

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA  
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS  
CAMPUS DE JABOTICABAL**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM  
ÁREAS INTENSAMENTE CULTIVADAS NAS REGIÕES DE  
JABOTICABAL E MONTE ALTO - SP**

**Eng<sup>a</sup> Agr<sup>a</sup> Gláucia de Mello**

**Orientadora: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Célia Regina Paes Bueno**

Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal – UNESP, para a obtenção do título de Mestre em Agronomia, área de concentração em Ciência do solo.

Jaboticabal – SP

Outubro de 2002

M527v Mello, Gláucia de  
Variabilidade espacial de atributos do solo em áreas intensamente cultivadas nas regiões de Jaboticabal e Monte Alto - SP/  
Gláucia de Mello. -- Jaboticabal, 2002  
ix, 78 f. : il. ; 28 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2002

Orientadora: Célia Regina Paes Bueno

Banca examinadora: Célia Regina Lopes Zimback, Gener Tadeu Pereira

Bibliografia

1. Geoestatística. 2. Conservação do Solo. 3. Propriedades do Solo. I. Título. II. Jaboticabal-Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.

CDU 631.4

Ficha catalográfica elaborada pela Seção Técnica de Aquisição e Tratamento da Informação – Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação.

## **DADOS CURRICULARES DA AUTORA**

**GLÁUCIA DE MELLO**, nascida em 05 de fevereiro de 1974, em Pitangueiras - SP. Engenheira Agrônoma formada pela Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias/UNESP, Campus de Jaboticabal em janeiro de 1997. Exerceu atividades de extensão rural e planejamento agrícola na Fazenda Santo Antônio em Colômbia – SP, e atuou como responsável técnica de produção de semente de soja fiscalizada, na Fazenda São José, em Unaí – MG, por três anos. Posteriormente, em 1999, trabalhou como agrônoma da Cooperativa Coopercitrus, na filial de Barretos – SP, com receituário agrônômico. Em agosto de 2000, iniciou o curso de Pós-Graduação em Agronomia, área de concentração em Ciência do Solo, nível de mestrado, na UNESP, Campus de Jaboticabal, com término em setembro de 2002.

## "MOMENTOS DE REFLEXÃO"

Há certas coisas que acontecem nas lições da vida em que devemos passar a dar o seu devido valor.

Devemos nos preocupar menos com os problemas que surgem em nossos caminhos, pois Deus nos deu esta prova, é porque somos capazes de realizá-las, e transpô-las da melhor forma possível, porque se assim não fizermos estaremos jogando aos ares tudo aquilo que conquistamos até aqui.

Devemos aprender, a dar mais valor nas pequenas coisas que temos, pois quando juntarmos uma a uma, veremos como são grandes as coisas que possuímos.

Certo dia, uma criança, que tinha, sede de ver, de aprender, e que em seu mundo somente podia ver com a imaginação, de como será o mundo a sua volta.

Pois o mundo que a circunda é simplesmente escuridão, e mesmo assim não perdeu a vontade de viver, e tem capacidade de aprender muitas coisas.

Porque ela, nesta vida, será incapaz, de ver a luz do sol, as cores, a beleza da natureza, os pássaros, peixes, insetos e os animais em geral, portanto, tudo aquilo que Deus nos proporcionou.

Por exemplo, um dia em uma mata, onde a luz do sol nascente por entre as nuvens, faz com que as gotas de orvalho que se formaram durante a noite, vão se desfazendo com o calor, e caíam, lentamente, formando uma gota, muito brilhante, em que esta imite as mesmas reações que ocorrem em um prisma, e assim reflita todas as cores do arco-íris, e que com o passar do tempo, ela cai, pela extremidade de fina ponta de uma folha, e que ao tocar, o solo, se desfaz, fecundando-o e fazendo com que o ciclo da vida se perpetue por longo tempo, se assim a humanidade permitir.

E nesta continuidade, borboletas, muitas coloridas, façam um balet aéreo, borboletas amarelas douradas, vermelhas prateadas, pretas alaranjadas, posem sobre as folhas e flores, por onde o orvalho reluz, e possam se hidratar, e assim darão continuidade aos ciclos naturais da vida.

Com tudo isso que temos, e podemos vivenciar, caminhar sobre a grama molhada, sentir o frescor da fragrância das flores, e tudo mais, que faz parte do contexto da natureza.

Por tudo, tudo isso, devemos agradecer a Deus, por Ter nos dado a sabedoria de poder escrever estas palavras, pois antes de tudo existir, existiu em primeiro lugar o verbo, e o verbo se fez realidade, portanto com a força inimaginável da palavra, podemos transformar a nós mesmos, já que não nos compete a ação de mudar o mundo em nossa volta, somos nós que temos que nos adaptar a ele.

Por isso agradecemos a DEUS infinitamente....

*Gláucia de Mello*

Aos meus pais,  
Vera e José Luiz  
Pelo amor, apoio e carinho.

## **DEDICO**

***Pela paciência e compreensão...***

Ofereço ao Adilson

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço imensamente à Deus que permitiu que eu estivesse aqui e pudesse realizar este trabalho;

À minha mãe em especial, por sua confiança em minha capacidade, e contribuir inteiramente para que eu pudesse chegar ao final de mais uma etapa da vida;

Agradeço à Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Célia Regina Paes Bueno, pela orientação;

Agradeço ao Prof. Dr. Gener Tadeu Pereira pela orientação na realização das análises estatísticas e geoestatísticas;

À Mônica Sarolli Silva de Mendonça Costa pela confecção do Abstract, e pela amizade, também do Luiz Antônio de Mendonça Costa.

Agradeço muito ao Adilson Pelá por toda sua colaboração, com bons conselhos, e sua enorme paciência, que nos momentos de aflição soube me consolar....

Aos funcionários do Depto. de Solos e Adubos, pela amizade, e colaboração na realização das amostragens de campo, agradeço ao Aduino e Dejair, ao Nenê pelas análises físicas, e Hoster, Cherinho e Luís, pelas análises químicas. E ao Ronaldo do setor de topografia pela grande colaboração na realização das medições com GPS. E ao Rogério do laboratório de informática do depto. de Ciências Exatas pela ajuda no tratamento dos resultados;

Aos meus amigos, que participaram desta caminhada: Anamari Viegas de Araujo, Cassiano G. Roque, Zigomar M. de Souza, Amauri Beutler, Cleber Kouri de Souza, Marcos Camacho da Silva e Vinícius Galvão Pocay.

**Muito Obrigada...**

## SUMÁRIO

	Página
CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS.....	1
1.1 Introdução.....	1
1.2 Revisão de Literatura.....	3
1.2.1 Fatores Condicionantes da erosão (Equação Universal de Perdas de Solo).....	4
1.2.1.1 Erosividade (R).....	6
1.2.1.2 Erodibilidade (K).....	7
1.2.1.3 Fator Topográfico (LS).....	10
1.2.1.4 Cobertura do solo ou fator cultural (C).....	10
1.2.1.5 Práticas de Manejo (P).....	11
1.2.2 Potencial Natural de Erosão (PNE).....	11
1.2.3 Perda de Solo (A).....	11
1.2.4 Tolerância de Perda de Solo.....	12
1.2.5 Risco de Erosão (RE).....	13
1.2.6 Métodos estatísticos para avaliação de dados.....	14
1.2.6.1 Estatística Clássica.....	14
1.2.6.2 Geoestatística.....	14
1.2.6.3 Krigagem.....	20
1.2.7 Variabilidade espacial de variáveis físicas e químicas.....	21
1.3 Objetivo.....	23
1.4 Referências.....	23
CAPÍTULO 2 – VARIABILIDADE ESPACIAL DAS VARIÁVEIS FÍSICAS E QUÍMICAS EM ÁREAS INTENSAMENTE CULTIVADAS NAS REGIÕES DE JABOTICABAL E MONTE ALTO – SP.....	31
2.1 Introdução.....	32
2.2 Material e Métodos.....	34
2.3 Resultados e Discussão.....	36

2.4 Conclusões.....	50
	Página
2.5 Referências.....	51
CAPÍTULO 3 – VARIABILIDADE ESPACIAL DO POTENCIAL NATURAL DE EROSÃO, PERDAS DE SOLO E RISCO DE EROSÃO EM ÁREAS INTENSAMENTE CULTIVADAS NAS REGIÕES DE JABOTICABAL E MONTE ALTO – SP.....	54
3.1 Introdução.....	55
3.2 Material e Métodos.....	58
3.3 Resultados e Discussão.....	62
3.4 Conclusões.....	69
3.5 Referências.....	69
CAPÍTULO 4 – IMPLICAÇÕES.....	73

## APÊNDICES

	Página
<b>Apêndice 1.</b> Semivariogramas das variáveis físicas da área do solo LV, em duas profundidades.....	75
<b>Apêndice 2.</b> Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo LV, em duas profundidades.....	76
<b>Apêndice 3.</b> Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo LV, em duas profundidades.....	77
<b>Apêndice 4.</b> Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo PVA, na profundidade de 0 – 0,2 m.....	78
<b>Apêndice 5.</b> Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo PVA, na profundidade de 0,6 – 0,8 m.....	79
<b>Apêndice 6.</b> Semivariogramas das variáveis físicas da área do solo PVA, em duas profundidades.....	79
<b>Apêndice 7.</b> Valores dos ajustes dos semivariogramas das variáveis potencial natural de erosão (PNE), Perda de Solo (PS), ambos em $t \cdot ha^{-1} \cdot ano^{-1}$ e Risco de erosão (RE) para os solos PVA e LV.....	80

## VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM ÁREAS INTENSAMENTE CULTIVADAS NAS REGIÕES DE JABOTICABAL E MONTE ALTO - SP

**RESUMO** – Com o objetivo de avaliar a variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas, do potencial natural de erosão (PNE), das perdas de solo (A) e do risco de erosão (RE) em duas regiões distintas, através de análises geoestatísticas, e visando fornecer subsídios para descrição de padrões de ocorrência de fertilidade e de erosão em duas áreas intensamente cultivadas, avaliou-se a dependência espacial das seguintes variáveis químicas: P, MO, K, Ca, Mg, pH, CTC e V%; físicas: areia, silte e argila; do PNE, da A e do RE. Coletaram-se amostras de solo em duas profundidades (0-0,2 e 0,6-0,8 m) situados em malha irregular de amostragem na região de Monte Alto (SP), num Argissolo Vermelho-Amarelo (PVA), sob diferentes manejos e relevo ondulado, perfazendo 88 pontos em uma área total de 1465 ha; e na região de Jaboticabal em Latossolo Vermelho (LV) cultivado com cana-de-açúcar em relevo suave, perfazendo 128 pontos, numa área total de 2597 ha. As propriedades químicas e físicas dos solos estudados apresentaram dependência espacial, com exceção da CTC na profundidade de 0,6-0,8 m para o solo LV; Ca e argila na profundidade de 0-0,2 m, e P, MO, K, Mg, areia e argila na camada de 0,6-0,8 m no solo PVA. As variáveis químicas e físicas estudadas ajustaram-se aos modelos esférico, exponencial, e algumas apresentaram semivariograma sem estrutura definida. O solo PVA apresentou maior variabilidade espacial das propriedades químicas e físicas, principalmente na profundidade 0,6 –0,8 m, camada que sofre menor influência antrópica. O solo LV apresentou zonas mais homogêneas de fertilidade e granulometria. O solo PVA apresentou maiores RE, devido ao relevo, uso atual e manejo. Para o solo LV os riscos são menos expressivos, devido tanto ao relevo quanto à utilização de práticas de uso e manejo mais adequadas.

**Palavras-Chave:** geoestatística, fertilidade do solo, granulometria, EUPS (Equação Universal de Perdas de Solo), conservação do solo.

## **SPATIAL VARIABILITY OF SOIL ATTRIBUTES IN INTENSIVELY CULTIVATED AREAS AT THE REGIONS OF JABOTICABAL AND MONTE ALTO - SP**

**ABSTRACT** – With the aim to evaluate spatial variability of physical and chemical soil properties, natural erosion potential (NEP), soil losses (A) and erosion risk (ER) in two distinct regions through geostatistical analysis and to provide subsidies for description fertility and erosion standards in two intensively cultivated areas, was evaluated the spatial dependence of the following chemical variables: P, organic matter (OM), K, Ca, Mg, pH, cation exchange capacity (CEC) and base saturation (BS); physical variables: sand, silt and clay; NEP, A and ER. Were collected soil samples at two depth (0-0.2 and 0.6-0.8 m) located at irregular mesh of sampling in the region of Monte Alto (SP), in an Podzolic Yellow-Red (Alfissolo) (PVA), under different management and undulated topography resulting 88 points in 1465 ha of total area; and at the region of Jaboticabal in an Red Latosol (Oxissolo) (LV) cultivated with sugar cane on a smooth topography, resulting 128 points in 2597 ha of total area. The chemical and physical soil properties studied showed spatial dependence, except CEC at 0.6-0.8 m deep for LV; Ca and clay at 0-0.2 m deep and P, OM, K, Mg, sand and clay at 0.6-0.8 m deep for PVA. The chemical and physical variables studied were adjusted to spherical and exponential models and some showed semivariogram without defined structure. The PVA showed high spatial variability of chemical and physical soil properties, mainly at 0.6-0.8 m deep, layer with less antropic influence. The LV soil showed more homogenous zones of fertility and composition granulometric. The PVA soil showed high ER, due the relief, actual use and management. For LV soil the risks are less expressive due both the relief and the utilization of appropriated use and management practices.

**Key words:** geostatistic, soil fertility, composition granulometric, USLE (Universal Soil Losses Equation), soil conservation.

## **CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS**

### **1.1 Introdução**

Os problemas advindos do uso irracional do solo, seja ele urbano ou rural, têm despertado cada vez mais interesse de estudiosos e pesquisadores do mundo inteiro. O aumento da população mundial e a crescente demanda por alimentos têm levado cientistas a buscar soluções para um uso mais eficiente do solo, equacionando maior produção com menores perdas de solo (Silva *et al.*, 1999), apesar da luta contra a erosão ser tão antiga como a própria agricultura.

A degradação da qualidade do solo por erosão acelerada caracteriza impacto irreversível sobre a qualidade do ambiente. Portanto, a poluição das águas superficiais por sedimentos, em conjunto com a contaminação das águas subsuperficiais por lixiviação de agroquímicos, constituem duas grandes preocupações ambientais da atualidade (Soil and Water Conservation Service, 1995).

Em geral, as terras de uma propriedade agrícola são utilizadas de forma não planejada, contrariando, na maioria das vezes, a sua real capacidade de uso. Esse fato leva a uma manifestação do processo erosivo do solo em intensidade e velocidade que ultrapassam os limites de tolerância. Em conseqüência, a produtividade agrícola diminui ano a ano, podendo as explorações agropecuárias tornarem-se antieconômicas, e o que é mais grave será a escassez de solos cultiváveis. Com isso, o planejamento do uso das terras, aliado ao planejamento ambiental, tem ocupado lugar de destaque na identificação de riscos potenciais de degradação permanente.

Contudo, o planejamento deve estar voltado não somente ao diagnóstico da erosão, mas também para prever o futuro para que seja sustentável a relação homem-ambiente, avaliando como o uso das práticas atuais influenciará o comportamento do ecossistema, e não somente avaliar a erosão instalada com base em critérios de tolerância de perda de solo como é feito tradicionalmente, fazendo-se então um planejamento multidisciplinar para que se aproxime mais do que seria ideal.

Devido à preocupação crescente sobre a utilização dos recursos naturais e com o intuito de se evitar a sua degradação, muitos pesquisadores têm estudado a melhor forma de

se adequar os possíveis usos da agricultura às características naturais, utilizando-os de maneira menos agressiva, com prejuízo mínimo para o equilíbrio dos ecossistemas naturais.

No planejamento de uso das terras ou planejamento ambiental, é necessário que se utilizem resultados de estudo, informações de pesquisa e padronização de avaliações para que se estabeleçam parâmetros de comparação. A capacidade de uso das terras vem sendo objeto de pesquisa há décadas. A avaliação dessa capacidade sofreu um incremento a partir do uso dos recursos de informática, facilitando a catalogação dos resultados, segundo as observações de Ramalho Filho *et al.* (1983).

Atualmente, com a evolução das técnicas de computação, tornou-se possível automatizar grande parte dos trabalhos manuais convencionalmente executados durante uma análise do ambiente, bem como a elaboração de mapas ilustrativos da distribuição geográfica dos resultados obtidos. Os sistemas para tal fim são denominados Sistemas de Informação Geográfica, Sistema de Análise Geo-Ambiental ou ainda Sistemas para Cartografia Automatizada. Com isso, o uso de técnicas de sensoriamento remoto, aliada a análises para o conhecimento da variabilidade espacial do solo auxilia na avaliação da distribuição das propriedades do solo em um campo ou numa bacia hidrográfica sendo importante para o refinamento das práticas de manejo e avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental (Cambardella *et al.*, 1994). O desenvolvimento de sistemas computacionais vem influenciando de maneira crescente diversas áreas como cartografia, mapeamento, análise de recursos naturais, agricultura, planejamento urbano e regional. Esta tecnologia torna possível a realização de análises complexas, através da possibilidade de integração de dados de diversas fontes e da criação de um banco de dados georreferenciado. Distribuições espaciais de diferentes variáveis podem ser visualizadas e manejadas usando Sistemas de Informações Geográficas (SIG). Ainda são poucos os trabalhos nesta área para as condições brasileiras, os bancos de dados disponíveis não possuem o detalhe exigido para que se possa implantar um programa de agricultura de precisão, além de que o custo desta tecnologia ainda é muito alto para nosso país, apesar de possuir áreas com potencial de uso desta técnica.

Levando em consideração a carência de informações detalhadas é essencial a realização de estudos, de forma a obter conhecimento sobre o comportamento da erosão na

atualidade e fazendo uma avaliação dos problemas, para que se possa melhorar as técnicas de conservação do solo e da água.

## **1.2 Revisão de Literatura**

Dentre os processos que ocasionam degradação, a erosão acelerada do solo aparece como o que, isoladamente, mais contribui para a degradação das terras produtivas em todo o mundo (Weill, 1999). Erosão é a deterioração da superfície do solo, por atuação de forças exógenas, em especial, água, vento e gelo; é um processo natural, que remove a massa de solo de um local e a deposita em outros locais; praticamente impossível de ser estancado, de difícil controle e acelerado pelo homem (Dregne, 1982).

Os principais fatores condicionantes da aceleração do processo erosivo se relacionam com desmatamento, manejo impróprio dos solos produtivos, uso inadequado de terras marginais, pressão de ocupação, uso intensivo de áreas com elevado potencial natural de erosão, e sobretudo, com a falta de planejamento da ocupação (Dregne, 1982; Pinto, 1991).

A extensão e grau de severidade da erosão acelerada dependem de fatores associados a fisiografia, ao clima, ao solo, à cobertura vegetal natural presente, e ao tipo de uso e manejo agrícola instalado. A posição na paisagem, a inclinação da encosta, o comprimento, a forma da vertente e a rugosidade da superfície são os principais fatores fisiográficos associados ao processo erosivo; em relação ao clima, são relevantes a quantidade, a frequência, a distribuição, a intensidade e a energia das precipitações, os ventos e as variações da temperatura. Os fatores edáficos se relacionam com o tipo de solo presente, como granulometria, estrutura e grau de agregação dos horizontes superficiais, com a permeabilidade do perfil e com a capacidade de infiltração e de retenção de água no solo (Hudson, 1973).

Para combater a erosão é necessária a compreensão de seus mecanismos de desencadeamento e evolução que podem ser entendidos à luz de seus condicionantes principais, estudados no âmbito da geologia, geomorfologia, pedologia, ocupação das terras e clima. Neste sentido, uma integração de métodos de investigação geológicos,

geomorfológicos e pedológicos podem produzir melhores resultados, abrangendo as expressões dinâmicas e cartográficas dos processos erosivos (Bueno, 1994).

Para avaliar o impacto da erosão acelerada em dado local, é necessário que se disponha de estimativa das taxas atuais de perda de solo. Os modelos de previsão de perda de solo foram desenvolvidos para habilitar o planejador a estimar dados experimentais de erosão em locais e condições que não tenham sido diretamente representadas nas pesquisas (Wischmeier & Smith, 1978). A modelagem da erosão é essencial ao planejamento conservacionista, a predição da erosão evolui da simples coleta de dados para comparação de práticas conservacionistas e do manejo, para modelos empíricos simples, para modelos empíricos complexos e, mais recentemente, para modelos determinísticos (McCool & Renard, 1990).

Hoje, o modelo empírico mais utilizado em todo o mundo corresponde à Equação Universal de Perda de Solo (EUPS), desenvolvida para estimar a perda média de solo de locais específicos, sob sistemas de cultivo e manejo também específicos, tendo por base os valores médios de precipitação ocorridos e considerando uma série de observações de vinte anos ou mais (Wischmeier & Smith, 1978). A equação é composta por fatores naturais ligados à natureza do solo (erodibilidade), à morfologia do terreno (declividade e comprimento das vertentes), ao clima (erosividade das chuvas) e fatores antrópicos, relacionados à ocupação das terras, formas de uso, manejo e práticas conservacionistas.

### **1.2.1 Fatores Condicionantes da erosão (Equação Universal de Perdas de Solo)**

A equação é expressa por :  $A = R K L S C P$ , sendo: A a perda de solo ( $t\ ha^{-1}\ ano^{-1}$ ), R o fator erosividade da precipitação e da enxurrada relacionada com a capacidade das chuvas em causar erosão, é a energia cinética da chuva e sua intensidade ( $MJ\ mm\ ha^{-1}\ h^{-1}$ ); K o fator erodibilidade do solo definido pela susceptibilidade do solo à desagregação e ao desalojamento das suas partículas, pela ação do impacto de gotas da chuva e fluxo de enxurrada ( $t\ ha\ h\ ha^{-1}MJ^{-1}mm^{-1}$ ), L o fator comprimento da vertente (m); S o fator grau de declividade (adimensional); C o fator de cobertura e manejo da cultura (adimensional), e P o fator prática de controle da erosão que pode ser entendido como sendo a relação de perdas

de solo entre um terreno cultivado sob determinada prática conservacionista, e um terreno onde a cultura é feita no sentido do declive (adimensional) (Wischmeier & Smith, 1978).

A utilização da equação universal de perdas de solo (EUPS) em estudos prospectivos, prova ser este um dos instrumentos analíticos mais bem sucedidos para estudos de processos de erosão, em especial superficiais, quando comparado com outras classes de modelos, em especial determinístico.

O modelo (EUPS), apresenta vantagens operacionais, em especial por não exigir um número elevado de parâmetros e permitir sua implementação em sistemas de informações geográficas com relativa facilidade (Castro & Valério Filho, 1997). Na simulação da expectativa de perdas de solo feita por esses autores, em manejos florestais, demonstraram que os resultados desta simulação são considerados como elementos prospectivos, podendo ser utilizados em um 1º zoneamento ambiental com base na similaridade dos valores encontrados para o índice de expectativa da perda nos diferentes cenários de simulação, onde fizeram variações dos fatores antrópicos (fatores C e P) mantendo potencial natural de erosão (fatores naturais) em três níveis, máximo, médio e mínimo, notando-se que a introdução de cobertura do solo e práticas conservacionistas podem reduzir significativamente a expectativa de perda de solo, ficando esta com valores bem abaixo do tolerável.

