

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JULIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS
CÂMPUS DE JABOTICABAL**

**AGRICULTURA DE PRECISÃO EM ARGISSOLO COM
VARIAÇÃO NAS FORMAS DE RELEVO SOB O CULTIVO
DE CANA-DE-AÇÚCAR**

Rodrigo Baracat Sanchez

Engenheiro Agrônomo

JABOTICABAL – SP – BRASIL

2007

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JULIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS
CÂMPUS DE JABOTICABAL**

**AGRICULTURA DE PRECISÃO EM ARGISSOLO COM
VARIAÇÃO NAS FORMAS DE RELEVO SOB O CULTIVO
DE CANA-DE-AÇÚCAR**

Rodrigo Baracat Sanchez

**Orientadores: Prof. Dr. José Marques Júnior
Prof. Dr. Gener Tadeu Pereira**

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – Unesp, Câmpus de Jaboticabal, como parte das exigências para a obtenção do título de Doutor em Agronomia (Produção Vegetal).

JABOTICABAL – SP – BRASIL

Dezembro de 2007

S211a Sanchez, Rodrigo Baracat
Agricultura de precisão em argissolo com variação nas formas de relevo sob cultivo de cana-de-açúcar / Rodrigo Baracat Sanchez. -- Jaboticabal, 2007
viii, 101 f.: il.; 28 cm

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2007
Orientador: José Marques Júnior
Banca examinadora: Marcilio Vieira Martins Filho, Aílto Antônio Casagrande, Zigomar Menezes de Souza, José Paulo Molin
Bibliografia

1. Variabilidade espacial. 2. Relação solo-paisagem. 3. *Saccharum officinarum*. I. Título. II. Jaboticabal-Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.

CDU 633.61:528.7

Ficha catalográfica elaborada pela Seção Técnica de Aquisição e Tratamento da Informação – Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação - UNESP, Câmpus de Jaboticabal.

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

RODRIGO BARACAT SANCHEZ – nascido em 10 de março de 1976, em Tupã-SP, é Engenheiro Agrônomo formado pela Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias –UNESP, câmpus de Jaboticabal, no ano de 1999. No período entre fevereiro de 1996 a dezembro de 1999, realizou estágio na área de agricultura de precisão. Em novembro de 2003, concluiu o curso de pós-graduação, pela mesma escola, para a obtenção do título de mestre na área de concentração em Ciência do Solo. Iniciou em fevereiro de 2004 outro curso de pós-graduação em Agronomia, área de concentração em Produção Vegetal, nível de doutorado, na Universidade Estadual Paulista (UNESP), Câmpus de Jaboticabal, com término em dezembro de 2007. Atualmente, é diretor de Pesquisa e Desenvolvimento da Usina São Domingos Açúcar e Álcool S/A, onde realiza programas de qualidade do processo industrial e ambiental (PDCA, SDCA, 5 S's, ISO 9000 (2001), ISO 14000, OHSAS 18000, AS 8000, Food Safety) e modelagem matemática na otimização do processo sucroalcooleiro.

Tudo certo, mas nada resolvido.

Dedico

***Aos meus pais, Evandro e Maria Eduarda,
e à minha sobrinha, Maria Beatriz.***

AGRADECIMENTOS

Prof. Dr. José Marques Júnior;
Prof. Dr. Gener Tadeu Pereira;
Prof. Dr. Marcilio Vieira Martins Filho;
Prof. Dr. Newton La Scala Júnior;
Usina São Domingos Açúcar e Alccol S/A;
Lívia Arantes;
Diogo Mazza Barbieri;
Jorge Baracat Neto;
Marina Guisardi;
Antonio Gilberto Marquesini;
Jesus Hernan Camacho Tamayo.

Agradeço a todos pela dedicação e apoio na realização deste trabalho.

"... é uma sensação extremamente agradável chegar ao fim de uma etapa com a consciência do dever cumprido. E obter a consagração, o respeito de todos, o reconhecimento dos colegas, a admiração das pessoas que amamos... Ouvir o próprio nome com orgulho. Aquele orgulho de quem viu nos obstáculos a oportunidade de crescer. Orgulho de quem soube enfrentar as turbulências da vida e vencer... Orgulho de ser um vencedor que não abriu mão dos seus valores fundamentais."

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	vii
SUMMARY	viii
CAPÍTULO 1. Considerações gerais	01
CAPÍTULO 2. Variabilidade espacial do teor de açúcares redutores totais (ART) produtividade da cana-de-açúcar em diferentes pedoformas	37
CAPÍTULO 3. Variabilidade espacial de atributos do solo e fatores de erosão em diferentes pedoformas	53
CAPÍTULO 4. Uso da geoestatística e de modelagem matemática para avaliação de custos de fertilização	74
APÊNDICES	97

AGRICULTURA DE PRECISÃO EM ARGISSOLO COM VARIAÇÃO NAS FORMAS DE RELEVO SOB CULTIVO DE CANA-DE-AÇÚCAR

RESUMO - O objetivo deste trabalho foi a aplicação de métodos de agricultura de precisão e modelos matemáticos em um argissolo com variações na forma do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Catanduva (SP). A área estudada apresentou duas diferentes pedoformas (uma côncava, C^+P^+ , e outra convexa, C^-P^-). Numa área total de 200 ha, instalou-se uma malha contendo 623 pontos espaçados por uma distância de 50 metros a fim de analisar a variabilidade espacial dos atributos granulométricos e químicos do solo, e a qualidade da matéria-prima (ART – açúcares redutores totais). Nessa mesma área, foi confeccionada outra malha contendo 188 pontos espaçados por uma distância de 150 metros para análise espacial da espessura do horizonte A + E. Amostras de solos foram coletadas em todos os pontos da malha, na profundidade 0,0-0,2 metro, e análises granulométricas, químicas e de qualidade foram feitas em laboratórios. Calculou-se a estatística descritiva, e a dependência espacial entre as amostras foi determinada utilizando-se semivariogramas. Mapas de krigagem foram confeccionados para os atributos estudados. Os resultados mostraram que a utilização da agricultura de precisão e modelo matemático é a forma mais eficaz na redução de custos para aplicação de adubos. Nessas condições, a pedoforma côncava necessitou de 12% a menos de fertilizantes quando comparada com a pedoforma convexa. Esses resultados corroboram a maior fertilidade da área côncava, que também possui menor taxa de erosão e maior espessura do horizonte A + E. Ressalta-se que a modelagem matemática apresenta índices para a redução de custos. Com isso, o uso de técnicas de agricultura de precisão poderá, ao longo dos anos, trazer ganhos significativos nos sistemas de produção, pois este identifica zonas específicas de manejo.

Palavras-chave: variabilidade espacial, erosão, qualidade e produção de cana-de-açúcar, espessura do solo, zona específica de manejo.

PRECISION AGRICULTURE APPLIED TO ARGISSOL CULTIVATED WITH SUGAR CANE UNDER DIFFERENT RELIEF FORMS

SUMMARY - The aim of this work was to apply precision agriculture and mathematical models in order to reduce the fertilization cost of a red-yellow Argissol cultivated with sugar cane in different pedoforms (concave, C + P +, and convex, CP-) located in the region of Catanduva (SP) . A grid having 623 points was installed in an area of 200 ha, with points spaced by 50 meters, in order to analyze the spatial variability of the texture parameters, soil fertility and amount of raw material (TRS-total reducing sugars). In the same area another grid having 188 points was installed, with minimum distance of 150 meters, in order to provide the spatial analysis of the A+E soil horizon thicknesses. Soil samples were collected in all grid points in the depth of 0,0-0,2 meters. They were submitted to texture, fertility and quality analyzes in a laboratory. Descriptive statistics was calculated and spatial dependence of samples determined by using semivariograms. Maps of kriging were made for all the studied attributes. Results showed that the use of precision agriculture coupled with mathematical modelling is the most effective way to reduce costs for fertilizers application. The concave pedoform needed 12% less fertilizer when compared to the convex pedoform. These results are in accordance with the higher fertility of concave pedoform that has also lower erosion rates and higher horizon thickness. Another result obtained from the mathematical modeling is the derivation of specific indexes for cost reduction. We believe that the application of precision agriculture over the next years could bring significant gains in production, as this technique identifies areas demanding specific management.

Keywords: spatial variability, soil erosion, yield and quality of suga cane production, soil thickness, specific soil management .

CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS

1.1 Introdução

O setor sucroalcooleiro, ou bioenergético, como é denominado atualmente, é o segmento do agronegócio mundial que apresenta maior crescimento frente aos demais setores da agricultura. As produções, na safra de 2006/2007, para o Brasil, foram de: 29,7 milhões de toneladas; 17,9 bilhões de litros, e 426,0 milhões de toneladas, respectivamente, para açúcar, álcool e cana-de-açúcar (UNICA).

Uma fatia importante dentro do setor sucroalcooleiro é a produtividade agrícola, significando 70% dos custos do setor. Tal produção está relacionada a fatores como solo, clima, aplicação e uso de insumos, controle de pragas e doenças, cultivares e variedades, mecanização, sistema de colheita, etc. A necessidade de incorporação de novas tecnologias é primordial na racionalização de todo o processo produtivo, visto que isto implica a redução de custos operacionais e a maior lucratividade de todo e qualquer sistema da agroindústria. Para tanto, a manipulação, a organização e o gerenciamento de dados referentes aos fatores de produção são essenciais (MOLIN, 1997).

A Agricultura de Precisão apresenta-se como uma moderna ferramenta para auxiliar o produtor na definição das melhores estratégias de manejo a serem adotadas visando a aumentar a eficiência da atividade agrícola. Especificamente no manejo do solo, a agricultura de precisão tem como principal conceito aplicar, no local correto e no momento adequado, as quantidades de insumos necessários à produção agrícola, para áreas cada vez menores e mais homogêneas, tanto quanto a tecnologia e os custos envolvidos o permitam (DOBERMANN & PING, 2004).

Neste contexto, muitos autores têm utilizado as curvaturas do relevo para auxiliar a definição de zonas específicas de manejo (MONTANARI et al., 2005; SOUZA et al., 2006; FRANZEN et al., 2006; BARBIERI et al., 2007), objetivando a construção de mapas de variabilidade de solos e produção com menor custo e maior precisão. CHANG et al. (2003), SADLER et al. (1998) e BOUMA et al.

(1999) citam em seus estudos a importância na utilização da topografia como ferramenta para a definição de locais mais homogêneos, permitindo o manejo mais adequado e racional.

Nesse sentido, vários autores têm estudado a delimitação de zonas específicas de manejo, com base no mapeamento das superfícies geomórficas (CUNHA et al., 2005; CAMPOS, 2006) e formas da paisagem (BARBIERI et al., 2007). O objetivo é criar um cenário de análise capaz de delimitar com maior rigor as linhas de transição entre as regiões levantadas e prever, de forma quantitativa e qualitativa, a variabilidade dos atributos do solo de uma forma mais ágil e eficiente (SOUZA et al., 2007). Isto pode ser útil e auxiliar a transferência de conhecimentos com maior facilidade e agilidade, sendo uma medida mais viável do que os levantamentos convencionais que requerem maior giro de capital, pessoal especializado (pedólogos) e tempo, o que a torna uma ação inadequada na rotina de produção de uma área comercial.

Além da topografia, a geoestatística tem-se mostrado como uma ferramenta fundamental para a construção de mapas de recomendação de manejo localizado confiáveis, que possam ser utilizados com eficiência para a agricultura de precisão (VIEIRA, 2000). Todo embasamento desta ferramenta está na análise da variabilidade espacial dos fatores de produção, tais como, atributos do solo e da produção. A partir dessa análise, as decisões devem ser tomadas para que se façam, então, a aplicação dos insumos e o manejo físico das culturas de uma forma localizada (PIERCE & NOWAK, 1999). A tecnologia deve ser, no entanto, validada com base em análises que promovam as suas vantagens não apenas econômicas, mas também benefícios ao meio ambiente por resultar em menor excedente de insumos (MOLIN, 1997).

Dessa forma, a agricultura de precisão, aliada a ferramentas como a topografia e a geoestatística, tem demonstrado, por meio de vários estudos, ser um eficiente sistema de manejo, pois tem diminuído custos (JALALI, 2007; RUFFO et al., 2006), aumentado a produção e evitando contaminações ambientais (BIERMACHER et al., 2006; KORSAETH & RILEY, 2006; LAMBERT et al. 2006).

Portanto, o presente trabalho teve como objetivo a aplicação de métodos de agricultura de precisão e modelos matemáticos em um argissolo com variações na forma do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Catanduva (SP).

1.2 Revisão de Literatura

1.2.1 Formas do relevo e variabilidade dos atributos do solo

O estudo das relações solo-geomorfologia, em escala de aplicação agrícola e ambiental, tem sido proposto por vários autores (TROEH, 1965; RUHE et al., 1967; DANIELS et al., 1971). Dentre os métodos usuais, destacam-se aqueles que propõem associação das formas da paisagem (pedoforma) à variabilidade espacial dos atributos dos solos. Esta modalidade de estudo tem contribuído para mapeamento de áreas mais homogêneas (SOUZA et al., 2004) cujos limites podem ser mais facilmente identificados, o que permite que técnicas agronômicas possam ser transferidas com facilidade e economia para ambientes semelhantes (MARQUES JÚNIOR & LEPSCH, 2000).

Atributos dos solos possuem comportamento diferenciado em segmentos específicos da paisagem, e suas relações podem ser entendidas pela caracterização da variabilidade espacial dos atributos por meio de técnicas de geoestatística. Esses segmentos podem ser identificados como locais específicos da paisagem (CHANG et al., 2003, SADLER et al., 1998 e BOUMA et al., 1999).

KRAVCHENCO & BULLOCK (2000), estudando as influências da posição topográfica na produção de milho e soja, e nos atributos químicos do solo, verificaram que a combinação das características topográficas explicou entre 6 e 54% da variabilidade da produtividade do milho e da soja; porém, quando se correlacionou às propriedades topográficas e químicas, foram explicados de 10 a 78% da variabilidade da produtividade dessas culturas.

Dentre os processos controlados pela topografia, o que mais afeta a distribuição espacial dos atributos dos solos, é a quantidade, o fluxo e a distribuição sazonal de água (DANIELS & HAMMER, 1992). As oscilações, na intensidade e direção dos fluxos de água, condicionam ambientes específicos no solo, por interferir no movimento de bases e sílica, e no comportamento das argilas. Por consequência, fluxos verticais de água condicionam variações morfológicas e mineralógicas na vertente (MONIZ et al., 1994; ZASLAVSKY & ROGOWSKI, 1969), além de interferir nos processos de formação do horizonte B textural (ALMEIDA et al., 1997; ALVES & RIBEIRO, 1995; VIDAL-TORRADO, 1993; CASTRO, 1989) e na variabilidade de atributos de B latossólicos (POCAY, 2000; SOUZA, 2004).

O modelo de paisagem muito utilizado nos estudos de ciência do solo é o de superfície geomórfica, proposto por RUHE (1956) como sendo uma porção de terra que é definida no espaço e no tempo. Em acréscimo a esse conceito, DANIELS et al. (1971) afirmam que as superfícies geomórficas têm limites geográficos definidos e são formadas por um ou mais agentes num determinado período de tempo. Assim, o entendimento das relações entre solos e superfície geomórfica constitui uma ferramenta importante tanto para compreender a distribuição espacial dos solos na paisagem, como para auxiliar nos levantamentos e planejamentos de uso do solo (TERAMOTO et al., 2001; MOTTA et al., 2002).

Outro modelo de paisagem utilizado em mapeamentos detalhados de solos é aquele baseado nas curvaturas do terreno, conforme estabelecido por TROEH (1965). Nesse modelo, as pedoformas podem variar desde as lineares até as côncavas, passando pelas convexas, que normalmente associam o perfil (inclinação) e a curvatura (curva) da paisagem com o grau de intemperismo e evolução do terreno. Uma das vantagens desse modelo é o registro da influência da intensidade e direção dos movimentos da água (convergência e divergência) nas variações dos atributos dos solos.

A variabilidade espacial dos atributos do solo está presente em todas as classes de solos, e em levantamentos de pequena escala (baixo nível de detalhe), pode ser registrada até dentro de uma mesma classe taxonômica. Portanto, é importante sua caracterização para o gerenciamento adequado do sistema produtivo. WARRICK (1998) descreve os atributos físicos, químicos e biológicos dos solos como altamente variáveis em todos os níveis de observação. Nesse sentido, o registro de coordenadas geográficas na atividade de amostragem de solo no campo, permite a geração de mapas de atributos do solo os quais quando associados a mapas de produção das culturas, podem ser utilizados para recomendação de aplicação de fertilizantes (BARBIERI et al., 2007). Essa tecnologia permite aplicar doses de fertilizantes com taxa variada, segundo a necessidade de cada local específico. Essa é uma ferramenta fundamental para reduzir os impactos negativos na agricultura (MOLIN, 2001) e no meio ambiente (BISCARO & GARZELLA, 2006).

Desse modo, o conhecimento da variabilidade espacial dos atributos dos solos, em associação com os limites de precisão dos locais específicos, torna-se de grande importância para a geração de mapas confiáveis para a tomada de decisão (FRANZEN et al., 2006). Dentre as causas da variabilidade dos solos, destacam-se as formas do relevo, que têm despertado o interesse de vários pesquisadores (SOUZA et al., 2006; KRAVCHENKO & BULLOCK, 2000; CHANG et al., 2003). SOUZA et al. (2006) registraram em seus estudos que a identificação de compartimentos da paisagem, utilizando modelos de curvatura, mostrou-se muito eficiente no estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos. Concluíram que pequenas variações nas formas do relevo condicionam variabilidade diferenciada para os atributos químicos.

Para CARVALHO (1981), a participação do relevo é importante, pois, de maneira geral, influencia na quantidade de água armazenada no solo, acelerando as reações químicas do intemperismo, promovendo o transporte de sólidos ou de materiais em solução e produzindo efeitos que se traduzem em diferentes tipos de solos, nas diversas posições das topossequências. Essas posições podem ser

mapeadas, e a coleta de amostras, em intervalos regulares, permite quantificar os processos do solo em relação ao seu grau de dependência espacial.

Dentre os nutrientes responsáveis pelo desenvolvimento da cultura e longevidade do canavial, o fósforo destaca-se pelas quantidades requeridas e custo do elemento. Comprovadamente, as tecnologias de adubação, com taxa variada, constituem importante ferramenta para a redução do valor do investimento. Algumas usinas no Brasil têm utilizado a agricultura de precisão como ferramenta para a racionalização do uso de insumos e corretivos com resultados relevantes (MENEGATTI et al., 2006).

Nesse sentido, o estudo da variabilidade dos atributos dos solos, utilizando aspectos do relevo, permite elaborar mapeamentos com limites precisos, possibilitando caracterizar ambientes específicos de manejo e transferência de informações para áreas semelhantes.

1.2.2 Aplicação de fertilizantes a taxa variável

A premissa da aplicação de técnicas de agricultura de precisão é a aplicação de insumos agrícolas em locais específicos e nas quantidades requeridas (JALALI, 2007; RUFFO et al., 2006). Insumo aplicado de maneira inadequada, principalmente agrotóxicos e fertilizantes, pode gerar impactos ambientais severos e aumento do custo de produção das culturas (DAINESE et al., 2003; BIERMACHER et al., 2006; KORSAETH & RILEY, 2006; LAMBERT et al., 2006).

MENEGATTI et al. (2006), mencionam que, na experiência de usinas que implantaram as técnicas de agricultura de precisão, utilizando critérios localizados e detalhados de aplicação de insumos, houve redução no uso desses insumos sem causar queda na produtividade. Nos trabalhos cujo foi possível verificar o efeito na produtividade da cana-de-açúcar, o resultado foi positivo e consistente. BARBIERI et al. (2007), estudando argissolos cultivados com cana-de-açúcar,

também registraram dosagem inadequada na aplicação convencional de fertilizantes quando comparada a aplicações de forma localizada.

Na Usina Açucareira Guaíra, a implantação do sistema de aplicação de fertilizantes, com taxa variada, resultou em redução de custo na correção do solo de 10,94 R\$ ha⁻¹, com aumento médio de produtividade constatada, de 4,5 %, equivalente a 5,98 t ha⁻¹. Ao preço médio do Estado de São Paulo em março de 2006, de 35,09 R\$ t⁻¹, representa 210,01 R\$ ha⁻¹. A margem de contribuição total da aplicação em taxa variada foi de 220,95 R\$ ha⁻¹ (MENEGATTI et al., 2006).

Nos estudos de MENEGATTI et al. (2006), registrou-se uma diferença de consumo médio entre a aplicação em taxa variada e em taxa fixa de fósforo, no ano de 2004, de 39 %. O consumo real total de insumo foi de 2.493 t, com dose média de 418 kg ha⁻¹, enquanto o consumo estimado em taxa fixa foi calculado em 4.107 t, com dose média estimada de 688 kg ha⁻¹. A economia de insumos foi calculada em R\$ 362.379,63.

Na Usina São Domingos, BARBIERI et al. (2007) trabalhando em área com mesmo histórico de manejo, concluíram que a adoção das técnicas de agricultura de precisão proporcionou uma economia de aproximadamente 25 kg ha⁻¹ de adubo fosfatado. Dessa forma, a utilização da técnica levaria a uma maior eficiência e economia do fertilizante, proporcionando assim, além de menores custos na adubação, menor impacto ambiental por evitar um excesso de fósforo na área.

HAMMOND (1994), avaliando várias áreas de aplicação de fertilizantes, observou que grandes áreas receberiam doses inferiores à recomendada, enquanto outras receberiam quantidades superiores à desejada. Esses resultados sinalizam para aumento de custos e produção não-adequada. STONE et al. (1995), estudando pequenas parcelas, fizeram comparações entre a aplicação fixa e a variada de nitrogênio na cultura do trigo. Embora não tenham encontrado diferença significativa em produtividade, obtiveram redução na aplicação de nitrogênio em até 50%.

Nesse sentido, as técnicas de agricultura de precisão constituem uma ferramenta capaz de racionalizar o uso de insumos pela aplicação localizada de insumos em taxa variada. Sua aplicação condiciona uniformidade ao meio produtivo, aumento da produtividade, resultados econômicos favoráveis e controle ambiental.

1.2.3 Variabilidade espacial da qualidade da matéria-prima (ART - açúcares redutores totais)

O impacto da qualidade da cana-de-açúcar sobre o rendimento industrial já é conhecido e comprovado (BOVI & SERRA, 1999, 2001). Dois aspectos são importantes na avaliação correta da qualidade da cana-de-açúcar como matéria-prima. São eles: a riqueza da cana em açúcares (ART) e o potencial de recuperação destes açúcares (ATR). Açúcares Redutores Totais (ART) são indicadores que permitem avaliar os aspectos da qualidade da cultura, pois representam a quantidade total de açúcares na cana (sacarose, glicose e frutose) (RIPOLI & RIPOLI, 2004), e, para tanto, é determinado este valor de açúcar redutor total contido na cana, por meio da soma da Pol convertida em açúcares redutores ($\text{Pol} \times 1,0526$) e do AR (açúcares redutores). Já o ATR é um indicador de eficiência industrial.

A caracterização espacial do indicador ART, aliada ao conhecimento das causas da variabilidade nos níveis de produção, pode auxiliar o gerenciamento localizado da cultura e nas tomadas de decisões, proporcionando, entre outras vantagens, a redução do custo por unidade produzida (RIPOLI & RIPOLI, 2004).

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos que permitem avaliar a qualidade das culturas, vem sendo tema de vários estudos, como o realizado por ABREU et al. (2003), que avaliaram o padrão da variabilidade espacial da produtividade, qualidade, atributos físico-hídricos do solo, bem como a relação entre esses atributos na cultura do trigo. MIRANDA et al. (2005) relatam a

importância dos estudos sobre a variabilidade das características de qualidade em frutos de melão. Já os estudos de MAULE et al. (2001) comprovaram as diferenças de produtividade agrícola e de maturação da cana-de-açúcar, em diferentes solos, regida pela variação das condições hídricas entre os mesmos.

1.2.4 Métodos estatísticos para a avaliação dos atributos dos solos

1.2.4.1 Estatística clássica

Mesmo em uma área de solo considerado homogêneo, a medida de um atributo em alguns pontos pode revelar grandes variações de valores, pois o solo é produto da ação de diversos fatores de formação e varia continuamente na superfície. Um atributo do solo é uma variável contínua, conforme BURGESS & WEBSTER (1980) e, como tal, constitui uma população infinita em uma determinada área. Para se inferir sobre as características dessa população, ou seja, para descrever o atributo na área, torna-se necessária uma abordagem estatística, onde se procura inferir, a partir de valores amostrais, sobre os parâmetros que caracterizam a sua distribuição de frequência.

Uma detalhada análise exploratória dos dados tem papel fundamental para o entendimento de como os processos geradores definiram o conjunto de dados em análise. Indicando a forma da distribuição, os padrões espaciais e as contaminações, normalmente reveladas por dados discrepantes, auxiliam na decisão das hipóteses que podem ser assumidas, orientando a escolha da análise a ser desenvolvida. A análise prévia dos dados é o ponto de partida para a respectiva manipulação. Na teoria clássica, os dados são analisados por meio de valores médios, os quais são usados para representá-los ou para estimar atributos em locais não-amostrados numa dada região, e por meio de medidas de dispersão, tais como: coeficiente de variação, desvio-padrão, erro-padrão e limites de confiança, para indicar a precisão da média como estimador (TRANGMAR et al., 1985).

Muitos dos atributos do solo, principalmente aqueles relacionados ao fluxo de água, não seguem uma distribuição de frequência normal e ainda apresentam uma estrutura de dependência espacial, o que limita a utilização da estatística clássica para análise de dados. Para o uso da estatística clássica em dados oriundos de experimentos de campo, é admitido solo homogêneo. O problema está na impossibilidade de se saber, antes de amostrar, se as amostras são dependentes ou independentes. Devido a essas limitações e pelo fato de os solos serem heterogêneos, é necessária a utilização de procedimentos estatísticos adicionais que considerem e reflitam essas variações, tal como a geoestatística, que pode ser utilizada havendo ou não estrutura de dependência espacial. Em geral, atributos do solo com altos valores de coeficiente de variação (CV) requerem amostragens mais intensivas em uma dada área do que os atributos com baixo CV (WILDING et al., 1994).

