modelos de semivariogramas: (a) esférico, $\gamma^*(h) = C_0 + C_1 [1,5 (h/a) - 0,5 (h/a)^3]$ para $(0 < h < a)$ e $\gamma^*(h) = C_0 + C_1$ para $h \geq a$; e (b) exponencial, $\gamma^*(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h/a)]$ para $(0 < h < d)$, em que d é a distância máxima na qual o semivariograma é definido.

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 $[(C_0)/(C_0 + C_1)]$, sendo que este último 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): dependência espacial fraca = $(C_0)/(C_0 + C_1) > 75\%$; dependência espacial moderada = $(C_0)/(C_0 + C_1) \leq 75\%$ e $> 25\%$; e dependência espacial forte = $(C_0)/(C_0 + C_1) \leq 25\%$. Assim, quanto menor esta relação, menor o valor relativo do efeito pepita e, conseqüentemente, mais bem arranjado espacialmente se encontra o atributo estudado. Na elaboração dos mapas de contorno das variáveis estudadas utilizou-se o programa Surfer 7.0 (Golden Software, 1999), que estima valores a partir do método interpolador geoestatístico de krigagem. Este interpolador utiliza a equação (2) (Thompson, 1992) e a equação (3) (Vieira, 2000) em sua seqüência de cálculos.

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

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; $[b]$ é a matriz de semivariância entre as localidades vizinhas (com a variável estimada) e o ponto para o qual a variável será interpolada, que também é determinado pelo modelo de semivariograma com base nas distâncias entre as localidades vizinhas e o ponto a ser interpolado; e $[\lambda]$ é a matriz de pesos de krigagem.

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (3)$$

Onde, $Z(x_0)$ é a variável interpolada; λ_i é o peso da i -ésima localidade vizinha; $Z(x_i)$ é o valor da variável para a i -ésima localidade; e n é o número de localidades vizinhas empregadas para interpolação do ponto.

Dessa forma, foram estimados os valores dos atributos para todas as posições não amostradas na área de estudo e, utilizando-se dos valores sem viés e com variância mínima obtidos pela krigagem, foram elaborados os mapas de isolinhas (de contornos) para exame e interpretação da variabilidade dos atributos em questão.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

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. Avaliaram-se os semivariogramas direcionais, e como não foi detectada a anisotropia, ou seja, variabilidade diferente para as diversas direções utilizou-se semivariogramas médios isotrópicos.

Para cada atributo estudado ajustaram-se os modelos esférico e exponencial pelo método da tentativa e erro, analisando-se a sensibilidade, sendo adotado para este estudo o modelo esférico, o qual apresentou melhores parâmetros no estudo de erros (Vieira *et al.*, 1983), resultado verossímil em se tratando de atributos do solo (Souza *et al.*, 1997).

Na Tabela 1 são apresentados os parâmetros estimados dos semivariogramas e os coeficientes de determinação dos modelos ajustados. Com base nos parâmetros 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.

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 & 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 & 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 & Huijbregts, 1991).

Tabela 1. Parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados (modelo esférico) de algumas variáveis de materiais de solo avaliados ou coletados nas parcelas experimentais da PIF coco (Neópolis), SE, Brasil.