Estes mesmos autores fazem, no entanto, duas ressalvas na aplicação do Modelo EUPS, a primeira é que os resultados alcançados representam uma avaliação semiquantitativa de caráter exploratório, e a segunda é que deve-se atentar em especial para a dispersão multiplicativa de erros aleatórios e/ou sistemáticos advindos da própria estrutura do modelo e de sua aplicação em, sistemas digitais de processamento de informações geográficas (SIGs).

Bertoni & Lombardi Neto (1999) afirmaram que pode-se prever com bastante precisão as perdas anuais médias de solo em condições específicas de declive, solo, sistemas de manejo e cultivo e outros fatores, podendo a equação EUPS ser utilizada como guia para o planejamento do uso do solo para determinar as práticas de conservação mais apropriadas para dado terreno.

### 1.2.1.1 Erosividade (R)

A chuva é um dos fatores climáticos de maior importância na erosão dos solos. O volume e a velocidade da enxurrada dependem da intensidade, duração e frequência da chuva. A intensidade é o fator pluviométrico mais importante na erosão. Wischmeier & Smith, 1958, citados por Bertoni & Lombardi Neto (1999), conceituaram erosividade como a capacidade potencial da chuva causar erosão do solo. Estudos de perdas de solo associados com as características das chuvas mostraram que quando outros fatores, à exceção da chuva, são mantidos constantes, as perdas de solo ocasionadas pelas chuvas nos terrenos cultivados são diretamente proporcionais ao valor do produto de sua energia cinética total e sua intensidade máxima em trinta minutos.

Wischmeier & Smith (1978), em observações de campo, mostraram que o fator R usado para estimar a média anual de perdas de solo deve incluir os efeitos acumulativos das chuvas de intensidade moderadas tão bem quanto os efeitos de algumas chuvas severas ocasionais.

Existem vários trabalhos realizados para estabelecer a erosividade para o Estado de São Paulo os quais avaliaram as metodologias estrangeiras e testaram a sua aplicação para várias localidades em solos diferentes, bem como estabeleceram metodologias para locais específicos, tais como: Lombardi Neto (1977); Pereira (1983); Carvalho *et al.* (1989a); Carvalho *et al.* (1989b); Carvalho *et al.* (1993); Marques *et al.* (1997a); Carvalho *et al.* (1997).

Devido os registros de pluviógrafos serem incompletos, principalmente no Brasil, e às análises do diagrama dos pluviógrafos para obter a energia cinética, alguns autores tentaram correlacionar o índice de erosão com fatores climáticos, fatores esses de fácil obtenção e que não requerem registros de intensidade de chuva. Lombardi Neto & Moldenhauer (1992), utilizando 22 anos de registros de precipitação de Campinas, estabeleceram uma equação que usa dados de precipitação média mensal e precipitação média anual, a qual estima com relativa precisão os valores médios de EI de um local. Posteriormente Bertoni & Lombardi Neto (1999) modificaram a equação anteriormente citada, estabelecendo os valores de EI<sub>30</sub> para 115 locais previamente escolhidos do Estado de São Paulo, elaborando um mapa de isolinhas para os potenciais de erosão.

Mais tarde uma equipe de pesquisadores compilaram os dados existentes dos vários trabalhos realizados e formularam um programa denominado “Sistema para o cálculo da erosividade da chuva para o Estado de São Paulo”, que possui armazenado o fator R estimado, o qual pode ser interpolado utilizando-se as coordenadas do local de interesse (Lombardi Neto *et al.*, 2000).

### **1.2.1.2 Erodibilidade (K)**

A erodibilidade entressulcos representa a suscetibilidade de um dado solo ao desalojamento de suas partículas pelo impacto das gotas de chuva e posterior transporte por um fino fluxo superficial, devido exclusivamente às características intrínsecas dadas por suas propriedades físicas, químicas e mineralógicas. Já a erodibilidade em sulcos reflete a susceptibilidade de um solo ao destacamento de suas partículas, por um fluxo de água concentrado (Martins Filho, 1999). A erodibilidade é afetada pela textura, teor de matéria orgânica, estrutura, teor de óxidos de Fe e Al, ligações eletroquímicas, umidade inicial, mineralogia, profundidade e grau de intemperismo, como foi definido por Hudson (1973).

Basicamente, existem três maneiras diferentes de se determinar a erodibilidade do solo. A primeira envolve a determinação do fator K em condições de campo, sob chuva natural; entretanto, este método é oneroso e muito demorado. O segundo método é semelhante ao primeiro, porém, baseia-se na quantificação do fator K em razão das perdas de solo e do fator erosividade, sob condições de chuva simulada. Estes dois métodos são considerados padrões e refletem a erodibilidade do solo como é preconizada pela EUPS (Wischmeier & Smith, 1978). O terceiro método baseia-se em regressões múltiplas que contenham como variáveis independentes atributos morfológicos, físicos, químicos e mineralógicos do solo ou relações destes, correlacionados com o fator K obtido pelos métodos padrões.

Em modelos do processo de erosão do solo com fundamentação física, como o WEPP – Water Erosion Prediction Project (Nearing *et al.*, 1989), há a separação deste processo em erosão entressulcos e em sulcos e, ainda, a utilização de diferentes parâmetros e equações, para avaliar estes dois sub-processos.

As propriedades do solo mais desejáveis para a produção de culturas não são, necessariamente, as mesmas quando se considera a resistência do solo de ser desprendido ou transportado pelas forças erosivas (Bertoni & Lombardi Neto, 1999).

Segundo Veiga *et al.* (1993), a determinação da erodibilidade do solo, como conceitualmente definida, deve ser efetuada em parcela padrão no campo, necessitando-se de vários anos de medições para a obtenção de um valor médio desse fator para cada solo. Em função disso, medições diretas de erodibilidade envolvem muito tempo e recursos.

Visando obter mais rapidamente maior número de dados para estabelecer relações entre erodibilidade do solo e suas propriedades, passou-se a determinar a erodibilidade com chuva simulada, no campo. As relações encontradas, embora não totalmente concordantes, mostraram que algumas propriedades do solo, como frações texturais e matéria orgânica, apresentaram boa correlação com a erodibilidade.

A estrutura granular, comum nos latossolos, proporciona elevada permeabilidade e pode, devido à acentuada estabilidade, conferir às partículas de argila o comportamento de silte e areia muito fina, principalmente nos latossolos com maiores teores de óxidos, sobretudo de alumínio (Resende, 1995). Dessa forma, os índices de erodibilidade obtidos a partir de métodos que consideram relevantes parâmetros como permeabilidade e teor de silte total, são reduzidos nos latossolos.

Lima *et al.* (1990) observaram que o emprego das frações granulométricas dispersas em água conduziram valores mais elevados para a erodibilidade, comparados àqueles obtidos de maneira convencional, principalmente na camada do solo relativa ao horizonte B (60-80 cm), cujas unidades estruturais são menores e mais estáveis. Comparativamente, o Latossolo Vermelho-Escuro (mais oxidico, estrutura granular melhor expressa e maior permeabilidade), de maneira geral, mostrou-se mais resistente à erosão do que o Latossolo Vermelho-Amarelo.

A consistência e estabilidade dos agregados são extremamente importantes na definição da taxa de erosão que poderá incidir sobre um determinado solo. Albuquerque *et al.* (2000) consideraram que, sob uma mesma chuva, em solos com agregados mais estáveis, haverá menor desagregação e, portanto, menos material disponível para ser transportado pelo fluxo superficial, maior a taxa de infiltração de água no solo e, como

conseqüência, menor será a erosão hídrica entressulcos em comparação à solos com agregados menos estáveis.

Marques *et al.* (1997b), estudando a relação de vários atributos de solos com B textural com suas respectivas erodibilidades, observaram que, dos componentes caracterizadores da estrutura do solo (tamanho, grau e tipo) ou combinações deles, o tamanho apresentou melhor correlação com o fator K. Silva *et al.* (1994), que estudaram Latossolos, e observaram que solos com unidades estruturais menores, embora apresentassem maior quantidade de solo salpicada, mostravam menor erodibilidade. Esses autores explicaram que, possivelmente, as partículas salpicadas desses solos eram constituídas das próprias unidades estruturais, as quais, com o salpico, apenas mudavam de posição, sem alterar a estrutura da camada superficial, o que poderia levar à redução da infiltração. Por outro lado, quanto maior o tamanho dos agregados, mais fracas as forças que unem suas partículas. Assim, as partículas que formam os agregados grandes, quando estes são expostos ao impacto das gotas de chuva, são deslocadas mais facilmente e alojam-se entre as unidades maiores, o que leva a um rápido selamento superficial e, conseqüentemente, à maior erosão.

Bertoni & Lombardi Neto (1999) afirmaram que a erodibilidade é influenciada muito mais pelo manejo do solo que por qualquer outro fator e que o melhor manejo do solo pode ser definido como sendo o uso mais intensivo e mais produtivo que o solo pode ter sem causar qualquer degradação.

Denardin (1990), na tentativa de desenvolver um modelo para determinação indireta da erodibilidade dos solos brasileiros, analisou dados experimentais de 31 solos submetidos à chuva natural e simulada, desses nove eram latossolos e onze podzólicos, com valores de erodibilidade entre 0,002 e 0,044 t ha h ha<sup>-1</sup>MJ<sup>-1</sup>mm<sup>-1</sup>. Martins Filho & Pereira (1993) determinaram a erodibilidade sob chuva simulada para Latossolo Vermelho, em Jaboticabal (SP), com valor de 0,009 t ha h ha<sup>-1</sup>MJ<sup>-1</sup>mm<sup>-1</sup>. O mesmo valor foi encontrado por Silva *et al.* (1997) que determinaram a erodibilidade para Latossolo Vermelho textura argilosa em Goiânia (GO), e explicaram que seu baixo valor está associado às boas condições físicas, notadamente a permeabilidade.

Existem vários trabalhos com métodos propostos e adaptações para estimar o fator K indiretamente, e Silva *et al.* (2000) avaliaram 23 modelos indiretos de estimativa que existem

na literatura para vários países, dentre eles o método de Denardin (1990), e testaram o ajuste do modelo comparado com o método direto, para 19 Latossolos diferentes de várias regiões do Brasil, e verificaram que nenhum dos métodos testados mostrou-se recomendável para estimativa da erodibilidade para os solos estudados.

Levy (1995) apresentou uma modificação do modelo proposto por Denardin (1990), que é mais preciso e pode ser usado para solos do Estado de São Paulo.

### **1.2.1.3 Fator Topográfico (LS)**

A intensidade de erosão pela água é afetada tanto pelo comprimento do declive como pelo seu gradiente. Esses dois efeitos, pesquisados separadamente, são representados na EUPS por L e S, respectivamente. Para a aplicação prática da equação são considerados conjuntamente como fator topográfico (LS). O fator LS é a relação esperada de perdas de solo por unidade de área em um declive qualquer em relação às perdas de solo correspondentes a uma parcela unitária de 25 m de comprimento com 9% de declive (Bertoni & Lombardi Neto, 1999).

O relevo condiciona o movimento da água no solo interferindo na variação espacial de seus atributos, sendo que as rotas preferenciais dos fluxos de água definem os mecanismos erosivos e deposicionais preponderantes, e estes fluxos, associados com o relevo, provocam erosão, transportando, removendo, translocando e adicionando constituintes aos solos, ocasionando variabilidade das suas propriedades (Salviano *et al.*, 1998; Souza, 2001).

### **1.2.1.4 Cobertura do solo ou fator cultural (C)**

O fator uso e manejo do solo é a relação esperada entre as perdas de solo de um terreno cultivado em dadas condições e as perdas correspondentes de um terreno mantido continuamente descoberto e cultivado (Bertoni & Lombardi Neto, 1999).

Nascimento & Lombardi Neto (1999) estudaram a razão de perdas de solo, sob cultivo de crotalária juncea, mucuna preta e labelabe, durante seis anos agrícolas, sendo que as leguminosas apresentaram efetiva capacidade de proteção do solo contra a erosão, especialmente após 60 dias do plantio. A mucuna preta apresentou a maior capacidade de

proteção contra a erosão, seguida da crotalária no início do ciclo e do labelabe nos estádios mais próximos do florescimento. A capacidade de proteção do solo exercida pelas plantas avaliadas depende da rapidez de crescimento e de suas características morfológicas, principalmente em relação à cobertura do solo proporcionada.

#### **1.2.1.5 Práticas de Manejo (P)**

O fator P da equação de perdas de solo é a relação entre a intensidade esperada de tais perdas com determinada prática conservacionista e aquelas quando a cultura está plantada no sentido do declive. Refere-se às práticas conservacionistas utilizadas no cultivo, sendo as mais comuns para as culturas anuais o plantio em contorno, plantio em faixas de contorno, terraceamento e alternância de capinas (Bertoni & Lombardi Neto, 1999). Mas atualmente, têm-se desenvolvido muitas técnicas em máquinas e equipamentos adaptados aos solos brasileiros, bem como o sistema de plantio direto que melhor aplica práticas conservacionistas, reduzindo com isso as perdas de solo.

#### **1.2.2 Potencial Natural de Erosão (PNE)**

O potencial natural de erosão (PNE) é resultante da interação dos principais fatores naturais do meio físico que afetam o processo erosivo. O PNE representa as estimativas de perdas de solo em áreas destituídas de vegetação e sem qualquer intervenção antrópica (Bueno, 1994). O PNE é obtido pela multiplicação dos fatores erosividade (R), erodibilidade (K) e relevo (LS).

De acordo com os resultados obtidos por Souza (2001), os valores de PNE encontrados variaram de 5 a 65 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup>, e que de acordo com a classificação proposta por Bertoni & Lombardi Neto (1999) é considerado muito baixo (< 250 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup>).

#### **1.2.3 Perda de Solo (A)**

A Equação Universal de Perdas de Solo (EUPS) é um modelo desenvolvido para prever a perda média de solo, provocada pela erosão hídrica, de áreas específicas no

campo, para a cultura e sistema de manejo do local, considerando um longo período de tempo. Esta equação serve como guia para o planejamento do uso do solo e determinação das práticas de conservação do solo mais apropriadas a uma dada área, a EUPS exprime a ação de todos os fatores condicionantes da erosão hídrica (Bertoni & Lombardi Neto, 1999). O cálculo é realizado multiplicando-se todos os fatores condicionantes da erosão ( $A = R K L S C P$ ), e representa a quantidade de solo perdido em toneladas, numa área (ha) em um ano.

Souza (2001) estudando a perda de solo de um Latossolo Vermelho da região de Jaboticabal cultivado com cana-de-açúcar, encontrou baixos valores de perdas de solo que variaram de 0,2 a 1,7 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup>.

Hernani *et al.* (1997) avaliaram as perdas de solo em diferentes sistemas de preparo de um Latossolo Roxo de Dourados (MS) e obtiveram perdas médias de solo de 0,8; 2,8; 5,3 e 7,3 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup> relativas aos sistemas plantio direto, escarificação + gradagem niveladora, gradagens pesadas + niveladora e aração com arado de discos +duas gradagens niveladoras (sem cobertura vegetal).

Estudos realizados por Eltz *et al.* (2001) mostraram que as taxas de perdas de solo entressulcos em um Argissolo Vermelho-Amarelo, foram altas, provavelmente, em razão da baixa resistência oferecida pelo solo à desagregação e ao selamento superficial.

#### **1.2.4 Tolerância de Perda de Solo**

A tolerância reflete a perda máxima de solo que se pode admitir, com um grau de conservação tal que mantenha uma produção econômica em futuro previsível com os meios técnicos atuais. Essa tolerância depende das propriedades do solo, profundidade, topografia e erosão antecedente.

Lombardi Neto & Bertoni (1975) estabeleceram limites de tolerância de perdas por erosão para algumas unidades de solo do Estado de São Paulo, e encontraram valores de tolerância média de perdas de solo variando de 4,5 a 13,4 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup> e de 9,6 a 15,0 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup>, respectivamente para solos com B textural e com B latossólico. Solos com B textural apresentam um valor menor de tolerância de perdas, pois têm profundidade pequena para o desenvolvimento radicular, devido ao acúmulo de argila nos horizontes B, criando um gradiente de drenagem entre os horizontes superficiais e subsuperficiais, de modo que as

camadas superficiais ficam mais sujeitas ao processo de erosão. Solos com B latossólico, de modo geral, são profundos e sem diferença textural acentuada entre os dois horizontes, apresentando boa drenagem interna e, portanto, os limites de tolerância de perdas de solo são mais elevados.

Bertol & Almeida (2000) estudaram as tolerâncias de perdas por erosão para solos do Estado de Santa Catarina, utilizando três métodos de determinação sendo que um destes era o método proposto por Lombardi Neto & Bertoni (1975), encontrando valores de tolerância de perdas de solo variando de 1,88 a 14,50 t ha<sup>-1</sup>ano<sup>-1</sup> para todos os solos estudados, dependendo do tipo de solo e do método utilizado na estimativa.

### **1.2.5 Risco de Erosão (RE)**

O risco de erosão é a relação entre a perda de solo calculada (A) ou medida à campo pela perda permissível ou tolerável do solo em estudo. De acordo com Bertoni & Lombardi Neto (1999), o risco de erosão pode ser interpretado como: RE de impacto ambiental baixo os RE menores que 1 (muito baixo) e entre 1 e 2 (baixo) e são considerados moderados os valores entre 2 e 5, e que para corrigir possíveis problemas com erosão é necessário alterar somente o manejo da área que se está trabalhando. Quando o impacto ambiental é alto, ou seja com RE alto (5 a 10) ou muito alto (>10), há necessidade de alterar o uso do solo, pois somente com práticas de manejo não será possível controlar os efeitos danosos da erosão.

Lima et al. (1992) elaboraram mapas de risco de erosão no sertão da Paraíba, utilizando Sistema de Informações Geográficas e técnicas de sensoriamento remoto, em solos Brunos e Litólico, encontraram glebas com risco de erosão de nulo a muito forte, e com isso identificando as áreas com maiores problemas de conservação do solo.

## 1.2.6 Métodos estatísticos para avaliação de dados

### 1.2.6.1 Estatística Clássica

A estatística clássica assume que a variação das propriedades do solo dentro de unidades amostrais é não-correlacionada e que a média amostral é o melhor estimador de uma propriedade em qualquer local dentro da unidade amostral. A análise descritiva geral leva em conta os valores obtidos sem considerar sua posição na área amostrada. Pressupõe a aleatoriedade e independência amostral (Ribeiro Júnior, 1995).

A forma da distribuição dos dados é descrita pelo coeficiente de assimetria, fornecendo informação sobre a simetria, e pelo coeficiente de variação, o qual informa sobre o alcance da cauda para certos tipos de distribuição (Isaaks & Srivastava, 1989).

Alguns autores consideram que a verificação de normalidade deve ser inicialmente realizada pelos coeficientes de assimetria e curtose, que indicam a proximidade entre a distribuição dos dados e a distribuição normal. Nas análises realizadas pelo SAS, os dados estão próximos da distribuição normal quando os valores dos coeficientes de assimetria e curtose se aproximam do valor zero (Schlotzhauer & Littell, 1997).

Muitas variáveis em Ciência do Solo têm distribuição que não segue a normal, apresentando distribuição assimétrica. Assim, uma aproximação semelhante, a distribuição lognormal, pode ser uma alternativa para a análise dos dados. Uma variável tem distribuição lognormal se a distribuição do seu logaritmo é normal (Isaaks & Srivastava, 1989).

Wilding & Drees (1983) apresentaram uma classificação do CV das diversas variáveis do solo. As variáveis mais estáveis, como pH e densidade apresentaram CV baixo ( $CV < 15\%$ ); as variáveis argila e areia apresentam CV moderado ( $15\% < CV < 35\%$ ); e variáveis como Ca, Mg e K apresentaram CV alto ( $CV > 35\%$ ).

### 1.2.6.2 Geoestatística

Análises geoestatísticas são baseadas nos conceitos de variável regionalizada, funções aleatórias e estacionariedade (Trangmar *et al.*, 1985).

Quando se trabalha com dados ambientais, estes são disponíveis usualmente como um conjunto de valores, que podem estar regularmente ou irregularmente distribuídos, e que podem ser modelados como amostras de superfície contínua. Neste contexto, a abordagem geoestatística representa um conjunto de técnicas para reconstruir uma superfície, com base numa caracterização da similaridade espacial entre as amostras (o variograma). Central à abordagem da geoestatística é o conceito de estacionariedade, que supõe um comportamento homogêneo da autocorrelação espacial na região de estudo. Como dados ambientais são resultantes de fenômenos naturais a hipótese de estacionariedade é sustentada com frequência até certo ponto surpreendente.

As técnicas da geoestatística lidam com problemas de espacialização de variáveis e representam uma promissora ferramenta para trabalhos em Sistema de Informação Geográfica – SIG (Oliver & Webster, 1990), em três aplicações básicas: a) estimativas: para inferir atributos em pontos diferentes daqueles originais, isto é, onde estes não foram coletados; b) previsões para detectar tendências em locais de máximos e mínimos; c) desenho de experimentos: para otimizar a segmentação da área em unidades de espaço.

Vários autores explicam como ocorreu o desenvolvimento da estatística espacial, ou geoestatística com ela é conhecida nas Ciências do Solo, Webster & Oliver (1990) e Vieira (2000) explicaram que os estudos tiveram início na mineração com dois pesquisadores em particular, Matheron e seus colaboradores da Escola Francesa de Mineração são os responsáveis pela teoria (Theory of Regionalized Variables), e Daniel G. Krige desenvolveu e aplicou-a empiricamente. Segundo estes mesmos autores, a geoestatística tem em sua terminologia uma forte influência da mineração.

A teoria diz que alguma medida pode ser vista como uma realização de uma função aleatória (ou processo aleatório, ou campo aleatório, ou processo estocástico). Essa teoria consolida o alicerce da geoestatística (Webster & Oliver, 1990).

Segundo Burrough (1987), a variação espacial de uma variável regionalizada pode ser expressa pela soma de três componentes: a) uma componente estrutural, associada a um valor médio constante ou a uma tendência constante; b) uma componente aleatória, espacialmente correlacionada; e c) um ruído aleatório ou erro residual.

A aplicação da Teoria da Variável Regionalizada assume que a semivariância entre quaisquer dois locais na região de estudo depende somente da distância e direção de

separação das duas locações e não sobre sua localização geográfica. Baseado nesta pressuposição, o semivariograma médio para cada lag pode ser estimado para um dado volume no espaço tridimensional (Trangmar *et al.*, 1985).

A maioria das propriedades das ciências do solo, variam continuamente no espaço. Como consequência, os valores em locais mais próximos no solo são mais similares dos que estão mais distantes. Eles dependem um do outro no sentido estatístico. Então as observações não podem ser consideradas como independentes, e um tratamento estatístico mais avançado é requerido. Do ponto de vista matemático, o valor de uma propriedade do solo em qualquer lugar da superfície terrestre é uma função de sua posição. Deve existir alguma expressão matemática que descreve esta variação de um ponto para outro. Na prática, a variação é muito irregular, e qualquer equação adequada relacionando valores de uma propriedade com posição deve ser muito complexa (Webster & Oliver, 1990).