1.2.4.2 Geoestatística na análise da variabilidade do solo

A variabilidade dos solos tem sido abordada pela classificação numérica, por métodos de estatística multivariada, classificação contínua (fuzzy), geoestatística, métodos de fractais, morfologia matemática e teoria do caos (BURROUGH et al., 1994). Embora esses métodos estatísticos permitam inferir sobre a variabilidade espacial do solo (vertical e horizontal), a dependência espacial entre as amostras somente pode ser modelada por meio da geoestatística (MULLA et al., 1992; WEBSTER, 2000). Análises estatísticas clássicas que consideram a independência entre as amostras, baseadas na média, vêm sendo associadas com análises geoestatísticas fundamentadas na teoria das variáveis regionalizadas (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989), por meio do semivariograma e da dependência espacial.

A geoestatística teve suas primeiras aplicações em mineração (DAVID, 1970; JOURNEL, 1974) e depois em hidrologia (DELHOMME, 1976). Já existem

vários estudos em ciência do solo (SANCHEZ, 2003; VIEIRA et al., 1983; TRANGMAR et al., 1985; SOUZA et al., 1997; VIEIRA, 1997; BERG & OLIVEIRA, 2000; SOUZA et al., 2001; CARVALHO et al., 2002; SOUZA et al., 2003 a,b; SILVA et al., 2004).

A análise geoestatística de uma variável única é o método que descreve a variabilidade espacial e envolve principalmente o semivariograma, que é a estimativa e a modelagem da estrutura espacial da variância, e a krigagem, que é a predição de valores da variável regionalizada em pontos ou em regiões não-amostrados (VIEIRA et al., 1983). Variável regionalizada é aquela que mostra características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente casuais e as completamente determinísticas, apresentando uma aparente continuidade no espaço. A continuidade geográfica atribuída manifesta-se pela tendência que a variável tem de apresentar valores muito próximos em dois pontos vizinhos e mais diferentes à medida que esses pontos vão ficando mais distantes.

A base da geoestatística está nos conceitos de variáveis regionalizadas, funções aleatórias e estacionaridade. De acordo com TRANGMAR et al. (1985), uma variável aleatória é uma medida de particularidade que se espera variar de acordo com alguma lei de distribuição de probabilidade, sendo caracterizada por parâmetros da distribuição, tais como valor esperado e variância. Quando a variável aleatória assume diferentes valores, em função da localização onde é amostrada no campo, caracteriza-se uma variável regionalizada, e considerando-se o conjunto de todas as possíveis realizações da variável aleatória, em todos os locais do campo, tem-se uma função aleatória.

Uma função aleatória $Z(x)$ é dita ser de 1ª ordem se seu valor esperado for o mesmo em todos os locais da região estudada, ou seja:

$$E [Z (x)] = m \quad (1)$$

$$E [Z(x) - Z(x+h)] = 0 \quad (2)$$

Estacionaridade de 2ª ordem aplica-se a covariância $C(h)$ de cada par $Z(x)$ e $Z(x+h)$ é a mesma (independentemente da posição) em toda a região de estudo e dependente de h :

$$C(h) = E [z(x) - m] [z(x+h) - m] \quad (3)$$

Quando h cresce, $C(h)$ decresce, e a co-variância espacial diminui. Estacionaridade de $C(h)$ implica estacionaridade da variância amostral S^2 . A covariância espacial aproximar-se-á da variância amostral quando a distância de separação, h , tender a zero.

A estacionaridade de 2ª ordem não se aplica se uma variância e co-variância finita não podem ser definidas, como no caso de estudos de fenômenos com tendência (TRANGMAR et al., 1985). Assim, uma forma menos restritiva de estacionaridade, chamada de hipótese intrínseca, pode ser assumida. A hipótese intrínseca requer que, para todos os vetores h , a variância do incremento $Z(x) - Z(x+h)$ seja finita e independente da posição dentro da região em análise, ou seja:

$$\text{VAR} [Z(x) - Z(x+h)] = E [Z(x) - Z(x+h)]^2 = 2\gamma(h) \quad (4)$$

Dividindo-se por 2, obtém-se a semivariância $\gamma(h)$. A semivariância γ depende do vetor de separação h . Idealmente, γ é zero quando $h = 0$, mas aumenta com o aumento de h (TRANGMAR et al., 1985).

É muito importante observar que a geoestatística não se refere a um tipo especial ou diferente de estatística, mas que cada observação é descrita não apenas pelo seu valor, mas também por informações da sua posição, expressa em um sistema de coordenadas euclidianas. Os métodos geoestatísticos consideram a dependência espacial das observações porque assumem que observações mais próximas geograficamente tendem a ter valores similares e não se pode trabalhar com a suposição de independência.

A geoestatística dispõe de diversas ferramentas que permitem estudar o grau de dependência espacial de atributos do solo ou das plantas e a interação entre eles.

1.2.4.2.1 Semivariograma

A estimativa da dependência espacial ou temporal entre amostras vizinhas pode ser feita por meio da autocorrelação que é de grande utilidade quando se está fazendo amostragem em uma direção. Quando a amostragem envolve duas direções, a ferramenta mais apropriada na estimativa da dependência entre amostras é o semivariograma. O semivariograma define o tipo e a forma da associação espacial e, segundo VIEIRA et al. (1983), constitui-se no primeiro passo da análise geoestatística.

O semivariograma é um gráfico que caracteriza a estrutura de dependência espacial da variável (ou variáveis) sob estudo, ou seja, o semivariograma é uma função que relaciona a semivariância com o vetor distância, podendo ser representada analítica e/ou graficamente, sendo estimado pela seguinte equação:

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

(5)

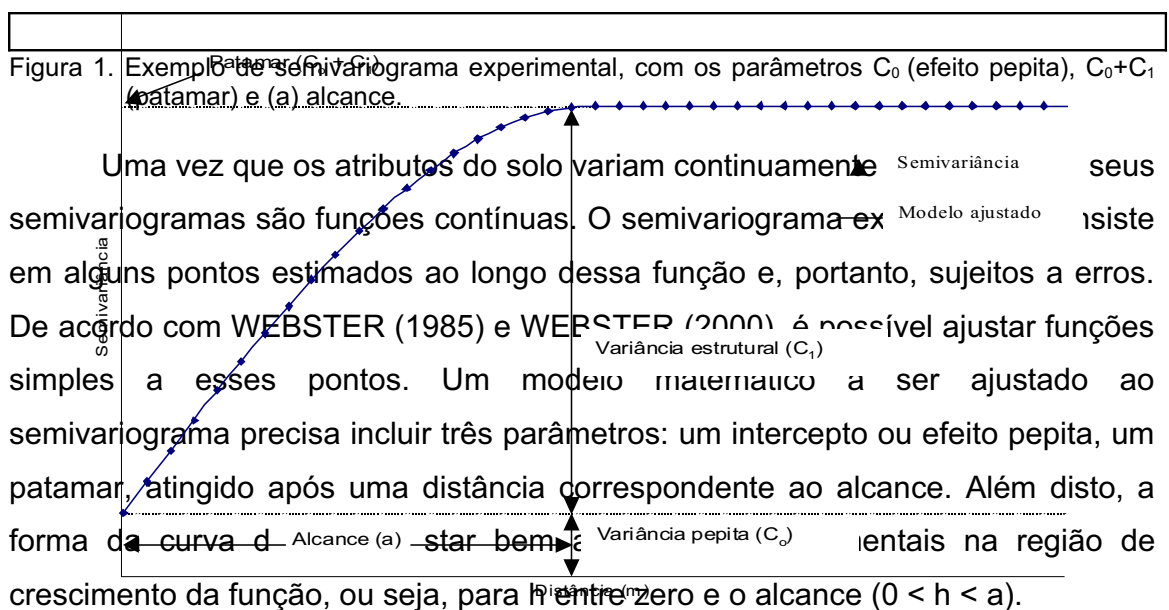
Em que, $N(h)$ é o número de pares experimentais de dados separados pelo vetor h , e Z representa os valores medidos para atributos do solo ou da cultura. O semivariograma normalmente é representado pelo gráfico de $\gamma(h)$ versus h .

O esquema mostrado na Figura 1 expressa o comportamento típico de um semivariograma experimental de um atributo que apresenta dependência espacial. Pontos próximos entre si são mais semelhantes do que pontos mais afastados. A

função de semivariância quantifica a dissimilaridade entre os pontos, ao contrário da correlação.

O semivariograma começa com um baixo valor, denominado efeito pepita puro ou “Nugget effect” (C_0) e cresce à medida que h cresce, até uma distância, denominada alcance ou “Range”, representada por “ a ”, que determina a distância até a qual o atributo se apresenta espacialmente dependente. A partir dessa distância, os dados podem ser considerados independentes. Para distâncias maiores que o alcance, o semivariograma tende a se estabilizar em torno de um valor denominado patamar (C_0+C_1) para dados estacionários, onde C é o patamar ou “sill”, segundo MALLANTS et al. (1996) e WEBSTER (2000). A razão entre o efeito pepita (C_0) e o patamar (C_0+C_1) pode ser usada para definir classes distintas de dependência espacial dos atributos do solo, classificação segundo CAMBARDELLA et al. (1994) sendo:

- 1) $C_0/(C_0+C_1) \leq 25 \%$: variável apresenta forte dependência espacial;
- 2) $C_0/(C_0+C_1)$ entre 25 % e 75 %: variável apresenta moderada dependência espacial;
- 3) $C_0/(C_0+C_1) > 75 \%$: variável apresenta fraca dependência espacial.



Alguns modelos matemáticos podem ser usados, desde que algumas condições sejam atendidas, como descrito por McBRATNEY & WEBSTER (1986). Segundo os autores, a matriz de co-variância no processo de krigagem deve ser positiva definida, garantindo que o sistema de krigagem tenha solução única. Se ao invés da co-variância for usada a semivariância na matriz, como é usual, o modelo do semivariograma deve ser “negativo semidefinido condicional” (NSDC). As funções que atendem a essa condição, são denominadas modelos autorizados, sendo em número relativamente restrito. Os autores apresentam os modelos mais comumente usados:

1- Modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad \text{para } 0 < h < a \quad (6)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \quad \text{para } h \geq a \quad (7)$$

O modelo esférico é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0) e do patamar ($C_0 + C_1$), depois passando-se uma reta que intercepte o eixo y em C_0 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h=0$. Essa reta cruzará o patamar a distância, $a' = (2/3)a$. Assim, o alcance (a) será $a = 3a'/2$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $(1/3)a$ (VIEIRA, 2000), sendo esse modelo o de maior ocorrência para os atributos de solo (TRANGMAR et al., 1985).

2- Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right] \quad \text{para } 0 < h < d \quad (8)$$

Sendo que d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido. Uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que esse modelo atinge o patamar assintoticamente, com o alcance prático definido como a distância na qual o valor do modelo é 95 % do patamar (ISAAKS & SRIVASTAVA,

1989). Os parâmetros C_0 e C_1 , para o modelo exponencial, são determinados da mesma maneira que para o esférico (VIEIRA, 2000).

3- Modelo gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3\left(\frac{h}{a}\right)^2\right) \right] \quad \text{para } 0 < h < d \quad (9)$$

Onde d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido. O modelo gaussiano é usado muitas vezes para modelar fenômenos extremamente contínuos. Semelhantemente ao modelo exponencial, o modelo gaussiano atinge o patamar assintoticamente, e o parâmetro a é definido como o alcance prático ou distância na qual o valor do modelo é 95 % do patamar (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989). O que caracteriza esse modelo é seu ponto de inflexão próximo à origem.

4- Modelo linear:

$$\lambda(h) = C_0 + \frac{C_1}{a}h \quad \text{para } 0 < h < a \quad (10)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \quad \text{para } h \geq a \quad (11)$$

Em que C_1/a é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Nesse modelo, o patamar é determinado por inspeção. O C_1/a é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos de $\gamma(h)$, dando-se maior peso àqueles que correspondem o maior número de pares. O efeito pepita (C_0) é determinado pela interseção da reta no eixo $\gamma(h)$. O alcance (a) é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar; e $C_1 = \text{patamar} - C_0$, segundo VIEIRA (2000).

Escolher o modelo mais adequado não é um procedimento automático. Em geoestatística, é comum o ajuste visual do modelo selecionado aos pontos experimentais, o que carece de sustentação estatística. De acordo com

McBRATNEY & WEBSTER (1986), ajustes são normalmente feitos pelos métodos da minimização do quadrado dos desvios, assumindo normalidade e independência dos resíduos e homogeneidade de variâncias. O uso desse método para ajustar semivariogramas é muito criticado em função dessas hipóteses assumidas, sobretudo no que diz respeito à variância. O método dos mínimos quadrados generalizados contorna essa questão, mas é muito trabalhoso. O método dos mínimos quadrados ponderados, onde o peso associado a cada ponto experimental é função do número de pares de observações que o originou, é uma alternativa que tem sido adotada.

1.2.4.2.2 Krigagem

A krigagem é um processo de interpolação que estima valores de atributos medidos em locais não-amostrados, sem tendência e com variância mínima, podendo expressar os resultados em forma de mapas de isolinhas ou de superfície tridimensional. O valor da variável espacial num local não-amostrado é estimado por combinação linear de valores medidos em outros locais, levando-se em conta o conhecimento espacial da variável, expressa pelo semivariograma e os locais dos valores conhecidos. Pontos perto dos locais não-amostrados têm maior peso do que pontos afastados, e pontos agrupados levam mais peso do que pontos isolados (VIEIRA et al., 1983; BORGELT et al., 1994).

Dentre os diversos métodos de interpolação disponíveis, estão: inverso da potência da distância, mínima curvatura, base radial, “shepard”, regressão polinomial, triangulação e krigagem. A krigagem apresenta, entre outras vantagens, maior precisão geral e fidelidade aos dados originais (VIEIRA, 2000). LANDIM (1998) afirma ainda que a expressão do erro associado aos valores estimados distingue-o dos demais algoritmos à disposição. Esse método também é descrito como geoestatístico, exigindo a construção prévia, análise e ajuste de semivariograma. Para este fim, o estimador clássico de Matheron é o mais

utilizado, apresentando-se mais estável sob normalidade, sendo recomendável a utilização de um estimador robusto em casos de dados assimétricos (VIEIRA, 2000).

A krigagem utiliza um interpolador linear não-tendencioso e de variância mínima que assegura a melhor estimativa (VIEIRA et al., 1983; ISAACS & SRIVASTAVA, 1989; JOURNAL & HUIJBRETS, 1991). Este estimador utiliza as informações obtidas no semivariograma para determinar pesos otimizados que são usados para a estimativa de pontos não-amostrados. Assumindo que o semivariograma é uma função da distância, os pesos mudam de acordo com a distribuição espacial das amostras. O valor interpolado para os locais não-amostrados é definido por meio da expressão:

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (12)$$

$\hat{Z}(x_0)$, é o valor estimado para locais não-amostrados (x_0);

λ_i , é o peso atribuído a cada valor amostrado $Z(x_i)$;

n , é o número de pontos vizinhos usados na estimativa;

$Z(x_i)$, é o valor da variável Z no local x_i .

A utilização das técnicas de geoestatística em atributos de solos, na inferência de pontos não-amostrados (krigagem), é inicialmente apresentada nos trabalhos de BURGESS & WEBSTER (1980), BURGESS et al. (1981), VIEIRA et al. (1981), YOST et al. (1982) e BRAGA & DRUCK (1993). Esses autores mostraram a boa adequação dos interpoladores geoestatísticos aos dados de solos e consideraram que a krigagem apresenta uma estrutura teórica desejável, condições favoráveis de implementação e uma estabilidade às variações amostrais.

A estimativa de valores para locais não-amostrados, por meio da técnica de krigagem, possibilita estabelecer um mapa da área de estudo para os atributos do solo, permitindo a definição de linhas de isovalores, as quais podem ser de grande utilidade no planejamento experimental e na interpretação do comportamento

espacial dos dados. BURGESS & WEBSTER (1980), auxiliando no planejamento das atividades agrícolas e no fornecimento de subsídios para tomadas de decisões, CRISTÓBAL et al. (1996) e ROBAINA & SEIJAS (2002), estudando a distribuição espacial da condutividade hidráulica do solo saturado em uma área com cana-de-açúcar, afirmam que o método de interpolação por krigagem pode ser muito útil quando se querem obter os mapas de isolinhas de uma variável com altos coeficientes de variação, como no caso da condutividade hidráulica do solo saturado.

Nos últimos anos maior atenção tem sido dada para a variabilidade do solo, como meio de melhorar a quantificação dos conceitos pedogenéticos e o entendimento dos fatores casuais do padrão de distribuição do solo e evolução da paisagem. O uso da geoestatística tem permitido estudar o comportamento espacial de atributos do solo e sua visualização espacial ao longo da paisagem.

1.3 Modelagem Matemática

Os modelos matemáticos quantitativos de otimização baseiam-se na análise de funções - objetivo que desejamos minimizar ou maximizar - dadas as restrições expressas como equações ou inequações (RAVINDRA et al., 1987; WINSTON, 1997; HILLIER & LIEBERMAN, 1988; GOLDFARB & LUNA, 2000).

Em virtude das várias peculiaridades inerentes aos diversos contextos que se podem analisar, os modelos de programação matemática são classificados em subcategorias. Encontramos os modelos de programação linear (PL), caso particular dos modelos de programação matemática, em que as variáveis são contínuas e apresentam comportamento linear tanto com relação às restrições quanto com relação à função-objetivo. Também temos os modelos de programação não-linear (PNL), caracterizados por serem problemas de

programação de qualquer tipo de não-linearidade, seja na função-objetivo, seja em qualquer uma de suas restrições. A seguir, vêm os modelos de programação inteira (PI), que apresentam variáveis que não podem assumir valores contínuos, ficando condicionadas a assumir valores discretos e os modelos de programação linear inteira mista (PIM), quando são utilizadas variáveis inteiras e contínuas num mesmo modelo linear (JOHNSON & MONTGOMERY, 1974; HAX & CANDEA, 1984; PAIVA, 2006).

1.3.1 Programação matemática na indústria sucroalcooleira

No Brasil, a partir da década de 90, observa-se o surgimento de algumas contribuições sobre a utilização de métodos quantitativos na indústria sucroalcooleira. Por exemplo, BARATA (1992) utilizou programação linear para desenvolver um modelo de avaliação técnicoeconômica aplicado às questões relacionadas ao corte e à reforma de canaviais. GRISOTTO (1995) apresentou um modelo de otimização para o transporte de cana-de-açúcar, utilizando transporte rodoviário. YOSHIZAKI et al. (1996) aplicaram modelagem matemática para solucionar o problema da distribuição de álcool no Sudeste do Brasil. YAMADA (1999) modelou atividades produtivas de uma usina de açúcar e álcool utilizando Redes de Petri atemporizadas para fornecer informações para a construção de modelos de simulação. COLIN et al. (1999) apresentaram um modelo de programação linear para a otimização do sistema logístico de distribuição e armazenamento de açúcar, considerando um depósito central e vários depósitos secundários. SAITO (2000) fez uso de simulação baseada em sistemas dinâmicos para a análise da cadeia agroindustrial da cana-de-açúcar. IANNONI & MORABITO (2006) estudaram o sistema de recepção de cana de uma usina utilizando simulação discreta para analisar a logística de transporte de cana.

Em outros países produtores de cana-de-açúcar (Austrália, Cuba e Colômbia, por exemplo), a utilização de modelos e de métodos quantitativos

aplicados aos problemas da indústria sucroalcooleira já aparece reportada em trabalhos menos recentes. Por exemplo, MATHEW & RAJENDRAM (1993) utilizaram simulação para analisar a programação das atividades de manutenção de uma usina açucareira, onde se pretendeu determinar um bom intervalo entre as paradas para manutenção da usina. HIGGINS & DAVIES (2005) aplicaram simulação computacional para planejar a capacidade do sistema de transporte de cana-de-açúcar. Além disso, alguns trabalhos mais recentes apresentam métodos e técnicas de otimização matemática aplicados à programação e integração do corte de cana com o transporte dessa matéria-prima até a usina (HIGGINS et al., 2004).

Existe um esforço constante e crescente em desenvolver e aplicar modelos e métodos quantitativos para auxiliar nas principais operações do setor sucroalcooleiro. O destaque é para os modelos de planejamento da colheita, programação do transporte de cana, distribuição e armazenagem de açúcar e álcool, seleção de variedades de cana e de programação da reforma do canavial. Todos esses modelos matemáticos estão relacionados com a área agrícola.

Na etapa industrial, os esforços que vêm sendo empregados para modelar o processo de produção de açúcar, álcool e subprodutos, estão mais restritos às áreas da engenharia química, engenharia de alimentos, engenharia elétrica e engenharia de processo açucareiro e alcooleiro. Esses estudos estão focados na representação das transformações químicas e físicas que acontecem nas diversas operações unitárias de produção de açúcar e álcool, embasando estudos de análise de investimentos e de melhorias de projetos de equipamentos.

REFERÊNCIAS

ABREU, S.L.; REICHERT, J.M.; SILVA, V.R.; REINERT, D.J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.33, n.2, p.275-282, 2003.

ALMEIDA, J.A.; KLAMT, E.; KÄMPF, N. Gênese do contraste textural e da degradação do horizonte B de um Podzólico Vermelho-Amarelo da planície costeira do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.21, n.2, p.221-233, 1997.

ALVES, A. J. O.; RIBEIRO, M. R. Caracterização e gênese dos solos de uma toposseqüência na microregião da mata seca de Pernambuco. **Revista Brasileira de Ciencia do Solo**, Viçosa, v.19, n. p.297-305, 1995.

BARATA, M.Q.F. **Otimização econômica do corte e reforma de canaviais**. Dissertação (Mestrado em Agronomia). Piracicaba: Esalq, 1992.

BARBIERI, D. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; CAMARGO, L. A.; MATIAS, S. S. R.; SANCHES, R. B. Formas do relevo como critério auxiliar à aplicação de insumos em uma argissolo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 2007, Gramado-RS. **CONQUISTAS E DESAFIOS DA CIÊNCIA DO SOLO BRASILEIRA**. Gramado: CD-ROM, 2007.

BERG, M.V.D.; OLIVEIRA, J.B. Variability of apparently homogeneous soils capes in São Paulo state, Brazil: I. Spatial analysis. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.24, n.2, p.377-391, 2000.

BORGELT, S.C.; SEARCY, S.W.; STOUT, B.A.; MULLA, D.J. Spatially-variable liming rates - a method for determination. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v.37, n.5, p.1499-1507, 1994.

BIERMACHER, J. T.; EPPLIN, F. M.; BRORSEN, B. W.; SOLIE, J. B.; RAUN, W. R. Maximum benefit of a precise nitrogen application system for wheat. **Precision Agriculture**, v. 7, n.3, p.193–204, 2006.

BISCARO, A. S.; GARZELLA, T. C. Agricultura de precisão: uma valiosa ferramenta para redução de contaminação ambiental decorrente do uso de fertilizantes minerais nitrogenados. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2006, São Pedro-SP. **Anais...** Piracicaba: Esalq, 2006. 1 CD-ROM.

BOUMA, J.; STOORVOGEL, J.; ALPHEN, van B.J.; BOOLTINK, H.W.G. Pedology, precision agriculture, and the changing paradigm of agricultural research. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.63, n.6, p.1763-1768, 1999.

BOVI, R.; SERRA, G. E. Impurezas fibrosas da cana-de-açúcar e parâmetros tecnológicos do caldo extraído. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 56, n. 4, p. 885-896, 1999.

BOVI, R.; SERRA, G. E.. Folhas verdes, folhas secas, fibra do colmo e a clarificação do caldo de cana-de-açúcar. **Scientia Agricola**, Piracicaba v. 58, n. 3, p. 457-463, 2001.

BRAGA, L.; DRUCK, S. Analysis of soil properties by geoestatistical methods. Geoestatistical for next century. In: INTERNATIONAL FORUM IN HONOR OF MICHEL DAVID'S CONTRIBUTION TO GEOESTATISTICS, 1993, Montreal. **Proceedings**, Montreal 1993.

BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, Oxford, v.31, n.3, p.315-331, 1980.

BURGESS, T.M.; WEBSTER, R.; McBRATNEY, A.B. Optimal interpolation and isarithm mapping of soil properties. IV. Sampling strategy. **Journal of Soil Science**, Oxford, v.32, n.4, p.643-659, 1981.

BURROUGH, P.A.; BOUMA, J.; YATES, S.R. The state of the art in pedometrics. **Geoderma**, Amsterdam, v.62, n.1-3, p.311-326, 1994.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

CAMPOS, M. C. C. **Relações solo-paisagem em uma área de transição arenito-basalto na região de Perreira Barreto (SP)**. 2006. 133f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2006.

CARVALHO, W. A. **Relações entre relevos e solos da bacia do rio Capivara - município de Botucatu**, SP. 1981. 193 p. Tese (Livre-Docência) – Faculdade de Ciências Agrárias, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 1981.

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.37, n.8, p.1151-1159, 2002.

CASTRO, S.S. **Sistemas de transformação pedológica em Marília, SP: B latossólicos e B texturais**. 1989. 274f. Tese (Doutorado em Solos) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1989.

CHANG, J.; CLAY, D. E.; CARLSON, C. G.; CLAY, S. A.; MALO, D. D.; BERG, R.; KLEINJAN, J.; WIEBOLD, W. Different techniques to identify management zones impact nitrogen and phosphorus sampling variability. **Agronomy Journal**, Madison, v.95, n.6, p.1550-1559, 2003.

COLIIN, E.C.; CIPPARRONE, F.A.M.; SHIMIZU, T. Otimização do custo de transporte na distribuição-armazenagem de açúcar. **Produção**, São Paulo, v.9, n.1, p.23-30, 1999.

CRISTÓBAL, A.; PALACIOS, V.; RUIZ, F. Comparación de métodos de interpolación en variables hídricas del suelo. **Agrociencia**, Havana, v.30, n.2, p.329-343, 1996.

CUNHA, P.; MARQUES JUNIOR, J.; CURI, N.; PEREIRA, G. T.; LEPSCH, I. F. Superfícies geomórficas e atributos de Latossolos em uma seqüência Arenítico-Basáltica da região de Jaboticabal (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, n.1, p.81-90, 2005.

DAINESE, R. C.; ADAMI, M.; MOLIN, J. P.; MOREIRA, M. A. Uso do SPRING no processamento de dados de fertilidade do solo para uso em agricultura de precisão. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 11., 2003, Belo Horizonte. **Proceedings** São José dos Campos: INPE, 2003. p. 51-58.