Variável	Unidade	Co ⁽¹⁾	C ₀ +C ₁ ⁽²⁾	Ao ⁽³⁾	Co/(C ₀ +C ₁)	GDE ⁽⁴⁾	R ²	SQR
<i>Amostras superficiais (0-20 cm ou limite do horizonte A, quando este é mais estreito que o limite dado)</i>								
Argila	%	6,4600	17,890	187	0,36	moderado	0,89	12,920
C orgânico	g kg ⁻¹	1,7000	14,400	255	0,12	forte	0,90	6,050
pH água	-	0,0400	0,130	228	0,31	moderado	0,89	0,004
P	mg kg ⁻¹	15,2000	85,500	183	0,18	forte	0,93	49,260
Ca+Mg	cmol _c kg ⁻¹	0,1200	0,450	171	0,27	moderado	0,91	0,082
K	cmol _c kg ⁻¹	0,0040	0,010	119	0,40	moderado	0,88	0,087
Na	cmol _c kg ⁻¹	0,0350	0,310	352	0,11	forte	0,93	0,095
Al	cmol _c kg ⁻¹	0,0004	0,002	124	0,20	forte	0,91	0,126
SB	cmol _c kg ⁻¹	0,0900	0,650	216	0,14	forte	0,90	0,092
CTC	cmol _c kg ⁻¹	0,3500	1,100	297	0,32	moderado	0,92	0,041
<i>Amostras de 40-60 cm</i>								
Argila	%	8,4000	21,200	141	0,39	moderado	0,85	14,042
C orgânico	g kg ⁻¹	0,9000	7,500	354	0,12	forte	0,94	4,605
pH água	-	0,0900	0,300	208	0,30	moderado	0,95	0,031
P	mg kg ⁻¹	0,1100	0,400	121	0,28	moderado	0,90	0,159
Ca+Mg	cmol _c kg ⁻¹	0,0200	0,110	277	0,18	forte	0,88	0,005
K	cmol _c kg ⁻¹	0,0200	0,100	204	0,20	forte	0,91	0,008
Na	cmol _c kg ⁻¹	0,0650	0,550	242	0,12	forte	0,92	0,070
Al	cmol _c kg ⁻¹	0,0020	0,011	329	0,18	forte	0,93	0,003
SB	cmol _c kg ⁻¹	0,0200	0,120	235	0,17	forte	0,89	0,012
CTC	cmol _c kg ⁻¹	0,1500	1,200	293	0,13	forte	0,91	0,063
<i>Amostras de 100-130 cm</i>								
Argila	%	9,6500	27,860	164	0,34	moderado	0,88	19,509
C orgânico	g kg ⁻¹	0,6000	3,500	298	0,17	forte	0,89	0,963
pH água	-	0,0500	0,170	207	0,29	moderado	0,91	0,009
P	mg kg ⁻¹	0,0100	0,085	155	0,12	forte	0,93	0,006
Ca+Mg	cmol _c kg ⁻¹	0,0200	0,070	181	0,29	moderado	0,91	0,010
K	cmol _c kg ⁻¹	0,0001	0,001	193	0,11	forte	0,94	0,001
Na	cmol _c kg ⁻¹	0,0600	0,500	209	0,12	forte	0,88	0,027
Al	cmol _c kg ⁻¹	0,0020	0,017	367	0,12	forte	0,92	0,002
SB	cmol _c kg ⁻¹	0,0350	0,250	210	0,14	forte	0,91	0,210
CTC	cmol _c kg ⁻¹	0,1900	1,250	304	0,15	forte	0,93	0,068

⁽¹⁾C₀ = efeito pepita. ⁽²⁾C₀+C₁ = patamar. ⁽³⁾A₀ = alcance. ⁽⁴⁾GDE = grau de dependência espacial.

R² = coeficiente de determinação. SQR = soma dos quadrados dos resíduos.

Nos atributos de solo estudados, verificaram-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 explicados 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 fraca 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 geostatístico 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 & 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).