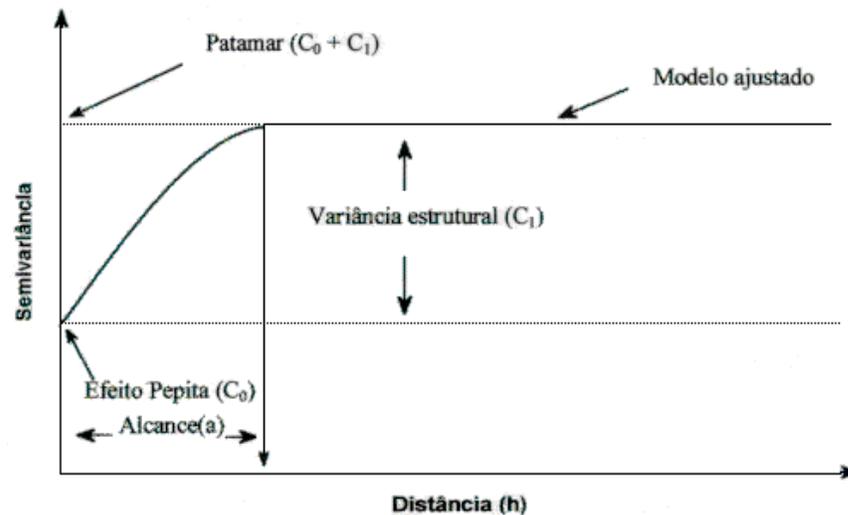
O variograma é uma ferramenta básica de suporte às técnicas de krigagem, que permite representar quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (Huijbregts, 1975).

O semivariograma pode ser estimado através da equação:

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

onde,  $\hat{\gamma}(h)$  é a semivariância estimada;  $N(h)$  representa o número de pares de valores medidos  $[Z(x_i) - Z(x_i + h)]$  separados por um vetor  $h$ . Na denominação geoestatística,  $Z(x_i)$  é denominada de variável regionalizada (Clark, 1979). O semivariograma depende da distância  $h$  entre  $x$  e  $x+h$ . Se  $\hat{\gamma}(h)$  depende somente da distância e não da orientação, o semivariograma é denominado isotrópico. Uma outra hipótese da teoria geoestatística é que o semivariograma não depende da posição  $x$ , mas sim da natureza e a forma da relação de uma variável regionalizada, entre um ponto e outro qualquer, depende da distância entre estes dois pontos, e não onde os pares de pontos estão localizados dentro da área. A dependência espacial manifesta-se como uma correlação entre as amostras que diminui à medida que à distância entre os pontos amostrais aumenta, e desaparece completamente quando a distância entre os pontos amostrais é suficientemente grande, os quais, neste caso, são considerados estatisticamente independentes (Vieira, 2000).

O gráfico do semivariograma experimental é representado da seguinte forma:



Os parâmetros do semivariograma podem ser descritos como:

*Alcance (a)*: distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente. O alcance é indicado pela distância a partir da qual cessa o incremento da semivariância estimada, que atinge um valor de patamar. Representa o alcance da dependência espacial, ou raio de influência, dos pontos amostrados sobre sua vizinhança.

*Patamar (C)*: é o valor do semivariograma correspondente a seu *alcance (a)*. Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ( $\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$ ) torna-se invariante com a distância.

*Efeito Pepita (C₀)*: idealmente,  $\hat{\gamma}(0) = 0$ . Entretanto, na prática, à medida que  $h$  tende para 0 (zero),  $\hat{\gamma}(h)$  se aproxima de um valor positivo chamado *Efeito Pepita (C₀)*, que revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (Isaaks & Srivastava, 1989), mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem. Dados com elevado  $C_0$  requerem maior cuidado para sua espacialização e mapeamento (Valeriano & Prado, 2001). O efeito pepita é um parâmetro importante do semivariograma e indica variabilidade não explicada, que pode ser devida a erros de medidas ou microvariação não detectada considerando a distância de amostragem utilizada, no entanto, é impossível

quantificar a contribuição individual dos erros de medições ou da variabilidade (Cambardella *et al.*, 1994).

**Contribuição ( $C_1$ ):** é a diferença entre o patamar ( $C$ ) e o Efeito Pepita ( $C_0$ ).

A relação em porcentagem entre o patamar do semivariograma e a variabilidade não explicada, denominada efeito pepita, pode indicar o grau de dependência espacial (Trangmar *et al.*, 1985). Cambardella *et al.* (1994) classificaram o grau de dependência espacial pela relação entre efeito pepita ( $C_0$ ) e semivariância total ( $C_0 + C_1$ ); se a relação for menor ou igual a 25%, a variável é considerada com forte dependência espacial; se estiver entre 25 e 75%, a variável é moderadamente dependente; e se a relação for maior que 75%, a variável é fracamente dependente.

O gráfico do semivariograma experimental,  $\hat{\gamma}(h)$ , calculado pela equação (1), é formado por uma série de valores, sobre os quais se objetiva ajustar uma função. É importante que o modelo ajustado represente a tendência de  $\gamma(h)$  em relação a  $h$ . Deste modo, as estimativas obtidas a partir da krigagem serão mais exatas e, portanto mais confiáveis. O procedimento de ajuste de um modelo teórico ao semivariograma é um dos aspectos mais importantes das aplicações da Teoria das Variáveis Regionalizadas, e não é direto e automático, mas sim interativo, pois nesse processo o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode ou não redefinir o modelo, até obter um que seja considerado satisfatório (Vieira, 2000).

Um gráfico típico da semivariância  $\hat{\gamma}(h)$  em função da distância  $h$ , cresce com o aumento da distância entre as amostras e, então, varia em torno de um valor constante de semivariância denominado patamar, o qual é representado pela soma dos parâmetros  $C_0$  e  $C_1$  (Clark, 1979). À distância na qual o semivariograma alcança o patamar é denominado de amplitude da influência da amostra, representado pelo alcance, e depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior for o intervalo entre as medidas (Trangmar *et al.*, 1985). O patamar do semivariograma é aproximadamente igual à variância dos dados. Teoricamente, o semivariograma deve passar pela origem, porque amostragens realizadas exatamente no mesmo local têm os mesmos valores. Entretanto, freqüentemente existe uma semivariância diferente de zero quando a distância tende a zero. Esta semivariância diferente de zero é denominada de efeito pepita ( $C_0$ ) (Clark, 1979). O efeito pepita representa a variabilidade da propriedade em estudo em

espaçamentos menores do que o amostrado. Se não existe associação espacial entre as amostras, maior é o efeito pepita, ou seja, a associação é inteiramente ao acaso, e é denominada de efeito pepita puro.

O semivariograma representa um padrão do que se poderia considerar com características próximas do ideal, e intuitivamente, se espera de dados de campo, isto é, que as diferenças  $[Z(xi) - Z(xi + h)]$  decresçam à medida que  $h$ , a distância que os separa decresce. É esperado que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Desta maneira, é esperado que  $\hat{\gamma}(h)$  aumente com a distância  $h$  (Vieira, 2000).

Medidas de continuidade espacial quantificam as relações entre o valor de uma variável em um local e o valor da mesma variável ou de uma outra em outro local. A idéia básica da continuidade espacial é simples e auto-explicativa: na média, quanto mais próximos dois pontos amostrais estão um do outro, mais parecidos eles são e seus valores são similares (Webster & Oliver, 1990).

Segundo Vieira *et al.* (1983), a obtenção dos semivariogramas constitui-se o primeiro passo na análise geoestatística. Em um extremo, pode não existir associação espacial entre medidas em dois pontos quaisquer, implicando em independência dos dados. No outro extremo, as medidas podem mostrar um alto grau de continuidade entre dois pontos, sendo a medida em um ponto qualquer altamente previsível a partir de pontos vizinhos. A grande maioria dos fenômenos práticos situam-se entre estes extremos, mostrando alguma variabilidade puramente aleatória, no primeiro caso, ou alguma continuidade espacial no segundo caso (Clark, 1979).

Os modelos teóricos básicos, denominados de modelos isotrópicos por Isaaks & Srivastava (1989) estão divididos em dois tipos: modelos com patamar e modelos sem patamar. Modelos do primeiro tipo são referenciados na geoestatística como modelos transitivos, e modelos do segundo tipo não atingem o patamar, e continuam aumentando enquanto a distância aumenta, e são utilizados para modelar fenômenos que possuem capacidade infinita de dispersão, modelos sem patamar são: linear e potência. Os modelos transitivos mais utilizados são: modelo esférico, modelo exponencial e modelo gaussiano. O modelo esférico é o mais utilizado destes modelos, e vários pesquisadores (Trangmar *et al.*, 1987; Cambardella *et al.*, 1994; Salviano *et al.*, 1998) encontraram o modelo esférico como o

mais adaptado para descrever o comportamento de semivariogramas de atributos de plantas e de solos. As definições teóricas destes modelos foram demonstradas por Webster & Oliver (1990) e Vieira (2000).

Os modelos exponencial e gaussiano atingem o patamar assintoticamente, com o alcance prático definido como a distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar. O modelo gaussiano é caracterizado pelo seu comportamento parabólico próximo à origem, e muitas vezes usado para modelar fenômenos extremamente contínuos (Isaaks & Srivastava, 1989), ajustam-se a variabilidade dos atributos da paisagem que variam suavemente, como as formas de relevo e o nível de água do subsolo (Burrough, 1987).

### 1.2.6.3 Krigagem

A krigagem é um modelo inferencial, e sua base conceitual está fundamentada na teoria das variáveis regionalizadas, formalizadas por Matheron (1971). O termo krigagem é derivado do nome de Daniel G. Krige, que foi o pioneiro em introduzir o uso de médias móveis para evitar a superestimação sistemática de reservas em mineração (Delfiner e Delhomme, 1975). A krigagem usa a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima (Vieira, 2000).

A diferença entre a krigagem e outros métodos de interpolação é a maneira como os pesos são atribuídos às diferentes amostras. No caso de interpolação linear simples, por exemplo, os pesos são todos iguais a  $1/N$  ( $N$  = número de amostras); na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos são definidos como o inverso do quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores observados. Na krigagem, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental. Krigagem é a estimação de uma matriz de covariância espacial que determina os pesos atribuídos às diferentes amostras, o tratamento da redundância dos dados, a vizinhança a ser considerada no procedimento inferencial e o erro associado ao valor estimado (Vieira, 2000). Além disso, a krigagem também fornece estimadores exatos com propriedades de não tendenciosidade e eficiência. Com isso, a

incorporação de procedimentos geoestatísticos em SIGs, baseados em técnicas de krigagem, é importante, porque essa associação melhora os procedimentos tradicionais de tais sistemas devido à qualidade do estimador e, principalmente, pela informação de acurácia fornecida nesse modelo inferencial (Ribeiro Júnior, 1995).

Com o uso da krigagem, pode-se conhecer a variância da estimativa, e esta é uma característica que diferencia este método dos demais. É importante, pois, além de permitir a estimativa de valores sem tendência para os locais onde estes não foram medidos, ainda se pode conhecer a confiança associada a essas estimativas (Vieira, 2000). Este mesmo autor complementa dizendo que se esta é uma variância, pode-se compará-la com a variância dos dados medidos. Assim, quanto menor for o efeito pepita do semivariograma, menor será a variância da estimativa, ou seja, quanto maior for a diferença do efeito pepita em relação ao patamar do semivariograma, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa ou maior a confiança que se pode ter na estimativa.

### **1.2.7 Variabilidade espacial de variáveis físicas e químicas**

Souza *et al.* (1997), determinando a variabilidade de propriedades físicas e químicas em pomar cítrico em Latossolo Amarelo, numa transeção de 50 pontos espaçados de 4 m, observaram que os maiores CV encontrados foram para K e P (acima de 30%); os menores, para V%, pH em CaCl<sub>2</sub>, areia (menos de 10%), com as demais variáveis (argila, MO, silte, Ca, SB, Mg e CTC) entre 10 e 30%. Chien *et al.* (1997) obtiveram valores de CV elevados para Ca e Mg e extremamente alto para P (199%), sendo esta alta variabilidade atribuída aos efeitos de adubação do solo. Em contrapartida Wilding & Drees (1983) observaram, na profundidade de 0 – 0,2 m, que as variáveis CTC, MO, pH e argila apresentaram baixa variabilidade (CV < 15%). No entanto é freqüente encontrar na literatura estudos nos quais a MO apresenta CV moderado (15% < CV < 35%) (Cambardella *et al.*, 1994; Souza *et al.*, 1997; Salviano *et al.*, 1998).

Macedo *et al.* (1998) e Salviano *et al.* (1998) estudaram variabilidade em Argissolo Vermelho Amarelo, e observaram que a variável P apresentou CV alto (CV > 35%) tanto na camada superficial quanto na subsuperficial, atribuindo este comportamento à aplicação de fertilizantes em linhas, ao efeito residual da adubação e à exposição de camadas mais

pobres deste nutriente decorrentes de erosão. Estes autores atribuem que os CV referentes à variável textura situam-se normalmente entre 10 e 30%, e que para a maioria das variáveis (MO, K, Ca, Mg, CTC, V%, silte e argila) apresentam CV moderado.

Entretanto Wollenhaupt *et al.* (1997) ressaltaram que, mesmo quando os valores do CV sejam moderados, este não é necessariamente um bom indicador da variabilidade espacial das propriedades do solo, haja vista a ocorrência de locais no campo com valores extremamente altos ou baixos. Sendo assim, necessário o estudo geoestatístico.

Guimarães *et al.* (1992), estudando a variabilidade espacial do pH em água e argila dispersa em água em um Latossolo Vermelho Escuro, observaram que ocorreu anisotropia para o pH em água, com dependência espacial mais acentuada na direção leste-oeste, ajustando-se melhor ao modelo esférico, num grid de 20 m, e que para a argila dispersa em água não apresentou estrutura de variância.

Valeriano & Prado (2001) encontraram valores de argila variando entre 180 e 320 g kg<sup>-1</sup>, com média de 250 g kg<sup>-1</sup> e CV de 14,5%, em Latossolo-Vermelho de textura média, com malha regular de 92 pontos com espaçamento de 50 m, o semivariograma isotrópico da variável teor de argila à 0-0,2m de profundidade ajustou-se ao modelo gaussino.

Em Argissolo Vermelho-Amarelo, solos menos homogêneos, de acordo com Albuquerque *et al.* (1996) e Salviano *et al.* (1998), com espaçamento regular entre pontos de 5 m, o teor de argila superficial apresentou alcance ao redor de 40 m, ajustando-se ao modelo esférico.

Berg & Klamt (1997a) encontraram que a principal diferença entre o comportamento espacial dos atributos do solo é a variância relativa no nível de amostragem mais baixo, que é chamado de variância pepita, e que a influência de material arenoso em solos desenvolvidos de basalto, principalmente quando analisa-se pontos mais distantes, há incremento na variabilidade. Estes mesmos autores indicaram que pelos seus resultados, as amostragens numa grade regular com distância entre pontos vizinhos maiores que 600 m e inferiores a 3000 m são indicados para estudar a distribuição espacial de argila e pH.

Berg & Klamt (1997b) estudaram a variabilidade espacial de características de Latossolos na região do Planalto Médio (RS) com adição de sedimentos arenosos, com distância entre pontos amostrados entre 250-300 m, obtiveram resultados com variabilidade relativamente grande a curta distância para as características facilmente modificadas pelo

manejo (P, pH e V%) da camada superficial, enquanto outras características como teor de argila e CTC se mostraram homogêneas nas glebas estudadas em comparação com a variabilidade total na região.

### 1.3 Objetivo

O presente trabalho teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial das propriedades químicas e físicas, do potencial natural de erosão, das perdas de solo e do risco de erosão em duas regiões distintas em material de origem, relevo, classe de solo e cultivo, através de análises geoestatísticas, procurando fornecer subsídios na descrição de padrões espaciais de ocorrência de fertilidade, granulometria e de erosão.

### 1.4 Referências

ALBUQUERQUE, J.A.; REINERT, D.J.; FIORIN, J.E. Variabilidade de solo e planta em Podzólico Vermelho-Amarelo. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.20, p.151-157, 1996.

ALBUQUERQUE, J.A.; CASSOL, E.A.; REINERT, D.J. Relação entre erodibilidade em entressulcos e estabilidade dos agregados. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.24, p.141-151, 2000.

BERG, M. v. d.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de características de solos na região do Planalto Médio, RS: I. Análise da variância por amostragem aninhada. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, p.393-399, 1997 (a).

BERG, M. v. d.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de características de solos na região do Planalto Médio, RS: II. Análise da semivariância e da variância. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v.21, p.401-408, 1997 (b).

BERTOL, I.; ALMEIDA, J. A. Tolerância de perda de solo por erosão para os principais solos do estado de Santa Catarina. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.24, p.657-668, 2000.

BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F. **Conservação do Solo**. 4.ed. São Paulo: Ícone, 1999. 355p.

BUENO, C.R.P. **Zoneamento da susceptibilidade à erosão dos solos da alta e média bacia do Rio Jacaré-Pepira (SP) com vistas ao planejamento ambiental.** 1994. 137f. Tese (Doutorado em Geociências e Meio Ambiente) – Instituto de Geociências e Ciências Exatas, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro.

BURROUGH, P.A. **Principles of geographical information systems for land resources assessment.** Oxford: Claredon Press, 1987. 193p.

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 Sci. Soc. Am. J.**, v.58, p.1501-1511, 1994.

CARVALHO, M.P.; CATANEO, A.; LOMBARDI NETO, F. Índices de erosividade da chuva e enxurrada correlacionados com as perdas de solo e determinação da erodibilidade de um Latossolo Roxo distrófico de Campinas (SP). **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.17, p.445-450, 1993.

CARVALHO, M.P.; CATANEO, A.; LOMBARDI NETO, F. Parâmetros de erosividade da chuva e da enxurrada correlacionados com as perdas de solo e determinação da erodibilidade de um Podzólico Vermelho Amarelo de Pindorama. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, p.279-286, 1997.

CARVALHO, M.P.; LOMBARDI NETO, F.; VASQUES FILHO, J.; CATANEO, A. Índices de erosividade da chuva correlacionados com as perdas de um Podzólico Vermelho Amarelo eutrófico textura argilosa/muito argilosa de Mococa (SP): primeira aproximação do fator erodibilidade do solo. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.13, p.237-242, 1989 (a).

CARVALHO, M.P.; LOMBARDI NETO, F.; VASQUES FILHO, J.; CATANEO, A. Erosividade da chuva de Mococa (SP) analisada pelo índice  $EI_{30}$ . **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.13, p.243-249, 1989 (b).

CARVALHO, O.S.; GASCO, J.M.; LOPÉZ, F.G.; REQUEJO, A.S. Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um solo submetido a diferentes sucessões de cultivo. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v.22, p.497-503, 1998.

CASTRO, A.G.; VALÉRIO FILHO, M. Simulação da Expectativa de perdas de solo em microbacia sob diferentes manejos florestais. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, n.3, p.419-426, 1997.

CHIEN, Y. J.; LEE, D. Y.; GUO, H. Y.; HOUNG, K. H. Geostatistical analysis of soil properties of mid-west taiwan soils. **Soil Sci.** v. 162, n. 4, p. 291-298, 1997.

CLARK, I. **Practical geostatistics**. London, Applied Science. Publishers, 1979.

DELFINER, P.; DELHOMME, J.P. Optimum interpolation by Kriging. In: DAVIS, J.C.; McCULLAGH, M.J. (Ed). **Display and analysis of spatial data**. New York: John Wiley, 1975. p.96-114.

DENARDIN, J.E. **Erodibilidade de solo estimada por meio de parâmetros físicos e químicos**. 1990. 81f. Tese (Doutor em Agronomia – Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

DREGNE, H.E. **Historical perspective of accelerated erosion and effect on world civilization**. Local: Editor, 1982. p.1-14. (ASSAE, Special Publication, 45).

ELTZ, F. L. F.; MEHL, H. U.; REICHERT, J. M. Perdas de solo e água em entressulcos em um Argissolo Vermelho-Amarelo submentido a quatro padrões de chuva. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v.25, p. 485-493, 2001.

GUIMARÃES, E.C.; AQUINO, L.H. de; OLIVEIRA, M.S. de; A variabilidade espacial do pH em água e da argila dispersa em água em um Latossolo Roxo no município de Lavras, MG. **Ciênc. Prát.**, v.16, n.1, p.12-17, 1992.

HERNANI, L. C.; SALTON, J. C.; FABRÍCIO, A. C.; DEDECEK, R.; ALVES JÚNIOR, M. Perdas por erosão e rendimentos de soja e de trigo em diferentes sistemas de preparo de um Latossolo Roxo de Dourados (MS). **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v.21, p.667-676, 1997.

HUDSON, N.W. **Soil Conservation**. Ithacs: Cornell University Press, 1973. 320p.

HUIJBREGTS, C.J. Regionalized variables and quantitative analysis of spatial data. In: DAVIS, J.C.; McCULLAGH, M.J. (Ed.). **Display and analysis of spatial data**. New York: John Wiley, 1975. p.38-53.

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

LEVY, M. do C.T.C. **Avaliação da suscetibilidade das terras de Piracicaba por comparação de cenários**. 1995. 120f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

LIMA, E.R.V.; KUX, H.J.H.; SAUSEN, T.M. Sistema de Informações Geográficas e Técnicas de sensoriamento remoto na elaboração de mapa de riscos de erosão no sertão da Paraíba. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Campinas, v.16, p.257-263, 1992.

LIMA, J.M. CURI, N. RESENDE, M.; SANTANA, D.P. Dispersão do material de solo em água para avaliação indireta da erodibilidade de Latossolos. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Campinas, v.14, p.85-90, 1990.

LOMBARDI NETO, F. **Rainfall erosivity – its distribution and relationship with soil loss at Campinas, Brazil**. 1977. 53f. Dissertation, Purdue University, West Lafayette.

LOMBARDI NETO, F.; BERTONI, J. **Tolerância de perdas de terra para solos do estado de São Paulo**. Campinas, Instituto Agrônomo, 12p., 1975 (Boletim Técnico, 28).

LOMBARDI NETO, F.; MOLDENHAUER, W.C. Erosividade da chuva: sua distribuição e relação com perdas de solo em Campinas, SP. **Bragantia**, v.51, n.2, p.185-196, 1992.

LOMBARDI NETO, F.; PRUSKI, F.F.; TEIXEIRA, A. de F. **Sistema para o cálculo da erosividade da chuva para o estado de São Paulo**. Viçosa, 2000. 1 CD-Rom.

MACEDO, J.R. de; OTONNI FILHO, T.B.; MENEGUELLI, N. do A. Variabilidade de características físicas, químicas e físico-hídricas em solo Podzólico Vermelho-Amarelo de Seropédica, RJ. **Pesq. Agropec. Bras.** v.33, n.12, p.2043-2053, 1998.