DANIELS, R.B.; GAMBLE, E.E.; CADY, J.F. The relation between geomorphology and soil morphology and genesis. **Advances in Agronomy**, New York, v.23, n.1, p.51-87, 1971.

DANIELS, R.B.; HAMMER, R.D. **Soil Geomorphology**. New York: John Wiley, 1992. 236p.

DAVID, M. The geostatistical estimation of porphyry-type deposits and scale factor problems. In: PRIBAM MINING CONGRESS, Praga. **Proceedings**. Praga: 1970, p.91-109.

DELHOMME, J.P. **Kriging in hydrosciences**. Fontainebleau: Centre D'Informatique Geologique, 1976. 94p.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. Estudos e Pesquisas. **Desempenho do setor sucroalcooleiro brasileiro e os trabalhadores**. Ano 3, n.30. São Paulo: DIEESE, 2007. 34p.

DOBERMANN, A.; PING, J.L. Geostatistical integration of yield monitor data and remote sensing improves yield maps. **Agronomy Journal**, Madison, v.96, n.1, p.285-297, 2004.

FRANZEN, D. W.; NANNA, T.; NORVELL, W. A. A survey of soil attributes in North Dakota by landscape position. **Agronomy Journal**, Madison, v.98, n.6 p.1015-1022, 2006.

GOLDBARG, M.C. & LUNA, H.P.L. **Otimização combinatorial e programação linear: Modelos e algoritmos**. Rio de Janeiro: Campus, 2000. v. 1, 639p.

GRISOTTO, M.E. **Otimização do transporte de cana-de-açúcar por caminhões**. Campinas, 1995. 121f. Dissertação (Mestrado em Matemática Aplicada) – Instituto de Matemática, Estatística e Ciência da Computação, Universidade de Campinas, Campinas, 1995.

HAMMOND, M. W. Comparison of phosphorus and potassium utilization with conventional and variable fertility management. **Better Crops With Plant Food**, Norcross, v. 78, n. 4, p. 22-23, 1994.

HAX, A.C.; CANDEA, D. **Production and inventory management**. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1984.

HILLIER, F.S., LIEBERMAN, G.J. **Introdução à pesquisa operacional**. São Paulo: Campus/Edusp, 1988.

HIGGINS,A.J.;ANTONY,G.; DAVIES,I.; SANDELL,G.; PRESTWIDGE,D.; ANDREW B. A framework for integrating a complex harvesting and transport system for sugar production. **Agricultural systems**, Amsterdam  v.82, n.2, p.99-115, 2004.

HIGGINS,A.J.; DAVIELS,I. A simulation model for capacity planning in sugarcane transport. **Computers and Eletronics in Agriculture**, Amsterdam, v.47, n. 2, p. 85-102, 2005.

IANNONI, A.P.; MORABITO.R. A discrete simulation analysis of a logistics supply system. **Transportation Research**, part E: Logistics and Transportation Review, Amsterdam v. 42, n. 43, p. 191 – 210, 2006.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geoestistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

JALALI, M. Site-specific potassium application based on the fertilizer potassium availability index of soil. **Precision Agriculture**, v.8, n.4 e 5, p. 199-211, 2007.

JOHNSON, L.; MONTGOMERY, D. **Operations research in production, planning, scheduling and inventory control**. New York: John Wiley & Sons, 1974.

JOURNEL, A.G. Geostatistical for conditional simulation of orebodies. **Economic Geology**, Ontario v.69, n. 5, p.673-687, 1974.

JOURNEL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. **Mining geostatistics**. 5. ed. London: Academic Press, 1991. 600p.

KORSAETH, A.; RILEY, H. Estimation of economic and environmental potentials of variable rate versus uniform N fertilizer application to spring barley on morainic soils in SE Norway. **Precision Agriculture**, v. 7, n. 4, p. 265-279, 2006.

KRAVCHENKO, A.N.; BULLOCK, D.G. Correlation of corn and soybean yield with topography and soil properties. **Agronomy Journal**, Madison, v.75, n.1, p.75-83, 2000.

LAMBERT, D. M.; LOWENBERG-DEBOER, J.; MALZER, G. L. Economic analysis of spatial-temporal patterns in corn and soybean response to nitrogen and phosphorus. **Agronomy Journal**, Madison, v.98, n.1, p. 43–54 2006.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: Fundação Editora da Unesp, 1998. 226p.

McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, Oxford, v.37, n.4, p.617-639, 1986.

MALLANTS, D.; GARVIN, P.C.; STARK, J.C. Spatial variability of hydraulic properties in a mult-layered soil profile. **Soil Science**, Baltimore, v.161, n.3, p.167-180, 1996.

MARQUES JÚNIOR, J.; LEPSCH, I.F. Depósitos superficiais neocenozóicos, superfícies geomórficas e solos em Monte Alto, SP. **Geociência**, São Paulo, v.19, n.2, p.265-281, 2000.

MATHEW, J.; RAJENDRAM, C. Scheduling of maintenance in a sugar industry using simulation. **Computers in industry**, Amsterdam v.21,n.3, p.331-334, 1993.

MAULE, R. F.; MAZZA, J. A.; MARTHA JR, G. B. Produtividade agrícola de cultivares de cana-de-açúcar em diferentes solos e épocas de colheita. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 58, n. 2, p. 295-301, 2001.

MENEGATTI, L. A. A.; MOLIN, J. P.; GÓES, S. L.; KORNDORFER, G. H.; SOARES, ROGÉRIO, A. B.; LIMA, E. A. Benefícios econômicos e agrônômicos da adoção de agricultura de precisão em usinas de açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2006, São Pedro-SP. **Anais...** Piracicaba: Esalq, 2006. 1 Cd-rom.

MIRANDA, N. O.; OLIVEIRA, T. S.; LEVIEN, S. A.; SOUZA, E. R. Variabilidade espacial da qualidade de frutos de melão em áreas fertirrigadas. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 2, p. 242-249, 2005.

MOLIN, J.P. Agricultura de precisão: mais um desafio para o agricultor brasileiro. **Plantio Direto**, Passo Fundo, v.39, n.3, p.26-27, 1997.

MOLIN, J.P. **Agricultura de precisão – o gerenciamento da variabilidade**. Piracicaba: José Paulo Molin, 2001. 83p.

MONIZ, A. C.; MANFREDINI, S.; DEMATTÊ, J. L. I. Variações morfológicas, mineralógicas e hídricas em terra roxa estruturada ao longo de uma vertente em Rio das Pedras (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.18, p.513-520, 1994.

MONTANARI, R.; MARQUES JÚNIOR, J. ; PEREIRA, G. T. ; SOUZA, Z. M. Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n.1, p. 69-77, 2005.

MOTTA, P.E.F.; CURTI, N.; SIQUEIRA, J.O.; VAN RAIJ, B.; FURTINI NETO, A.E.; LIMA, J.M. Adsorção e formas de fósforo em Latossolos: influencia da mineralogia e histórico de uso. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 26, n.2, p. 349-359, 2002.

MUGGLER, C.C.; CURTI, N.; SILVA, M.L.N.; LIMA, J.M. Características pedológicas de ambientes agrícolas nos chapadões do rio Corrente, sudoeste da Bahia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.31, n.3, p.221-232, 1996.

MULLA, D.J.; BATÍ, A.U.; HAMMOND, M.W.; BENSON, J.A. A comparison of winter wheat yield and quality under uniform versus spatially variable fertilizer management. **Agriculture Ecosystems & Environment**, Amsterdam, v.38, n.2, p.301-311, 1992.

PAIVA, R.P.O. **Um modelo baseado em seleção de processos e dimensionamento de lotes para o planejamento agregado da produção em usinas de açúcar e álcool**. 2006. 182p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de

Produção) Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas, Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2006.

PIERCE, F. J.; NOWAK, P. Aspects of precision agriculture. **Advances in Agronomy**, New York, v. 67, n.1, p.1-85, 1999.

POCAY, V.G. **Relações entre pedoforma e variabilidade espacial de atributos de latossolos sob cultivo intensivo de cana-de-açúcar**. 2000. 177f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual de São Paulo. Jaboticabal, 2000.

Produção de cana – Brasil, em toneladas. Disponível em: <www.unica.com.br> Acesso em: 12 nov. 2007.

RAVINDRA,A.; PHILLIPS,D.T.; SOLBERG, J.J. **Operations research- principles and practice**. New York: John Wiley & Sons, 1987.

RIPOLI, T.C.C.; RIPOLI, M.L.C. Qualidade da cana-de-açúcar e seu impacto na indústria. In: RIPOLI, T.C.C.; RIPOLI, M.L.C. **Biomassa de cana-de-açúcar: colheita, energia e ambiente**. Piracicaba, 2004, p. 185 – 193.

ROBAINA, F.G.; SEIJAS, T.L. Distribución espacial de la conductividad hidráulica de saturación en un área cañera de la llanura Habana-Matanzas. **Revista Ciência Técnica Agropecuária**, Havana, v.11, n.1, p.71-76, 2002.

RUFFO, M. L.; BOLLERO, G. A.; BULLOCK, D. S.; BULLOCK, D. G. Site-specific production functions for variable rate corn nitrogen fertilization. **Precision Agriculture**, v.7 n. 6, p.327–342, 2006.

RUHE, R. V. Geomorphic surfaces and the nature of soils. **Soil Science**. Baltimore, v.82, p.441-445, 1956.

RUHE, R. V **McGraw-Hill Encyclopedia of Science and Technology**. New York: McGraw-Hill Book Co., 1967, p. 522.

SADLER, E.J.; BUSSCHER, W.J.; BAUER, P.J.; KARLEN, D.L. Spatial scale requirements for precision farming: a case study in the southeastern USA. **Agronomy Journal**, Madison, v.90, n.2, p.191-197, 1998.

SAITO, R.J. **Análise de cadeias agroindustriais utilizando simulação computacional baseada na metodologia system dynamics: um estudo de caso**. 2000. 83p. Dissertação (Mestrado em Agroecologia e Desenvolvimento Rural) – Universidade Federal de São Carlos, Araras, 2000.

SANCHEZ, R. B. **Zonas de Manejo caracterizadas por meio de pedoformas em área sob cultivo de cana-de-açúcar**. 2003. 53f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista. Jaboticabal, 2003.

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; REINERT, D.J. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.2, p.399-406, 2004.

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**, Viçosa, v.21, n.3, p.367-372, 1997.

SOUZA, Z.M.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; CAMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, n.3, p.699-707, 2001.

SOUZA, C.K.; MARQUES JÚNIOR, J.; MARTINS FILHO, M.V.; PEREIRA, G.T. Influência do relevo e erosão na variabilidade espacial de um latossolo em Jaboticabal (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, n.6, p.1067-1074, 2003a.

SOUZA, C.K.; MARQUES JÚNIOR, J.; MARTINS FILHO, M.V.; PEREIRA, G.T. Influência do relevo na variação anisotrópica dos atributos químicos e granulométricos de uma latossolo em Jaboticabal-SP. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.23, n.3, p.486-495, 2003b.

SOUZA, Z. M. **Variabilidade espacial e atributos de um Latossolo sob diferentes formas de relevo**. 2004. 141 f. Tese (Doutorado em Produção Vegetal) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2004.

SOUZA, Z. M.; Marques Júnior, J.; Pereira, G. T.; Baribieri, D. M.. Small relief shape variations influence spatial variability of soil chemical attributes. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.63, n. 2, p. 161-168, 2006.

SOUZA, Z. M.; BARBIERI, D. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; CAMPOS, M. C. Influência da variabilidade espacial de atributos químicos de um latossolo na aplicação de insumos para a cultura de cana-de-açúcar. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, n. 2, p. 371-377, 2007.

STONE, M. L.; SOLIE, J. B.; RAUN, W. R.; TAYLOR, S. L.; RINGER, J. D.; WHITNEY, R. W. **Use of spectral radiance for correcting in season fertilizer nitrogen deficiencies in winter wheat**. St. Joseph: ASAE, 1995. p.37. (Paper AECT, 95-133).

TERAMOTO, E.R.; LEPSCH, I.F.; VIDAL-TORRADO, P. Relações solo, superfície geomórfica e substrato geológico na microbacia do ribeirão Marins (Piracicaba-SP). **Scientia Agricola**, Piracicaba, v.58, n.2, p.361-371, 2001.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, New York, v.38, n.1, p.45-93, 1985.

TROEH, F.R. Landform equations fitted to contour maps. **American Journal of Science**, New Haven, v.263, n.3, p.616-627, 1965.

VIDAL-TORRADO, P.; LEPSCH, I.F. Morfogênese dos solos de uma topossequência com transição B latossólico x B textural sobre migmatitos em Mococa (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.17, n.1, p.109-119, 1993.

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.45, n.6, p. 1040-1048, 1981.

VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v.51, n.1, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, Campinas, v.56, n.1, p.181-190, 1997.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ, V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R. (Eds.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000, v.1, p.1-53.

WARRICK, A.W. Spatial variability. In: HILLEL, D. **Environmental soil physics**. San Diego: Academic Press, 1998. p.655-675.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. **Advances and Soil Science**, New York, v.3, n.1, p.1-70, 1985.

WEBSTER, R. Is soil variation random? **Geoderma**, Amsterdam, v.97, n.1-2, p.149-163, 2000.

WILDING, L.P.; BOUMA, J.; GOSS, D.W. impact of spatial variability on interpretative modeling. **Quantitative modeling of soil forming processes**. SSSA, v. 39, Spec. Publ., p.61-75, 1994.

WINSTON, W.L. Operations research. Belmont. 2 ed. CA: Duxbury Press, 1997.

YAMADA, M.C. **Modelagem das cadeias de atividades produtivas da indústria sucroalcooleira visando à aplicação em estudos de simulação**. 1999. 164 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Mecânica) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Carlos, São Carlos, 1999.

YOSHIZAKI, H.Y.; MUSCAT, A.R.N.; BIAZZI, J.L. Decentralizing ethanol distribution in southeastern Brazil. **Interfaces**, v. 26, n.6, p. 24-34, 1996.

YOST, R.S.; UEHARA, G.; FOX, R.L. Geoestatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. I. Semi-variograms. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.46, n.5, p.1028-1032, 1982.

ZASLAVSKY, D.; A.S. ROGOWSKI, A. S. Hydrologic and morphologic implications of anisotropy and infiltration in soil profile development. **Soil Science Society American Procedure**, Madison v.33, p.594–599, 1969.

CAPÍTULO 2 - VARIABILIDADE ESPACIAL DO TEOR DE AÇÚCARES REDUTORES TOTAIS (ART) E PRODUTIVIDADE DA CANA-DE-AÇÚCAR EM DIFERENTES PEDOFORMAS

RESUMO – A qualidade da cana-de-açúcar é de fundamental importância para os rendimentos agrícolas e industriais. O objetivo deste trabalho foi caracterizar a variabilidade espacial do teor de ART (açúcares redutores totais) e produtividade da cana-de-açúcar em argissolos sob diferentes pedoformas. Amostras de planta foram coletadas nos pontos de cruzamento de quatro malhas, com espaçamento de 10 x 10 m, totalizando 121 pontos cada malha, sendo duas presentes em uma superfície convexa (Malhas A e B) e duas em uma superfície côncava (Malhas C e D). A variabilidade dos dados foi analisada pela estatística descritiva, e a variabilidade espacial, por meio de técnicas de geoestatística. A superfície convexa apresentou uma média de açúcares redutores totais superior

($p < 0,01$) à média da superfície côncava, o que pode indicar uma relação desta característica com o relevo. As técnicas de geoestatística permitem a confecção de mapas do padrão espacial dos teores de açúcares redutores totais facilitando o gerenciamento localizado da produção.

Palavras- Chave: geoestatística, *Saccharum officinarum*, relação solo-paisagem, qualidade tecnológica.

INTRODUÇÃO

A importância econômica da cana-de-açúcar no cenário mundial está cada vez mais acentuada. Essa cultura apresenta-se como uma interessante fonte renovável de energia que poderá manter um desenvolvimento sustentável por muitas décadas por meio do fornecimento do etanol, que é um combustível de baixo índice poluidor (GOLDEMBERG, 1998).

Observa-se também decréscimo na procura de combustíveis por fontes não-renováveis como: petróleo, o gás natural, carvão mineral e aumento no consumo de fontes bioenergéticas. Estudos, como realizado por KOZERSKI & HESS (2006), têm correlacionado a diminuição da qualidade do ar (presença de agentes poluentes) com a emissão dos gases emitidos pela queima desses combustíveis.

O Brasil possui uma das melhores tecnologias do mundo para a produção de: açúcar, etanol e energia elétrica, a partir da cana-de-açúcar, que é resultante da adaptação dessa cultura aos ambientes compostos pela interferência de fatores edafoclimáticos favoráveis, como: clima, temperatura e tipo de solo. Confirmada a interferência de fatores edáficos na produção e rendimento industrial, o estudo de MAULE et al. (2001) comprovou as diferenças de

produtividade agrícola e maturação da cana-de-açúcar em diferentes solos, regida pela variação das condições hídricas entre os mesmos.

O impacto da qualidade da cana-de-açúcar sobre o rendimento industrial já é conhecido e comprovado (BOVI & SERRA, 1999, 2001). Dois aspectos são importantes na avaliação correta da qualidade da cana-de-açúcar como matéria-prima: a riqueza da cana em açúcares (ART) e o potencial de recuperação destes açúcares (ATR). Açúcares Redutores Totais (ART) são indicadores que permitem avaliar os aspectos da qualidade da cultura, pois representam a quantidade total de açúcares na cana (sacarose, glicose e frutose) (RIPOLI & RIPOLI, 2004). Já o ATR é um indicador de eficiência industrial.

A caracterização espacial do indicador ART, aliada ao conhecimento das causas da variabilidade nos níveis de produção, pode auxiliar o gerenciamento localizado da cultura e nas tomadas de decisões, proporcionando, entre outras vantagens, a redução do custo por unidade produzida (RIPOLI & RIPOLI, 2004). O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos que permitem avaliar a qualidade das culturas, vem sendo tema de vários estudos, como o realizado por ABREU et al. (2003), que avaliaram o padrão da variabilidade espacial da produtividade, qualidade, atributos físico-hídricos do solo, bem como a relação entre esses atributos na cultura do trigo. MIRANDA et al. (2005) relataram sobre a importância dos estudos da variabilidade das características de qualidade em frutos de melão.

MARQUES JÚNIOR (1995), CAMPOS (2006) e CUNHA (2000) atribuíram às superfícies geomórficas e aos segmentos de encostas como elementos causais da variabilidade espacial de atributos físicos e químicos dos solos estudados. Pequenas variações do relevo permitem a divisão da área em formas côncavas, convexas e lineares (TROEH, 1965), e também influenciam no padrão espacial de ocorrência de atributos físicos e químicos do solo (SOUZA, 2004; SOUZA et al., 2006). LEÃO (2004) demonstrou haver a influência dessas formas do relevo na variabilidade espacial dos índices de colheita de frutos cítricos e atributos físicos e químicos do solo. Já, KRAVCHENKO & BULLOCK (2002) relataram a

variabilidade do teor de proteína e óleo dos grãos de soja em função da topografia.

Tendo em vista que o ART (açúcares redutores totais) é uma expressão da integração de atributos do solo, clima e potencial genético da cultura, objetiva-se com o presente estudo determinar esse indicador de qualidade e a produtividade da cana-de-açúcar em argissolos sob diferentes pedoformas.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo está localizada na Fazenda Boa Vista, pertencente à Usina São Domingos Açúcar e Alcool S/A, no município de Catanduva – SP, cujas coordenadas geográficas são: 21°05'57,11" de latitude sul e 49°01'02,08" de longitude oeste. O clima da região foi classificado pelo método de Köppen, como tropical quente úmido, tipo Aw, seco no inverno. No ano de 2004, registraram-se os seguintes dados meteorológicos: precipitação de 1.360 mm, temperatura média anual de 22,3 °C, com máxima de 39,4 °C e mínima de 4,4 °C e umidade relativa do ar de 74%. A vegetação primária da região de Catanduva foi classificada como floresta pluvial estacional e cerrado. Atualmente, o principal uso agrícola é o da cultura de cana-de-açúcar, com mais de 20 anos em sistema de colheita pós-queimada.

A área foi caracterizada utilizando fotos aéreas da região na escala 1:35.000, perfil altimétrico e, no campo, classificação geomorfológica e pedológica. O solo foi classificado como Argissolo Vermelho-Amarelo eutrófico, textura média/argilosa, de acordo com os critérios da EMBRAPA (1999), e a separação das unidades geomórficas foi baseada na estratigrafia e forma do terreno, considerando os arredores e toda a vertente, conforme TROEH (1965) (Figura 1).

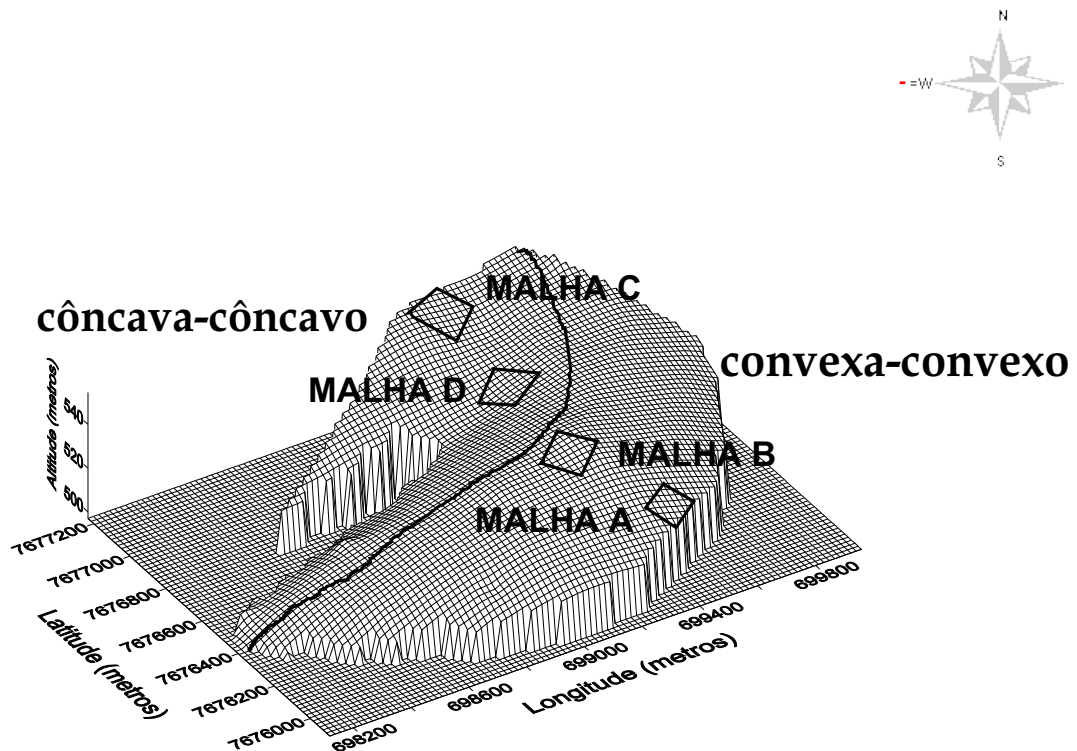


Figura 1. Modelo de elevação digital do terreno indicando as malhas dos pontos de amostragem e localização das pedoformas côncava e convexa e linha do espigão.

Quatro malhas de um hectare foram delimitadas e georreferenciadas na área, sendo 2 malhas (A e B) localizadas numa pedoforma convexa e outras duas (C e D) numa pedoforma côncava (Figura 1). O modelo de elevação digital das quatro malhas encontram-se na Figura 2. O espaçamento das malhas foi de 10 x 10 m. Os solos foram coletados no ponto do cruzamento das malhas, na profundidade de 0,00 – 0,20 m. A composição granulométrica foi determinada pelo método da pipeta, utilizando-se de solução de hidróxido de sódio na concentração de 0,1N como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de baixa rotação, por 16 horas, conforme metodologia proposta por DAY (1965). A fração areia, após a secagem e pesagem, foi subdividida em quatro subfrações, a saber: areia grossa, areia média, areia fina e areia muito fina, em peneiras de : 1 – 0,5 mm; 0,5 – 0,25 mm; 0,25 – 0,10 mm 0,10 – 0,05 mm, respectivamente. A fração argila foi separada por sedimentação, conforme lei de Stokes. Na caracterização

química do solo, foram determinados: teores de potássio, cálcio, magnésio, fósforo, acidez potencial (pH em cloreto de cálcio) e acidez ativa (H + Al), segundo RAIJ et al. (1987). Com resultados obtidos da análise química, calcularam-se a soma de bases (SB), a capacidade de troca catiônica (CTC) e a porcentagem de saturação por bases (V%). Uma amostra de dez colmos de cana-de-açúcar para avaliação de qualidade e de produção foi coletada nos pontos de cruzamento de duas malhas (A e D), totalizando 121 pontos por malha, nas pedoformas convexa e côncava. A cana-de-açúcar amostrada era cana-planta (primeiro corte), que foi submetida à adubação líquida com a fórmula 04-12-10 e pertencente à variedade SP-813250.

Todas as amostras de colmos foram coletadas durante o mês de agosto de 2004 e enviadas ao laboratório industrial da Usina São Domingos Açúcar e Álcool S/A para serem realizadas as análises que determinam os teores de açúcares presentes na cana. Foram determinados, segundo CONSECANA (2003), Pol % cana (PC) e açúcares redutores (AR).

Sendo que, a pol da cana (PC) foi calculada pela equação:

$$PC = S \times (1 - 0,01 \times F) \times C$$

(1)

Em que S é a pol do caldo, F é o teor de fibra da cana e C corresponde ao coeficiente de transformação da pol do caldo extraído em pol do caldo absoluto.

Os açúcares redutores foram determinados pela fórmula:

$$AR_{caldo} = 3,641 - 0,0343 \times Q \quad (2)$$

Onde Q representa a purês aparente do caldo, expressa em porcentagem.