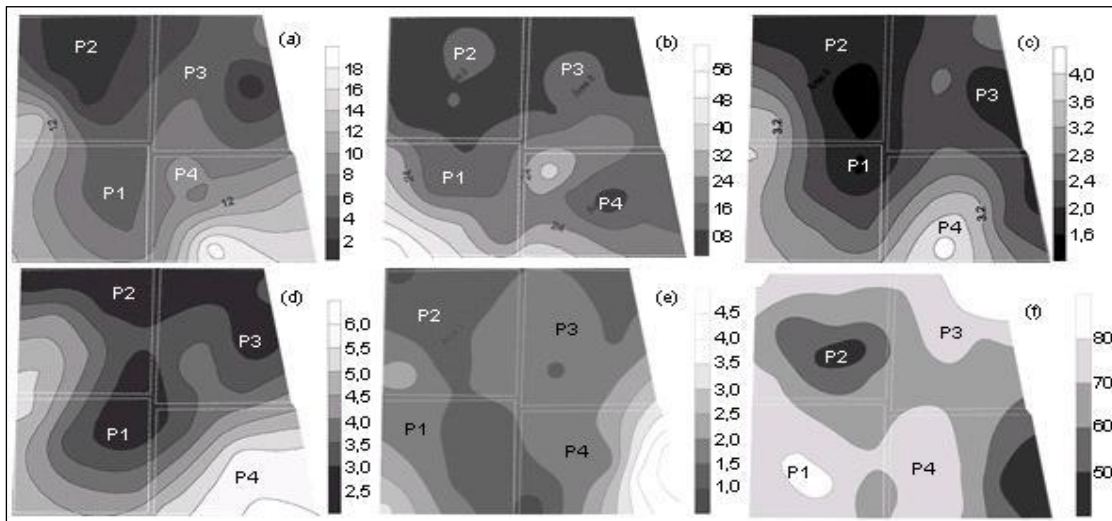


Figura 1. Espacialização de atributos químicos do solo (0 a 20 cm), onde P1, P2, P3 e P4 são as Parcelas e: (a) CO; (b) P; (c) Ca+Mg; (d) CTC ; (e) Relação Ca/Mg; e (f) V (%).

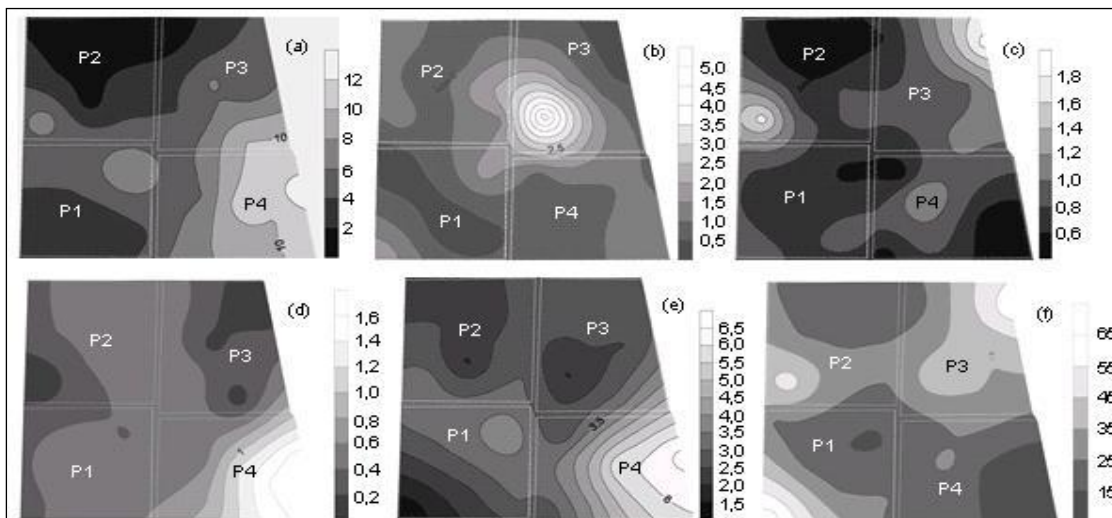


Figura 2. Espacialização de atributos químicos do solo (40 a 60 cm), onde P1, P2, P3 e P4 são as Parcelas e: (a) CO; (b) P; (c) Ca+Mg; (d) CTC ; (e) Relação Ca/Mg; e (f) V (%).