MARQUES, J.J.G.S.M.; ALVARENGA, R.C.; CURI, N.; SANTANA, D.P.; SILVA, M.L.N. Índices de erosividade da chuva, perdas de solo e fator erodibilidade para dois solos da região dos cerrados – primeira aproximação. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, p.427-434, 1997 (a).

MARQUES, J.J.G.S.M.; CURI, N.; LIMA, J.M. de; FERREIRA, M.M.; SILVA, M.L.N.; FERREIRA, D.F. Estimativa da erodibilidade a partir de atributos de solos com horizonte B textural no Brasil. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, p.457-465, 1997 (b).

MARTINS FILHO, M. V. **Modelagem do processo de erosão entressulcos em Latossolos de Jaboticabal – SP**. 1999. 140f. Tese (Doutorado em Agronomia) \_ Universidade Federal de Lavras, Lavras.

MARTINS FILHO, M.V.; PEREIRA, V.P. Influência da compactação do solo nas perdas por erosão e na sua erodibilidade. **Ciênc. Agron.**, Jaboticabal, v.8, n.1, p.39-45, 1993.

MATHERON, G. **Theory of regionalized variables and its applications**. Paris: Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleu, 1971. 211p.

McCOOL, D.K.; RENARD, K.G. Water erosion and quality. **Adv. Soil Sci.**, v.13, p.175-185, 1990.

NASCIMENTO, P.C.; LOMBARDI NETO, F. Razão de perdas de solo sob cultivo de três leguminosas. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.23, p.121-125, 1999.

NEARING, M.A.; FOSTER, G.R.; LANE, L.J.; FINKNER, S.C. A process-based soil erosion model for USDA-water erosion prediction project technology, v.32, n.5, p.1587-1593, 1989.

OLIVER, M.A.; WEBSTER, R. Kriging: a method of interpolation for geographical information systems. **International Journal of Geographical Information System**. v.3, p.313-332, 1990.

PEREIRA, H.H.G. **Índices de erosividade da chuva: distribuição e relações com a precipitação em Piracicaba – SP**. 1983, 70f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiróz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

PINTO, S.F. **Sensoriamento remoto e integração de dados aplicados no estudo da erosão dos solos: contribuição metodológica.** 1991. Tese (Doutorado) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos.

RAMALHO FILHO, A.; PEREIRA, E.G.; BEEK, K.J. **Sistemas de avaliação da aptidão agrícola das terras.** Brasília, EMBRAPA, 1983. 70p.

RESENDE, M.; CURI, N.; REZENDE, S.B.; CORRÊA, G.F. **Pedologia: base para distinção de ambientes.** Viçosa, NEPUT, 304p., 1995.

RIBEIRO JÚNIOR, P.J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo.** 1995. 99p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SALVIANO, A. A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.22, p.115-122, 1998.

SCHLOTZHAUER, S.D.; LITTELL, R.C. **SAS System for elementary statistical analysis.** 2 ed. Cary: SAS Institute Inc, 1997. 456 p.

SILVA, M. L. N.; CURI, N.; OLIVEIRA, M. S.; FERREIRA, M. M. & LOMBARDI NETO, F. Comparação de métodos diretos e indiretos para determinação da erodibilidade em latossolos sob cerrado. **Pesq. Agropec. Bras.**, v.29, p.1751-1761, 1999.

SILVA, M.L.N.; CURI, N.; LIMA, J.M.; FERREIRA, M.M. Avaliação de métodos indiretos de determinação da erodibilidade de Latossolos brasileiros. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v.35, n., p.1207-1220, 2000.

SILVA, M.L.N.; CURI, N.; OLIVEIRA, M.S.; FERREIRA, M.M.; LOMBARDI NETO, F. Comparação de métodos diretos e indiretos para determinação da erodibilidade em Latossolos sob cerrado. **Pesq. Agropec. Bras.**, v.29, n.11, p.1751-1761, 1994.

SILVA, M.L.N.; FREITAS, P.L.; BLANCANEUAX, P.; CURI, N.; LIMA, J.M. Relação entre parâmetros da chuva e perdas de solo e determinação da erodibilidade de um Latossolo Vermelho Escuro em Goiânia (GO). **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, n.1, p. 131-137, 1997.

SOIL AND WATER CONSERVATION SERVICE. Sustainable agriculture. **J. Soil Water Conserv.**, v.50, n.6, p.634-635, 1995.

SOUZA, C. K. **Relação solo-paisagem-erosão e variabilidade espacial de Latossolos em áreas sob cultivo de cana-de-açúcar no município de Jaboticabal (SP)**. 2001. 186f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal.

SOUZA, L. da S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v. 21, p. 367-372, 1997.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Adv. Agron.**, v. 38; p. 45-93, 1985.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G.; SUDJADI, M. Spatial variation of soil properties and rice yield on recently cleared land. **Soil Sci. Soc. Am. J.**, v.51, p.668-674, 1987.

VALERIANO, M. M.; PRADO, H. Técnicas de Geoprocessamento e de amostragem para mapeamento de atributos anisotrópicos do solo. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.25, n. 4, p. 997-1005, 2001.

VEIGA, M.; CABEDA, S.V.; REICHERT, J.M. Erodibilidade em entressulcos de solos do Rio Grande do Sul. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.17, n.1, p.121-128, 1993.

VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v.3, n., p.1-75, 1983.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R. eds. **Tópicos em Ciência do Solo**. Sociedade Bras. de Ciênc. do Solo, 2000, p. 1-54.

WEBSTER, R.; OLIVER, M.A. **Statistical methods in soil and land resource survey.** Spatial Information Systems, New York: Oxford University Press, 1990. 316p.

WEILL, M.A.M. **Estimativa da erosão do solo e avaliação do seu impacto na microbacia do Ceveiro (Piracicaba, SP), através do índice de tempo de vida.** 1999. 100f. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

WILDING, L.P.; DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: **Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions.** New York: Elsevier, 1983. p.83-116.

WISCHMEIER, W.H.; SMITH, D.D. **Predicting rainfall erosion losses:** a guide to conservation planning. Washington: Department of Agriculture, 1978. 58p. (Agriculture Handbook, 537).

WISCHMEIER, W.H.; SMITH, D.D. Rainfall energy and its relationships to soil loss. **Trans. Am. Geophys.**, v.39, p.285-291, 1958.

WOLLENHAUPT, N.C.; MULLA, D.J.; CRAWFORD, C.A.G. **Soil sampling and interpolation techniques for mapping spatial variability of soil properties.** the site-specific management for agricultural systems. Madison: **ASA-CSSA-SSSA**, 1997. p.19-53.

## **CAPÍTULO 2 - VARIABILIDADE ESPACIAL DAS VARIÁVEIS FÍSICAS E QUÍMICAS EM ÁREAS INTENSAMENTE CULTIVADAS NAS REGIÕES DE JABOTICABAL E MONTE ALTO - SP.**

**RESUMO** – Com o objetivo de avaliar a variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas, através de análises geoestatísticas, e visando fornecer subsídios para descrição de padrões de ocorrência de fertilidade, avaliou-se, num Argissolo Vermelho-Amarelo (PVA) da região de Monte Alto (SP), sob diferentes manejos, e num Latossolo Vermelho (LV) da região de Jaboticabal, cultivado com cana-de-açúcar, a dependência espacial das seguintes variáveis químicas: P, MO, K, Ca, Mg, pH, CTC e V%; e físicas: areia, silte e argila. Coletou-se amostras de solo em 88 pontos no solo PVA e em 128 pontos no solo LV, em duas profundidades (0-0,2 e 0,6-0,8 m) situados em malha irregular de amostragem totalizando 1465 ha e 2597 ha, respectivamente. Através dos ajustes dos semivariogramas, estimou-se valores destas propriedades em locais não amostrados utilizando a técnica de krigagem. As propriedades do solo estudadas apresentaram dependência espacial, com exceção da CTC na profundidade de 0,6-0,8 m, para o solo LV; e Ca e argila na profundidade de 0-0,2 m, e P, MO, K, Mg, areia e argila na camada de 0,6-0,8 m, no solo PVA. A grande maioria das variáveis estudadas ajustaram-se aos modelos esférico, exponencial, e algumas apresentaram semivariograma sem estrutura definida. O solo PVA apresenta maior variabilidade espacial, principalmente na profundidade 0,6 –0,8 m, que é a camada que sofre menor influência antrópica. O solo LV apresenta zonas mais homogêneas de fertilidade e granulometria.

**Palavras-Chave:** geoestatística, fertilidade do solo, granulometria.

## 2.1 Introdução

Para um correto planejamento conservacionista de qualquer área de interesse, necessita de estudos detalhados para que possa ser bem sucedido e atingir o objetivo de usar os recursos naturais sem agredir de forma degradante o meio ambiente.

O conhecimento das propriedades físicas dos solos envolvidos, principalmente as relacionadas com a distribuição granulométrica, que influencia diretamente o fluxo superficial e o movimento de água no solo, são fundamentais para o planejamento ambiental. É fundamental também o estudo do nível de fertilidade, pois muitas vezes, o fator limitante do rendimento das culturas é o baixo teor de nutrientes, considerando que o maior rendimento aumenta a quantidade de material vegetal que fica como cobertura do solo, sendo este um dos fatores controladores da erosão.

Constata-se assim uma relação entre fertilidade e erosão, podendo levar à diminuição do arraste de partículas, devido ao aumento de fertilidade, e redução da degradação progressiva do solo, e quando a fertilidade é baixa, ocasiona maiores perdas por erosão, reduzindo a quantidade de nutrientes disponíveis às plantas, tornando o solo mais pobre.

Por outro lado, a produção de cobertura vegetal afeta o teor de matéria orgânica do solo, que é muito importante para a conservação do solo, à medida que, quanto maior o teor de matéria orgânica, maior a estabilidade dos agregados, melhorando a estrutura do solo, de forma a permitir maior infiltração e diminuir o escoamento superficial de água.

A variabilidade espacial dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo influencia a eficiência do manejo das culturas, bem como seu desenvolvimento. O conhecimento da variabilidade das propriedades do solo é um importante passo para que se possa empregar um manejo mais adequado, considerando a aplicação de fertilizantes, estratégia de amostragem e planejamento de delineamento de pesquisa em campo (Bhatti *et al.*, 1991).

Além da variabilidade natural do solo, as práticas agrícolas de manejo são fontes adicionais de variabilidade (Souza *et al.*, 1997). O manejo do solo pode afetar propriedades químicas, físicas, mineralógicas e biológicas, com impacto principalmente nas camadas superficiais (Beckett & Webster, 1971). O conhecimento desta variação é importante para o levantamento e classificação de solos, para a avaliação de sua fertilidade, para o

desenvolvimento de esquemas de amostragens mais adequados, para o planejamento experimental, bem como para as definições de práticas apropriadas de manejo e recuperação (Souza, 1992).

Para estudar a dependência espacial de variáveis, utiliza-se geoestatística, sendo a análise exploratória dos dados uma etapa de fundamental importância e obrigatória dentro de qualquer estudo deste tipo (Burrough *et al.*, 1996). O estudo da variabilidade espacial é importante em áreas onde o solo está submetido a diferentes práticas culturais, indicando alternativas não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção de culturas (Trangmar *et al.*, 1985), mas também para estimar respostas das propriedades do solo em função de determinadas práticas de manejo (Ovalles & Rey, 1994).

As técnicas geoestatísticas, com base na construção de semivariogramas, permitem a descrição da dependência espacial das propriedades dos solos (Vieira, 2000). Vários autores têm estudado a variabilidade espacial de propriedades químicas e físicas dos solos. Souza *et al.* (1997) estudaram a variabilidade espacial em Latossolo Amarelo distrófico na profundidade de 0 – 0,2 m em uma transeção composta por uma única linha de 50 plantas espaçadas de 4 m, em um pomar cítrico, encontraram modelos dos semivariogramas ajustados ao esférico para as variáveis pH, Ca, Mg, silte e argila; exponencial para as variáveis CTC e areia; gaussiano para a variável SB, e V% não apresentou estrutura definida. No trabalho realizado por Salviano *et al.* (1998) em Argissolo Vermelho-Amarelo, com distância entre pontos de 5 m, encontraram dependência espacial com ajuste ao modelo esférico nas profundidades de 0 – 0,2 e 0,2 – 0,4 m para as variáveis K, Ca, Mg, pH, CTC, V%, MO, silte e argila, e para a variável areia na profundidade de 0,2 – 0,4 m; que na camada de 0 – 0,2 m ajustou-se ao modelo gaussiano; a variável P na profundidade de 0 – 0,2 m ajustou-se ao modelo esférico, que na profundidade de 0,2 – 0,4 m não apresentou dependência espacial. Resultados semelhantes foram encontrados por Oliveira *et al.* (1999) na profundidade de 0 – 0,3 m para as variáveis K, Ca, CTC, exceção feita para o pH e Mg, que se ajustaram melhor ao modelo gaussiano e linear, respectivamente.

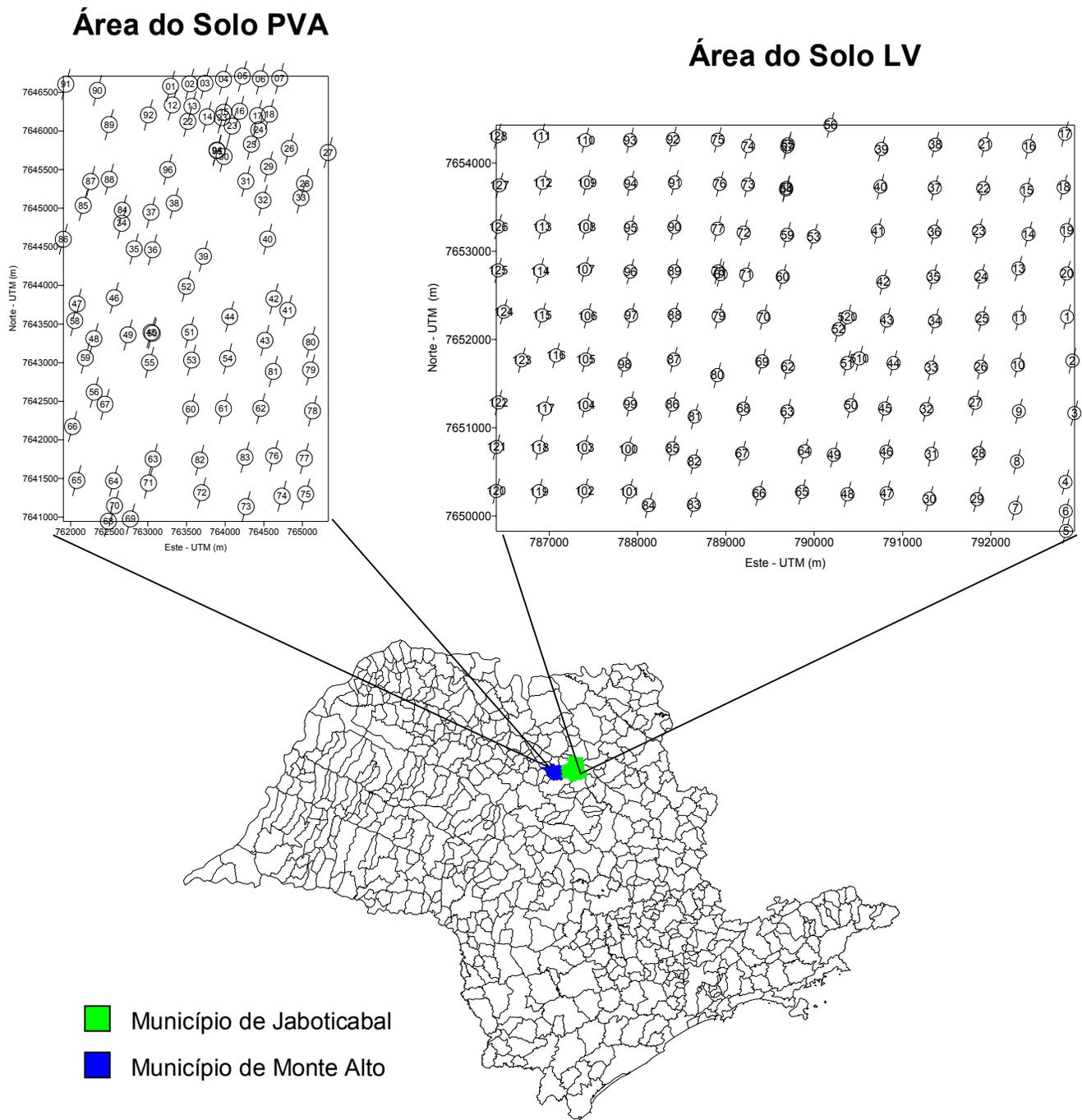
O presente trabalho teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas, em duas regiões com diferentes material de origem, relevo classe de solo e cultivo, através de análises geoestatísticas, procurando fornecer subsídios na descrição de padrões espaciais da fertilidade e da granulometria.

## 2.2 Material e Métodos

O estudo foi realizado em duas áreas distintas: uma localizada no município de Monte Alto (SP), entre longitude de 48° 26' e 48° 29' W e latitude de 21° 15' e 21° 19' S, com altitude média de 650 m, com área de 1465 ha; e a outra no município de Jaboticabal (SP), entre longitude 48° 10' e 48° 15' W e latitude 21° 11' e 21° 14' S, altitude média de 550 m, com área de 2597 ha. O tipo de solo predominante na área de estudo em Monte Alto é o Argissolo Vermelho-Amarelo (PVA) eutrófico textura arenosa a média relevo ondulado, desenvolvidos dos arenitos do Grupo Bauru-Formação Marília, inserido no Planalto Ocidental Paulista; na área em Jaboticabal predomina Latossolo Vermelho (LV) eutroférico textura argilosa a muito argilosa relevo suave ondulado, desenvolvido dos basaltos do Grupo São Bento-Formação Serra Geral, inserido nas Cuestas Basálticas (Figura 1).

O clima da região, de acordo com a classificação de Köppen, é do tipo mesotérmico úmido subtropical de inverno seco (Cwa), com precipitação total de 1400 mm e temperatura média variando de 21,5 a 24,7°C; a vegetação natural original é do tipo floresta latifoliada tropical. A área de Monte Alto é cultivada com frutíferas, pastagens e cana-de-açúcar; a de Jaboticabal é totalmente cultivada com cana-de-açúcar.

Foram coletadas amostras de solos georreferenciadas, em grade irregular, em 88 pontos na área com PVA e 128 pontos na área com LV, distanciados, em média, 500 m, nas profundidades de 0 - 0,2 e de 0,6 - 0,8 m. A análise textural foi realizada de acordo com o método proposto por Day (1965) modificado. A composição granulométrica da terra fina foi determinada com dispersão em água com NaOH, agitação lenta (16 horas), sedimentação, sendo a argila determinada pelo método da pipeta, a areia foi fracionada por tamisação e o silte calculado por diferença. Para determinação das variáveis químicas, foi utilizado o método de Raji *et al.* (1987). As estatísticas descritivas foram calculadas utilizando-se o programa SAS (Schlotzhauer & Littell, 1997).



**Figura 1.** Localização das áreas de estudo, com representação da malha de amostragem do solo LV no município de Jaboticabal (SP) e do solo PVA no município de Monte Alto (SP).

A análise da dependência espacial foi realizada através do ajuste dos dados ao semivariograma experimental, pela equação:

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

Em que,  $\hat{\gamma}(h)$  = semivariância estimada a partir dos dados experimentais; Z são os valores medidos nos pontos  $x_i$  e  $x_i+h$ ;  $Z(x_i)$  = variável regionalizada;  $N(h)$  = é o número de pares de pontos separados por uma distância h (Clark, 1979). Esta estimativa foi realizada utilizando-se o programa GS<sup>+</sup> v. 5.03 Beta (Robertson, 1998), e lags com intervalos não uniformes para os ajustes aos modelos. A seleção dos modelos foi realizada com base no melhor R<sup>2</sup> (coeficiente de determinação) e menor SQR (soma de quadrados do resíduo).

Após as estimativas dos parâmetros dos semivariogramas experimentais, fez-se a interpolação de dados por krigagem, visando definir o padrão espacial das variáveis estudadas, no programa Surfer 6.01 (Golden Software, 1995).

## 2.3 Resultados e Discussão

Os resultados das análises estatísticas descritivas encontram-se nas Tabelas 1 e 2. Ocorreram valores com certo distanciamento entre a média e a mediana para os dois solos, o que pode ser um indicativo de distribuições de dados assimétricos, em que as medidas de tendência central são dominadas por valores atípicos. Isto é mais acentuado para algumas variáveis, tais como os valores máximos e mínimos das variáveis areia e P nas duas profundidades nos solos LV e PVA, observando-se o mesmo padrão de comportamento para as demais variáveis nos dois solos. Esses resultados concordam com os obtidos por Araujo (2002) em Latossolo Vermelho, na região de Jaboticabal cultivado também com cana-de-açúcar. Essa grande amplitude de valores observados revela os problemas que podem ocorrer quando se usa a média das variáveis para a realização do manejo do solo, ou seja, quando se usa a análise de solo da maneira como é feita atualmente, usando-se a amostra composta, para recomendar adubação, podendo haver aplicação excessiva em alguns locais, e insuficiente em outros, causando prejuízos econômicos.

Na profundidade de 0,6 – 0,8 m, os valores médios, medianos, máximos e mínimos das propriedades químicas foram menores que na profundidade 0,0 – 0,2 m nos dois solos,

com exceção do pH do solo LV. Os valores mais elevados na camada superficial deste solo provavelmente são devidos ao maior teor matéria orgânica e CTC, e às constantes aplicações de fertilizantes e corretivos. Valores de pH mais baixos na camada superficial do solo LV também foram encontrados por outros autores (Pocay, 2000; Souza, 2001; Araujo, 2002), que deram várias possíveis explicações para este comportamento, tais como às condições específicas de manejo da cultura da cana-de-açúcar, que promovem a extração elevada de nutrientes, principalmente cálcio e magnésio, exaurindo o solo na camada superficial pelos anos sucessivos de cultivo, bem como o uso de adubação nitrogenada.

Para as propriedades físicas, em ambas as áreas, observa-se que os teores de areia são maiores na camada superficial (0 - 0,2 m), e de argila na camada de 0,6 - 0,8 m, evidenciando as variações de granulometria em profundidade, com maior gradiente no solo PVA, que é típica de solos com horizonte B textural.

Os coeficientes de variação (CV) para P, K, Ca, Mg e silte são altos; moderados para MO, CTC, V% e argila; e baixos para pH, nas duas áreas; para areia o CV foi alto no LV e baixo no PVA, na profundidade de 0 – 0,2 m (Tabelas 1 e 2), de acordo com classificação proposta por Wilding & Drees (1983). Na profundidade de 0,6 – 0,8 m, são altos para P, K, Ca, Mg e CTC; moderados para MO; e baixo para pH, em ambas as áreas. Alta variabilidade para P, pH e V% também foi observada por Berg & Klamt (1997b) na camada superficial de um Latossolo Vermelho, com distância entre pontos de 250 - 300 m.