Com base nesses dados, foi determinado o teor dos açúcares redutores totais (ART) (RIPOLI & RIPOLI, 2004) pela fórmula:

$$ART = (PC \div 0,95) + AR$$

(3)

Os resultados das análises de solo e planta foram submetidos à análise estatística descritiva obtendo-se média, desvio-padrão, assimetria, curtose, coeficiente de variação e tipo de distribuição dos dados, com o uso do pacote estatístico SAS (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1997). A análise de dependência espacial foi realizada aplicando-se técnicas de geoestatística (VIEIRA et al., 1983), utilizando-se de semivariogramas e, quando apresentaram estrutura de dependência espacial, foram ajustados a um modelo matemático para definição de seus parâmetros. Em caso de dúvidas entre mais de um modelo para o mesmo semivariograma, foi utilizada a técnica de validação cruzada. Valores interpolados por krigagem foram usados, juntamente com os valores medidos, para construção de mapas dos atributos estudados. O programa utilizado para avaliação da dependência espacial foi o GS⁺ (ROBERTSON, 1998), e o SURFER (1999), na confecção dos mapas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados do teor de argila e da química dos solos na profundidade de 0,00 – 0,20 metros podem ser vistos na Tabela 1.

Tabela 1. Estatística descritiva dos atributos teor de argila e química do solo nas pedoformas côncava e convexa, na profundidade de 0,00-0,20 m.

Atributo	Pedoforma Convexa			Pedoforma Côncava		
	Média	Desvio padrão	Coeficiente de variação	Média	Desvio padrão	Coeficiente de variação
Argila (g kg ⁻¹)	23,00	3,62	15,74	18,92	5,20	27,48
pH (CaCl ₂)	4,81	0,48	9,98	5,65	0,59	10,44
P (mg dm ⁻³)	6,76	3,47	51,33	11,57	4,71	40,71
K (mmol _c dm ⁻³)	1,45	0,40	27,59	1,32	0,38	28,79
Ca (mmol _c dm ⁻³)	19,35	6,07	31,37	25,25	5,89	23,33
Mg (mmol _c dm ⁻³)	9,07	3,31	36,49	9,67	3,21	33,20
SB (mmol _c dm ⁻³)	30,51	7,99	26,19	36,73	6,47	17,62
CTC (mmol _c dm ⁻³)	61,08	6,22	10,18	52,17	6,72	12,88
Saturação por bases (%)	50,00	12,32	24,64	70,74	8,10	11,45

Os solos nesta profundidade apresentam textura média e são eutróficos. Na pedoforma côncava, os teores de argila e CTC são relativamente menores, porém apresentam maior saturação por bases.

O teste de Anderson-Darling (Tabela 2) indicou normalidade nos valores de ART das malhas A, B e D. Os valores da média e mediana, para todas as malhas, estão próximos, mostrando que, independentemente de a distribuição dos dados não apresentarem distribuição normal pelo teste de Anderson-Darling, são simétricas, o que pode ser comprovado pelo coeficiente de assimetria próximo de zero.

Tabela 2. Estatística descritiva da característica tecnológica ART cana das quatro malhas estudadas e produtividade para duas malhas.

	-----Pedoforma convexa-----		-----Pedoforma côncava-----			
	Malha A		Malha B	Malha C	Malha D	
	ART	Produtividade (t ha ⁻¹)	ART	ART	ART	Produtividade (t ha ⁻¹)
Média	19,16	125,94	19,31	18,26	18,34	149,36
Mediana	19,18	125,00	19,28	18,30	18,37	150,00
Mínimo	18,15	89,29	17,96	16,82	17,05	104,55
Máximo	20,04	164,29	20,41	19,95	19,48	186,36
Variância	0,16	410,35	0,28	0,36	0,27	309,47
Assimetria	-3,3E-0,1	0,08	-2,6E-01	-5,9E-02	-3,3E-01	-0,27
Curtose	-3,1E-0,1	-1,00	-4,0E-01	0,30	-3,5E-01	-0,35
Desvio padrão	0,41	20,26	0,53	0,60	0,51	17,59
CV(%)	2,14	16,08	2,74	3,29	2,78	11,78
p*	0,256	-	0,218	0,008	0,169	-

*p<0,05 significativo a 5% de probabilidade, pelo teste de Anderson-Darling.

Tratando-se de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado, pois a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises (WARRICK & NIELSEN,1980).

Os resultados referentes ao coeficiente de variação (CV) do ART, encontrados na Tabela 2, segundo a classificação de WARRICK & NIELSEN (1980), apresentaram valores baixos, entre 2,14 e 3,29%.

A comparação das médias do atributo ART nas superfícies convexa e côncava, pelo teste t (Tabela 3), revelou uma diferença significativa entre as médias dessas duas pedoformas, sendo que a convexa apresentou maiores

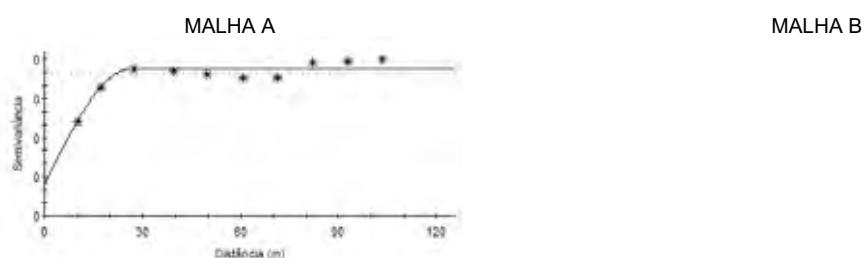
valores médios. Este resultado pode ser atribuído ao fato de esta característica tecnológica estar sendo influenciada por atributos edáficos, como estudados por LINGLE & WIEGAND (1997), MAULE et al. (2001) e ABREU et al. (2003), e o comportamento dos mesmos serem dependentes da paisagem (MARQUES JÚNIOR, 1995; CUNHA, 2000; SOUZA et al., 2004a; 2004b, 2004c; SOUZA et al., 2006). A influência das formas do relevo na produção e resposta a tratos culturais de diversas culturas vem sendo confirmada por estudos como o realizado por PENNOCK et al. (2001), que observaram a influência de diferentes compartimentos da paisagem (áreas côncavas, convexas e lineares), na resposta da cultura de canola à adubação nitrogenada.

Tabela 3. Valores médios dos ART das pedoformas convexa e côncava.

Pedoforma	Média	± Erro padrão	CV
convexa	19,23 a	0,03	2,47
côncava	18,30 b	0,04	3,05

Médias seguidas por mesma letra não diferem entre si, pelo teste t, a 5% de probabilidade.

Semivariogramas isotrópicos foram ajustados para avaliar a dependência espacial do ART. Em todas as malhas, constatou-se a dependência espacial do atributo ART (Figura 2). O modelo matemático esférico ajustou-se aos semivariogramas das malhas A e B, enquanto os das malhas C e D se ajustaram ao modelo exponencial. MIRANDA et al. (2005), estudando características de qualidade na cultura do melão, encontraram os mesmos modelos ajustados aos semivariogramas. A análise da relação $C_0/(C_0 + C)$ (Tabela 4), em porcentagem, revelou dependência espacial forte para os ART das malhas A, C e D e moderada para a malha B, segundo a classificação de CAMBARDELLA et al. (1994). Os resultados da malha B revelaram o maior alcance (33,5 m). Para os dados de produtividade, foi constatado efeito pepita.



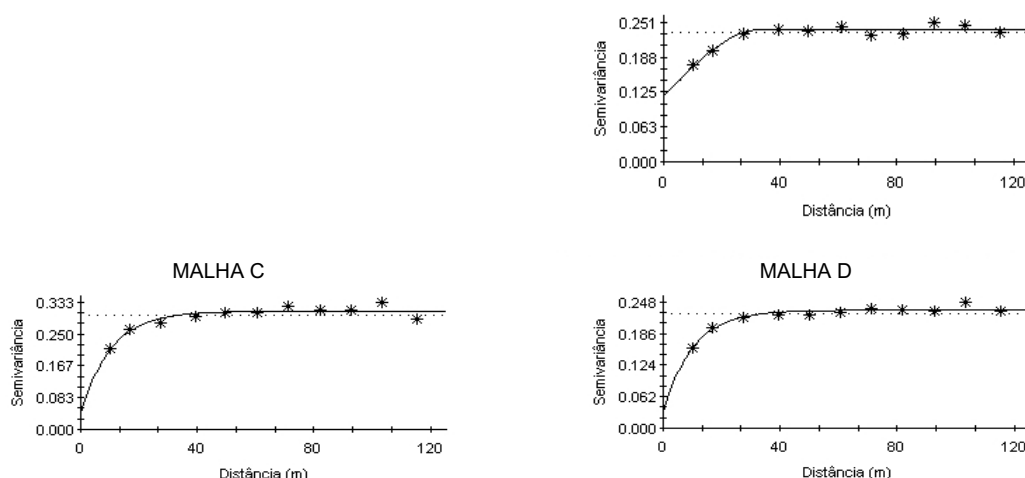


Figura 2. Semivariogramas dos dados de ART das quatro malhas estudadas.

A modelagem da dependência espacial do ART por meio dos semivariogramas possibilitou estimar valores em locais não-amostrados por meio da krigagem (VIEIRA, 2000). Os mapas do padrão espacial obtidos pela krigagem podem ser observados na Figura 3.

Tabela 4. Avaliação geoestatística dos dados da característica tecnológica ART da cana-de-açúcar.

	Pedoforma convexa		Pedoforma côncava	
	Malha A	Malha B	Malha C	Malha D
Modelo	Esférico	Esférico	Exponencial	Exponencial
$C_0^{(1)}$	0,02	0,12	0,04	0,03
$C_0 + C_1^{(2)}$	0,09	0,24	0,31	0,23
$C_0/(C_0 + C_1) \cdot (100)$	22,22	50,00	12,19	13,04
$a \text{ (m)}^{(3)}$	26,10	33,50	31,20	30,30
$R^{2(4)}$	0,873	0,909	0,870	0,938
$RSS^{(5)}$	1,531E-04	4,499E-04	1,482E-03	3,878E-04
$GDE^{(6)}$	Forte	Moderado	Forte	Forte

⁽¹⁾Efeito Pepita; ⁽²⁾ Patamar; ⁽³⁾ Alcance; ⁽⁴⁾ Coeficiente de determinação; ⁽⁵⁾ Soma dos quadrados dos resíduos; ⁽⁶⁾ Grau de dependência espacial.

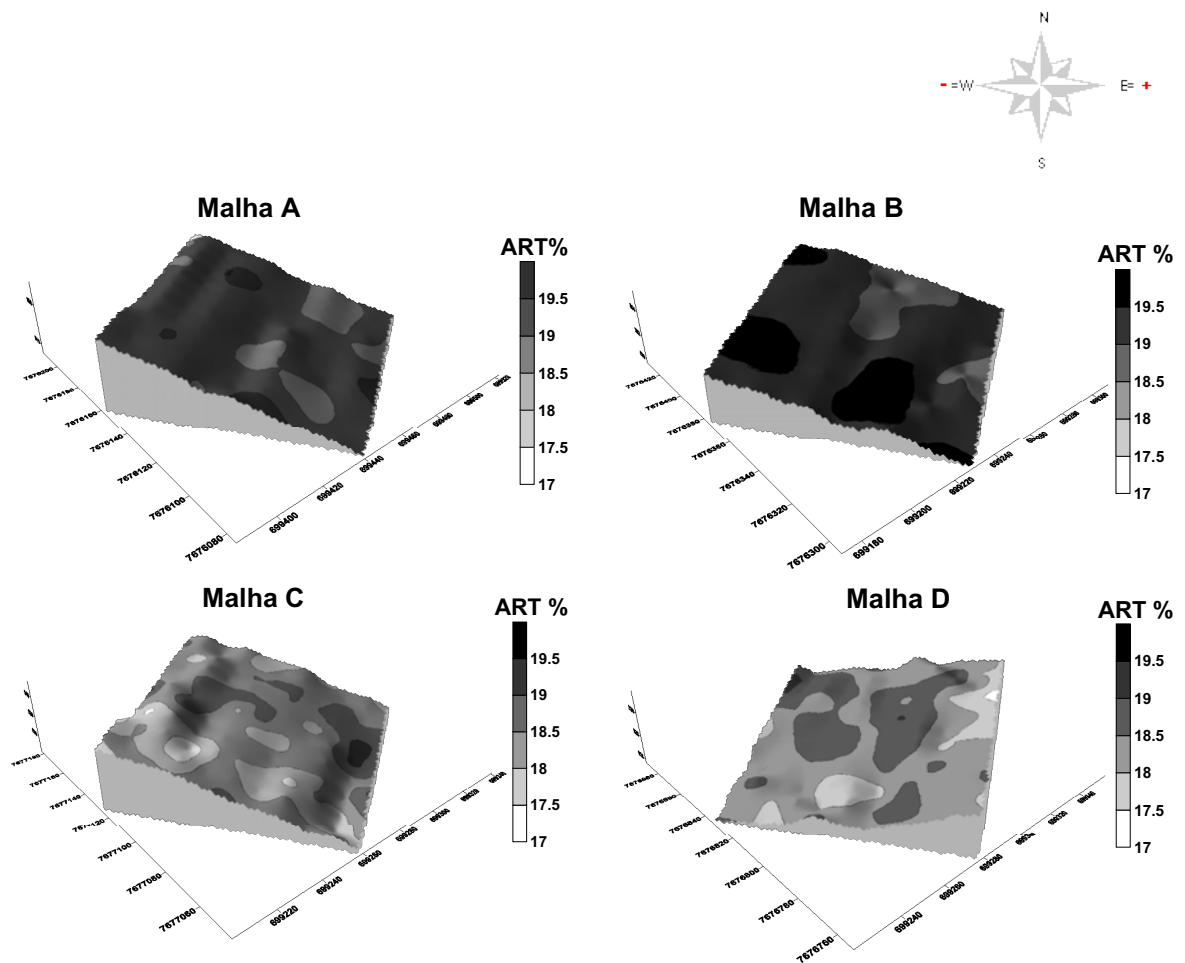


Figura 3. Mapas do padrão espacial da variável ART.

Tais mapas permitem a identificação de áreas onde a característica ART está fora do padrão ideal, que é considerado um mínimo de 18 % do peso total da cana-de-açúcar nas usinas sucroalcooleiras do Brasil, segundo RIPOLI & RIPOLI (2004). A localização das áreas onde os teores de ART estão abaixo do ideal, possibilita a identificação de fatores ambientais que estão atuando nos resultados desses teores e podem permitir a definição do manejo mais adequado para essas áreas. Com maior homogeneização dos valores de ART da área, poder-se-á obter maior rendimento industrial da matéria-prima.

Ressalta-se que os valores de ART se apresentaram maiores em locais (malhas A e B) onde a produção da cana-de-açúcar registrou menor valor (Tabela

1). Observa-se que os valores de produção estão relacionados com ambiente de maior fertilidade relativa. Esses resultados são relevantes por sugerir estudos que poderão elucidar o comportamento antagônico (inverso) do atributo tecnológico ART com a produção de cana-de-açúcar.

Os resultados de produtividade e qualidade da cana-de-açúcar sugerem a necessidade de investigações de atributos ambientais diretamente relacionados com as curvaturas e o perfil da paisagem, como luminosidade e comportamento hidrológico da vertente.

CONCLUSÕES

O comportamento da característica tecnológica (ART) e a produção da cana sofrem influência das pedoformas, sendo que, na forma convexa, os valores de ART foram maiores.

O ambiente das malhas A e B condiciona melhor qualidade e menores valores de produtividade para cana-de-açúcar.

Os mapas do padrão espacial de ART auxiliam no gerenciamento da cultura visando à obtenção de áreas mais homogêneas para uma padronização da qualidade da matéria-prima cana-de-açúcar.

REFERÊNCIAS

ABREU, S. L.; REICHERT, J. M.; SILVA, V. R.; REINERT, D. J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do sol, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 33, n. 2, p. 275-282, 2003.

BOVI, R.; SERRA, G. E. Impurezas fibrosas da cana-de-açúcar e parâmetros tecnológicos do caldo extraído. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 56, n. 4, p. 885-896, 1999.

BOVI, R.; SERRA, G. E. Folhas verdes, folhas secas, fibra do colmo e a clarificação do caldo de cana-de-açúcar. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 58, n. 3, p. 457-463, 2001.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO R. F.; KONOPKA, A. E. Field scale variability of soil properties in central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.

CAMPOS, M. C. C. **Relações solo-paisagem em uma área de transição arenito-basalto na região de Perreira Barreto (SP)**. 2006. 133f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2006.

CONSECANA **Manual de instruções**. Piracicaba: Ed. Consecana, São Paulo, 2003. 120 p.

CUNHA, P. **Superfícies geomórficas e variabilidade de Latossolos em uma vertente sobre arenito-basalto em Jaboticabal (SP)**. 2000. 149f. Tese (Doutorado em Ciência do Solo) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2000.

DAY, P. R. Particle fraction and particle-size analysis. In: BLACK, C. A. (Ed.) **Methods of soil**. Madison: American Society of Agronomy, v:1, p.545-566, 1965.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro, 1999. p.412.

GOLDEMBERG, José. Energia e desenvolvimento. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 12, n. 33, p. 7-15 1998.

KRAVCHENKO, A. N.; BULLOCK, D. G. Spatial variability of soybean quality data as a function of field topography: I Spatial data analysis. **Crop Science**, Madison, v. 42, n. 3, p. 804-815, 2002.

KOZERSKI, G. R.; HESS, S. C. Estimativa dos poluentes emitidos pelos ônibus e microônibus de Campo Grande/MS, empregando como combustível diesel, biodiesel ou gás natural. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 2, p. 113-117, 2006.

LEÃO, M. G. A. **Relação entre atributos de uma vertente com Latossolos e qualidade de frutos cítricos**. 2004. 119 f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2004.

LINGLE, S. E.; WIEGAND, C. L. Soil salinity and sugarcane juice quality. **Field Crops Research**, v. 54, n. 2-3, p. 259-268, 1997.

MARQUES JÚNIOR, J. **Distribuição e atributos dos solos em relação á forma e evolução de uma vertente em Monte Alto-SP**. 1995. 226 f. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) - Escola Superior de Agronomia “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

MAULE, R. F.; MAZZA, J. A.; MARTHA JR, G. B. Produtividade agrícola de cultivares de cana-de-açúcar em diferentes solos e épocas de colheita. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 58, n. 2, p. 295-301, 2001.

MIRANDA, N. O.; OLIVEIRA, T. S.; LEVIEN, S. A.; SOUZA, E. R. Variabilidade espacial da qualidade de frutos de melão em áreas fertirrigadas. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 2, p. 242-249, 2005.

PENNOCK, D.; WALLEY, F.; SOLOHUB, M.; SI, B. Topographically controlled yield response of canola to nitrogen fertilizer. **Soil Science society of America Journal**. Madison, v. 65, p. 1838-1845, 2001.

RAIJ, B. van; QUAGGIO, J. A.; CANTARELLA, J.; FERREIRA, M. E.; LOPES, A. S.; BATAGLIA, O. C. **Análise química do solo para fins de fertilidade**. Campinas: Fundação Cargill, 1987. 170p.

RIPOLI, T.C.C.; RIPOLI, M.L.C. Qualidade da cana-de-açúcar e seu impacto na indústria. In: RIPOLI, T.C.C.; RIPOLI, M.L.C. **Biomassa de cana-de-açúcar: colheita, energia e ambiente**. Piracicaba: 2004, p. 185 – 193.

ROBERTSON, G.P. **GS⁺ geostatistics for the environmental sciences: GS⁺ user' guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

SCHOLOTZHAVER, S. D.; LITTELL, R. C. **SAS: system for elementary statistical analysis**. 2. ed. Cary: SAS, 1997. 905 p.

SOUZA, Z. M. **Variabilidade espacial e atributos de um Latossolo sob diferentes formas de relevo**. 2004. 141 f. Tese (Doutorado em Produção Vegetal) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2004.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevos diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 5, p. 491-499, 2004a.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; MOREIRA, L. F. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 6, p. 1763-1771, 2004b.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T, MOREIRA, L. F. Influência da pedoforma na variabilidade espacial de alguns atributos físicos e hídricos de um latossolo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Irriga**, Botucatu, v. 9, n.1, p. 1-11, 2004c.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; COOPER, M.; PEREIRA, G. P. Micromorfologia do solo e sua relação com atributos físicos e hídricos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 41, n. 3, p. 487-492, 2006.

SURFER. **Contouring and 3D surgaces mapping for scientist's engineers**. version 7.0, user's guide. New York: Golden Software, 1999. 619 p.

TROEH, F. R. Landform equations fitted to contours maps. **American journal Science**, v. 263, n.3, p. 616-627, 1965.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. V. H.; SCHAEFER, G. R., (Ed). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000.v. 1, p. 1-54.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 1, p. 1-75, 1983.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of physical properties in the field. In: HILEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.

CAPÍTULO 3 - VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DE FATORES DE EROSÃO EM DIFERENTES PEDOFORMAS

RESUMO – As formas do relevo podem ser bons indicadores da variação dos atributos do solo, pois essa variabilidade é causada por pequenas alterações do declive que afeta o transporte e o armazenamento de água dentro do perfil do solo. Portanto, o objetivo deste trabalho foi caracterizar a variabilidade espacial

dos atributos do solo e fatores de erosão em diferentes pedoformas sob cultivo de cana-de-açúcar. De acordo com o modelo de Troeh, classificaram-se as formas do relevo em duas pedoformas: côncava e convexa. Com a utilização de um DGPS, estabeleceram-se as cotas altimétricas em uma malha, com intervalos regulares de 50 m, com 270 pontos na pedoforma côncava e 353 pontos na pedoforma convexa, perfazendo um total de 623 pontos, coletados na profundidade de 0,0-0,2 m em uma área de 200 hectares. Determinaram-se a estatística descritiva e a dependência espacial por meio da geoestatística, utilizando-se de semivariogramas. As maiores perdas de solo, risco de erosão e potencial natural de erosão e menor espessura do solo ocorreram na pedoforma convexa, indicando forte dependência espacial com a forma do relevo. A pedoforma côncava apresentou maior variabilidade espacial, demonstrando que a forma do relevo condiciona padrões diferenciados de variabilidade. A magnitude da variabilidade dos atributos do solo é mais influenciada pela forma do relevo que pela erosão.

Palavras-chave: relação solo-paisagem, formas do relevo, cana-de-açúcar, geoestatística, espessura do solo.

INTRODUÇÃO

A produção nacional de cana-de-açúcar na safra 2005/06 foi de 436,8 milhões de toneladas, crescimento de 5,1% em relação à safra anterior. A primeira estimativa da produção nacional de cana-de-açúcar, na safra 2007/08, é de 527,98 milhões de toneladas, superior à safra passada em 11,20% (53,18 milhões de toneladas). Desse total, 87,43% (461,63 milhões de toneladas) são produzidas na região Centro-Sul e 12,57% (66,34 milhões de toneladas) nas regiões Norte e Nordeste (DIEESE, 2007).

Uma visão realista projeta a necessidade de dobrar a produção de álcool brasileiro nos próximos 5 a 10 anos. Esse importante salto de produção que começa a se tornar realidade por meio da implantação de novas usinas, abrindo novas fronteiras para a cana-de-açúcar, exigirá, paralelamente, um esforço concentrado na busca de um aumento significativo na produtividade em litros de álcool produzido por hectare-ano de cana plantada. Esse aumento poderá ser obtido com apoio dos setores de melhoramento genético, emprego da agricultura de precisão, melhoria no setor industrial e adoção de sistema de manejo da cana-de-açúcar que minimize a degradação do solo, para que a produção ocorra de forma sustentável.

No Brasil, são poucos os estudos que dimensionam a variabilidade espacial dentro de uma unidade de solo e entre unidades taxonômicas, sendo que os poucos trabalhos existentes nessa área, para as condições brasileiras, têm utilizado escalas espaciais que, representam pequenas distâncias no terreno (SOUZA et al., 2004). O conhecimento da distribuição dos atributos do solo no campo é importante para o refinamento das práticas de manejo e avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental (SOUZA et al., 2003).

Estudos regionais mais detalhados, utilizando modelos de paisagem e geoestatística, têm demonstrado que em áreas consideradas homogêneas, sob uma única classe de solo, existe dependência espacial a curtas distâncias de atributos químicos e granulométricos (SOUZA et al., 2003; SOUZA et al., 2004;

MONTANARI et al., 2005) e da espessura do solo (ALBUQUERQUE et al., 1996; BERTOLANI & VIEIRA, 2001; ABREU et al., 2003).

O estudo das formas de relevo que influenciam no escoamento da água em diferentes trajetórias sobre o terreno, é fundamental para o entendimento e quantificação da erosão e da variabilidade dos principais atributos dos solos. Deste modo, pode-se afirmar que a erosão é controlada pelo relevo, enquanto as diferentes trajetórias do fluxo da água, em diferentes formas de paisagem, são agentes causadores de variabilidade (SOUZA et al., 2004), podendo interferir na produtividade das culturas (STONE et al., 1985; DANIELS et al., 1987; SPAROVEK & SCHUNG, 2001). Segundo RESENDE (1985), a erosão dos solos aumenta das pedoformas côncavas para as convexas, passando pela linear que apresenta maior estabilidade.

A quantificação da erosão, associada às formas de paisagem, tem apresentado subsídios para a determinação de zonas específicas de manejo. Tais informações poderão ser transferidas para formas de paisagens semelhantes. Segundo STONE et al. (1985) o efeito da erosão na produção das culturas é, muitas vezes, confundido com aquele relativo à posição da paisagem; assim, o estudo da paisagem e da erosão não deve ser excludente (KREZNOR et al., 1989).

A distribuição de atributos granulométricos, geralmente, está associada ao sistema deposicional de sedimentos e à gênese do solo, apresentando alta variabilidade ao longo da vertente (DANIELS et al., 1987). O registro da variabilidade espacial de atributos granulométricos é uma importante ferramenta para ser usada na otimização das aplicações de insumos, no auxílio do planejamento do controle da erosão e no aumento da produtividade, e conseqüente diminuição dos problemas ambientais (SOUZA et al., 2004, SPAROVEK & SCHUNG, 2001). Ressalta-se que os atributos granulométricos, juntamente com a espessura do solo e o movimento de água, estão relacionados aos processos de erosão e deposição na vertente.

Os atributos do solo, após sofrerem sucessivas alterações provocadas pelas atividades agrícolas e, conseqüentemente, pelos processos erosivos, comportam-se de forma bastante diferenciada ao longo da paisagem (BERTOLANI & VIEIRA, 2001). Portanto, a variabilidade espacial da espessura do solo não é apenas atribuída aos processos de formação do solo, como também aos seus sistemas de preparo do solo, pois estes provocam perdas por erosão na sua camada superficial, provocando, na classe dos argissolos, redução da espessura do horizonte A+E e imprimindo variabilidade diferenciada desse atributo ao longo da vertente.