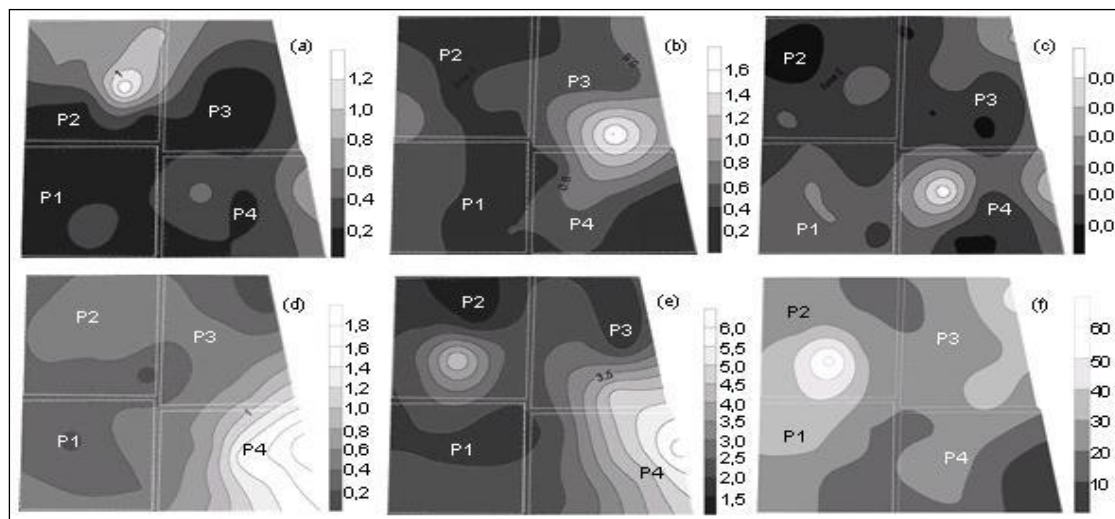


Figura 3. Espacialização de atributos químicos do solo (100 a 130 cm), onde P1, P2, P3 e P4 são as Parcelas e: (a) CO; (b) P; (c) Ca+Mg; (d) CTC ; (e) Relação Ca/Mg; e (f) V (%).

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

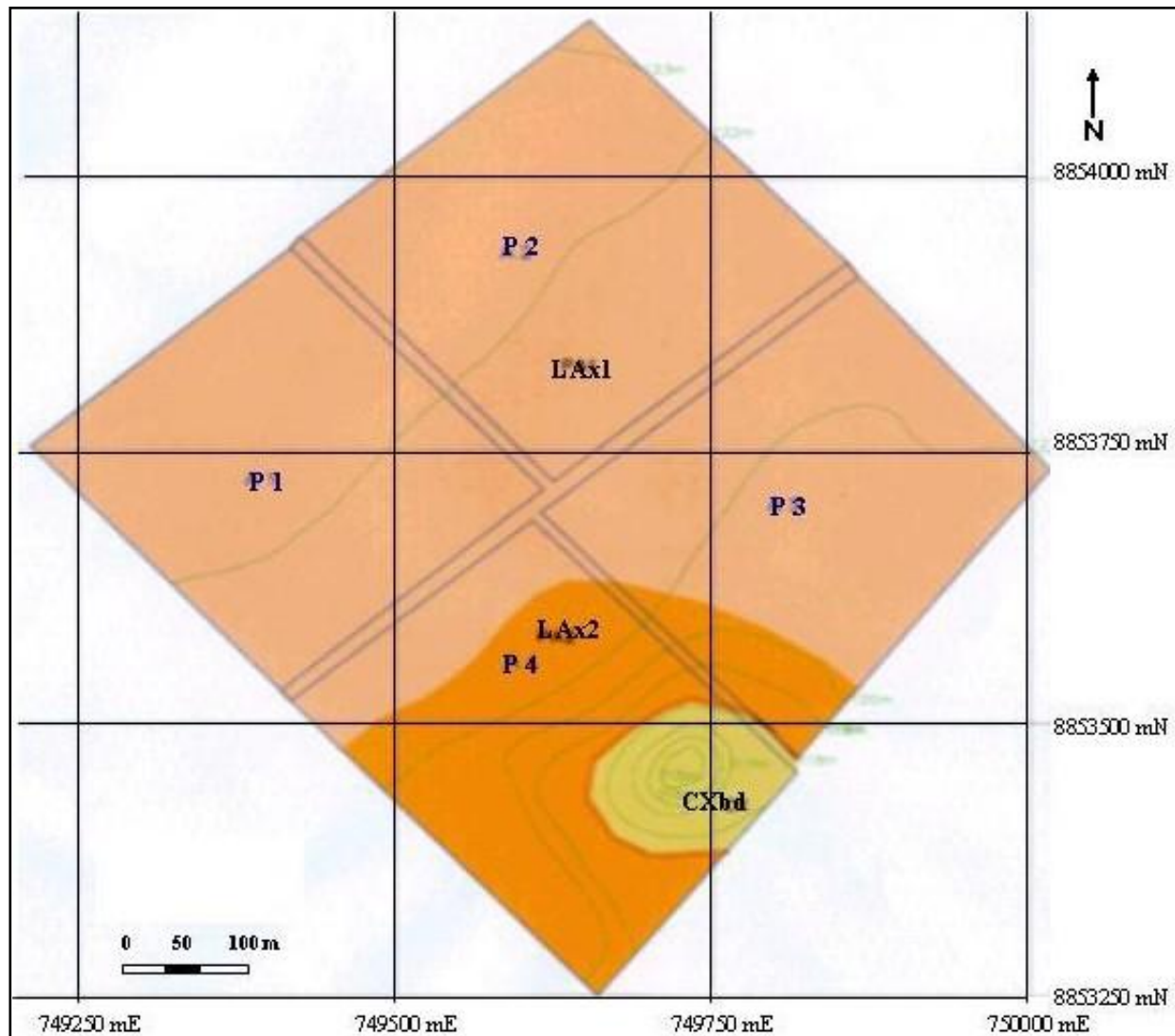


Figura 4. Localização da diferentes unidades de manejo definidas para a área de estudo.