Os resultados da análise geoestatística encontram-se nas Tabelas 3 e 4. Todos os semivariogramas obtidos apresentaram-se bem ajustados, com valores de  $R^2$  (coeficiente de determinação) acima de 0,62 e os menores valores de SQR (soma de quadrados reduzida). Para o solo LV (Tabela 3) todas as variáveis analisadas apresentaram dependência espacial na profundidade de 0 – 0,2 m, e somente a CTC na profundidade de 0,6 – 0,8 m não apresentou dependência espacial. Para o solo PVA (Tabela 4), na profundidade de 0 – 0,2 m, Ca e argila não apresentaram dependência espacial, ocorrendo o mesmo para P, MO, K, Mg, areia e argila na profundidade de 0,6 – 0,8 m, isto indica que os intervalos de amostragem utilizados para este solo não foram eficientes para identificar a dependência espacial. Resultados semelhantes foram encontrados por Macedo *et al.* (1998), segundo os quais, solos arenosos apresentam maior variabilidade, sugerindo uma amostragem mais densa quanto às características físicas e químicas do que os solos de textura mais argilosa.

**Tabela 1.** Valores da estatística descritiva das variáveis químicas e físicas do solo LV.

Variáveis	média	mediana	máximo	mínimo	Desvio padrão	Assimetria	Curtose	CV (%)
profundidade 0,0 – 0,2 m								
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	22,47	18,00	112,00	4,00	16,73	2,17	6,84	74,44
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	28,54	28,00	42,00	15,00	5,17	-0,04	-0,05	18,10
pH em CaCl <sub>2</sub>	5,29	5,30	7,20	4,20	0,41	0,64	3,08	7,72
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	2,71	1,60	11,50	0,20	2,51	1,68	2,66	92,41
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	38,29	35,00	170,00	6,00	18,67	3,08	19,04	48,76
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	14,12	13,00	60,00	2,00	8,29	2,18	7,82	58,72
CTC	92,00	89,60	242,90	50,70	21,33	2,95	18,84	23,19
V%	57,94	58,00	96,00	14,00	14,15	-0,29	0,20	24,43
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	318	273	672	134	123,08	1,08	0,37	38,64
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	186	191	309	61	62,42	-0,12	-0,84	33,51
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	495	512	610	197	80,78	-1,25	1,57	16,31
profundidade 0,6 – 0,8 m								
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	5,03	4,00	17,00	1,00	3,49	1,34	1,56	69,34
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	14,69	14,00	40,00	6,00	4,70	2,05	8,70	32,01
pH em CaCl <sub>2</sub>	5,44	5,60	6,30	4,00	0,53	-0,69	-0,25	9,82
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	1,01	0,60	5,80	0,20	0,99	2,14	5,12	97,67
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	21,61	20,00	69,00	3,00	11,82	1,24	2,29	54,72
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	6,91	6,00	26,00	1,00	4,26	1,70	3,63	61,66
CTC	55,15	49,75	191,20	33,40	19,89	3,53	18,66	36,06
V%	52,70	56,00	83,00	6,00	16,16	-0,53	-0,18	30,67
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	280	247	589	76	107,55	1,12	0,77	38,38
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	165	170	343	56	54,31	0,33	0,25	32,84
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	554	574	693	305	77,96	-1,06	0,84	14,06

**Tabela 2.** Valores da estatística descritiva das variáveis químicas e físicas do solo PVA.

Variáveis	média	mediana	máximo	mínimo	Desvio padrão	Assimetria	Curtose	CV (%)
profundidade 0,0 – 0,2 m								
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	11,87	7,00	62,00	2,00	11,34	2,33	6,54	95,52
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	12,36	11,00	27,00	4,00	4,26	1,26	2,11	34,51
pH em CaCl <sub>2</sub>	5,17	5,10	6,50	4,10	0,60	0,23	-0,84	11,65
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	2,65	2,10	17,50	0,60	2,36	4,64	25,83	89,28
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	19,70	18,00	53,00	4,00	9,77	0,71	0,51	49,62
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	8,09	7,00	25,00	1,00	4,45	1,14	2,01	55,06
CTC	53,34	51,60	107,50	21,30	12,98	0,84	2,75	24,33
V%	56,18	59,00	83,00	12,00	17,90	-0,60	-0,33	31,86
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	787	789	923	623	56,3	-0,67	0,78	7,1
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	54	53	170	5	24,3	1,28	5,01	45,1
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	159	153	326	72	49,1	0,88	1,05	30,9
profundidade 0,6 – 0,8 m								
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	2,26	2,00	10,00	1,00	1,30	3,02	14,42	57,33
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	7,65	7,00	16,00	3,00	2,04	1,20	3,18	26,71
pH em CaCl <sub>2</sub>	4,79	4,70	5,90	4,00	0,49	0,47	-0,76	10,33
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	1,27	1,00	4,80	0,40	0,84	2,00	5,36	66,30
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	18,76	17,00	47,00	3,00	11,09	0,70	-0,16	59,15
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	5,57	5,00	12,00	2,00	2,55	0,76	-0,01	45,83
CTC	59,31	53,10	292,80	26,50	32,74	5,47	35,04	55,21
V%	45,45	48,00	76,00	3,00	17,73	-0,46	-0,41	39,02
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	647	644	889	378	76,7	0,27	2,18	11,9
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	72	65	267	19	38,4	2,97	12,50	53,2
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	281	294	396	69	63,3	-0,97	1,22	22,5

**Tabela 3.** Modelo e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados das variáveis estudadas para o solo LV.

Variáveis	Modelo	C <sub>0</sub>	Patamar	A <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> /C <sub>0</sub> +C <sub>1</sub>	R <sup>2</sup>	SQR
profundidade 0,0 – 0,2 m							
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	Exp	78,9	157,9	5106	0,500	0,814	436
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	Esf	11,29	29,13	3478	0,388	0,989	3,77
pH em CaCl <sub>2</sub>	Exp	0,036	0,1182	404	0,310	0,861	0,00014
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Exp	2,161	4,605	1430	0,469	0,899	0,435
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Esf	122,5	265	8470	0,462	0,937	1413
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Exp	14,4	51,41	717	0,280	0,873	77,4
CTC	Esf	116,2	289,4	6562	0,402	0,969	705
V%	Exp	46,1	152	385	0,303	0,617	788
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	Esf	2560	23980	8270	0,107	0,99	5069000
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	Exp	770	5612	2680	0,137	0,991	197260
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	Esf	1680	11470	10000	0,146	0,972	2276000
profundidade 0,6 – 0,8 m							
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	Exp	5,19	14,11	1540	0,368	0,920	6,37
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	Exp	8,19	18,47	3420	0,443	0,956	3,42
pH em CaCl <sub>2</sub>	Esf	0,0933	0,3266	5020	0,286	0,968	0,002754
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Exp	0,189	0,715	493	0,264	0,636	0,0351
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Esf	37,1	113,8	3520	0,326	0,949	376
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Exp	3,79	12,92	900	0,293	0,767	13,8
CTC	EPP	169,747	-	-	-	-	-
V%	Esf	109,3	280,7	4263	0,389	0,973	865
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	Esf	2200	18340	7900	0,120	0,992	2480000
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	Exp	754	3400	2860	0,222	0,991	60365
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	Esf	2150	9403	11330	0,229	0,965	1267000

Modelos: Exp= exponencial; Esf= esférico; EPP= efeito pepita puro; C<sub>0</sub>= efeito pepita; C<sub>1</sub>=variância estrutural; A<sub>0</sub>= alcance prático; R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação; SQR = soma de quadrados reduzida.

**Tabela 4.** Modelo e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados das variáveis estudadas para o solo PVA.

Variáveis	Modelo	C <sub>0</sub>	Patamar	A <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> /C <sub>0</sub> +C <sub>1</sub>	R <sup>2</sup>	SQR
profundidade 0,0 – 0,2 m							
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	Esf	40,3	123,7	2140	0,326	0,888	590
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	Esf	6,61	13,23	1188	0,500	0,760	3,5
pH em CaCl <sub>2</sub>	Exp	0,107	0,384	518	0,279	0,830	0,004163
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Esf	0,181	1,095	773	0,165	0,610	0,0713
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	EPP	83,49	-	-	-	-	-
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Exp	5,51	21,12	448	0,261	0,587	29,8
CTC	Exp	127,7	255,5	4380	0,500	0,671	2165
V%	Exp	79,8	297,5	814	0,268	0,887	2580
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	Esf	1333	2667	3560	0,500	0,871	271539
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	Exp	136	478,4	567	0,284	0,804	9087
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	EPP	2376,18	-	-	-	-	-
profundidade 0,6 – 0,8 m							
P (mg. dm <sup>-3</sup> )	EPP	0,99	-	-	-	-	-
MO (g. dm <sup>-3</sup> )	EPP	3,40	-	-	-	-	-
pH em CaCl <sub>2</sub>	Exp	0,044	0,198	392	0,222	0,651	0,002871
K (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	EPP	0,712	-	-	-	-	-
Ca (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	Exp	61,0	189,4	9110	0,322	0,635	1040
Mg (mmol <sub>c</sub> .dm <sup>-3</sup> )	EPP	6,11	-	-	-	-	-
CTC	Esf	188,0	872,6	7225	0,215	0,921	15514
V%	Exp	168,0	485,4	9110	0,346	0,699	4638
Areia (g.kg <sup>-1</sup> )	EPP	4522,13	-	-	-	-	-
Silte (g.kg <sup>-1</sup> )	Exp	213	755	795	0,282	0,815	30445
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	EPP	3530,74	-	-	-	-	-

Modelos: Exp= exponencial; Esf= esférico; EPP= efeito pepita puro; C<sub>0</sub>= efeito pepita; C<sub>1</sub>=variância estrutural; A<sub>0</sub>= alcance prático; R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação; SQR = soma de quadrados reduzida.

O efeito pepita puro, ou seja, semivariograma sem estrutura definida, pode ser justificado pelo fato dessa área estar recebendo adubações desses nutrientes há muito tempo, o que vem corroborar as afirmações de Cambardella *et al.* (1994), de que a dependência espacial fraca ou a ocorrência de estrutura não definida deve-se a variações extrínsecas, causadas pela aplicação de fertilizantes, preparo do solo, outras práticas de cultivo e erosões que já ocorreram. Estes mesmos autores também sugerem que uma variável pode apresentar melhor estrutura espacial com adoção de um espaçamento menor de amostragem, e isto pode ser proposto para trabalhos futuros no solo PVA.

Os modelos ajustados para o solo LV (Tabela 3) foram esféricos para as variáveis MO, Ca, CTC, areia e argila, exponenciais para P, pH, K, Mg, V% e silte na profundidade de 0 – 0,2 m, e esféricos para pH, Ca, V%, areia e argila, exponenciais para P, MO, K, Mg e silte na profundidade de 0,6 – 0,8 m. Para o solo PVA (Tabela 4) os modelos foram esféricos para as variáveis P, MO, K e areia, exponenciais para pH, Mg, CTC, V%, silte, e efeito pepita puro (EPP) para Ca e argila na camada de 0 – 0,2 m, esférico para CTC e exponenciais para pH, Ca, V%, silte, e EPP para as demais variáveis estudadas na camada de 0,6 – 0,8 m. O modelo esférico é o mais utilizado e adaptado para descrever o comportamento de semivariogramas de propriedades de plantas e de solos (Trangmar *et al.*, 1987; Cambardella *et al.*, 1994; Salviano *et al.*, 1998).

Neste trabalho, observou-se que, em geral, as variáveis apresentaram moderado grau de dependência espacial nas duas profundidades para os dois solos estudados, de acordo com os critérios estabelecidos por Cambardella *et al.* (1994). Resultados semelhantes foram obtidos por Pocay (2000), Souza (2001) e Araujo (2002) em que a maioria das variáveis químicas e granulométricas apresentaram um grau moderado de dependência espacial. Entretanto, observaram-se valores pouco mais elevados da relação  $C_0/(C_0+C_1)$  na profundidade de 0 – 0,2 m para ambos os solos, indicando que os solos podem apresentar variabilidade em escalas menores do que a utilizada neste estudo. As variáveis que apresentaram forte dependência espacial foram as granulométricas do solo LV, nas duas profundidades; K, na profundidade de 0 – 0,2 m e CTC, na profundidade de 0,6 – 0,8 m, do solo PVA. Segundo Cambardella *et al.* (1994), a forte dependência espacial das variáveis como textura e mineralogia está associada a variações intrínsecas de propriedades do solo.

Os mapas tridimensionais gerados pela krigagem do solo LV estão apresentados nas Figuras 2 a 4 e para o solo PVA nas Figuras 5 a 7.

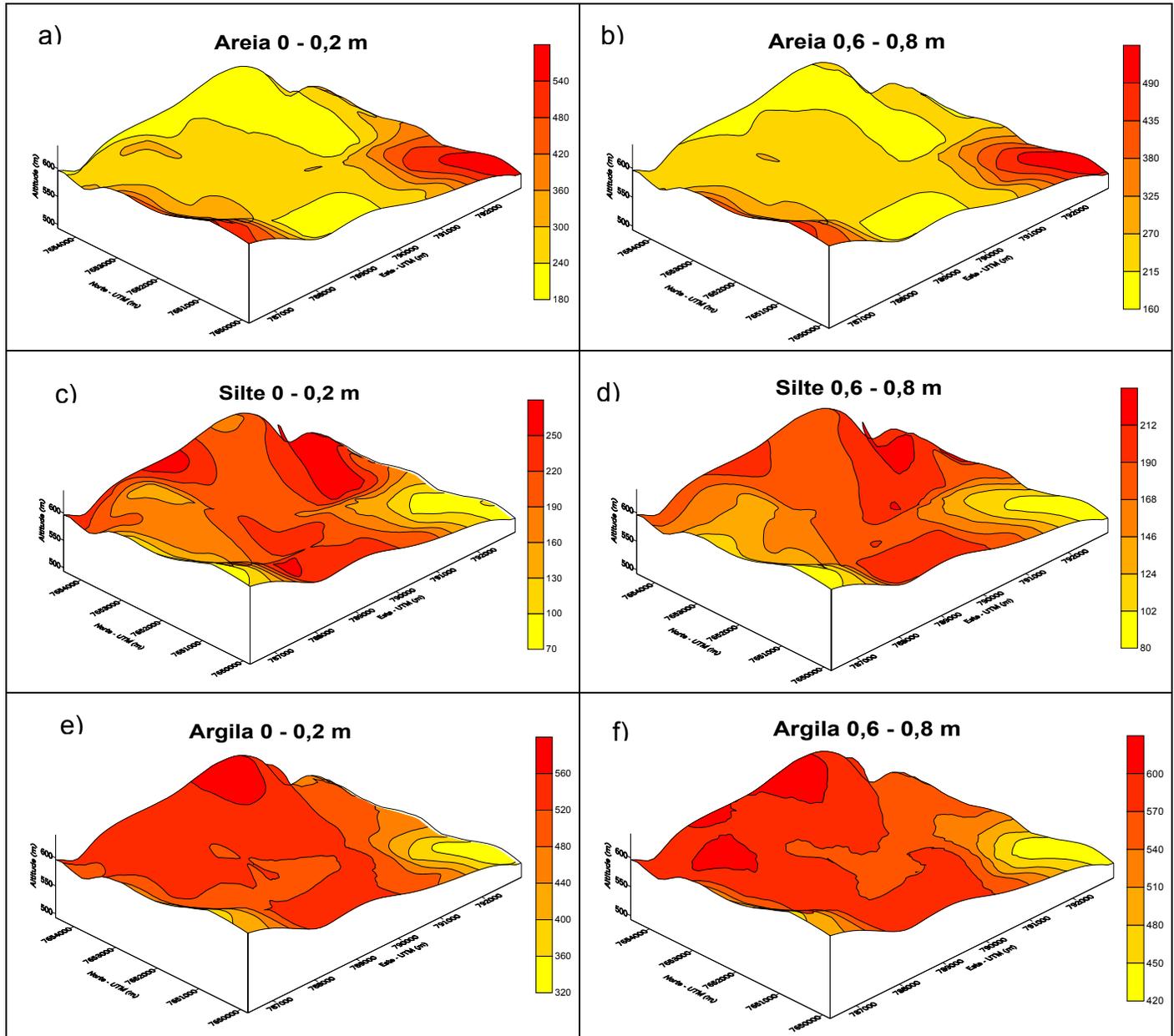
Analisando-se a Figura 2a; 2b; 2c e 2d, nota-se que a areia e o silte estão em maiores teores na camada superficial, e em contrapartida a argila é maior na profundidade de 0,6 – 0,8 m, mas onde o solo é mais argiloso na superfície esta característica permanece nas camadas mais profundas, isto ocorre devido ao movimento de água ao longo do perfil do solo, que carrega as partículas mais finas para camadas mais profundas. Pode-se observar que para a areia e argila existe uma maior continuidade espacial na direção 135°, a qual desaparece em sua extremidade, próximo das margens do rio Mogi-Guaçu. Pode-se atribuir este comportamento ao fluxo superficial da água nas encostas, que carrega as partículas de areia para os locais de baixa altitude, provavelmente devido ao transporte de partículas pela erosão entressulcos. Isto mostra que a distribuição das partículas do solo obedece principalmente aos fatores de formação e evolução do solo. Outra hipótese que pode ser levantada é que nestes locais onde o teor de areia é mais alto, foi verificada a ocorrência de basalto amigdaloidal que possui em sua composição mineralógica quartzo, que pode estar contribuindo com partículas da fração areia. A menor continuidade espacial do silte, pode ser explicada pelo fato desta partícula apresentar alta instabilidade, sendo muito afetada pelo intemperismo. Outra possibilidade são os erros de medição que podem ter ocorrido na análise granulométrica, pois o silte é obtido por diferença, entre areia total e argila.

Para as variáveis químicas do solo LV pode-se observar que os teores na profundidade de 0 – 0,2 m são maiores que na profundidade de 0,6 – 0,8 m (Figuras 3 e 4).

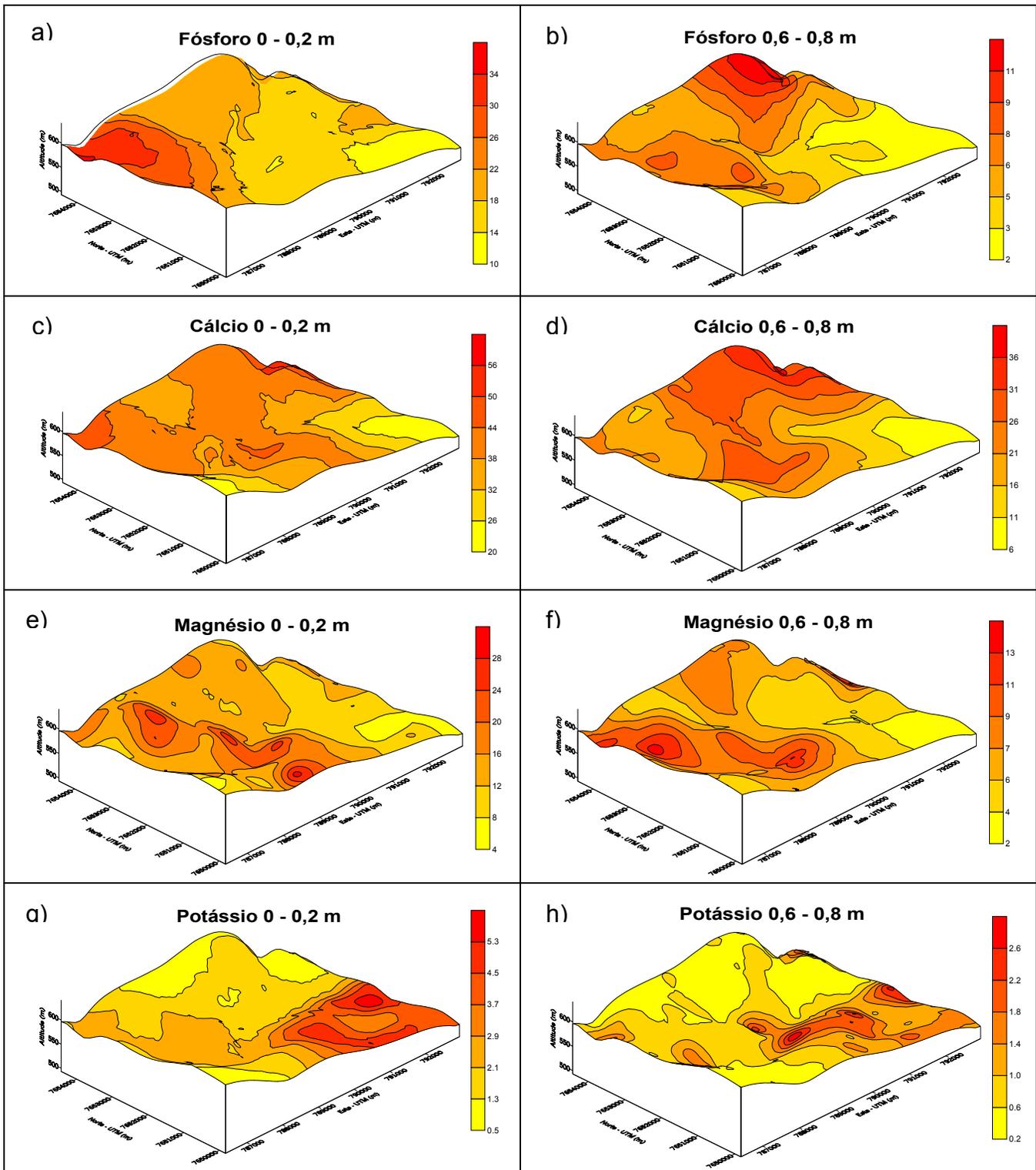
O fósforo (P) apresenta distribuição espacial diferenciada das outras bases do solo, com teores mais baixos em altitudes menores, e é possível observar que na profundidade de 0,6 – 0,8 m os maiores teores coincidem com os locais de maiores teores de argila. Isto pode ser explicado pelo fato de que nas partes com menores altitudes o solo têm cor mais amarela, 2,5 YR 2,5/4, podendo indicar um incremento da Goethita, o qual apresenta maior capacidade de retenção de P do que a Hematita que caracteriza cor mais vermelha do solo, com cor 10R 3/4, nas partes de maiores altitudes. Estas áreas coincidem com maiores teores de P disponível no solo (Figuras 3a e 3b).