Portanto, o objetivo deste trabalho foi caracterizar a variabilidade espacial dos atributos do solo e fatores de erosão em diferentes pedoformas sob cultivo de cana-de-açúcar.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo apresenta um histórico de cultivo intensivo de cana-de-açúcar por mais de 20 anos consecutivos e pertence à Usina São Domingos, localizada no município de Catanduva (SP), região de São José do Rio Preto, noroeste do Estado de São Paulo, cujas coordenadas geográficas são: 21°05'57" de latitude sul e 49°01'02" de longitude oeste, com altitude média de 500 m acima do nível do mar. O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo mesotérmico com inverno seco (Cwa), com precipitação média anual de 1.200mm, com chuvas concentradas no período de novembro a fevereiro. O solo foi classificado como um Argissolo Vermelho-Amarelo eutrófico.

A região encontra-se inserida na província geomórfica do Planalto Ocidental Paulista, tendo como material de origem as unidades geológicas pertencentes às rochas sedimentares do Grupo Bauru, Formação Adamantina. Essa formação estende-se por vasta extensão no noroeste do Estado de São Paulo e caracteriza-

se por apresentar bancos de arenito de granulação fina a muito fina, sendo comum a ocorrência de seixos de argilito, cimento e nódulos carbonáticos.

A área foi caracterizada geomorfológica e pedologicamente utilizando fotos aéreas na escala 1:35.000, avaliações de campo e análise do perfil altimétrico. Para a separação das unidades geomórficas, foram investigadas a estratigrafia e a forma do terreno, considerando os arredores e toda a vertente. De acordo com o modelo de TROEH (1965), classificaram-se a curvatura e o perfil das formas do terreno em duas: pedoformas, côncava-côncavo (C^+P^+) e pedoforma convexa-convexo (C^-P^-). Com a utilização de um aparelho de DGPS, levantaram-se as cotas altimétricas e foi estabelecida uma malha, com intervalos regulares de 50 m, com 270 pontos na pedoforma côncava-côncavo (C^+P^+) e 353 pontos na pedoforma convexa-convexo (C^-P^-), perfazendo um total de 623 pontos em uma área de 200 hectares. As amostras de solos foram coletadas na profundidade de 0,0-0,2 m.

Na caracterização química do solo, foram determinados os valores dos atributos cálcio (Ca) e magnésio (Mg) trocável pelo método da resina trocadora de íons proposta por RAIJ et al. (2001). Com base nos resultados das análises químicas, foram calculadas as capacidade de troca catiônica (CTC) e a saturação por bases (V%). A composição granulométrica foi determinada pelo método da pipeta, utilizando solução de NaOH 0,1N como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de baixa rotação, por 16 horas, seguindo metodologia proposta pela EMBRAPA (1997). O teor de matéria orgânica foi obtido utilizando a metodologia proposta pela EMBRAPA (1997). Para o registro da espessura do horizonte A+E, foram realizadas três tradagens em cada um dos pontos de amostragem.

A erosão foi estimada, pela Equação Universal de Perda de Solo (EUPS), proposta por WISCHMEIER & SMITH (1978) e adaptada por BERTONI & LOMBARDI NETO (1990):

$$A = RKLSCP \quad (1)$$

Em que, A= perdas de solo por erosão, t ha⁻¹ ano⁻¹; R é a erosividade (MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹); K é a erodibilidade (t ha⁻¹ MJ⁻¹ mm⁻¹ h⁻¹ ha⁻¹); LS é o fator topográfico; C é o fator cobertura e manejo da cultura, e P é o fator práticas conservacionistas.

A erodibilidade (fator K) foi estimada utilizando-se da equação proposta por DENARDIN (1990), a qual gerou valor médio estatisticamente semelhante ao determinado com chuva simulada no local. O fator relevo (LS) foi determinado utilizando-se de dados de comprimento de rampa e grau de declive, determinado com a equação proposta por WISCHMEIER & SMITH (1978). A erosividade local das chuvas (R) foi estimada como sendo de 7.298 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, conforme método proposto por LOMBARDI NETO et al. (2000).

O potencial natural de erosão (PNE) foi obtido com o produto R, K e LS (WISCHMEIER & SMITH, 1978). Posteriormente, integraram-se os resultados relativos aos dados de PNE com os de C e P atuais (valores obtidos para o uso e a cobertura vegetal do solo, respectivamente), o que possibilitou estimar as perdas médias anuais de solo por erosão (A) para a cultura da cana-de-açúcar. O risco de erosão (RE) foi determinado e classificado conforme descrito por LAGROTTI (2000). A classificação utilizada foi a seguinte: muito baixa (<1), baixa (1-2), moderada (2-5), alta (5-10) e muito alta (>10).

A variabilidade dos atributos físicos e químicos, e os fatores de erosão foram avaliados pela análise exploratória dos dados, calculando-se média, mediana, variância, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose. A hipótese de normalidade dos dados foi testada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, no programa SAS (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1997). A dependência espacial foi analisada por meio de ajustes de semivariogramas (VIEIRA, 2000), com base na pressuposição de estacionariedade da hipótese intrínseca, a qual é estimada por:

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

Em que, $N(h)$ é o número de pares experimentais de observações $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ separados por uma distância h . O semivariograma é representado pelo gráfico $\hat{\gamma}(h)$ versus h . Do ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de $\hat{\gamma}(h)$, são estimados os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma (o efeito pepita, C_0 ; patamar, C_0+C_1 ; e o alcance, a).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Observa-se um espigão na área de estudo, que é o divisor de duas áreas distintas quanto à forma do relevo (Figura 1). Segundo a classificação de TROEH (1965), a área é caracterizada quanto à forma por dois tipos de curvaturas, mapeadas como côncava (C^+P^+) na posição mais elevada da paisagem, seguida de uma área de curvatura convexa (C^-P^-), que segue na direção do fundo do vale. Na parte inferior da área de curvatura côncava (C^+P^+), existe uma profunda ravina, evidenciando uma nascente, afluente do córrego que circula a área. A alternância da ação morfo e pedogenética remodelou a superfície antiga, provocando erosão e/ou sedimentação, cuja busca de novos equilíbrios originou as formas atuais da paisagem.

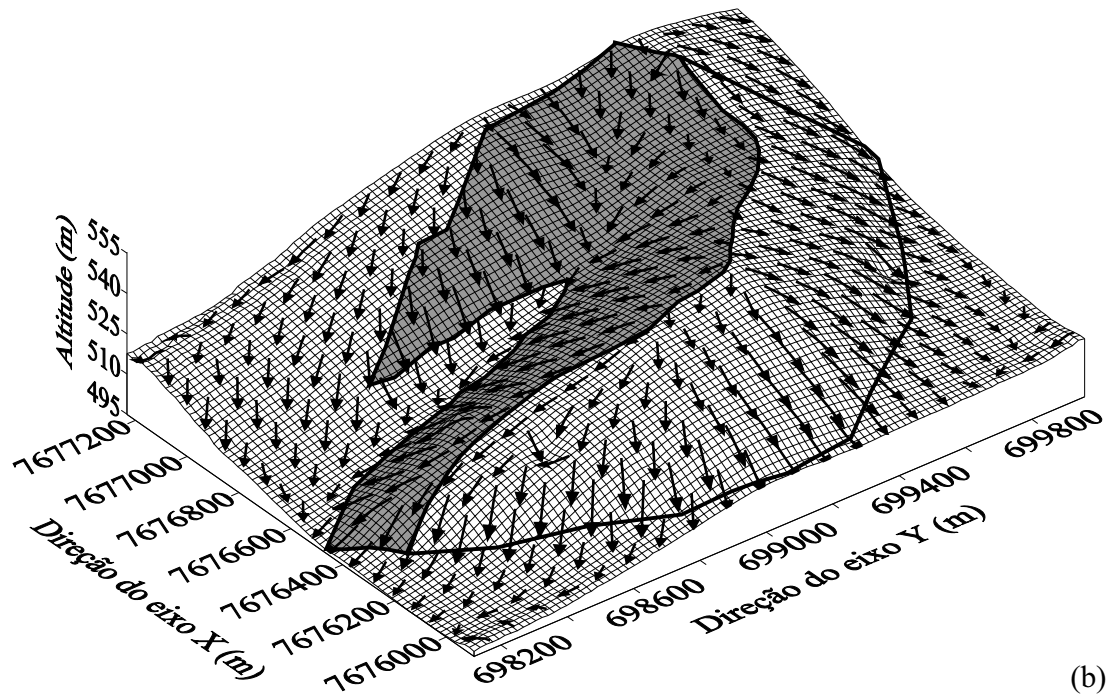
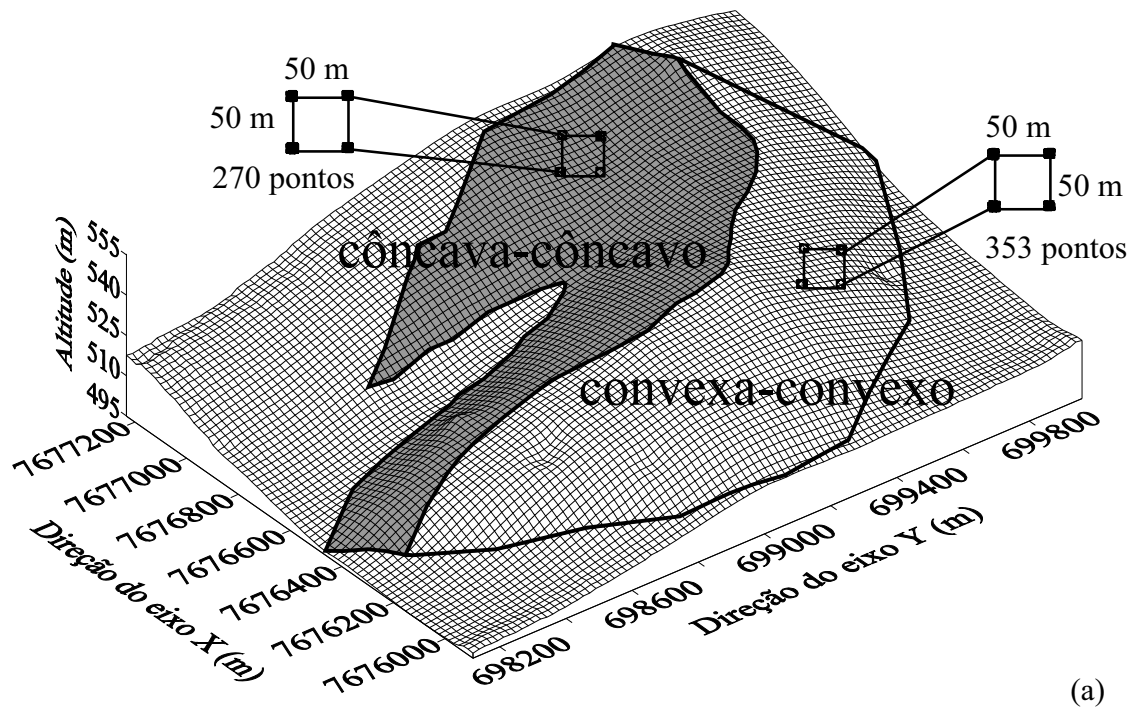


Figura 1. Malha dos pontos de amostragem da área: a) localização das regiões côncava-côncavo (C⁺P⁺) e convexa-convexo (C⁻P⁻); b) modelo de elevação digital com vetores (representação do caminhamento superficial e intensidade do fluxo de água).

Os maiores valores médios dos atributos químicos ocorreram na pedoforma côncava (Tabela 1). NIZEYIMANA & BICKI (1992), estudando as relações entre a paisagem e as formas de relevo, observaram que a pedoforma côncava propicia aumento do conteúdo do carbono orgânico, da CTC e da disponibilidade de fósforo, comportamento atribuído às condições de drenagem e às características convergentes da inclinação do declive.

Tabela 1. Estatística descritiva dos atributos físicos e químicos do solo nas pedoformas côncava-côncavo (C⁺P⁺) e na pedoforma convexa-convexo (C⁻P⁻), na profundidade de 0,0-0,2 m.

Atributos do solo	Pedoforma	Média	Mediana	Assimetria	Curtose	CV ⁽¹⁾	d ⁽²⁾
Atributos Físicos							
Argila (g kg ⁻¹)	Côncava	171	172	0,18	-0,54	20	0,08 ⁿ _s
	Convexa	190	193	-0,27	-0,82	14	0,22
Silte (g kg ⁻¹)	Côncava	35	32	0,77	-0,26	38	0,23
	Convexa	43	40	1,17	-0,05	26	0,27
Areia total (g kg ⁻¹)	Côncava	796	799	-0,33	-0,46	10	0,18
	Convexa	784	783	0,02	-0,78	5	0,15
Espessura do solo (cm)	Côncava	39	38	0,75	0,77	20	0,29
	Convexa	30	32	0,38	0,16	15	0,31
Atributos Químicos							
Cálcio (mmol _c dm ⁻³)	Côncava	18	18	0,34	0,22	38	0,18
	Convexa	14	15	0,73	0,37	32	0,14
Magnésio (mmol _c dm ⁻³)	Côncava	10	10	-0,34	0,40	29	0,25
	Convexa	8	7	0,54	0,32	25	0,22
Matéria orgânica (g dm ⁻³)	Côncava	18	17	0,66	0,84	20	0,19
	Convexa	14	15	0,62	0,32	16	0,15
V(% ⁽³⁾)	Côncava	58	59	-0,47	-0,04	20	0,21
	Convexa	52	53	-0,13	-0,64	15	0,22
CTC ⁽⁴⁾ (mmol _c dm ⁻³)	Côncava	62	61	0,52	0,50	20	0,15
	Convexa	53	53	0,34	0,39	15	0,18
Fatores de Erosão							
Perda de Solo (t ha ⁻¹ ano ⁻¹)	Côncava	7,21	6,80	0,94	0,52	43	0,25
	Convexa	9,32	9,72	0,77	0,75	38	0,27
Risco de Erosão	Côncava	1,03	1,00	0,55	0,04	44	0,28
	Convexa	1,28	1,20	0,91	0,76	40	24
PNE (t ha ⁻¹ ano ⁻¹) ⁽⁵⁾	Côncava	140,81	137,07	0,48	0,57	42	26
	Convexa	172,22	172,15	0,32	-0,11	37	0,28

⁽¹⁾ coeficiente de variação; ⁽²⁾ teste de normalidade, ns não-significativo a 5% de probabilidade, pelo teste Kolmogorov-Smirnov; ⁽³⁾ saturação por bases; ⁽⁴⁾ capacidade de troca catiônica, ⁽⁵⁾ potencial natural de erosão.

A pedoforma côncava apresentou os maiores valores para espessura do horizonte A+E, mostrando que a erosão do solo tende a ser menos acentuada neste tipo de curvatura. Em um estudo sobre variabilidade espacial da espessura do horizonte A e da produtividade do milho, ALBUQUERQUE et al. (1996) verificaram que as plantas foram mais altas e mais produtivas onde o horizonte A foi mais espesso. Os maiores teores de argila foram verificados na forma convexa (C⁺P⁻), indicando maior proximidade do horizonte B textural mais argiloso do argissolo, que, somado à menor espessura relativa dos solos dessa pedoforma, indica maior ocorrência na intensidade do processo erosivo.

O teste Kolmogorov-Smirnov indicou normalidade somente para o teor de argila na pedoforma côncava (Tabela 1). De acordo com ISAAKS & SRIVASTAVA (1989), o coeficiente de assimetria é mais sensível a valores extremos do que a média e o desvio-padrão, uma vez que um único valor pode influenciar fortemente no coeficiente de assimetria, pois os desvios entre cada valor e a média são elevados à terceira potência.

Os atributos físicos e químicos estudados apresentaram coeficiente de assimetria menor que 1, com exceção do atributo silte em ambas as pedoformas, o que indica tendência à normalidade (Tabela 1). No entanto, a geoestatística trabalha com a diferença entre pares de pontos e não com os dados em si, requerendo que os dados apresentem ou aproximem da normalidade para o ajuste de semivariogramas. Porém, todos os valores da média e mediana dos atributos estudados estão próximos, mostrando distribuições simétricas, o que pode ser confirmado pelos semivariogramas que apresentaram patamares bem definidos, e a distribuição não apresentou caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as estimativas da krigagem, as quais são baseadas nos valores médios (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

O coeficiente de variação (CV) é adimensional e permite a comparação de valores entre diferentes atributos do solo. Valores elevados de CV podem ser considerados como os primeiros indicadores da existência de heterogeneidade nos dados. A variabilidade do solo, medida pelo coeficiente de variação (CV), de

acordo com a classificação de WARRICK & NIELSEN (1980), revelou baixa variabilidade para o teor de areia total nas pedoformas côncava e convexa ($CV < 12\%$), pois a areia é um dos atributos do solo que possui maior estabilidade, ou seja, modifica-se pouco ao longo do tempo por ação do intemperismo (Tabela 1). Os atributos argila, espessura dos horizontes A+E, matéria orgânica, saturação por bases e capacidade de troca catiônica apresentaram variabilidade média (12 a 24%) em ambas as pedoformas. Os maiores coeficientes de variação foram encontrados para os teores de silte, cálcio, magnésio, perda de solo, risco de erosão e potencial natural de erosão nas duas pedoformas estudadas ($CV > 24\%$).

Mesmo que os valores de CV sejam moderados, este não é um bom indicador da variabilidade espacial de atributos do solo, pois podem ocorrer no campo valores extremamente altos ou baixos. Porém, observa-se que, para todos os atributos físicos e químicos estudados, as formas do relevo foram um bom indicador da variabilidade dos atributos do solo, pois os maiores CV foram encontrados na pedoforma côncava em relação à pedoforma convexa (Tabela 1). SOUZA et al. (2003), estudando a forma da paisagem influenciando na erosão, e MONTANARI et al. (2005), avaliando critérios para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar, verificaram maior variabilidade em áreas côncavas em relação a áreas lineares.

Os resultados da análise geoestatística mostraram que todos os atributos físicos, químicos e fatores de erosão apresentaram dependência espacial nas pedoformas côncava e convexa (Tabela 2 e Figuras 2 e 3). A análise dos semivariogramas, para os atributos do solo em estudo, não indicou nenhuma direção preferencial, ou seja, os dados não possuem anisotropia, a variabilidade espacial dos dados ocorre da mesma maneira em todas as direções (VIEIRA, 2000). Todos os semivariogramas ajustaram-se aos modelos esférico e exponencial. Esses modelos são considerados transitivos (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989), pois possui patamar, ou seja, a partir de um determinado valor da distância entre amostras, não existe mais dependência espacial (a

variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância).

Tabela 2. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados para os atributos físicos e químicos do solo, nas pedoformas côncava-côncavo (C^+P^+) e na pedoforma convexa-convexo (C^-P^-), na profundidade de 0,0-0,2 m.

Atributos	Pedoforma	Modelo	⁽⁶⁾ C_0	⁽⁷⁾ C_0+C_1	⁽⁸⁾ a	GDE ⁽¹⁾	R ² ⁽²⁾
Atributos Físicos							
Argila (g kg ⁻¹)	Côncava	Exponencial	325	1098	144	30	0,92
	Convexa	Esférico	515	1504	483	34	0,97
Silte (g kg ⁻¹)	Côncava	Exponencial	48	159	112	30	0,91
	Convexa	Exponencial	59	199	147	30	0,90
Areia total (g kg ⁻¹)	Côncava	Exponencial	446	1468	122	30	0,95
	Convexa	Esférico	932	1865	484	50	0,96
Espessura do solo (cm)	Côncava	Esférico	10,25	33,23	156	31	0,79
	Convexa	Exponencial	5,14	19,45	243	27	0,95
Atributos Químicos							
Cálcio (mmol _c dm ⁻³)	Côncava	Esférico	6,73	30,35	115	22	0,92
	Convexa	Exponencial	23,58	47,17	585	49	0,96
Magnésio (mmol _c dm ⁻³)	Côncava	Esférico	2,57	5,83	297	44	0,99
	Convexa	Exponencial	2,39	4,91	417	49	0,97
Matéria orgânica (g dm ⁻³)	Côncava	Exponencial	1,95	7,46	138	26	0,78
	Convexa	Exponencial	6,44	13,04	624	49	0,97
V(% ⁽³⁾)	Côncava	Exponencial	22,10	79,43	158	28	0,90
	Convexa	Exponencial	25,10	93,60	159	27	0,86
CTC ⁽⁴⁾ (mmol _c dm ⁻³)	Côncava	Exponencial	13,60	46,28	187	29	0,95
	Convexa	Exponencial	34,10	72,42	378	47	0,97
Fatores de Erosão							
Perda de Solo (t ha ⁻¹ ano ⁻¹)	Côncava	Esférico	3,98	7,96	279	50	88
	Convexa	Esférico	3,77	11,78	457	32	99
Risco de Erosão	Côncava	Esférico	0,09	0,17	350	53	96
	Convexa	Esférico	0,08	0,24	414	33	0,99
PNE ⁽⁵⁾ (t ha ⁻¹ ano ⁻¹)	Côncava	Esférico	1492	3071	322	49	94
	Convexa	Esférico	1249	4159	445	30	99

⁽¹⁾ grau de dependência espacial; ⁽²⁾ coeficiente de determinação; ⁽³⁾ saturação por bases; ⁽⁴⁾ capacidade de troca catiônica; ⁽⁵⁾ potencial natural de erosão; ⁽⁶⁾ efeito pepita; ⁽⁷⁾ patamar; ⁽⁸⁾ alcance.

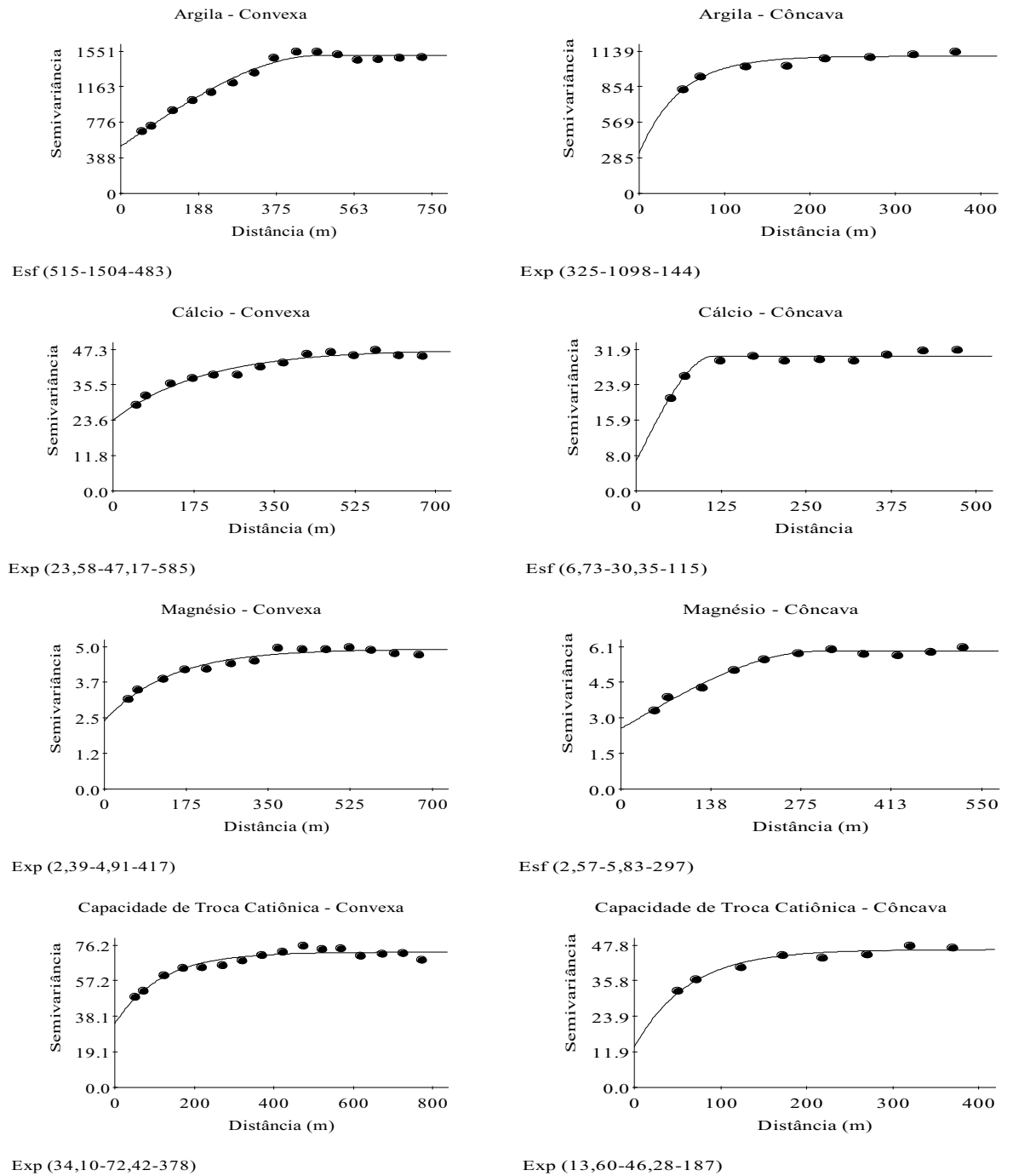


Figura 2. Semivariogramas do teor de argila (g kg^{-1}), cálcio ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$), magnésio ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) e capacidade de troca catiônica ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) nas diferentes pedoformas.