CONCLUSÕES

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.

LITERATURA CITADA

- ANDRIGUETO, J. R. & A. R. KOSOSKI. 2002. Marco legal da produção integrada de frutas do Brasil. 60 p. Mapa, Brasília, Brasil.
- BERTOLANI, F. C. & S. R. VIEIRA. 2001. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. *Rev. Bras. de Ciência do Solo*. 25:987-995.
- BURGESS, T. M., R. WEBSTER & A. B. MCBRATNEY. 1981. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. IV. Sampling strategy. *Journal Soil Science*. 32: 643-659.
- CAMBARDELLA, C. A., T. B. MOORMAN, J. M. NOVAK, T. B. PARKIN, D. L. KARLEN, R. F. TURCO & A. E. KONOPKA. 1994. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. *Soil Science Society of America Journal*. 58:1501-1511.
- CORÁ, J. E. & J. MARQUES JR. 1998. Mecanização e Agricultura de Precisão. Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola 27: p. 31-37. (Resumos)
- EMBRAPA. 1997. Manual de métodos de análise de solo. 212 p. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brasil.
- GOLDEN SOFTWARE. 1999. Surfer 7.0 - user's guide. 619 p. Golden Software, New York, USA.
- ISAAKS, E. H. & R. M. SRIVASTAVA. 1989. An introduction to applied geostatistics. 561p. Oxford University Press, New York, USA.
- JOURNEL, A. G. & C. J. HUIJBREGTS. 1991. Mining geostatistics. 600 p. Academic Press, London, Inglaterra.
- MCBRATNEY, A. B. & R. WEBSTER. 1986. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. *Journal Soil Science*. 3:617-639.
- QUEIROZ, J. E., A. C. GONÇALVES, J. S. SOUTO & M. V. FOLEGATTI. 1997. Avaliação e monitoramento da salinidade do solo. p. 69-101. *In* H. R. Gheyi & J. E. Queiroz (eds.) Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada. Ufpb, Campina Grande, Paraíba, Brasil.
- RESENDE, M., N. CURI & D.P. SANTANA. 1988. Pedologia e fertilidade do solo. 83 p. Mec, Piracicaba, Brasil.
- ROBERTSON, G. P. 1998. GS+: Geoestatistics for the environmental sciences – GS+ User's Guide. 152p. Gamma Desing Software, Plainwell, USA.

SAGRI. 1992. Estudo de viabilidade técnica-econômica e social do projeto Platô de Neópolis. 93 p. Sagri, Aracaju, Brasil.

SALVIANO, A. A. C., S. R. VIEIRA & G. SPAROVEK. 1998. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* (L.) em área severamente erodida. Rev. Bras. de Ciência do Solo. 22:115-122.

SOUZA, L. S., N. P. COGO & S. R. VIEIRA. 1997. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. Rev. Bras. de Ciência do Solo. 2:367-372.

SOUZA, Z. M., J. JR. MARQUES & G. T. PEREIRA. 2004. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. Rev. Bras. de Ciência do Solo. 28:937-944.

THOMPSON, S. K. 1992. Sampling. 343 p. A Wiley-Interscience Publication, New York, USA.

TRANGMAR, B. B., R. S. YOST & G. UEHARA. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. Advances Agronomic. 38: 45-93.

VIEIRA, S. R., J. L. HATFIELD, D. R. NIELSEN & J. W. BIGGAR. 1983. Geoestatistical theory and application to variability of some agronomical properties. Hilgardia. 51:1-75.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. 2000. Tópicos em ciência do solo. 3:1-54.

WEBSTER, R. 1985. Quantitative spatial analysis of soil in field. Advances in Soil Science. 3: 2-56.