O potássio (K) apresenta comportamento diferente, apresentando maiores teores nas áreas com menores altitudes, na profundidade de 0 - 0,2 m (Figura 3g). Um dos fatores que

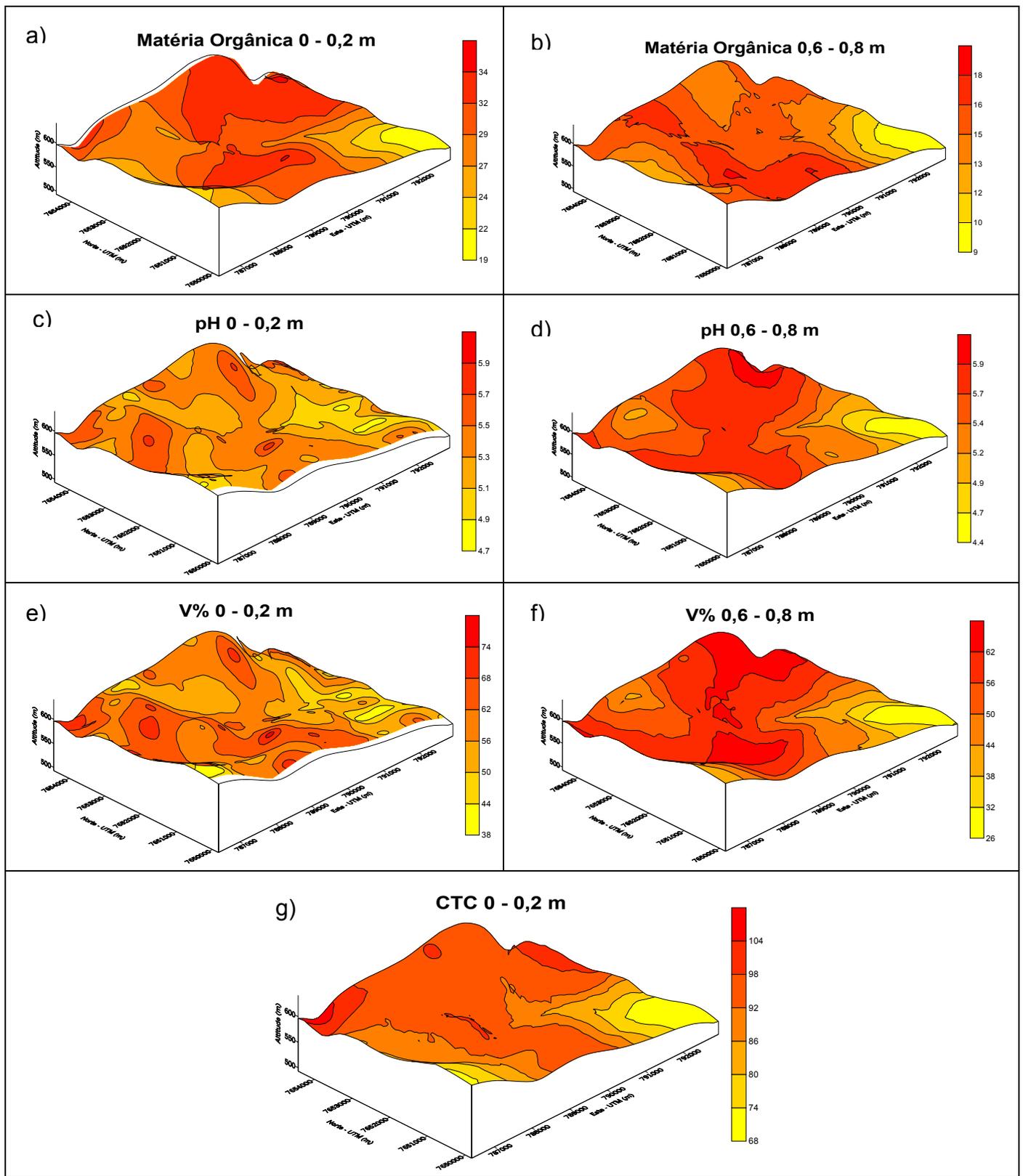
pode estar influenciando é a alta mobilidade deste nutriente no solo, ocorrendo deposição deste nas partes baixas do terreno. Outra possível explicação para este fato pode ser que este nutriente esteja sendo disponibilizado pelo intemperismo de minerais primários, provavelmente feldspato potássico, presentes na fração areia do solo LV.



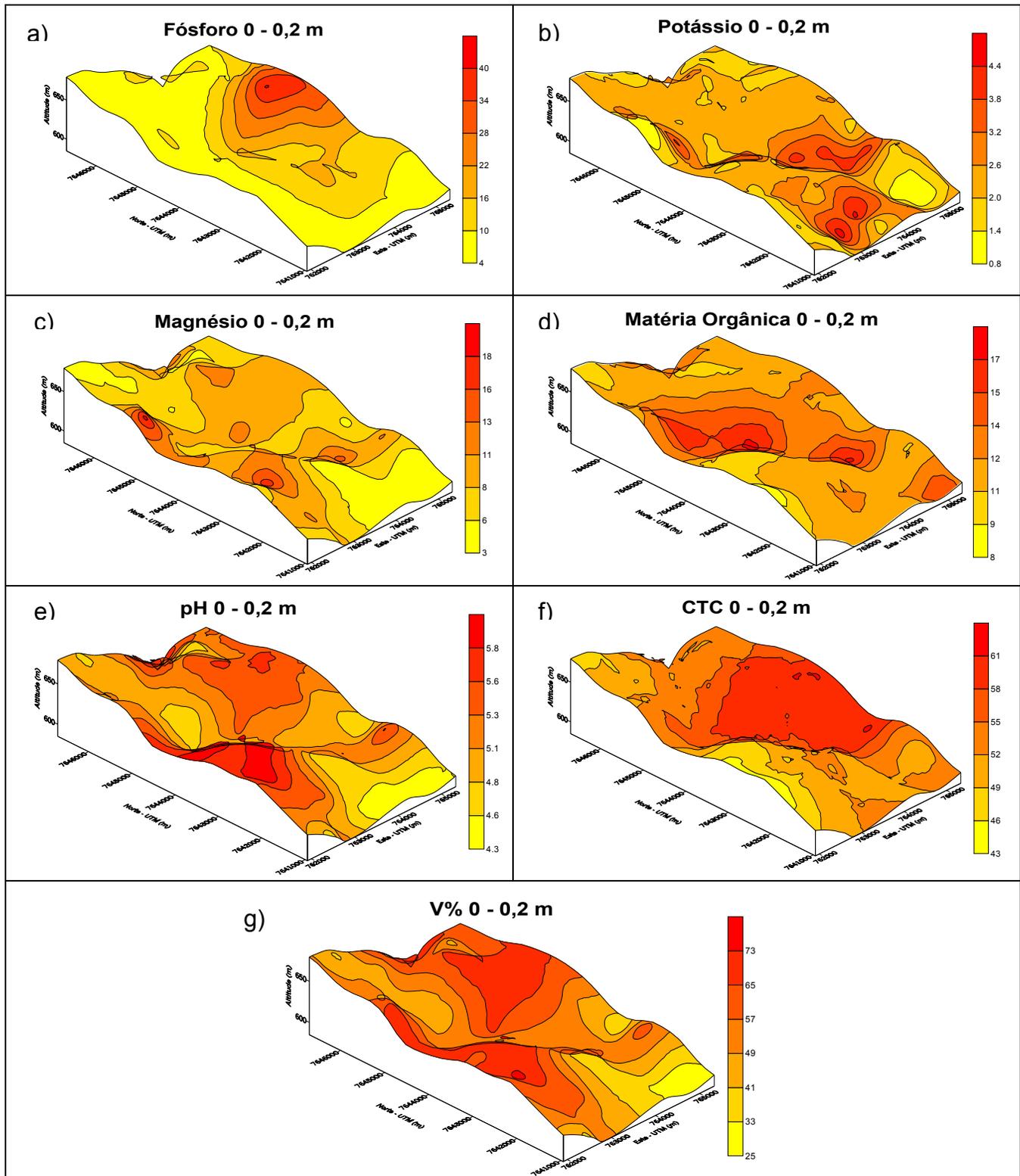
**Figura 2.** Mapas tridimensionais das variáveis físicas interpoladas da área do solo LV, em duas profundidades.



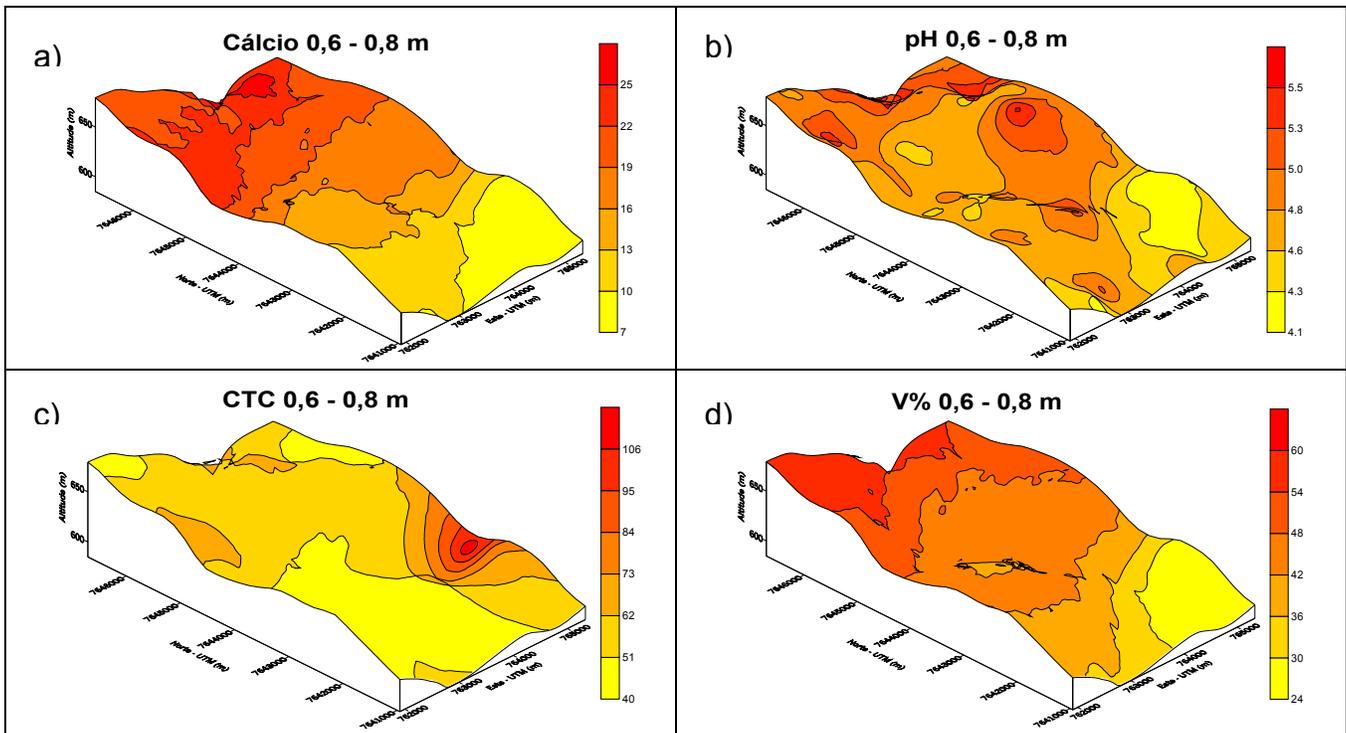
**Figura 3.** Mapas tridimensionais das variáveis químicas interpoladas da área do solo LV, em duas profundidades.



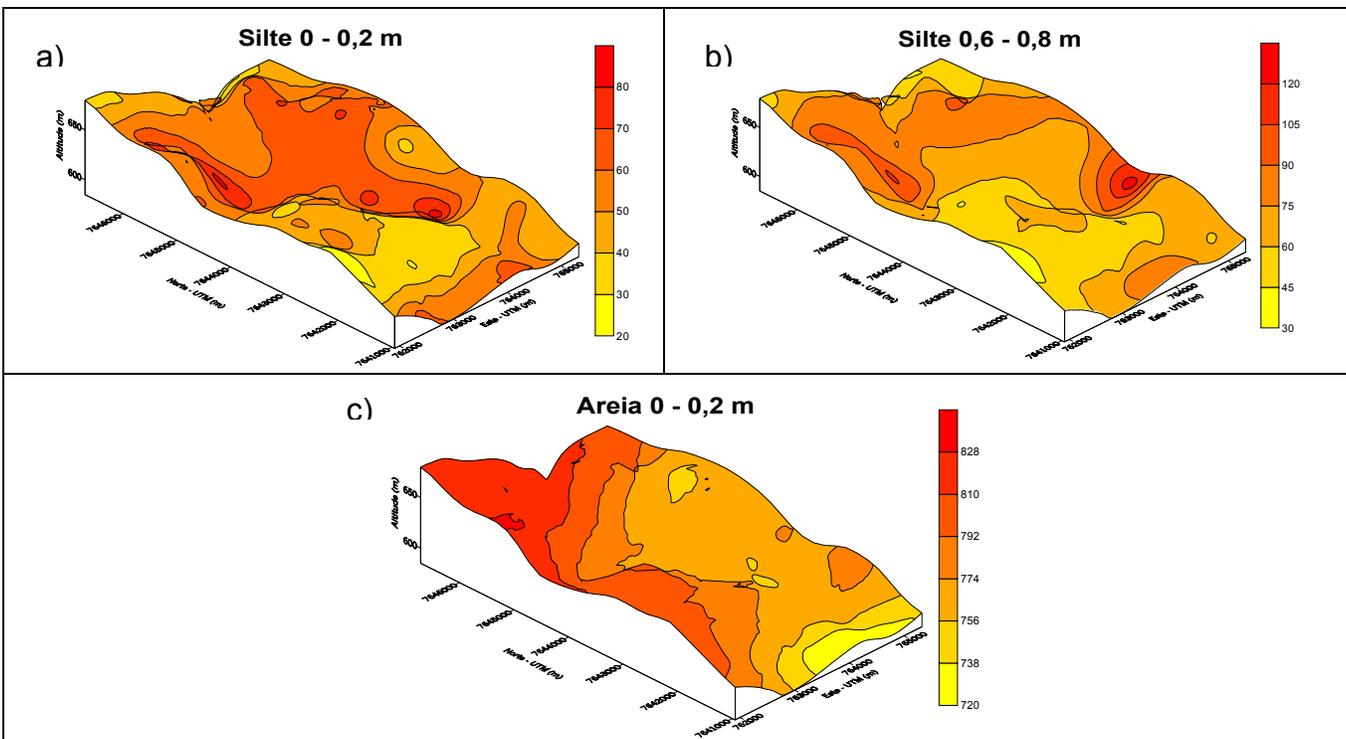
**Figura 3.** Mapas tridimensionais das variáveis químicas interpoladas da área do solo LV, em duas profundidades.



**Figura 5.** Mapas tridimensionais das variáveis químicas interpoladas da área do solo PVA, na profundidade de 0 – 0,2 m.



**Figura 6.** Mapas tridimensionais das variáveis químicas interpoladas da área do solo PVA, na profundidade de 0,6 – 0,8 m.



**Figura 7.** Mapas tridimensionais das variáveis físicas interpoladas da área do solo PVA, em duas profundidades.

A fração areia do solo LV (Figuras 2a e 2b) apresenta-se em altos teores nos locais onde o potássio é encontrado em maior quantidade, e isto ocorre nas duas profundidades estudadas, devido o solo LV estar localizado em uma região de transição entre basaltos e arenitos, onde provavelmente, pode ser encontrado o feldspato potássico.

O cálcio e o magnésio apresentam distribuições espaciais mais descontínuas e diferentes entre camadas para o solo LV nas duas profundidades, ocorrendo os maiores teores nas áreas de maior altitude, onde o solo é mais plano, e a lixiviação de bases reduzida, devido estes nutrientes serem aplicados em maiores quantidades, em relação aos outros, por meio da calagem realizada pelos produtores rurais (Figuras 3e; 3f; 3g e 3h).

Observa-se que o valor médio do teor de MO do solo LV (Figuras 4a e 4b) na camada de 0 – 0,2 m é bem maior que o encontrado para o solo PVA (Figura 5d). Nos locais onde os teores de MO são maiores, o solo é mais argiloso, pois solos com textura argilosa como o LV armazenam melhor a MO, e esta pode estar contribuindo para os maiores valores de CTC, devido o desenvolvimento de cargas. A camada de 0 – 0,2 m é mais afetada pelo processo de mecanização e erosão, o que possivelmente está influenciando na distribuição das propriedades do solo, em diferentes posições do terreno, devido ao arrastamento de partículas do solo que podem estar ocasionando comportamento espacial descontínuo nos teores das propriedades do solo analisadas.

O solo LV tem maior variabilidade espacial de pH na profundidade de 0 – 0,2 m do que na profundidade de 0,6 – 0,8 m, este mesmo resultado foi encontrado por Berg & Klamt (1997a) que concluíram que a maior variância para pH a curtas distâncias (50 m) mostrou-se relacionada à distribuição não homogênea de calcário e à grande variância entre glebas, na quantidade de corretivo utilizada pelos produtores. Em relação à CTC e o V% deste mesmo solo, estas apresentam menor continuidade espacial, provavelmente por serem dependentes dos teores de MO e de bases, ocorrendo com isso, associação da variabilidade espacial do K, Ca, Mg e H+Al. Os maiores valores de CTC do solo LV ocorrem nos locais onde os teores de MO e argila são maiores, porque estas contribuem para o maior desenvolvimento de cargas negativas no solo, e conseqüentemente maior armazenamento de nutrientes. O mesmo comportamento é observado no solo PVA, sendo a CTC e o V% mais baixos, por causa do maior conteúdo de areia. (Figuras 5f; 5g; 6c e 6d). Pode-se observar também, que ocorre maior continuidade espacial para Ca e V% no sentido Este no solo PVA,

principalmente nas encostas, onde o solo é mais raso e está próximo do material de origem, que é um arenito com cimento calcário que durante o intemperismo deste libera Ca para o solo, aumentando assim a saturação por bases (V%).

No geral, as variáveis químicas do solo PVA, apresentaram comportamentos bastante semelhantes às do solo LV, mas é importante observar que os níveis dos nutrientes no solo PVA são baixos em comparação com os do solo LV, devido à menor capacidade de solos arenosos armazenarem os nutrientes.

Em relação às variáveis físicas do solo PVA (Figura 7) há ocorrência dos maiores teores de areia nas maiores altitudes, que apresenta declive mais acentuado, o solo menos intemperizado e material de origem mais próximo da superfície. O mesmo comportamento ocorre nas encostas, com predomínio da partícula silte nas duas profundidades estudadas, tendo maior continuidade espacial no sentido sul, com escoamento superficial, no centro da área onde está encaixada a rede de drenagem.

A variabilidade espacial do solo PVA é bem mais acentuada, a qual é condicionada pelo relevo ondulado, ocorrendo assim, superfícies com comportamento diferenciado, e erosões em sulcos que progridem para voçorocas em alguns locais, devido a não realização do controle conservacionista, como pode ser observado no campo. Salviano et al. (1998) afirmaram que a erosão acelerada do solo é um fator que pode contribuir para aumentar a variabilidade espacial, ou seja, erosões pretéritas podem ter influenciado na atual variabilidade espacial deste solo.

## **2.4 Conclusões**

1. As propriedades do solo estudadas apresentaram dependência espacial, com exceção da CTC na profundidade de 0,6-0,8 m, para o solo LV; e Ca e argila na profundidade de 0-0,2 m, e P, MO, K, Mg, areia e argila na camada de 0,6-0,8 m no solo PVA.
2. O solo PVA apresenta menor continuidade espacial, principalmente na camada de 0,6-0,8 m.
3. O solo LV apresenta zonas mais homogêneas de fertilidade na profundidade de 0 – 0,2 m, sendo o manejo deste solo facilitado.

## 2.5 Referências

- ARAUJO, A.V. **Variabilidade espacial de propriedades químicas e granulométricas do solo na definição de zonas homogêneas de manejo**. 2002. 80f. Dissertação (Mestrado em Agronomia – Ciência do Solo) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual, Jaboticabal.
- BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. **Soils Fert.**, v.34, p.1-15, 1971.
- BERG, M. v. d.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de características de solos na região do Planalto Médio, RS: I. Análise da variância por amostragem aninhada. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v. 21, p. 393-399, 1997 (a).
- BERG, M. v. d.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de características de solos na região do Planalto Médio, RS: II. Análise da semivariância e da variância. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, p. 401-408, 1997 (b).
- BHATTI, A.U.; MULLA, D.J.; FRAZIER, B.E. Estimation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistics and thematic mapper images. **Rem. Sens. Envirom.**, v.37, p.181-191, 1991.
- BURROUGH, P.A.; VAREKAMP, C.; SKIDMORE, A.K. Using Public Domain Geostatistical and GIS Software for Spatial Interpolation. **Photogramm. Eng. & Rem. Sens.** v.62, n.7, p.845-854, 1996.
- 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 Sci. Soc. Am. J.**, v.58, p.1501-1511, 1994
- CLARK, I. **Practical geostatistics**. London, Applied Science, 1979.
- DAY, P.R. Particle fraction and particle fractination and particle-size analysis. In: BLACK, C.A. **Methods of soil analysis**. Madison: American Agronomy, 1965. v.1. p.545-566.

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer for Windows**: Release 6.01. Surface Mapping System. Golden, CO, 1995.

MACEDO, J.R.; OTONNI FILHO, T.B.; MENEGUELLI, N.A. Variabilidade de características físicas, químicas e físico-hídricas em solo Podzólico Vermelho Amarelo de Seropédica, RJ. **Pesq. Agropec. Bras.**, v.33, p.2043-2053, 1998.

OLIVEIRA, J.J.; CHAVES, L.H.G.; QUEIROZ J.E.; LUNA, J.G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.23, p.783-789, 1999.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad en suelos de la depresión del Lago de Valencia. **Agron. Trop.**, v.44, p. 41-65, 1994.

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

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

ROBERTSON, G.P. **GS<sup>+</sup>**: Geostatistics for the environmental sciences. Plainwell: Gamma Design Software. 1998.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade Espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.22, p.115-122, 1998.

SCHLOTZHAUER, S.D.; LITTELL, R.C. **SAS System for elementary statistical analysis**. 2 ed. Cary: SAS Institute Inc, 1997. 456 p.

SOUZA, C.K. **Relação solo-paisagem-erosão e variabilidade espacial de Latossolos em áreas sob cultivo de cana-de-açúcar no município de Jaboticabal (SP)**. 2001. 186f. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Ciência do Solo) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal.

SOUZA, L. **Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo**. 1992. 162f. Tese (Doutorado em Agronomia), Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

SOUZA, L.S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.21, p.367-372, 1997.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Adv. Agron.**, v.38; p.45-93, 1985.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVARES, V.H.; SCHAEFFER, C.E.G.R. **Tópicos em Ciência do Solo**, Viçosa/ Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.

WILDING, L.P.; DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: **Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions**. New York: Elsevier, 1983. p.83-116.

### **CAPÍTULO 3 - VARIABILIDADE ESPACIAL DO POTENCIAL NATURAL DE EROÇÃO, PERDAS DE SOLO E RISCO DE EROÇÃO EM ÁREAS INTENSAMENTE CULTIVADAS NAS REGIÕES DE JABOTICABAL E MONTE ALTO - SP.**

**RESUMO** - Objetivando identificar a variabilidade espacial do potencial natural de erosão, das perdas de solo e do risco de erosão em duas regiões distintas, através de análises geoestatísticas, com o intuito de fornecer subsídios na descrição de padrões de ocorrência de erosão em duas áreas intensamente cultivadas, avaliou-se, a variabilidade espacial do potencial natural de erosão da perda de solo e do risco de erosão. Na região de Monte Alto (SP), num Argissolo Vermelho Amarelo (PVA), sob diferentes manejos, em relevo ondulado, coletaram-se amostras de solo em 88 pontos em duas profundidades (0-0,2 e 0,6-0,8 m) situados em malha irregular de amostragem numa área total de 1465 ha. E na região de Jaboticabal em Latossolo Vermelho (LV) cultivado com cana-de-açúcar em relevo suave ondulado, coletaram-se amostras de solo em 128 pontos na profundidade de 0-0,2 e 0,6-0,8 m, em malha irregular numa área total de 2597 ha. Sendo que para obtenção dos valores das variáveis estudadas foi empregada a EUPS para cada ponto amostrado. Com base nos semivariogramas ajustados, foi feita a estimativa em locais não amostrados, dentro das áreas, utilizando-se a técnica de krigagem. Com isso, pôde ser verificado que o solo PVA apresentou maiores riscos de erosão, devido ao relevo, uso atual e manejo. Para o solo LV os riscos são menos expressivos, com práticas de uso e manejo mais adequadas.