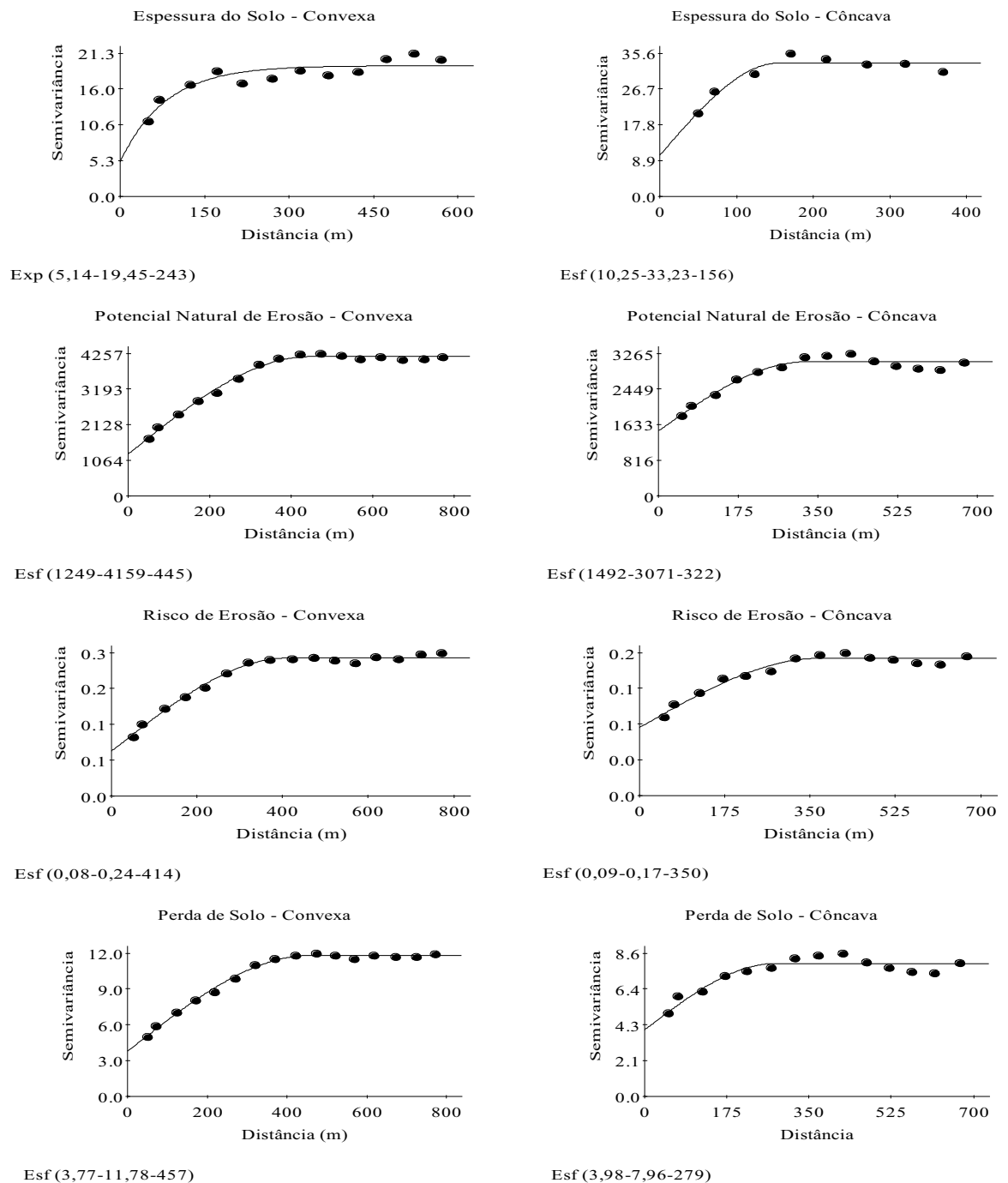


Figura 3. Semivariogramas da espessura do horizonte A+E (cm), potencial natural de erosão ($\text{t ha}^{-1} \text{ano}^{-1}$), risco de erosão e perda de solo ($\text{t ha}^{-1} \text{ano}^{-1}$) nas diferentes pedoformas.

Os atributos estudados apresentaram diferentes alcances de dependência espacial (Tabela 2 e Figuras 2 e 3). Observa-se, para todos os atributos, os

menores alcances na pedoforma côncava, demonstrando maior variabilidade espacial para os atributos físicos e químicos, e fatores de erosão nesta pedoforma. Isso reforça a idéia de que, na pedoforma côncava, as condições pedogeomórficas favorecem maior variabilidade espacial relativa dos atributos químicos (SOUZA et al., 2003). Para RESENDE (1985), as formas côncavas apresentam maior convergência de água. Isto pode interferir na maior variabilidade dos atributos (Figura 1).

Os resultados encontrados estão de acordo com o modelo qualitativo de TROEH (1965), que registra a maior instabilidade nas partes mais altas e maior estabilidade nas partes mais baixas do segmento, corroborando o trabalho de SOUZA et al. (2004), o qual registrou maior variabilidade espacial de atributos do solo na forma côncava, em relação à forma linear. Os atributos do solo variam no espaço segundo um arranjo definido, e a variabilidade ocorre muito mais em função da posição da vertente do que ao acaso, concordando com os resultados obtidos por MULLA (1993). Portanto, o relevo afeta a variabilidade espacial do solo, visto que curvaturas côncavas e/ou convexas apresentam variabilidade diferenciada dos relevos lineares, devido principalmente ao fluxo de água.

SOUZA et al. (2003), avaliando a influência do relevo e erosão na variabilidade espacial de um Latossolo, constataram maior variabilidade de atributos do solo e da erosão na pedoforma côncava. Segundo RESENDE et al. (1997), a pedoforma côncava possui maior remoção nas partes mais altas e maior acúmulo nas áreas mais baixas; essas diferentes posições criam situações específicas em locais variados. NIZEYIMANA & BICKI (1992), estudando as relações entre solo-paisagem, verificaram que a pedoforma côncava apresentou maior variabilidade de densidade do solo, capacidade de troca catiônica e disponibilidade de fósforo quando comparada à pedoforma convexa.

Observa-se que os valores médios de perda de solo, potencial natural de erosão e risco de erosão calculados são maiores na pedoforma convexa, indicando ser esta forma de paisagem mais suscetível à erosão, quando

comparada à da pedoforma côncava, o que está de acordo com os resultados obtidos por DANIELS et al. (1987) e RESENDE et al. (1997). Desse modo, a quantidade de remoção de partículas de solo e água é diferente de acordo com a forma do relevo. Segundo RESENDE et al. (1997), a erosão dos solos nas pedoformas côncavas é mais acentuada quando comparada com as pedoformas convexas.

O valor médio de tolerância de erosão calculado para área de estudo foi de $7,0 \text{ t ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$. Observa-se que os valores de perda de solo na pedoforma convexa estão acima deste limite (Tabela 1). Considerando que o solo e as práticas de manejo são os mesmos para toda a área, atribui-se a forma do relevo à responsabilidade pelas maiores perdas de solo, risco de erosão e potencial natural de erosão, influenciando na distribuição espacial dos atributos físicos e químicos analisados. WANG et al. (2002) afirmam ser o relevo o fator de maior impacto na taxa de perda de solo por erosão.

Analisando os dados da espessura do horizonte A+E na forma côncava (C^+P^+), verifica-se que seus valores são maiores nesta curvatura em relação à pedoforma convexa. Portanto, esses valores estão de acordo com os de perda de solos (Tabela 1), pois, nesta pedoforma, houve maiores perdas de solos, confirmando seu condicionamento ao maior potencial natural de erosão (Figura 1). Segundo essa perspectiva, os processos que determinam a variabilidade dos atributos do solo, são influenciados por fluxos de água e solução, superficiais ou subsuperficiais, verticais e horizontais. Estes são condicionados, fundamentalmente, pela posição dos solos na paisagem, mesmo que o relevo seja de pequena expressão (SOUZA et al., 2003; SOUZA et al., 2004; BOUMA et al., 1999).

Os locais da paisagem sob a mesma classe de solo e manejo, influenciados por diferentes formas de paisagem e declives, apresentam padrões de variabilidade espacial dos atributos do solo diferenciados. Logo, são os principais responsáveis pelas maiores variabilidades na pedoforma côncava.

CONCLUSÕES

As maiores perdas de solo, risco de erosão, potencial natural de erosão e menor espessura do horizonte A+E ocorreram na pedoforma convexa, indicando forte dependência espacial dos atributos com a forma do relevo.

Os atributos do solo, na pedoforma côncava, apresentaram maior variabilidade espacial, demonstrando que a forma do relevo condiciona padrões diferenciados de variabilidade. A magnitude da variabilidade dos atributos do solo é mais influenciada pela forma do relevo que pela erosão.

REFERÊNCIAS

ABREU, S.L.; REICHERT, J.M.; SILVA, V.R.; REINERT, D.J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.33, n. 2, p.275-282, 2003.

ALBUQUERQUE, J.A.; REINERT, D.J.; FIORIN, J.E. Variabilidade de solo e planta em Podzólico Vermelho-Amarelo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Brasília, v.20, n.1, p.151-157, 1996.

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**, Viçosa, v. 25, p. 987-995, 2001.

BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F. 3. ed. **Conservação do solo**. São Paulo: Ícone Editora, 1990. 355p.

BOUMA, J.; STOORVOGEL, J.; ALPHEN, van B.J.; BOOLTINK, H.W.G. Pedology, precision agriculture, and the changing paradigm of agricultural research. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.63, p.1763-1768, 1999.

DANIELS, R.B.; GILLIAN, J.W.; CASSEL, D.K. & NELSON, L.A. Quantifying the effected of past soil erosion on present soil productivity. **Journal Soil Water Conservation**, Ankeny, v.42, p.183-187, 1987.

DENARDIM, J.E. **Erodibilidade do solo estimada por meio de parâmetros físicos e químicos**. 1990. 122p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade do São Paulo, Piracicaba, 1990.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Desempenho do setor sucroalcooleiro brasileiro e os trabalhadores**. São Paulo: DIEESE, 2007. 34p. (Estudos e pesquisas, 30).

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa dos Solos **Manual de métodos de análise de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro, 1997. 212p.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geoestatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

KREZNOR, W.R.; OLSON, K.R.; BANWART, W.L.; JOHNSON, D.L. Soil, landscape, and erosion relationships in Northwest Illinois Watershed. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.53, p.1763-1771, 1989.

LAGROTTI, C.A.A. **Planejamento agroambiental do município de Santo Antônio do Jardim – SP: estudo de caso da microbacia hidrográfica do**

córrego Jardim. 2000. 115p. Tese (Doutorado em Planejamento e Desenvolvimento Rural) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2000.

LOMBARDI NETO, F.; PRUSKI, F.F.; TEIXEIRA, A.F. **Sistema para cálculo da erosividade da chuva para o estado de São Paulo.** Viçosa: 2000.1 CD-ROM.

MONTANARI, R.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; SOUZA, Z.M. Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.40, n. 1 p.69-77, 2005.

MULLA, D.J. Mapping and managing spatial patterns in soil fertility and crop yield. In: ROBERT, P.C. (Ed). **Proceeding of soil specific crop management: a workshop on research and development issues.** Madison: Soil Science Society America, 1993. p.15-26.

NIZEYIMANA, E.; BICKI, T.J. Soil and soillandscape relationships in the North Central region of Rwanda, East-Central Africa. **Soil Science**, Madison, v.153, p.225-236, 1992.

RAIJ, B. van; ANDRADE, J.C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. (Ed.) **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais.** Campinas: Instituto Agrônômico, 2001. 285p.

RESENDE, M. Aplicações de conhecimentos pedológicos à conservação de solos. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v.128, p.3-18, 1985.

RESENDE, M.; CURTI, N.; REZENDE, S.B.; CORRÊA, G.F. **Pedologia: base para distinção de ambientes.** 2.ed. Viçosa: NEPUT, 1997. 367p.

SCHLOTZHAVER, S.D.; LITTELL, R.C. **SAS: system for elementary statistical analysis**. 2.ed.Cary: SAS, 1997. 905p.

SPAROVEK, G.; SCHUNG, E. Soil tillage and agriculture. A theoretical case study for soil erosion control in brazilian sugarcane production. **Soil and Tillage Research**, v.61, p.47-54, 2001.

STONE, J.R.; GILLIAN, J.W.; CASSEL, D.K.; DANIELS, R.B.; NELSON, L.A.; KLEISS, H.J. Effect of erosion and landscape position on the productivity of Piedmont soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.49, p.987-991, 1985.

SOUZA, C.K.; MARQUES JÚNIOR, J.; MARTINS FILHO, M.V.; PEREIRA, G.T. Influência do relevo e erosão na variabilidade espacial de um latossolo em Jaboticabal (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, n. 6 p.1067-1074, 2003.

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**, Viçosa, v.28, n. 6, p.937-944, 2004.

TROEH, F.R. Landform equations fitted to contour maps. **American Journal of Science**, v.263, n.3, p.616-627, 1965.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-53.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.

WANG, G.; FANG, S.; SHINKAVERA, S.; GERTNER, G.; ANDERSON, A. Spatial uncertainty in prediction of the topographical factor for the revised universal soil loss equation (RUSLE). **Transactions of the ASAE**, Sant Joseph, v.45, n. 1, p.109-118, 2002.

WISCHMEIER, W.H.; SMITH, D.D. **Predicting rainfall erosion losses: a guide to conservation planning**. Washington: USDA, 1978. 57p. (USDA Agricultural Handbook, 537).

CAPÍTULO 4 - USO DA GEOESTATÍSTICA E DE MODELAGEM MATEMÁTICA PARA AVALIAÇÃO DE CUSTOS DE FERTILIZAÇÃO

RESUMO - A agricultura de precisão é um sistema de produção agrícola que tem por referência a variabilidade espacial de seus fatores, a partir dos quais decisões são tomadas com o objetivo de minimizar gastos pela aplicação localizada e dose correta de insumos. O presente trabalho teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial de atributos do solo e determinar a necessidade de aplicação de calcário, fósforo e potássio em diferentes formas da paisagem, mediante o uso de ferramentas convencionais, geostatísticas e de modelagem matemática. Em uma área de aproximadamente 200 ha, foram identificadas duas curvaturas, uma côncava e outra convexa, sendo os solos coletados nos pontos de cruzamento de uma malha, com intervalos regulares de 50 m, perfazendo um total de 623 pontos. As amostras foram submetidas a análises químicas e, posteriormente, os dados foram avaliados por meio da estatística descritiva, geoestatística e modelagem matemática. Os resultados demonstraram que mapas para aplicação de insumos a taxa variada, elaborados por técnicas geoestatísticas e correlacionados com modelagem matemática, indicaram maior eficiência para a aplicação de calcário, fósforo e potássio.

Palavras-chave: cana-de-açúcar, geoestatística, adubação a taxa variada; manejo químico do solo

INTRODUÇÃO

No Brasil, a cultura da cana-de-açúcar ocupa uma área de 5,5 milhões de hectares, com previsão de expansão para 7,5 milhões de hectares até 2010 (OESP). Nesta cultura, utilizam-se grandes quantidades de insumos, sendo a

adubação fosfatada e a calagem operações com custos elevados, mais fundamentais para o adequado desenvolvimento e longevidade da cana-de-açúcar.

A agricultura de precisão visa ao aumento da rentabilidade das culturas por meio do aumento de produtividade e utilização racional e localizada de insumos (LAMBERT et al., 2006). A hipótese básica da agricultura de precisão visa à otimização da aplicação de insumos com o objetivo de aumentar os lucros e diminuir a contaminação ambiental (KORSAETH & RILEY, 2006; BARBIERI, 2007). Os rendimentos da colheita são altamente variáveis em uma determinada área, em consequência das interações complexas entre os diferentes fatores, tais como a topografia, os atributos do solo e as práticas de manejo (KRAVCHENKO et al., 2005). Dentre estas, a topografia tem sido citada por vários autores como principal responsável pela variabilidade espacial do solo e da produção das culturas (KRAVCHENKO & BULLOCK, 2000; SI & FARRELL, 2004; JIANG & THELEN, 2004; SCHEPERS et al., 2004).

A caracterização da variabilidade dos recursos é de fundamental importância para o uso efetivo da tecnologia de agricultura de precisão, tornando-se imprescindível para que essa técnica seja confiável (GREGO & VIEIRA, 2005). A associação da variabilidade espacial dos atributos dos solos às formas da paisagem tem sido estudada por vários autores (MONTANARI et al., 2005; SOUZA et al., 2006; FRANZEN et al., 2006) e tem contribuído para a identificação e o mapeamento de áreas mais homogêneas, com limites mais precisos entre elas (MARQUES JÚNIOR & LEPSCH, 2000; KRAVCHENKO & BULLOCK, 2000), o que permite que técnicas agronômicas possam ser transferidas com facilidade e economia para ambientes semelhantes. CHANG et al. (2003), SADLER et al. (1998) e BOUMA et al. (1999) citam em seus estudos a importância da utilização da topografia para a definição de áreas mais homogêneas para a realização de um manejo mais adequado e racional.

No caso específico da cana-de-açúcar, MENEGATTI et al. (2006) reportaram que, nas usinas Jalles Machado S/A e Açucareira Guaira, onde o

sistema de agricultura de precisão foi adotado, ocorria, anteriormente, excesso no uso de insumos. Após a adoção desse sistema, houve uma redução no uso destes insumos, 36% no caso da usina Jalles Machado e 15% na Açucareira Guaíra. Constatou-se um aumento de 9% na produtividade da Açucareira Guaíra.

De acordo com GODWIN & MILLER (2003), a adoção de ferramentas de agricultura de precisão e o interesse crescente por informações representativas da variabilidade espacial do solo vêm auxiliando o desenvolvimento de modelos e de sistemas de manejo ambiental. Esses desenvolvimentos permitem obter representações próximas do comportamento dos atributos dos solos amostrados (SOUZA et al., 2007; KORSAETH & RILEY, 2006), os quais devem ser analisados, especializados e integrados em compartimentos da paisagem e na definição de locais específicos de manejo (SOUZA et al., 2006).

O presente trabalho teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial, a necessidade e os custos de aplicação de calcário, fósforo e potássio, em diferentes formas da paisagem, mediante o uso de ferramentas convencionais, geostatísticas e de modelagem matemática.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo é de aproximadamente 200 ha, apresenta um histórico de cultivo intensivo de cana-de-açúcar por mais de 20 anos, pertencente à Usina São Domingos Açúcar e Álcool S/A, no município de Catanduva, a noroeste do Estado de São Paulo, cujas coordenadas geográficas são: 21°05'57" de latitude sul e 49°01'02" de longitude oeste.

A localidade foi caracterizada, utilizando-se de fotos aéreas na escala de 1:35.000, perfil altimétrico, e classificação geomorfológica e pedológica. A região encontra-se na província geomórfica de Planalto Ocidental Paulista, tendo como material de origem as unidades geológicas pertencentes às rochas sedimentares do Grupo Bauru, representadas pela formação Adamantina (IPT, 1981). O solo da

área de estudo foi classificada como Argissolo Vermelho-Amarelo eutrófico, textura média/argilosa (EMBRAPA, 1999). Elaborou-se o modelo de elevação digital, que, juntamente com as atividades de campo, possibilitou a identificação e a separação das formas do terreno e sua posterior classificação geomorfológica, conforme TROEH (1965). De acordo com essa classificação, foram mapeadas duas curvaturas, sendo: uma côncava e outra convexa (Figura 1). Na área, os solos foram amostrados nos pontos de cruzamento de uma malha, com intervalos regulares de 50 m, na profundidade de 0,0-0,2 m, perfazendo um total de 623 pontos. As amostras foram submetidas às análises químicas. O cálcio, o magnésio, o potássio trocáveis e o fósforo disponível foram extraídos, utilizando-se do método da resina trocadora de íons (RAIJ et al., 2001). Com base nos resultados das análises químicas, foram calculadas a capacidade de troca catiônica (CTC) e a porcentagem de saturação por bases (V%).

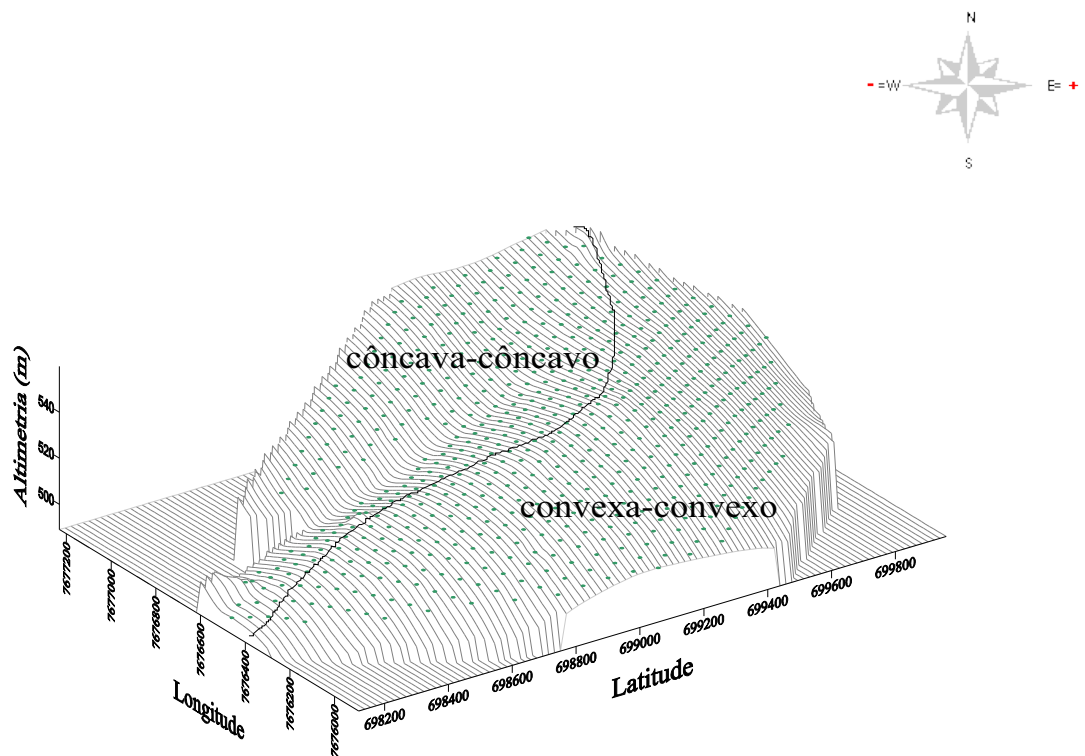


Figura 1. Modelo digital de elevação do terreno, localização das áreas côncava e convexa e pontos de amostragem.

O histórico de manejo das duas áreas é idêntico, e a variedade de cana-de-açúcar plantada em 2003 foi a SP8013250. A adubação líquida de plantio foi realizada com 812 L ha⁻¹ da fórmula 04-12-10 (N-P-K), sendo na adubação de cana-soca utilizada 944,21 L ha⁻¹ da fórmula 10-00-10 (N-P-K). Torta de filtro e vinhaça não foram aplicados nas áreas.

A necessidade de calagem e a adubação com fósforo e potássio foram estimadas de duas maneiras: utilizando-se da média dos 623 pontos; e considerando a variabilidade espacial dos atributos nas malhas. Para o cálculo da necessidade de calcário, utilizou-se a fórmula proposta por RAIJ et al. (1997), que leva em consideração o nível de acidez atual do solo, a CTC e o nível de saturação por bases (V%), ideal da cultura, que, no caso da cana-de-açúcar no Estado de São Paulo, é de 60%, considerando o PRNT de 100 %. Para o cálculo da adubação de fósforo e potássio, foram utilizadas as tabelas de adubação propostas por RAIJ et al. (1997), e a produtividade esperada considerada foi de 100 a 150 t ha⁻¹.

Os resultados obtidos foram submetidos à análise estatística descritiva com o uso do pacote estatístico SAS (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1997). Posteriormente, foram realizadas análises geoestatísticas para verificar a existência de autocorrelação em cada variável, utilizando como medida o semivariograma, a qual, sob a estacionariedade da hipótese de intrínseca, é calculada por:

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

em que, N (h) é o número de pares experimentais de observações Z(x_i), e Z (x_i + h) separados por uma distância h. O semivariograma é representado pelo gráfico $\hat{\gamma}(h)$ versus h, que é confeccionado com o auxílio do programa GS+

(ROBERTSON, 1998) e a confecção dos mapas de krigagem, por meio do programa SURFER (1999).

A adubação da área em estudo foi submetida à modelagem matemática, sendo que este modelo consiste em uma programação linear desenvolvida pela Usina São Domingos Açúcar e Álcool S/A em conjunto com professores do ITA (Instituto Tecnológico da Aeronáutica). Esta programação seguiu uma sequência segundo CAIXETA FILHO (2001): (a) definição do problema, para a criação de uma função objetiva onde se deseja maximizar ou minimizar a mesma; (b) identificação das variáveis que definem a função objetiva; (c) estabelecimento de limitações nas variáveis (restrições). O modelo de programação linear desenvolvido para minimizar o custo de adubação é composto por milhares de inequações restritivas, porque é requerido escolher entre 18 fertilizantes com até 14 elementos químicos com preços diferentes, cada um.

O programa de otimização de custos com base em modelos matemáticos necessita de planilhas de entrada com as seguintes informações: área do lote a ser tratado, onde cada lote representa um conjunto de fazendas com mesma necessidade de correção do solo, variedade, tipo de ambiente de produção e corte da cana-de-açúcar; exigência em adubação por lote; custos de cada adubo (em R\$ / kg de fertilizante), e massa mínima e máxima para aplicação de cada fertilizante. Na malha em estudo, cada ponto recebeu a denominação de lote, o qual representa uma área de 0,328 ha e é tratada de acordo com sua exigência em fertilidade que foi determinada com base nos resultados das análises químicas para fósforo e potássio.

O nitrogênio foi calculado com base na produtividade esperada. A cotação dos adubos utilizados foi feita na cidade de Catanduva (SP) e realizada durante o mês de outubro de 2006. Para a adubação da área, foram excluídas nas planilhas de entrada, as massas mínimas e máximas dos seguintes fertilizantes: torta de filtro, vinhaça e compostagem, pois não foram aplicados.

Dois tipos de adubação foram otimizados neste programa matemático computacional. Um deles é a adubação no sistema de aplicação em taxa fixa, que

é adotado pela Usina São Domingos Açúcar e Álcool S/A e consiste na aplicação do adubo líquido sob a fórmula 04-12-10. O segundo sistema de adubação baseia-se nos conceitos de agricultura de precisão para aplicação de adubo químico em taxa variada, que é função dos níveis de nutrientes para cada ponto da malha e produtividade esperada.

Para a adubação em taxa fixa, os teores foram: dose única de N, P_2O_5 e K_2O , correspondente a 40, 120 e 100 kg ha⁻¹, respectivamente. Neste caso, foi realizado apenas um lote de 200 ha. Já na adubação em taxa variada, a necessidade de cada ponto amostrado foi utilizada. Com esses dados, o modelo matemático pode simular as duas formas de adubação (aplicação em taxa fixa e variada). Com o resultado dessas simulações, obtêm-se as massas de fertilizantes e o custo em unidade monetária por ponto (ou lote) a ser aplicada, e os valores dos mesmos foram transformados para dólar (US\$), com um valor de cambio de R\$ 2,15.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores das estatísticas descritivas dos atributos de fertilidade na profundidade de 0,0-0,2 m, encontram-se na Tabela 1. A análise dos valores da média e da mediana mostra que apenas as variáveis fósforo (P) e necessidade de calagem (NC) apresentaram valores muito diferentes nas duas curvaturas, o que sugere que estas variáveis apresentam distribuições assimétricas. Nestes casos, existe a possibilidade de os valores médios não representarem, adequadamente, estas variáveis amostradas na área, devido à grande variação relativa. Para o atributo P, os coeficientes de variação (CV) foram 104% e 123,4%, e para NC, 146,7% e 119,1%, nas pedoformas côncava e convexa, respectivamente. Aplicação de adubos químicos em taxa fixa e o intenso revolvimento do solo podem ser a causa desses elevados valores de CV. A alta variabilidade de P pode ser atribuída a sua baixa mobilidade no solo e aplicação desse nutriente em taxa

fixa. A caracterização da variabilidade espacial de atributos físicos em situações como esta mostra que a distribuição espacial de todos os valores, num mapa, pode ser mais útil do que os valores médios e coeficientes de variação (VIEIRA et al., 1992).

As outras variáveis apresentam distribuições amostrais suficientemente simétricas para a aplicação de técnicas geoestatísticas nas duas curvaturas.

Tabela 1. Resultados da estatística descritiva para os atributos químicos estudados na profundidade de 0,0-0,2 m.

Atributos	Área	Média	Mediana	Máx.	Mín.	Assimetria	Curtose	CV
P ⁽¹⁾	Côncavo	25,2 a	14,0	103,0	3,0	1,4	1,1	104,0
	Convexo	24,2 a	11,0	147,0	3,0	2,0	3,6	123,4
K ⁽²⁾	Côncavo	2,1 a	2,0	4,5	0,8	0,6	-0,2	40,6
	Convexo	2,5 b	2,3	6,1	0,8	0,9	0,6	42,7
Ca ⁽³⁾	Côncavo	15,5 a	14,0	34,0	3,0	0,7	0,4	38,6
	Convexo	15,5 a	14,0	44,0	4,0	1,3	2,3	45,1
Mg ⁽⁴⁾	Côncavo	6,2 a	6,0	13,0	1,0	0,6	0,3	35,9
	Convexo	4,4 b	4,0	8,0	2,0	0,5	-0,2	32,8
V% ⁽⁵⁾	Côncavo	60,3 a	60,0	98,0	21	-0,001	0,6	128,9
	Convexo	57,2 b	57,0	98,0	24,0	0,1	0,6	21,0
NP ⁽⁶⁾	Côncavo	124,1 a	120,0	180,0	60,0	0,2	-1,5	34,8
	Convexo	142,3 b	120,0	180,0	80,0	-0,3	-1,4	27,4
NK ⁽⁷⁾	Côncavo	88,7 a	80,0	120,0	60,0	0,5	-1,1	23,8
	Convexo	83,2 b	80,0	120,0	60,0	-0,2	0,9	23,7
NC ⁽⁸⁾	Côncavo	0,2 a	0,0	0,8	0,0	1,3	0,2	146,7
	Convexo	0,3 b	0,2	1,3	0,0	1,1	0,4	119,1

⁽¹⁾Teor de fósforo no solo (mg dm⁻³); ⁽²⁾Teor de potássio no solo (mmol_c dm⁻³); ⁽³⁾Teor de cálcio no solo (mmol_c dm⁻³); ⁽⁴⁾Teor de magnésio no solo (mmol_c dm⁻³); ⁽⁵⁾Saturação por bases do solo (%); ⁽⁶⁾Necessidade de fósforo (kg ha⁻¹); ⁽⁷⁾Necessidade de potássio (kg ha⁻¹); ⁽⁸⁾Necessidade de calcário (t ha⁻¹); As médias dos atributos do solo, acompanhadas da mesma letra, são estatisticamente iguais entre si, pelo teste t; Máx: máximo; Mín: mínimo; CV: coeficiente de variação.

Verifica-se maior necessidade de fósforo e calcário em solos de áreas convexas e menor quantidade para áreas côncavas, o que concorda com os resultados obtidos por BARBIERI et al. (2007) que também encontraram maior necessidade de aplicação de fósforo em área côncava. Para o potássio, a necessidade em áreas côncavas é maior, ocorrendo o inverso da situação para áreas convexas. Porém, o coeficiente de variação deste mesmo nutriente apresentou-se igual para as duas curvaturas, indicando similaridade ou pouca variação nas quantidades aplicadas.

Os modelos matemáticos ajustados aos semivariogramas experimentais dos atributos são apresentados na Tabela 2 e Apêndices 1A, 1B, 1C e 1D.

Tabela 2. Resultado da análise geoestatística dos dados – modelos, coeficientes e alcance dos semivariogramas ajustados na profundidade de 0,0-0,2 m.

Atributo	Modelo	$C_0^{(9)}$	$C_0 + C_1^{(10)}$	$C_0/(C_0 + C_1)$	$a \text{ (m)}^{(11)}$	$R^{2(12)}$
Côncavo						
P ⁽¹⁾	Exponencial	251,64	536,99	0,47	121	0,20
K ⁽²⁾	Exponencial	0,30	0,67	0,44	546	0,96
Ca ⁽³⁾	Exponencial	11,15	29,29	0,38	239	0,59
Mg ⁽⁴⁾	Esférico	2,30	4,60	0,50	480	0,91
V ⁽⁵⁾	Exponencial	15,10	114,00	0,13	141	0,77
NP ⁽⁶⁾	Exponencial	958,98	1867,26	0,51	180	0,69
NK ⁽⁷⁾	Exponencial	201,12	450,76	0,44	637	0,93
NC ⁽⁸⁾	Exponencial	0,011	0,014	0,78	466	0,67
Convexo						
P ⁽¹⁾	Esférico	222,30	444,70	0,50	320	0,94
K ⁽²⁾	Exponencial	0,27	0,72	0,38	244	0,85
Ca ⁽³⁾	Exponencial	22,89	46,53	0,49	486	0,96
Mg ⁽⁴⁾	Exponencial	0,73	1,96	0,37	220	0,88
V ⁽⁵⁾	Exponencial	53,60	117,40	0,46	345	0,92
NP ⁽⁶⁾	Esférico	590,86	1476,45	0,40	305	0,74
NK ⁽⁷⁾	Exponencial	169,83	338,60	0,50	209	0,62
NC ⁽⁸⁾	Exponencial	0,04	0,11	0,35	207	0,77

⁽¹⁾Teor de fósforo no solo (mg dm^{-3}); ⁽²⁾Teor de potássio no solo ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); ⁽³⁾Teor de cálcio no solo ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); ⁽⁴⁾Teor de magnésio no solo ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); ⁽⁵⁾Saturação por bases do solo (%); ⁽⁶⁾Necessidade de fósforo (kg ha^{-1}); ⁽⁷⁾Necessidade de potássio (kg ha^{-1}); ⁽⁸⁾Necessidade de calcário (t ha^{-1}); ⁽⁹⁾Efeito pepita; ⁽¹⁰⁾Patamar; ⁽¹¹⁾Alcance; ⁽¹²⁾Coeficiente de determinação; ⁽¹³⁾Soma dos quadrados dos resíduos; ⁽¹⁴⁾ Grau de dependência espacial.

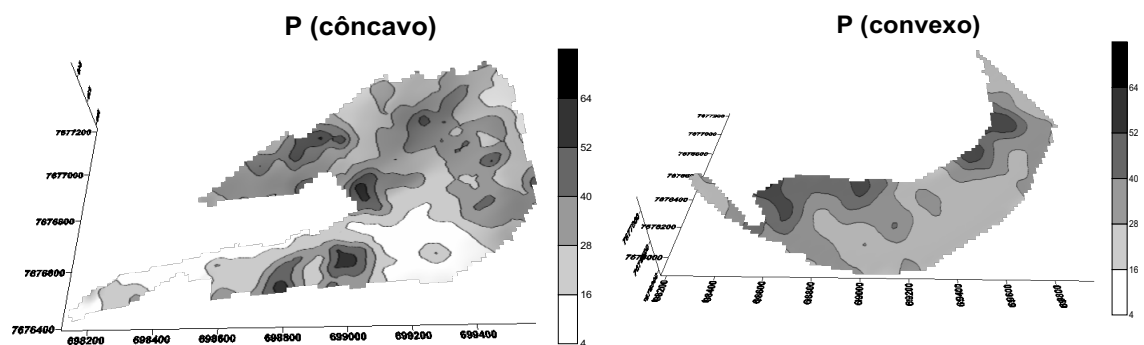
Todos apresentaram dependência espacial. O modelo que melhor se ajustou aos semivariogramas experimentais foi o exponencial, o que mostra que estas variáveis têm um comportamento mais errático em pequena escala, enquanto, para as os semivariogramas experimentais das variáveis Mg, na curvatura côncava, e o teor de P e a necessidade de P na área convexa, foi ajustado o modelo esférico, indicando um comportamento menos errático na pequena escala. Vários autores (SOUZA et al., 2007; FRANZEN et al., 2006; CHANG et al., 2003) têm encontrado esses modelos para a maioria dos atributos estudados. GREGO & VIEIRA (2005) citam que esses são os modelos que mais se ajustam aos atributos dos solos.

Conforme a classificação de CAMBARDELLA et al. (1994), a análise da relação $C_0/(C_0+C_1)$ mostrou grau de dependência espacial moderado para a maioria

dos atributos, exceto V% e NC, na área côncava (Tabela 2), que apresentaram grau de dependência forte e baixo, respectivamente, como também encontrado por SOUZA et al. (2007) e CHANG et al. (2003).

Os valores de alcance para as variáveis P, Ca, V% e NP foram maiores na curvatura convexa o que indica menor continuidade espacial destas variáveis nesta curvatura, enquanto, para as variáveis K, Mg, NK e NC, apresentam valores de alcance maiores na curvatura côncava e, conseqüentemente, menor continuidade espacial destas variáveis, nesta curvatura. Resultados similares para o comportamento de atributos do solo, em diferentes formas do relevo, foram encontrados por SOUZA et al. (2006) e MONTANARI et al. (2005).

Analizando os mapas gerados por meio dos dados obtidos pelos semivariogramas (Figuras 2 e 3), observam-se menores distâncias entre as isolinhas da área côncava para os atributos P, Ca, V% e NP, demonstrando também maior variabilidade nesta forma de relevo (BARBIERI et al., 2006). E, nos mapas da área convexa, as distâncias são maiores para os mesmos atributos, mostrando comportamento inverso da área côncava. Esses resultados concordam com vários autores que têm demonstrado a influência do relevo na variabilidade dos atributos químicos do solo (CHANG et al., 2003; SOUZA et al., 2006; FRANZEN et al., 2006).



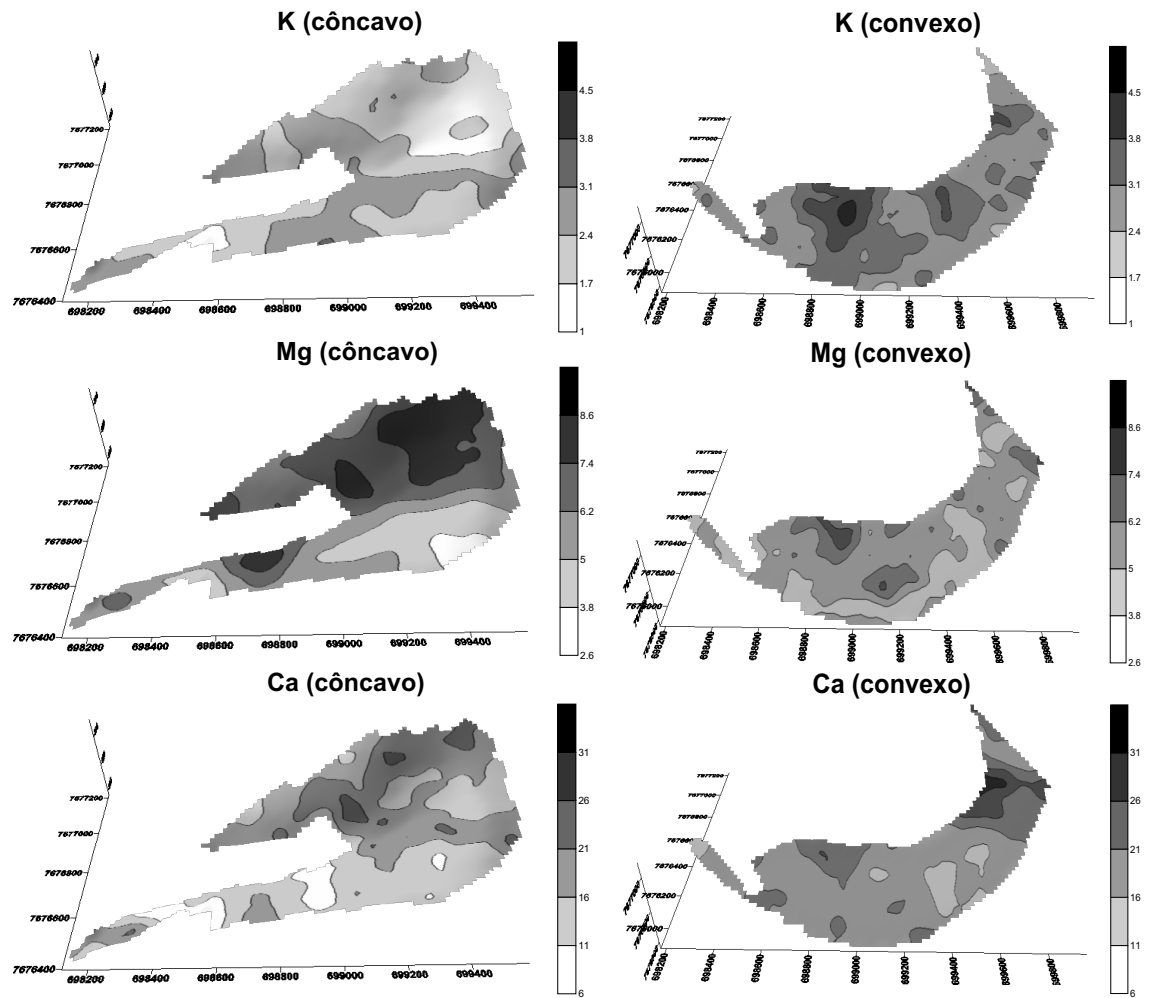
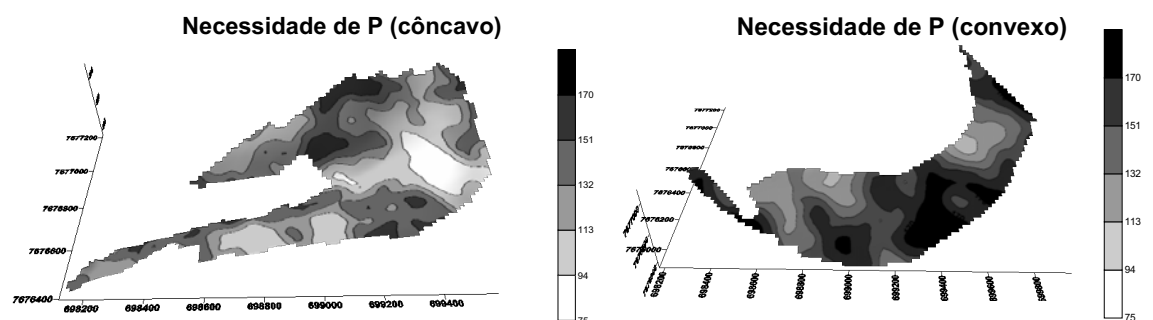


Figura 2. Mapas de krigagem para teores de fósforo (mg dm^{-3}), potássio ($\text{mmol}_e \text{dm}^{-3}$), magnésio ($\text{mmol}_e \text{dm}^{-3}$) e cálcio ($\text{mmol}_e \text{dm}^{-3}$), na profundidade de 0,0 a 0,2 m.



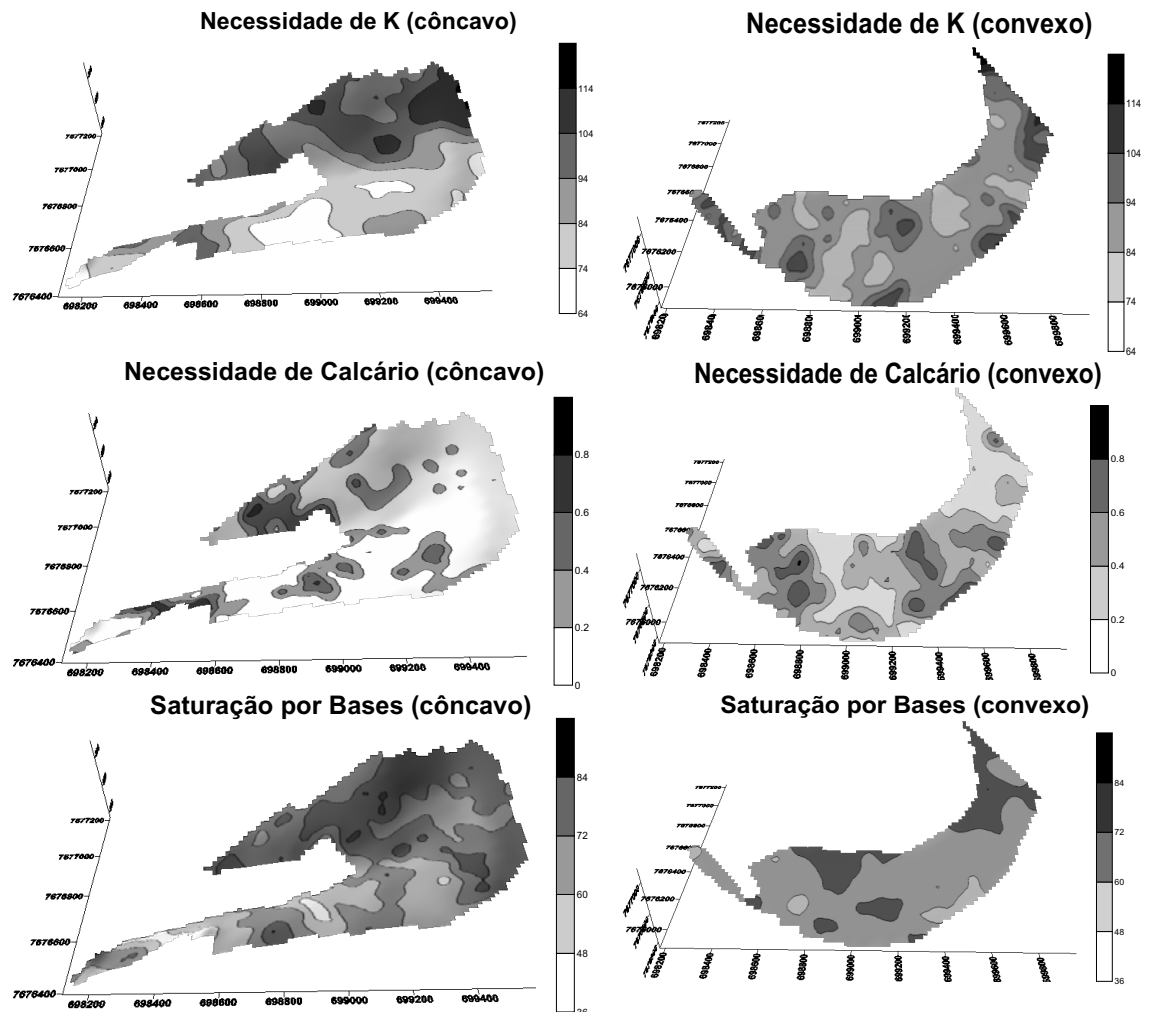


Figura 3. Mapas de krigagem para necessidade de fósforo (kg ha^{-1}), potássio (kg ha^{-1}) e calcário (kg ha^{-1}), na profundidade de 0,0 a 0,2 m.

De acordo com MARQUES JÚNIOR & LEPSCH (2000) e BARBIERI et al. (2006), para o entendimento das causas da variabilidade do solo, é preciso conhecer os processos do solo que operam em locais específicos. Esses processos estão muito ligados ao fluxo de água que, por sua vez, são controlados pelo relevo. Neste sentido, a separação das formas do relevo mostra ser eficiente para identificação e mapeamento de áreas com variabilidade controlada, bem como a transferência de informações, podendo servir de base para elaboração e execução de programas de adubação (MALLARINO et al., 2001; SOUZA et al., 2007).

Do ponto de vista de aplicação de insumos, propriamente dita, as doses recomendadas para aplicação de fósforo (Figura 1) na área total variam de 75 a 170 kg ha⁻¹, quando observada na ótica da aplicação com taxa variada. Já na adubação em taxa fixa, faz-se uma aplicação da média destes valores (123 kg ha⁻¹), sendo que uma parte significativa da área recebe uma quantidade inferior, e outra, uma quantidade superior à dose realmente necessária. KORSAETH & RILEY (2006) e LAMBERT et al. (2006), trabalhando com mapas de recomendação de manejo localizado, também encontram erros de dosagem para a adubação fosfatada.

Essas variações também se configuram nos mapas de necessidade de potássio e necessidade de calagem (Figura 2). No caso da necessidade de potássio, existe uma variação de recomendação de 65 a 112 kg ha⁻¹, sendo que, trabalhando com a média, ou seja, na agricultura convencional, aplicam-se 89 kg ha⁻¹. Já, para a necessidade de calcário, tem-se uma diferença de valores de 0,0-0,8 t ha⁻¹, sendo que, na média, deveria ser aplicado 0,4 t ha⁻¹. SOUZA et al. (2007), em seus estudos concluíram baseados nos mapas de recomendação de calcário e potássio, que grande parte da área não necessitaria de aplicação destes insumos, sendo que, no caso da adubação a taxa fixa, haveria a recomendação de aplicação dos mesmos.

Portanto, comparando-se os métodos de aplicação em taxa fixa e variada percebe-se uma otimização significativa para a aplicação de insumos no caso do manejo localizado. MOLIN (2001), LAMBERT et al. (2006), KORSAETH & RILEY (2006) e BIERMACHER et al. (2006) também demonstram, em seus trabalhos, a economia da aplicação em taxa variada em relação à aplicação em taxa fixa.

Os resultados para aplicação de calcário e adubação nos sistemas de aplicação em taxa fixa e variada, com e sem otimização pelo modelo matemático, encontram-se nas Tabelas 3 e 4

Tabela 3. Custo comparativo entre sistema convencional e o sistema de agricultura de precisão para adubação da área experimental (200 ha).

Sistema de adubação	Utilizado	Adubo			
		(US\$ kg ⁻¹)	Aplicado (kg)	Dose (kg ha ⁻¹)	(US\$ ha ⁻¹)
Convencional	Fórmula 04-12-10	0,172	200.000	1.000	172,00
	Calcário dolomítico	0,019	500.000	2.500	47,50
Total convencional					219,5
Agricultura de precisão	Amônia Anidra	0,460	756,8	8,08	3,72
	Fosfato monoamônio	0,349	24.183,9	258,32	90,15
	Cloreto de potássio	0,167	13.867,1	148,12	24,74
	Calcário dolomítico	0,028	6.560,9	70,08	1,96
	Calcário Calcítico	0,023	13.851,1	147,95	3,40
	Subtotal				123,97
	Amônia Anidra	0,460	517,9	4,87	2,24
	Fosfato monoamônio	0,349	31.558,9	296,66	103,53
	Cloreto de potássio	0,167	14.751,5	138,67	23,15
	Calcário dolomítico	0,019	30.696,7	288,56	5,48
	Calcário Calcítico	0,023	12.890,6	121,17	2,79
Subtotal					137,19
Total AP					130,97*

* média ponderada pela área da pedoforma côncava (94,12 ha) e convexa (105,88 ha).

Para a aplicação de calcário (Tabela 3), observa-se que, na aplicação em taxa fixa, a dose deste insumo na área toda é de 500 t e, para a aplicação em taxa variada, a quantidade a ser utilizada é de 64 t. Assim, boa parte da área recebe calcário de forma desnecessária, aumentando os custos de aplicação, causando inadequação ao equilíbrio na absorção de íons pelas plantas e um possível desequilíbrio ecológico na área citada.

Em termos financeiros, a aplicação em taxa variada traria uma economia de calcário de aproximadamente US\$ 42,14 / ha (89%) na área côncava e de US\$ 39,23 / ha (83%) na área convexa. Extrapolando esses valores para os 200 ha da área em estudo, chega-se a um custo total de calcário de US\$ 9.500,00 para a AC

e de US\$1.380,11 na aplicação em taxa variada, o que proporciona uma economia de US\$ 8.119,89 na área estudada. BARBIERI (2007) também encontrou aplicações excessivas de calcário em áreas de aplicação em taxa fixa comparada com áreas de manejo localizado.

Já, para a aplicação de fertilizantes (Tabela 3), a quantidade da fórmula de adubo (04-12-10) a ser aplicada na aplicação em taxa fixa é de 200.000 kg nos 200 hectares, sendo que na aplicação em taxa variada, a quantidade de adubo a ser utilizada na área total é reduzida para 85.636,61 kg, sendo que 38.807,80 kg devem ser aplicados na área côncava e 46.828,30 kg na área convexa. LAMBERT et al. (2006) e KORSAETH & RILEY (2006), em seus estudos, também encontraram economia de fertilizantes para aplicação em taxa variada quando comparado com a taxa fixa.

Em termos financeiros, a economia da aplicação, em taxa variada em relação à taxa fixa para a aplicação de fertilizantes, seria de US\$ 523,39 / ha (31,04%) para a área côncava e de US\$ 43,08 / ha (25,10%) para a área convexa. Considerando a área total de estudo, o custo de aplicação de fertilizantes na aplicação em taxa fixa é de US\$ 34.400,00, enquanto na taxa variada é de US\$ 11.163,57 na área côncava e de US\$ 13.650,05 na área convexa, atingindo um total de US\$ 24.813,62 na área toda. Dessa forma, a aplicação de fertilizantes localizada proporcionará uma economia de US\$ 9.586,38.