**Palavras-Chave:** geoestatística, EUPS (Equação Universal de Perdas de Solo), conservação do solo.

### 3.1 Introdução

A preocupação com a conservação dos recursos naturais vem se tornando cada vez mais importante, devido à má ocupação do solo e do uso dos recursos ambientais. As práticas de conservação do solo, os métodos de inferir impactos ambientais e as perdas de solo são ferramentas de grande uso no planejamento agroambiental. A utilização de uma propriedade agrícola é, em geral, não planejada, contrariando na maioria das vezes, a sua real capacidade de uso, podendo levar a uma manifestação do processo erosivo do solo em intensidade e velocidade que ultrapassam os limites de tolerância. Com isso, o planejamento do uso das terras, aliado ao planejamento ambiental, tem ocupado lugar de destaque na identificação de riscos potenciais de degradação permanente.

Para a avaliação e predição das perdas de solo a USLE (*Universal Soil Loss Equation*) proposta por Wischmeier & Smith (1978), tem sido o modelo mais utilizado em todo o mundo, a qual engloba um conjunto de fatores naturais e antrópicos. Dentre os fatores naturais destacam-se a erosividade da chuva (R), a erodibilidade do solo (K) e o fator topográfico (LS). Os fatores antrópicos são definidos pelo uso e manejo do solo (C) e práticas conservacionistas (P). Quando se respeita a paisagem natural definida por fatores do meio físico, intervenientes nos processos de erosão, subentende-se que está estabelecida a tendência de ocupação dos solos, podendo determinar os limites potenciais de utilização das terras. Pesquisas consistentes sobre os riscos potenciais de erosão têm sido desenvolvidas por pesquisadores como: Bueno (1994); Castro & Valério Filho (1997); Renschler *et al.* (1999); Nascimento & Lombardi Neto (1999); Nogueira (2000); Bertol & Almeida (2000) e Nyakatawa *et al.* (2001).

Em áreas intensamente cultivadas, sobrepondo-se à variabilidade natural do solo, existem fontes adicionais de variabilidade devido à influência do homem no manejo agrícola. Um destes, é o cultivo de plantas em linhas e a conseqüente aplicação localizada de fertilizantes nas culturas (Beckett & Webster, 1971). No estudo desta variabilidade, pode-se utilizar dois enfoques que diferem, basicamente, na forma em que os dados são analisados. Com os métodos estatísticos convencionais não é possível estudar a dependência espacial das variáveis analisadas, mas a análise exploratória dos dados é uma etapa de fundamental

importância e obrigatória dentro de qualquer estudo geoestatístico. É uma etapa precursora, introduzida para averiguar as propriedades estatísticas e matemáticas dos dados (Burrough *et al.*, 1996). O estudo da variabilidade espacial é importante em áreas onde o solo está submetido a diferentes práticas culturais, indicando alternativas não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção de culturas (Trangmar *et al.*, 1985), mas também para estimar respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo.

Segundo Vieira *et al.* (1983), a obtenção dos semivariogramas constitui-se no primeiro passo da análise geoestatística. Em um extremo, pode não existir associação espacial entre medidas em dois pontos quaisquer, implicando em independência dos dados. No outro extremo, as medidas podem mostrar um alto grau de continuidade entre dois pontos, sendo a medida em um ponto qualquer altamente previsível a partir de pontos vizinhos. A grande maioria dos fenômenos naturais situa-se entre estes extremos, demonstrando alguma variabilidade puramente aleatória, no primeiro caso, ou alguma continuidade espacial no segundo caso (Clark, 1979). O semivariograma pode ser estimado como:

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

Em que,  $\hat{\gamma}(h)$  = semivariância estimada a partir dos dados experimentais; Z são os valores medidos nos pontos  $x_i$  e  $x_i+h$ ;  $Z(x_i)$  = variável regionalizada;  $N(h)$  = é o número de pares de pontos separados por uma distância h (Clark, 1979).

O semivariograma depende da distância h entre x e x+h. Se  $\hat{\gamma}(h)$  depende somente da distância e não da orientação, o semivariograma é denominado isotrópico. Uma outra hipótese da teoria geoestatística é que o semivariograma não depende da posição x, mas sim da natureza e a forma da relação de uma variável regionalizada, entre um ponto e outro qualquer, depende da distância entre estes dois pontos, e não onde os pares de pontos estão localizados dentro da área. A dependência espacial manifesta-se como uma correlação entre as amostras que diminui à medida que a distância entre os pontos amostrais aumenta, e desaparece completamente quando a distância entre os pontos amostrais é suficientemente grande, os quais, neste caso, são considerados estatisticamente independentes (Vieira, 2000).

Um gráfico típico da semivariância  $\hat{\gamma}(h)$  em função da distância  $h$ , cresce com o aumento da distância entre as amostras e, então, varia em torno de um valor constante de semivariância denominado patamar, o qual é representado pela soma dos parâmetros  $C_0$  e  $C_1$  (Clark, 1979). À distância na qual o semivariograma alcança o patamar é denominado de amplitude da influência da amostra, representado por  $a$  e denominado de alcance, e depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior for o intervalo entre as medidas (Trangmar *et al.*, 1985). O patamar do semivariograma é aproximadamente igual à variância dos dados, para dados estacionários. Teoricamente, o semivariograma deve passar pela origem, porque amostragens realizadas exatamente no mesmo local têm os mesmos valores. Entretanto, freqüentemente existe uma semivariância diferente de zero quando a distância tende a zero. Esta semivariância diferente de zero é denominada de efeito pepita ( $C_0$ ) (Clark, 1979). O efeito pepita representa a variabilidade da propriedade em estudo em espaçamentos menores do que o amostrado. Se não existe associação espacial entre as amostras, maior é o efeito pepita, ou seja, a associação é inteiramente ao acaso, e é denominada de efeito pepita puro. Os parâmetros, efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0+C_1$ ) e alcance ( $a$ ), são utilizados nas equações de modelagem dos semivariogramas.

A existência de um modelo de dependência espacial permite estimar os valores dos atributos do solo em locais não amostrados (Goovaerts, 1997), e o método de interpolação comumente utilizado para esta operação é a krigagem. A krigagem usa a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa no modelo do semivariograma ajustado, para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima (Vieira, 2000).

O presente trabalho teve como objetivo estimar a variabilidade espacial do potencial natural de erosão, das perdas de solo e do risco de erosão em duas regiões distintas em termos de classe de solo e cultivo, através de análises geoestatísticas e técnicas de interpolação de dados, com o intuito de fornecer subsídios na descrição de padrões de ocorrência de erosão.

### 3.2 Material e Métodos

Duas áreas de estudo foram selecionadas, uma situada no município de Monte Alto (SP), entre longitudes de 48° 26' e 48° 29' W e latitudes de 21° 15' e 21° 19' S, numa altitude média de 650 m perfazendo 1465 ha, e a outra situada no município de Jaboticabal (SP), entre longitudes 48° 10' e 48° 15' W e latitudes 21° 11' e 21° 14' S, altitude média de 550 m, com área de 2597 ha (Figura 1). O principal solo avaliado na região de Monte Alto é o Argissolo Vermelho-Amarelo eutrófico textura arenosa a média relevo ondulado (PVA), desenvolvidos da alteração dos arenitos da Formação Marília, do Grupo Bauru, inserido no Planalto Ocidental Paulista. O solo avaliado da área de Jaboticabal é o Latossolo Vermelho eutroférico textura argilosa a muito argilosa relevo suave ondulado (LV), desenvolvido do basalto da Formação Serra Geral, Grupo São Bento, inserido nas Cuestas Basálticas.

O clima da região, de acordo com a classificação de Köppen é do tipo é do tipo mesotérmico úmido subtropical de inverno seco (Cwa), com precipitação total de 1400 mm e temperatura média variando de 21,5 a 24,7°C, a vegetação natural original é do tipo floresta latifoliada tropical.

As áreas em estudo são cultivadas, predominantemente, com culturas perenes e semiperenes, sendo que em Monte Alto encontram-se em geral frutíferas, pastagens e cana-de-açúcar, já, em Jaboticabal, a área é totalmente cultivada com cana-de-açúcar.

Foram coletadas amostras de solos, georreferenciadas, em grade irregular, sendo amostrados um total de 88 pontos e 128 pontos, distanciados de 500 m em média, nas profundidades de 0-0,2 e de 0,6-0,8 m. A análise textural foi realizada de forma semelhante ao método proposto por Day (1965). A composição granulométrica da terra fina foi determinada com dispersão em água com NaOH, agitação lenta (16 horas), sedimentação, sendo a argila determinada pelo método da pipeta, a areia foi fracionada por tamisação e o silte calculado por diferença. Para determinação da matéria orgânica, foi utilizado o método de Raij *et al.* (1987).



Para o cálculo das perdas de solo (A) foi utilizada a Equação Universal de Perdas de Solo (EUPS). A EUPS é expressa por:

$$A = R K L S C P \quad (2)$$

Onde: A = perda de solo calculada por unidade de área, ( $t \text{ ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ); R = fator erosividade da chuva ( $\text{MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1}$ ); K = fator erodibilidade do solo ( $t \text{ h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ ); L = fator comprimento do declive; S = fator grau do declive; C = fator uso e manejo; P = fator prática conservacionista.

O fator erosividade (R) foi calculado por um programa “Sistema para o cálculo da erosividade da chuva para o Estado de São Paulo” desenvolvido por Lombardi Neto et al. (2000).

O fator erodibilidade (K) foi determinado como:

$$K = 7,48 \times 10^{-6} M + 4,48059 \times 10^{-3} P - 6,31175 \times 10^{-2} \text{DMP} + 1,039567 \times 10^{-2} R \quad (3)$$

Onde: M=novo silte x (novo silte + nova areia), P=valor da permeabilidade, 1=muito rápida, 2=rápida, 3=moderada, 4=lenta, 5=muito lenta, 6=imperfeitamente drenado; DMP=diâmetro médio ponderado das partículas de solo (mm); R = nova areia x MO/100, de acordo com o método de Denardin, 1990 modificado por Levy (1995).

Para o fator comprimento e grau de declive (LS), Bertoni & Lombardi Neto (1999) estabeleceram a equação:

$$LS = 0,00984 C^{0,63} D^{1,18} \quad (4)$$

Onde: LS = fator topográfico; C = comprimento de rampa (m); D = grau do declive (%). Para a obtenção dos valores de comprimento de rampa e classes de declividade utilizou-se as cartas planialtimétricas na escala 1:50.000. Os valores de comprimento de rampa foram calculados medindo a distância entre o ponto e a rede de drenagem mais próxima de acordo com a tendência da água. A declividade foi obtida por ábaco para cada ponto amostrado, as classes estabelecidas foram: A = 0 – 3%; B = 3 – 6%; C = 6 – 9%; D = 9 – 12%; E = 12 – 18%; F = >18%; para o solo PVA, e A = 0 – 3%; B = 3 – 6%; C = 6 – 12%; D = 12 – 18%; E = >18%; para o solo LV.

O fator C mede o efeito combinado de todas as relações das variáveis de cobertura e manejo. Para a obtenção do valor C, as razões de perdas de solo de cada período foram combinadas com dados relativos à chuva, isto é, em relação à porcentagem de distribuição do índice de erosão (EI) anual determinado para cada ponto. O uso foi estabelecido no

campo no momento da amostragem onde foi observada a cultura atual para cada ponto amostrado (Bertoni & Lombardi Neto, 1999).

Com a utilização da equação definida por Lagrotti (2000), estabeleceu-se o valor de P para o plantio em nível em função da declividade:

$$P = 0,69947 - 0,08911 D + 0,01184 D^2 - 0,000335 D^3 \quad (5)$$

Onde: D é a declividade em %.

O potencial natural de erosão foi calculado pela equação:

$$PNE = R K L S \quad (6)$$

Em que; PNE = (t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup>); R=fator erosividade da chuva (MJ mm ha<sup>-1</sup> h<sup>-1</sup>); K = fator erodibilidade do solo (t h MJ<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup>); L = fator comprimento do declive; S = fator grau do declive; e classificado como:  *muito baixo* (< 250); *baixo* (250 – 500); *moderado* (500 – 750); *alto* (750 – 1000) e *muito alto* (> 1000). As perdas de solo (A) calculadas de acordo com a equação universal foram classificadas como: *muito baixa* (< 10); *baixa* (10 -20); *moderada* (20 – 50); *alta* (50 – 100) e *muito alta* (> 100).

O risco de erosão (RE), que é a razão entre a perda de solo calculada pela perda tolerável para cada tipo de solo. Os limites de perdas de solo toleráveis foram de 6,0 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup> para os Argissolos e de 12,0 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup> para os Latossolos de acordo com limites estabelecidos para solos do Estado de São Paulo por Bertoni & Lombardi Neto (1999). Foram definidas as classes para o Risco de Erosão: *muito baixa* (< 1); *baixa* (1-2); *moderada* (2-5); *alta* (5-10) e *muito alta* (>10), de acordo com Lagrotti (2000).

As estatísticas descritivas foram realizadas pelo programa SAS (Schlotzhauer & Littell, 1997). A análise da dependência espacial foi realizada através do ajuste dos dados ao semivariograma experimental, de acordo com a teoria das variáveis regionalizadas, utilizando-se o programa GS<sup>+</sup> v. 5.03 Beta (Robertson, 1998). E foi usado lags com intervalos não uniformes para os ajustes aos modelos. A seleção dos modelos foi realizada com base no melhor R<sup>2</sup> (coeficiente de determinação) e menor SQR (soma de quadrados reduzida). Após a obtenção dos gráficos de ajuste do modelo do semivariograma, fez-se a interpolação de dados (Kriging), visando definir o padrão espacial das variáveis estudadas, e exportados os arquivos para o programa SURFER v. 6.01 (Golden Software, 1995). Devido aos limites de perda de solo tolerável foi incluída a classe limite de 6,0 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup>, para o solo PVA e de 12,0 t ha<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup>, para o solo LV nas classes dos mapas tridimensionais.

### 3.3 Resultados e Discussão

Os resultados obtidos pela análise estatística descritiva (Tabela 1), demonstram que para todas as variáveis estudadas dos solos PVA e LV o coeficiente de variação (CV) foi alto, de acordo com a classificação proposta por Wilding & Drees (1983), mas no solo PVA o valor foi maior, com CV de até 203,5% para A e RE, em contrapartida a área de LV apresentou CV em média de 86,4%, nas duas variáveis. Resultados semelhantes foram encontrados por Souza (2001) que estudou Latossolo Vermelho em duas formas de relevo cultivado com cana-de-açúcar, na mesma região, e obteve CV de 77% para PNE e A. Este comportamento mostra que tanto a perda de solo (A) quanto o RE apresentaram grande variabilidades dos dados, e que o CV do PNE é mais baixo em comparação à A e ao RE para os dois solos estudados, provavelmente devido aos fatores de cobertura e práticas de manejo que podem provocar aumento na variação dos dados. Deve-se considerar também que na área do solo PVA, há grande diversidade de espécies cultivadas, como frutíferas (citrus, manga e goiaba), pastagens degradadas e cana-de-açúcar, e formas diferenciadas de manejo, sendo que na área do solo LV é cultivada com cana-de-açúcar em toda sua extensão.

**Tabela 1.** Valores da estatística descritiva do Potencial Natural de Erosão (PNE), da Perda de solo (A) ambos em  $t\ ha^{-1}\ ano^{-1}$  e do Risco de Erosão (RE) para os dois solos estudados.

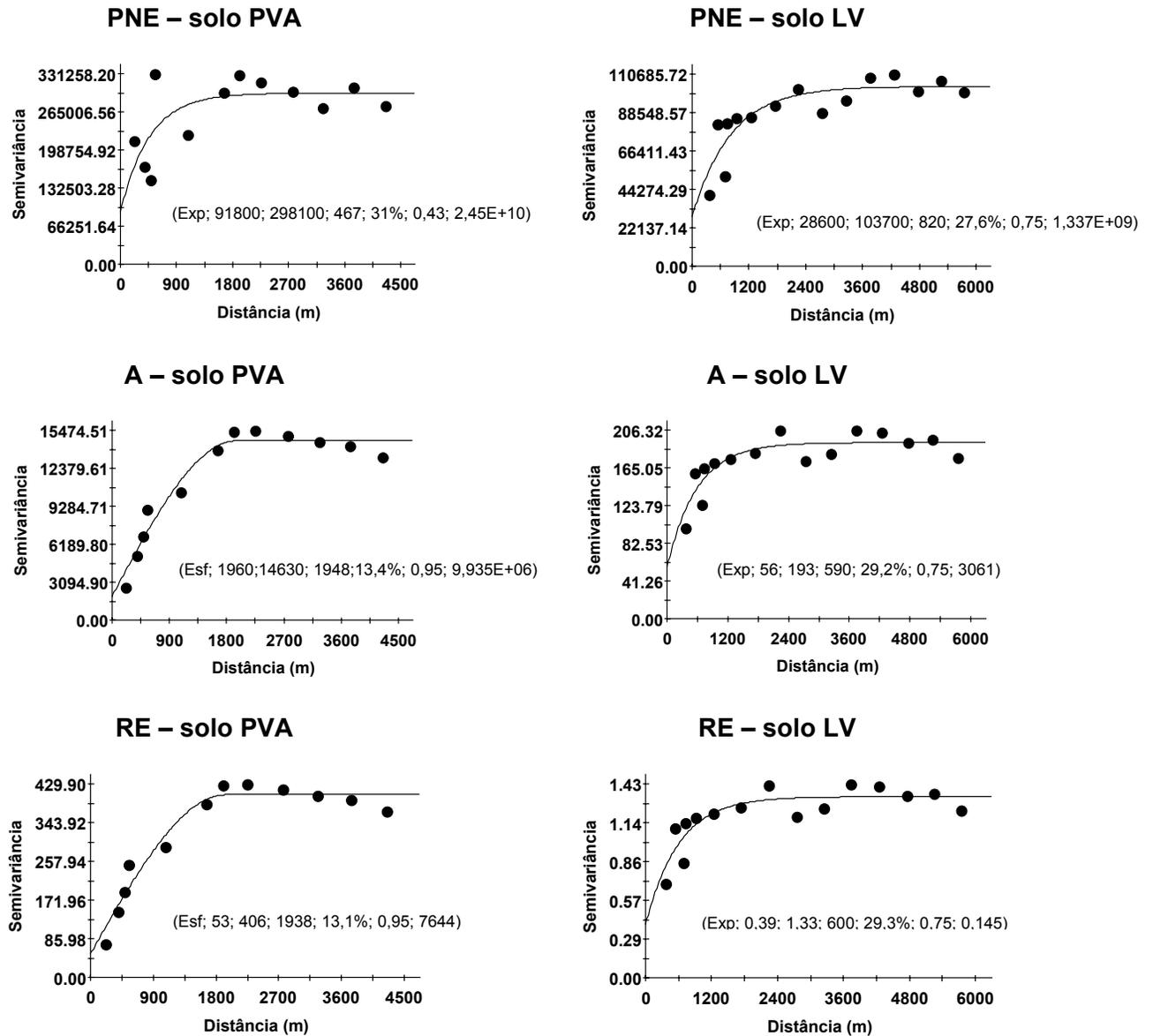
Variáveis	Média	Mediana	Desvio Padrão	Assimetria <sup>1</sup>	Curtose <sup>1</sup>	C.V. (%)
PVA						
PNE	652,07	526,00	518,83	2,14	6,57	79,57
A	59,50	18,60	121,09	4,34	22,41	203,51
RE	9,92	3,10	20,18	4,34	22,41	203,53
LV						
PNE	413,45	339,50	311,24	1,79	4,68	75,28
A	15,76	11,80	13,65	1,91	4,60	86,61
RE	1,31	1,00	1,13	1,90	4,57	86,21

<sup>1</sup> Assimetria e Curtose são coeficientes com valores adimensionais.

Os coeficientes de assimetria e curtose estimados são bem distantes dos valores da distribuição normal (zero). A ocorrência de valores assimétricos para todas as variáveis estudadas nos dois solos, pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central são dominadas por valores atípicos na distribuição. Apenas as variáveis PNE e A do solo PVA e A do solo LV apresentaram distribuição lognormal. Salviano *et al.* (1998) afirmaram que, para a maioria das variáveis químicas estudadas, não há ajuste a uma distribuição normal, principalmente na camada superficial, pois esta camada é a mais afetada pelo processo de mecanização, manejo das culturas e erosão.

Os semivariogramas isotrópicos estimados para as variáveis estudadas encontram-se na Figura 2. Todas as variáveis estudadas apresentaram dependência espacial para os dois solos. Os semivariogramas do solo PVA ajustaram-se aos modelos exponencial para a variável PNE, e esférico para A e RE. Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) foram 0,43; 0,95 e 0,95, respectivamente, para as variáveis PNE, A e RE. Para o solo LV todas as variáveis ajustaram-se ao modelo exponencial e tiveram  $R^2$  iguais a 0,75. Os ajustes aos modelos esférico e exponencial estão de acordo com resultados de várias pesquisas que indicam o modelo esférico como o de maior ocorrência para as variáveis do solo (Salviano *et al.*, 1998; Souza, 2001). As variáveis estudadas apresentaram diferentes alcances para os dois solos, e não foi possível estabelecer um valor único de alcance para estas variáveis na escala empregada.

A relação entre efeito pepita ( $C_0$ ), que é a variabilidade não explicada, e o patamar do semivariograma ( $C_0+C_1$ ) pode indicar o grau de dependência espacial das variáveis em estudo (Trangmar *et al.*, 1985). Para analisar o grau de dependência espacial Cambardella *et al.* (1994) estabeleceram uma classificação, sendo que para uma relação menor que 25% a dependência espacial é considerada forte, entre 25% e 75% média, e maior que 75% fraca. A partir disto, foi identificado que o solo PVA mostrou dependência espacial moderada (PNE) e forte (A e RE), e o solo LV apresentou moderada dependência espacial para todas as variáveis estudadas. Contudo, é importante ressaltar que todos os valores da relação estão próximos de 25%, ou seja, estão bem próximos da dependência forte.



**Figura 2.** Semivariogramas isotrópicos para a área estudada do solo PVA e do solo LV. (entre parênteses; modelo (Exp = exponencial; Esf = esférico); variância pepita; patamar; alcance; relação  $(C_0/(C_0+C_1))$  em %;  $R^2$  = coeficiente de determinação; SQR = soma de quadrados reduzida).