Os resultados para aplicação de insumos, com base nos dados dos pontos da malha (aplicação de taxa variada) (Tabela 3), apresentaram valores de redução de 40,33% dos custos de fertilizantes, quando comparado com a taxa fixa. Esses resultados foram possíveis uma vez que os solos localizados na área côncava possuem maior fertilidade em relação à área convexa, condicionando custos de aplicação de US\$ 123,97 e US\$ 137,19 por hectare, respectivamente. Há, portanto, necessidade de adicionar 12% a mais de fertilizantes nos solos da área convexa (Tabela 3). Quando se observa a AC, os custos para a aplicação de insumos é de US\$ 219,50 por hectare.

Tabela 4. Comparativo entre o sistema convencional e o sistema de agricultura de precisão, otimizados pela modelagem matemática.

Sistema de adubação	Utilizado	(US\$ kg ⁻¹)	Adubo		
			Aplicado (kg)	Dose (kg ha ⁻¹)	(US\$ ha ⁻¹)
Convencional	Amônia Anidra	0,460	3.658,50	18,29	8,41
	Fosfato monoamônio	0,349	50.000,00	250,00	87,25
	Cloreto de potássio	0,167	33.333,30	166,67	27,83
	Calcário dolomítico	0,019	714.285,70	3.571,43	67,85
	Total convencional				191,34
Agricultura de precisão e	Amônia Anidra	0,460	758,20	8,10	3,73
	Fosfato monoamônio	0,349	24.222,7	258,73	90,30
	Cloreto de potássio	0,167	13.890,0	148,37	24,78
	Calcário dolomítico	0,019	4.976,40	53,16	1,01
	Calcário Calcítico	0,023	16.354,10	174,69	4,02
	Subtotal				123,84
	Amônia Anidra	0,460	517,90	4,87	2,24
	Fosfato monoamônio	0,349	31.533,70	296,42	103,45
	Cloreto de potássio	0,167	14.742,20	138,58	23,14
	Calcário dolomítico	0,019	26.711,00	251,09	4,77
	Calcário Calcítico	0,023	19.934,40	187,39	4,31
	Subtotal				137,91
Total AP					131,29*

* média ponderada pela área da pedoforma côncava (94,12 ha) e convexa (105,88 ha).

Extrapolando-se esses valores para a área toda, observa-se que a aplicação em taxa fixa apresenta um custo de aplicação de insumos (calcário + fertilizantes) de US\$ 43.900,00, enquanto a aplicação em taxa variada apresentou um custo total de US\$ 26.193,74 (US\$ 11.668,06 na área côncava e 14.525,68 na convexa), acarretando uma economia de US\$ 17.706,26 na área de estudo.

Perecebe-se, por meio do apresentado e discutido até o momento, que tanto a aplicação de calcário como a de fertilizante apresentam as maiores doses

para a área convexa em relação à área côncava, demonstrando a eficiência da caracterização das formas da paisagem para o melhor rendimento do manejo localizado.

Os dados para aplicação em taxa fixa inseridos no modelo matemático (Tabelas 3 e 4) apresentam redução de custo de 13% na aplicação de calcário e fertilizantes, proporcionando uma economia de US\$ 5.632,00.

Os valores de custo para aplicação de adubo, com base nos dados dos pontos da malha (aplicação em taxa variada) inserido no modelo matemático (Tabela 4), apresentaram-se 40,19% inferiores aos valores da taxa fixa (Tabela 3), indicando ser a associação destas técnicas a mais eficiente do ponto de vista econômico.

É importante salientar que os resultados obtidos com o uso da modelagem matemática são somente índices para a redução de custos. Com isto, o uso de técnicas de agricultura de precisão poderá finalmente trazer ganhos significativos nos sistemas de produção, pois este identifica zonas específicas de manejo.

CONCLUSÕES

Os limites das formas do relevo são fortes indicadores das zonas específicas para aplicação de insumos a taxas variadas.

Os mapas gerados para aplicação de insumos a taxa variável demonstraram ser mais eficientes do ponto de vista econômico e ambiental do que aplicações baseadas na média.

A interação de modelos matemáticos e agricultura de precisão é a que apresentou a maior eficiência na redução de custos para fertilização de áreas agrícolas.

REFERÊNCIAS

BARBIERI, D. M. **Formas do relevo e variabilidade espacial de atributos químicos e mineralógicos de um argissolo cultivado com cana-de-açúcar.** 2007. 83 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal 2007.

BARBIERI, D. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SANCHEZ, R. B.; GUIARDI, M. Influência da paisagem na variabilidade espacial dos fósforo e do potássio sob o cultivo de cana-de-açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2006, São Pedro-SP. **Anais....** Piracicaba: Esalq, 2006. 1 Cd-rom.

BIERMACHER, J. T.; EPPLIN, F. M.; BRORSEN, B. W.; SOLIE, J. B.; RAUN, W. R. Maximum benefit of a precise nitrogen application system for wheat. **Precision Agriculture**, v. 7, n. 3, p.193–204, 2006.

BOUMA, J.; STOORVOGEL, J.; ALPHEN, van B.J.; BOOLTINK, H.W.G. Pedology, precision agriculture, and the changing paradigm of agricultural research. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.63, n.6, p.1763-1768, 1999.

CAIXETA FILHO, J. V. Pesquisa Operacional:técnicas de otimização aplicadas a sistemas agroindustriais.São Paulo: **Atlas**, 171p. 2001.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L; TURCO R. F; KONOPKA, A. E. Field scale variability of soil properties in central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.

CHANG, J.; CLAY, D. E.; CARLSON, C. G.; CLAY, S. A.; MALO, D. D.; BERG, R.; KLEINJAN, J. & WIEBOLD, W. Different techniques to identify management zones

impact nitrogen and phosphorus sampling variability. **Agronomy Journal**, Madison, v.95, p.1550-1559, 2003.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília, 1999. 412 p.

FRANZEN, D. W.; NANNA, T.; NORVELL, W. A. A survey of soil attributes in North Dakota by landscape position. **Agronomy Journal**, Madison, v.98, n. 4, p.1015-1022, 2006.

GODWIN, R. J.; MILLER, P. C. A review of the technologies for mapping within-field variability, [Biosystems Engineering](#). v. 84, n. 4, p. 393-407, 2003.

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.2, p.169-177, 2005.

INSTITUTO DE PESQUISAS TECNOLOGICAS DO ESTADO DE SÃO PAULO. **Mapa geomorfológico do Estado de São Paulo: Escala - 1:1.000.000**. São Paulo: IPT, 1981, v.1, 94p.

JIANG, P. & THELEN, K. D. Variability of soil and landscape properties and their relationship to crop yield in a north central corn soybean cropping system. **Agronomy Journal**, Madison, v.96, n.1, p.252-258, 2004.

KORSAETH, A.; RILEY, H. Estimation of economic and environmental potentials of variable rate versus uniform N fertilizer application to spring barley on morainic soils in SE Norway. **Precision Agriculture**, v.7, n. 4,, p. 265-279, 2006.

KRAVCHENKO, A. N.; BULLOCK, D. G. Correlation of corn and soybean grain yield with topography and soil properties. **Agronomy Journal**, Madison, v.92, n.1, p.75-83, 2000.

KRAVCHENKO, A.N.; ROBERTSON, G. P.; THELEN, K.D.; HARWOOD, R.R. Management, topographical, and weather effects on spatial variability of crop grain yields. **Agronomy Journal**, Madison, v.97, n. 2, p.514-523, 2005.

LAMBERT, D. M.; LOWENBERG-DEBOER, J.; MALZER, G. L. Economic analysis of spatial-temporal patterns in corn and soybean response to nitrogen and phosphorus. **Agronomy Journal**, Madison, v.98, n.1, p. 43–54 2006.

MALLARINO, A. P.; MAZHAR. U. H.; WITTRY, D.; BERMUDEZ, M. Variation in soybean response to early season foliar fertilization among and within fields, **Agronomy Journal**, Madison, v.93, n. 6, p.1220-1226, 2001.

MARQUES JÚNIOR, J.; LEPSCH, I.F. Depósitos superficiais neocenozóicos, superfícies geomórficas e solos em Monte Alto, SP. **Geociência**, São Paulo, v.19, n.2, p.265-281, 2000.

MENEGATTI, L. A. A.; MOLIN, J. P.; GÓES, S. L.; KORNDORFER, G. H.; SOARES, R., A. B.; LIMA, E. A. Benefícios econômicos e agronômicos da adoção de agricultura de precisão em usinas de açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2006, São Pedro-SP. **Anais...** Piracicaba: Esalq, 2006. 1 Cd-rom.

MOLIN, J.P. **Agricultura de precisão: o gerenciamento da variabilidade**. Piracicaba: 2001. 83p.

MONTANARI, R. ; MARQUES JÚNIOR, J. ; PEREIRA, G. T. ; SOUZA, Z. M. Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n.1, p. 69-77, 2005.

O Estado de S. Paulo – “Os novos horizontes da cana”, 8/nov/2005.

RAIJ, van B. ANDRADE, J.C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. (Ed.) **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas: Instituto Agrônômico, 2001. 285p.

RAIJ, van B; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A; FURLANI, A.M.C. **Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo**. 2.ed. Campinas: Instituto Agrônômico/Fundação IAC, 1997. 285p. (Boletim Técnico, 100).

ROBERTSON, G.P. **GS⁺ geostatistics for the environmental sciences: GS⁺ user' guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

SADLER, E.J.; BUSSCHER, W.J.; BAUER, P.J.; KARLEN, D.L. Spatial scale requirements for precision farming: A case study in the southeastern USA. **Agronomy Journal**, Madison, v.90, n.2, p.191-197, 1998.

SCHEPERS, A.R.; SHANAHAN, J.F.; LIEBIG, M.A.; SCHEPERS, J.S.; JOHNSON, S.H.; LUCHIARI JR, A. Appropriateness of management zones for characterizing spatial variability of soil properties and irrigated corn yields across years. **Agronomy Journal**, v. 96, n.1, p. 195-203, 2004.

SCHLOTZHAVER, S.D.; LITTELL, R.C. **SAS: system for elementary statistical analysis**. 2. ed. Cary: SAS, 1997. 905 p.

SI, B. C.; FARRELL, R. E. Scale-dependent relationships between wheat yield and topographic indices: A Wavelet Approach. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.68, p. 577-588, 2004.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Small relief shape variations influence spatial variability of soil chemical attributes. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.63, n. 2, p. 161- 168, 2006.

SOUZA, Z. M.; BARBIERI, D. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; CAMPOS, M. C. Influência da variabilidade espacial de atributos químicos de um latossolo na aplicação de insumos para a cultura de cana-de-açúcar. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, n.2, p. 371-377, 2007.

SURFER. **Contouring and 3D surfaces mapping for scientist's engineers**.: Version 7.0, user's guide. New York: Golden Software, 1999. 619 p.

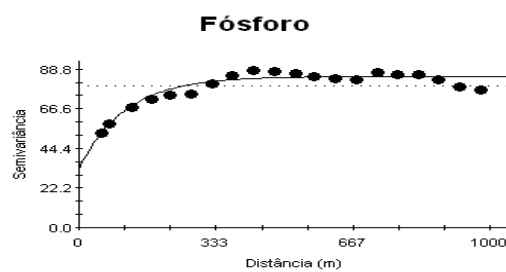
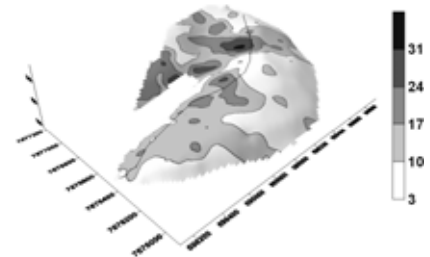
TROEH, F. R. Landform equations fitted to contour maps. **American Journal of Science**, New Haven, v.263, n.3, p.616-627, 1965.

VIEIRA, S.R.; DE MARIA, I.C.; LOMBARDI NETO, F.; DECHEN, S.C.F.; CASTRO, O.M. **Caracterização da variabilidade espacial de propriedades físicas**. In: LOMBARDI NETO, F.; CAMARGO, O.A. (Ed). Microbacia do córrego São Joaquim (Município de Pirassununga, SP). Campinas: Instituto Agrônômico, 1992. p.41-51. (Documento, 29).

APÊNDICES

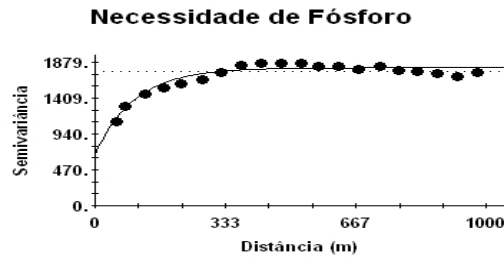
- 1A.** Semivariogramas e mapas de krigagem para os teores de fósforo ($\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}$), potássio ($\text{mmol} \cdot \text{dm}^{-3}$), necessidade de fósforo ($\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$) na profundidade de 0,0 a 0,2 metros na área de estudo.

Fósforo ($\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}$)

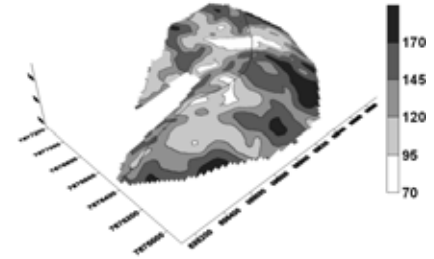


Exp (32 - 84 - 333)

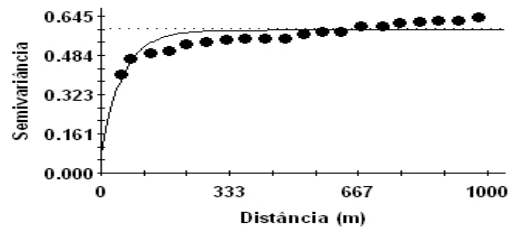
Necessidade de Fósforo (kg ha^{-1})



Exp (669 - 1807 - 303)

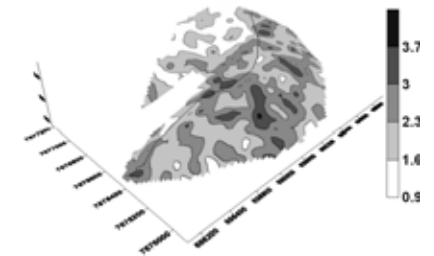


Potássio



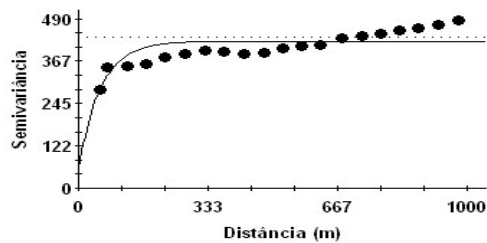
Exp (0,075 - 0,588 - 168)

Potássio (mmolc dm^{-3})



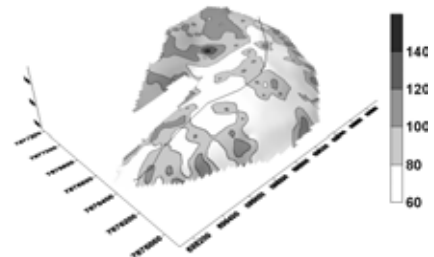
1B. Semivariogramas e mapas de krigagem para necessidade de potássio (kg ha^{-1}), saturação por bases (%) e necessidade de calcário (t ha^{-1}) na profundidade de 0,0 a 0,2 metros na área de estudo.

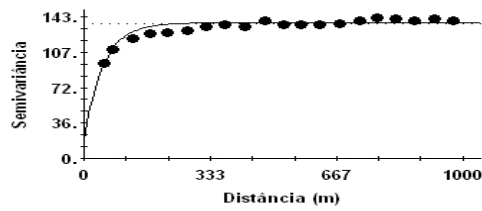
Necessidade de Potássio



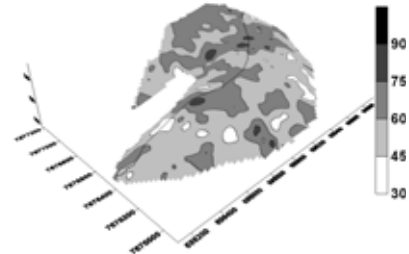
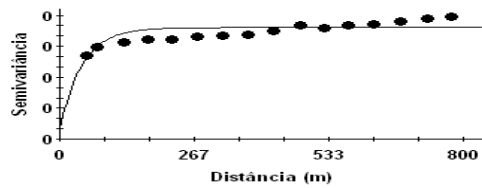
Exp (53 - 425 - 171)

Necessidade de Potássio (kg ha^{-1})

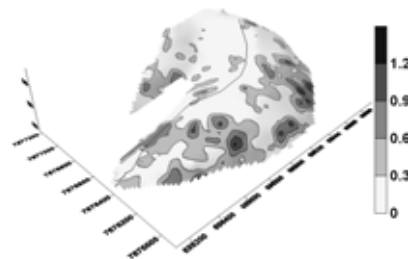


Saturação po bases

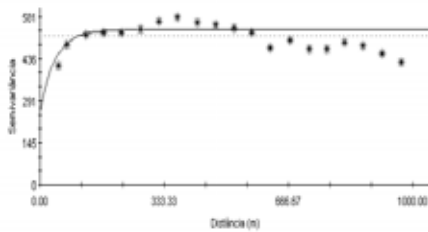
Exp (17 - 137 - 150)

V %**Necessidade de cálcio**

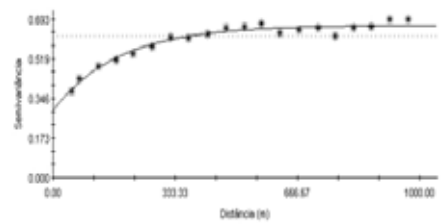
Exp (0,008 - 0,101 - 132)

Necessidade de Cálcio (t ha⁻¹)

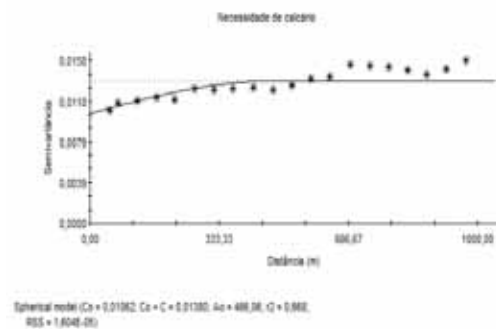
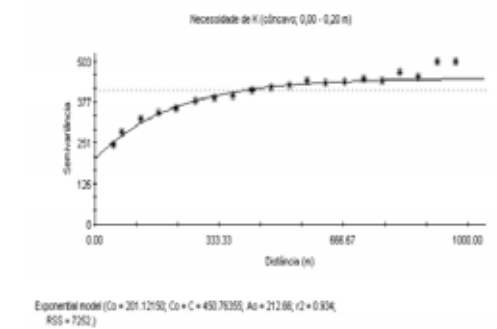
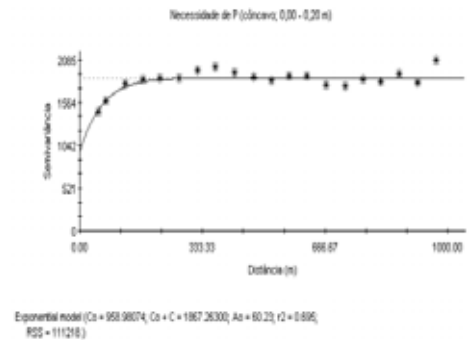
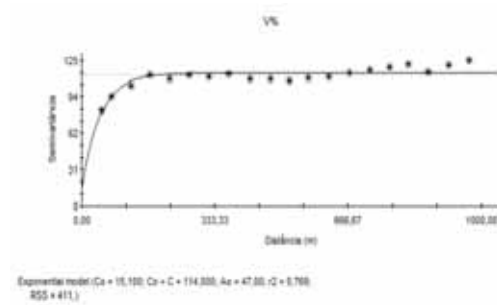
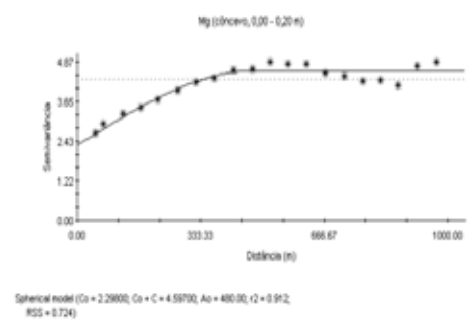
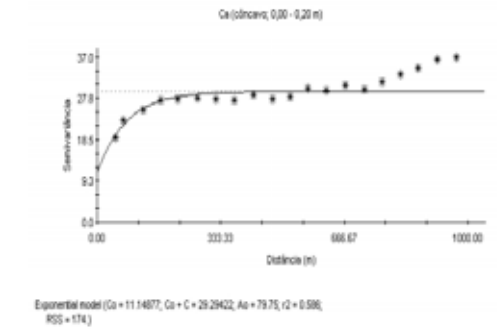
- 1C.** Semivariogramas dos atributos: teores de fósforo ($\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}$), potássio, cálcio e magnésio ($\text{mmol}_c \cdot \text{dm}^{-3}$), saturação por bases, necessidade de fósforo, potássio e calcário ($\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$) na profundidade de 0,0 a 0,2 m na pedoforma cônica.

P (cônica, 0,00 - 0,20 m)

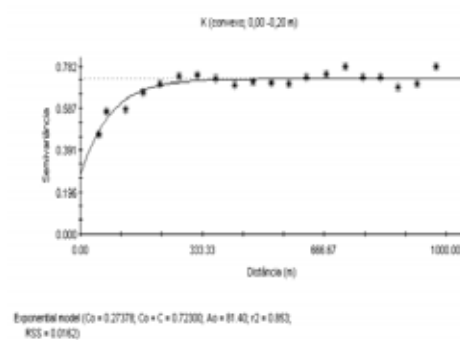
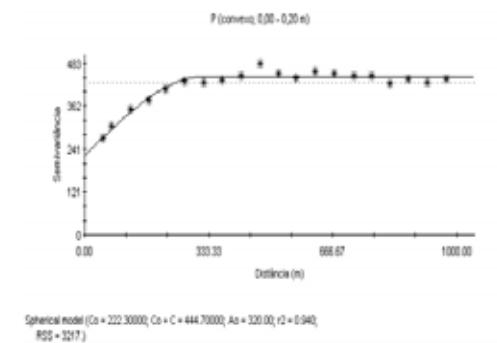
Exponential model (Ca = 251.84704, Co = C = 538.98520, Ao = 40.44, $r^2 = 0.190$,
RSS = 44687)

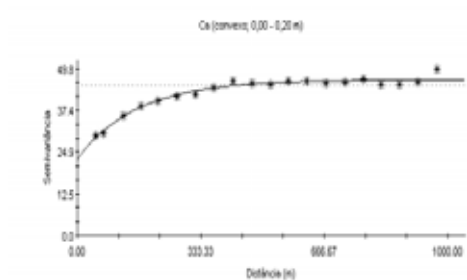
K (cônica, 0,00 - 0,20 m)

Exponential model (Ca = 0.29500, Co = C = 0.69600, Ao = 182.00, $r^2 = 0.960$,
RSS = 5.719E-03)

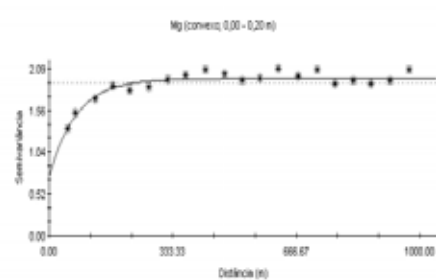


1D. Semivariogramas e mapas de krigagem para os teores de fósforo ($\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}$), potássio, cálcio e magnésio ($\text{mmol}_c \cdot \text{dm}^{-3}$), saturação por bases, necessidade de fósforo, potássio e calcário ($\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$) na profundidade de 0,00 a 0,20 metros na pedoforma convexa.

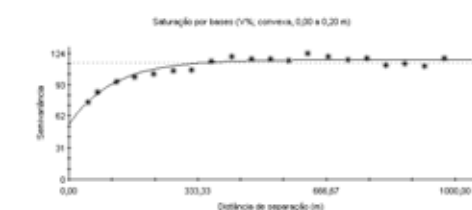




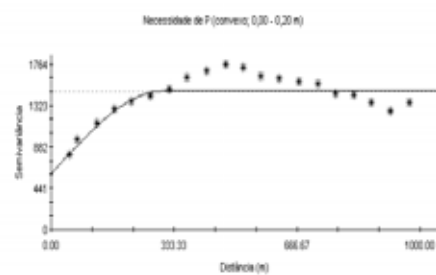
Exponential model (Co = 22.89000, Co + C = 46.53000, Ao = 162.30, $r^2 = 0.964$,
RSS = 19.6)



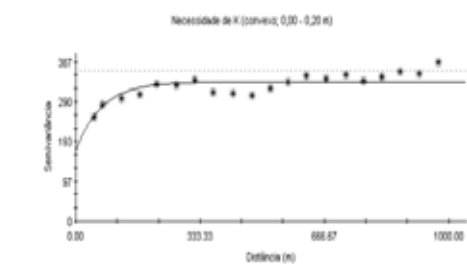
Exponential model (Co = 0.73400, Co + C = 1.95600, Ao = 73.39, $r^2 = 0.877$,
RSS = 0.0861)



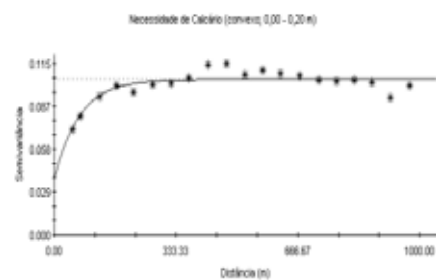
Exponential model (Co = 53.60000, Co + C = 117.40000, Ao = 115.15, $r^2 = 0.915$,
RSS = 261.3)



Spherical model (Co = 590.86067, Co + C = 1476.44891, Ao = 305.34, $r^2 = 0.739$,
RSS = 363298.3)



Exponential model (Co = 169.82600, Co + C = 330.80000, Ao = 99.60, $r^2 = 0.816$,
RSS = 7213.3)



Exponential model (Co = 0.03739, Co + C = 0.10480, Ao = 69.21, $r^2 = 0.766$,
RSS = 5.1696-04)