Como as variáveis estudadas são conseqüências de combinações das variáveis do solo, cultura, manejo e fatores climáticos (erosividade da chuva), essa forte dependência espacial está associada a variações intrínsecas do conjunto de características do solo, principalmente as características ligadas à suscetibilidade à erosão, tais como, textura, permeabilidade e estrutura, enquanto as que apresentam fraca dependência espacial são influenciadas por propriedades extrínsecas, tais como: aplicações de fertilizantes e cultivo (Cambardella *et al.*, 1994).

Quando se analisa a variância da estimativa, Vieira (2000) afirmou que esta pode ser comparada com a variância dos dados medidos. Assim, quanto menor for o efeito pepita do semivariograma, menor será a variância da estimativa. Mais precisamente, quanto maior for a diferença do efeito pepita em relação ao patamar do semivariograma, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância estimada ou maior a confiança que se pode ter na estimativa. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (Isaaks e Srivastava, 1989), mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala, não captada pela escala de amostragem. Considerando-se a semivariância estimada das variáveis, ou seja, os valores dos patamares, pode-se notar que para todas as variáveis estudadas do solo PVA apresentou os maiores valores (Figura 2). Isto demonstra que a variabilidade espacial deste solo é maior do que no solo LV, o que é corroborado com os diferentes fatores de formação dos solos, materiais de origem, tempo de exposição dos materiais de origem, relevo, os quais podem influenciar o processo de erosão.

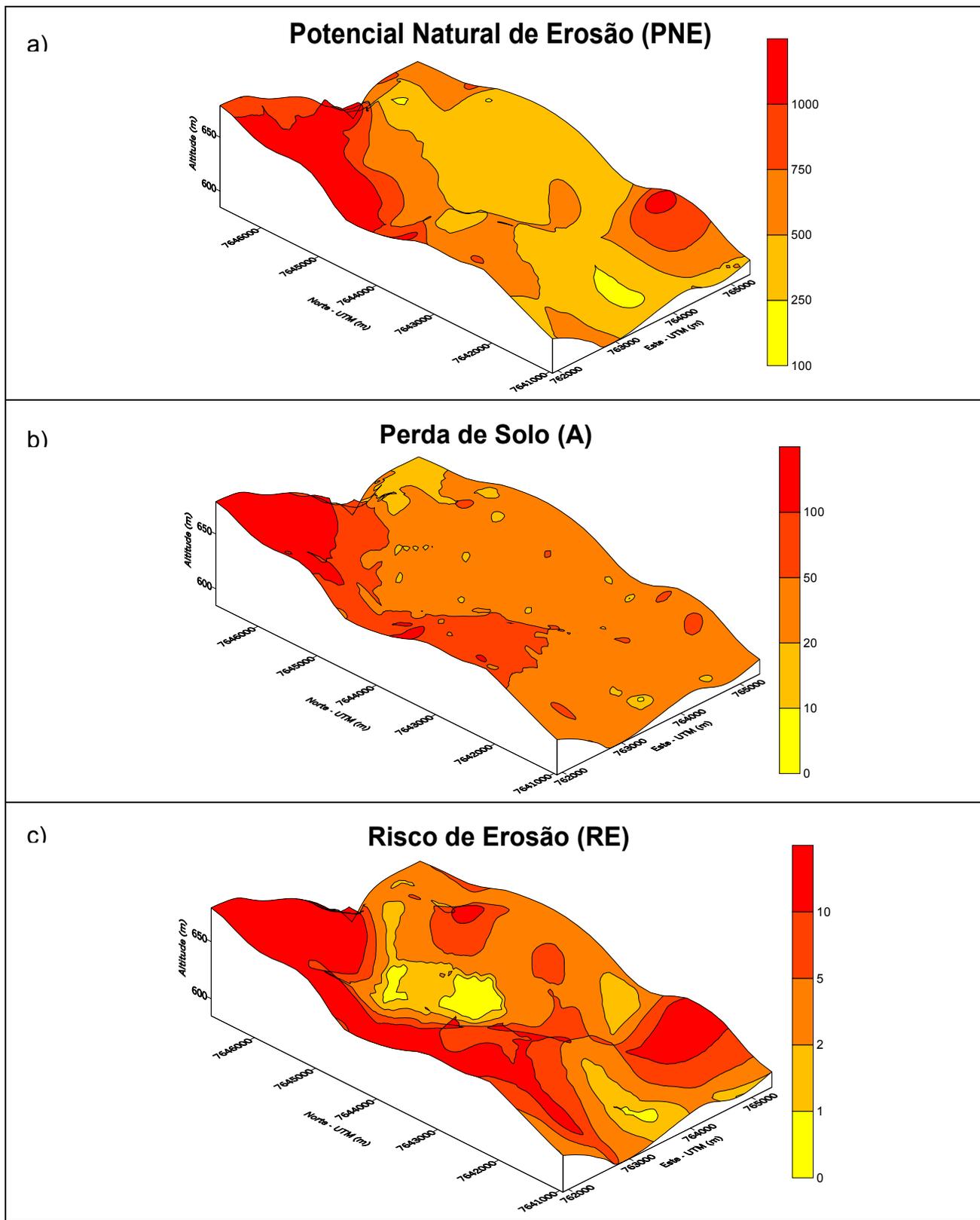
O padrão da variabilidade espacial das variáveis estudadas é apresentada nos mapas tridimensionais de distribuição espacial nas (Figuras 3 e 4). Analisando a porcentagem de ocorrência dos pontos amostrados do solo PVA (Tabela 2) é possível observar que o PNE ocorre em 46,6% dos pontos amostrados na classe muito baixa e baixa, e alto e muito alto em 34% dos pontos amostrados, sendo que estes valores estão localizados nas glebas com altitude acima de 600 m (Figura 3a). Isto permite inferir que o PNE deste solo está sendo mais influenciado pelo fator topográfico. Avaliando-se A observa-se que em 52,3% dos pontos amostrados as perdas são classificadas como muito baixas e baixas, e em 28,4% dos pontos amostrados em altas perdas. Entretanto, quando se fez a estimativa em locais não amostrados, empregando a krigagem, observou-se que uma área considerável apresenta

moderada perda de solo (20 a 50 t ha<sup>-1</sup>ano<sup>-1</sup>)(Figura 3b). Quanto a variável RE, em 37,5% dos pontos amostrados o risco é alto e muito alto. No mapa tridimensional pode-se identificar áreas consideráveis com possíveis ocorrências de risco de erosão muito alto (Figura 3c). Assim, há um indício que os atuais usos do solo, ou seja, as culturas e/ou as práticas de manejo estão contribuindo para o aumento das perdas de solo, e estas representam alto risco de erosão para este tipo de solo, pois estão acima dos limites toleráveis. Salviano *et al.* (1998) afirmam que a erosão acelerada do solo é um fator que pode contribuir para aumentar a variabilidade espacial, ou seja, erosões pretéritas podem ter influenciado na atual variabilidade espacial deste solo. Resultados semelhantes foram encontrados por Lagrotti (2000), indicando que solos PVA têm alto RE, e que nas suas áreas de ocorrência prevalecem condições críticas para o controle da erosão, as quais são geralmente representadas por relevos mais movimentados com utilização inadequada. Assim, para as glebas com altos riscos de erosão, deve ser feito um planejamento conservacionista, objetivando reduzir os problemas apresentados por estas áreas.

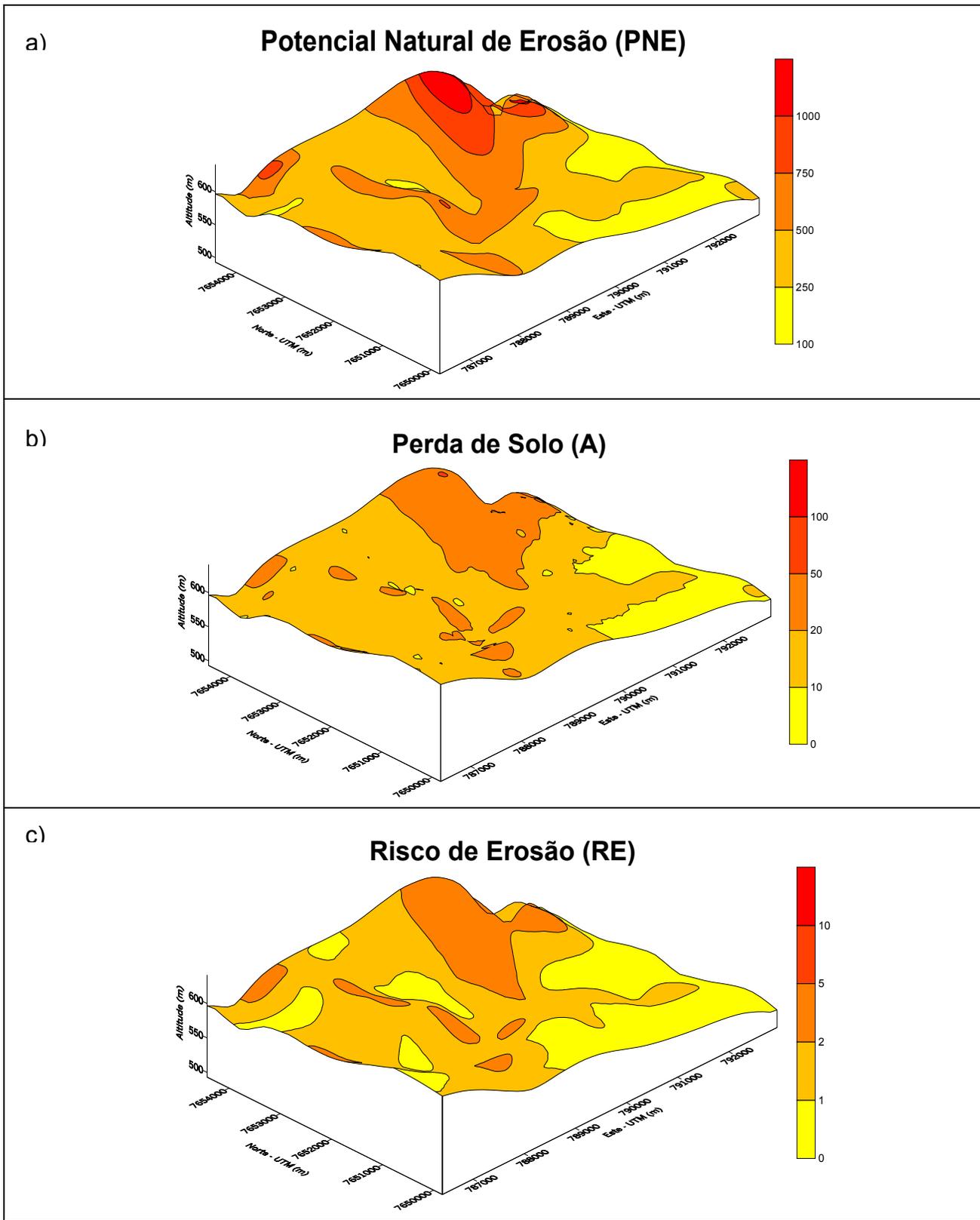
**Tabela 2.** Percentagem de ocorrência dos valores do Potencial Natural de Erosão (PNE), da Perda de solo (A) e do Risco de Erosão (RE), para os dois solos estudados.

PNE	PVA		A	LV		RE	LV	
	%			%			%	
< 250	23,9	36,7	< 10	39,8	44,5	< 1	21,6	51,6
250 a 500	22,7	28,9	10 a 20	12,5	30,5	1 a 2	20,5	32,0
500 a 750	19,3	25,0	20 a 50	19,3	21,9	2 a 5	20,5	14,8
750 a 1000	17,0	3,9	50 a 100	13,6	3,1	5 a 10	13,6	1,6
> 1000	17,0	5,5	> 100	14,8	0,0	> 10	23,9	0,0

Avaliando-se a percentagem de ocorrência dos pontos amostrados (Tabela 2) e os mapas das mesmas variáveis calculadas para o solo LV (Figura 4), observa-se que o comportamento deste solo é diferente do solo PVA. O PNE apresenta-se alto e muito alto apenas em 9,4% dos pontos amostrados, os quais são os locais de maiores declividades (Figura 4a). A perda de solo apresenta-se baixa e muito baixa em 75% dos pontos amostrados. O RE é baixo e muito baixo em 83,6% dos pontos amostrados, e não foi verificada a ocorrência de pontos na classe muito alta, tanto para A quanto para o RE (Figuras 4b e 4c).



**Figura 3.** Mapas tridimensionais das variáveis estudadas da área do solo PVA (PNE e A são expressos em  $t\ ha^{-1}\ ano^{-1}$ , e RE é adimensional).



**Figura 4.** Mapas tridimensionais das variáveis estudadas da área do solo LV (PNE e A são expressos em  $t\ ha^{-1}\ ano^{-1}$ , e RE é adimensional).

Os valores altos da variável PNE ocorreram em pequena parte da área, apresentando-se com maior expressão na classe baixa, o mesmo comportamento ocorreu com as variáveis A e o RE ocorrendo em toda área com valores nas classes moderadas ou baixas e muito baixas. Isso indica que para o solo LV o uso atual está com menores riscos de perdas de solo, isto é, a cana-de-açúcar está sendo manejada de maneira mais adequada, pois a área apresenta relevo mais suave que o do solo PVA, uma vez que o solo LV tolera maiores perdas de solo por ano. Nos locais em que os problemas de erosão do LV são maiores, estes podem ser solucionados com mudanças de manejo ou com introdução de práticas conservacionistas mais simples.

### 3.4 Conclusões

1. Todas as variáveis estudadas apresentaram dependência espacial.
2. Na área de Argissolo (PVA) possuem glebas com PNE, A e RE altos, que são mais expressivas devido ao relevo, uso atual e manejo do solo.
3. Na área com Latossolo (LV), o PNE, a perda de solo e o RE são menos expressivos, devido à utilização de práticas de manejo e uso atual mais adequados.

### 3.5 Referências

BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. **Soils Fert.**, Farnham Royal, v.34, p.1-15, 1971.

BERTOL, I.; ALMEIDA, J.A. Tolerância de perda de solo por erosão para os principais solos do Estado de Santa Catarina. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.24, p.657-668, 2000.

BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F. **Conservação do Solo**. 4.ed. São Paulo: ícone, 1999. 355p.

BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F.; BENATTI JR., R. **Equação de perdas de solo**. Campinas: Instituto Agrônomo, 1975. 25p. (Boletim Técnico, 21).

BUENO, C.R.P. **Zoneamento da susceptibilidade à erosão dos solos da alta e média bacia do Rio Jacaré-Pepira (SP) com vistas ao planejamento ambiental.** 1994. 137f. Tese (Doutorado em Geociências e Meio Ambiente) – Instituto de Geociências e Ciências Exatas, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro.

BURROUGH, P.A.; VAREKAMP, C.; SKIDMORE, A.K. Using Public Domain Geostatistical and GIS Software for Spatial Interpolation. **Photogramm. Eng. Rem. Sens.**, v.62, n.7, p.845-854, 1996.

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 Sci. Soc. Am. J.**, v.58, p.1501-1511, 1994

CASTRO, A.G.; VALÉRIO FILHO, M. Simulação da expectativa de perdas de solo em microbacia sob diferentes manejos florestais. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v. 21, p.419-426, 1997.

CLARK, I. **Practical geostatistics.** London: Applied Scienc., 1979.

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

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer for Windows:** Realease 6.01, Surface Mapping System. Golden, CO, 1995.

GOOVAERTS, P. Geostatistics for natural resources evaluation. New York: Oxford University Press, 1997.

LAGROTTI, C.A.A. **Planejamento agroambiental do município de Santo Antônio do Jardim – SP: estudo de caso na microbacia hidrográfica do córrego do Jardim.** 2000. 115f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade de Campinas, Campinas.

LEVY, M. do C.T.C. **Avaliação da suscetibilidade das terras de Piracicaba por comparação de cenários**. 1995, 120f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

LOMBARDI NETO, F.; PRUSKI, F.F.; TEIXEIRA, A. de F. **Sistema para o Cálculo da Erosividade da Chuva para o Estado de São Paulo**. Viçosa, 2000. 1 CD-Rom.

NASCIMENTO, P.C.; LOMBARDI NETO, F. Razão de perdas de solo sob cultivo de três leguminosas. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v. 23, p.121-125, 1999.

NOGUEIRA, F.P. **Uso agrícola sustentado das terras do município de Vera Cruz, SP: Proposta Metodológica**. 2000, 84f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Instituto de Geociências e Ciências Exatas, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro.

NYAKATAWA, E.Z.; REDDY, K.C.; LEMUNYONJ. L. Predicting soil erosion in conservation tillage cotton production systems using the revised universal soil loss equation (RUSLE). **Soil & Tillage Research**, v.57, p.213-224, 2001.

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

RENSCHLER, C. S.; MANAERTS, C.; DIEKKRÜGER, B. Evaluating spatial and temporal variability in soil erosion risk – rainfall erosivity and soil loss ratios in Andalusia, Spain. **Catena**, v.34, p.209-225, 1999.

ROBERTSON, G.P. **GS<sup>+</sup>**: Geostatistics for the environmental sciences. Plainwell: Gamma Design Software. 1998.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R. SPAROVEK, G. Variabilidade Espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, v.22, p.115-122, 1998.

SCHLOTZHAUER, S.D.; LITTELL, R.C. **SAS System for elementary statistical analysis**. 2 ed. Cary: SAS Institute Inc, 1997. 456 p.

SOUZA, C.K. **Relação solo-paisagem-erosão e variabilidade espacial de Latossolos em áreas sob cultivo de cana-de-açúcar no município de Jaboticabal (SP)**. 2001. 186f. Dissertação (Mestrado em Agronomia – Ciência do Solo) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Adv. Agron.**, v. 38; p. 45-93, 1985.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVARES, V.H.; SCHAEFFER, C.E.G.R. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.

VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geoestatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, n.3, v.51, p.1-75, 1983.

WILDING, L.P.; DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: **Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions**. New York: Elsevier, 1983. p.83-116.

WISCHMEIER, W.H.; SMITH, D.D. **Predicting rainfall erosion losses: a guide to conservation planning**. Washington: Department of Agriculture, 1978. 58p. (Agriculture Handbook, 537).

## **CAPÍTULO 4 – IMPLICAÇÕES**

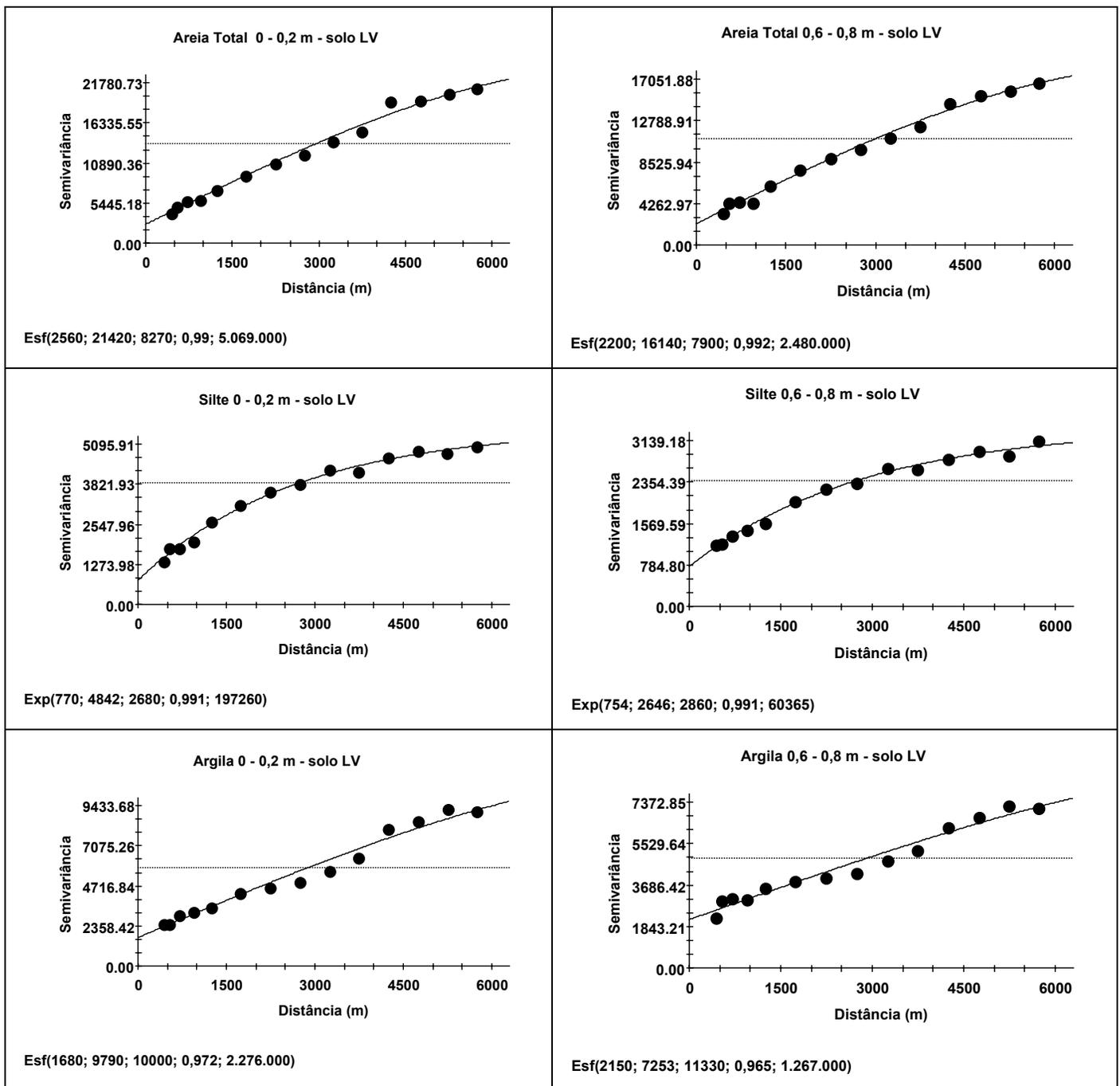
Com os resultados obtidos verificou-se que a metodologia empregada foi adequada e atingiu os objetivos propostos. Ao caracterizar as áreas estudadas, foi possível verificar que esta metodologia pode ser utilizada para outras áreas com o intuito de contribuir com o planejamento ambiental.

A área localizada no município de Monte Alto pelos resultados obtidos, apresentou problemas na fertilidade do solo e altos riscos de erosão. Com isso, pode-se propor algumas práticas para a redução destes problemas encontrados. Em primeiro lugar, com riscos de erosão altos, é recomendável que se altere o uso do solo ou pode-se melhorar a distribuição das culturas, usando aquelas que promovem melhoria do fator cobertura do solo, associando práticas conservacionistas com maior proteção contra chuvas que promovem muita erosão, sem afetar a aptidão econômica da região. Em relação à fertilidade do solo, esta pode ser corrigida, fazendo-se uso de culturas de cobertura, para aumentar o teor de matéria orgânica do solo, e aplicar os corretivos e fertilizantes em doses baixas, mas com maior frequência durante o ano todo.

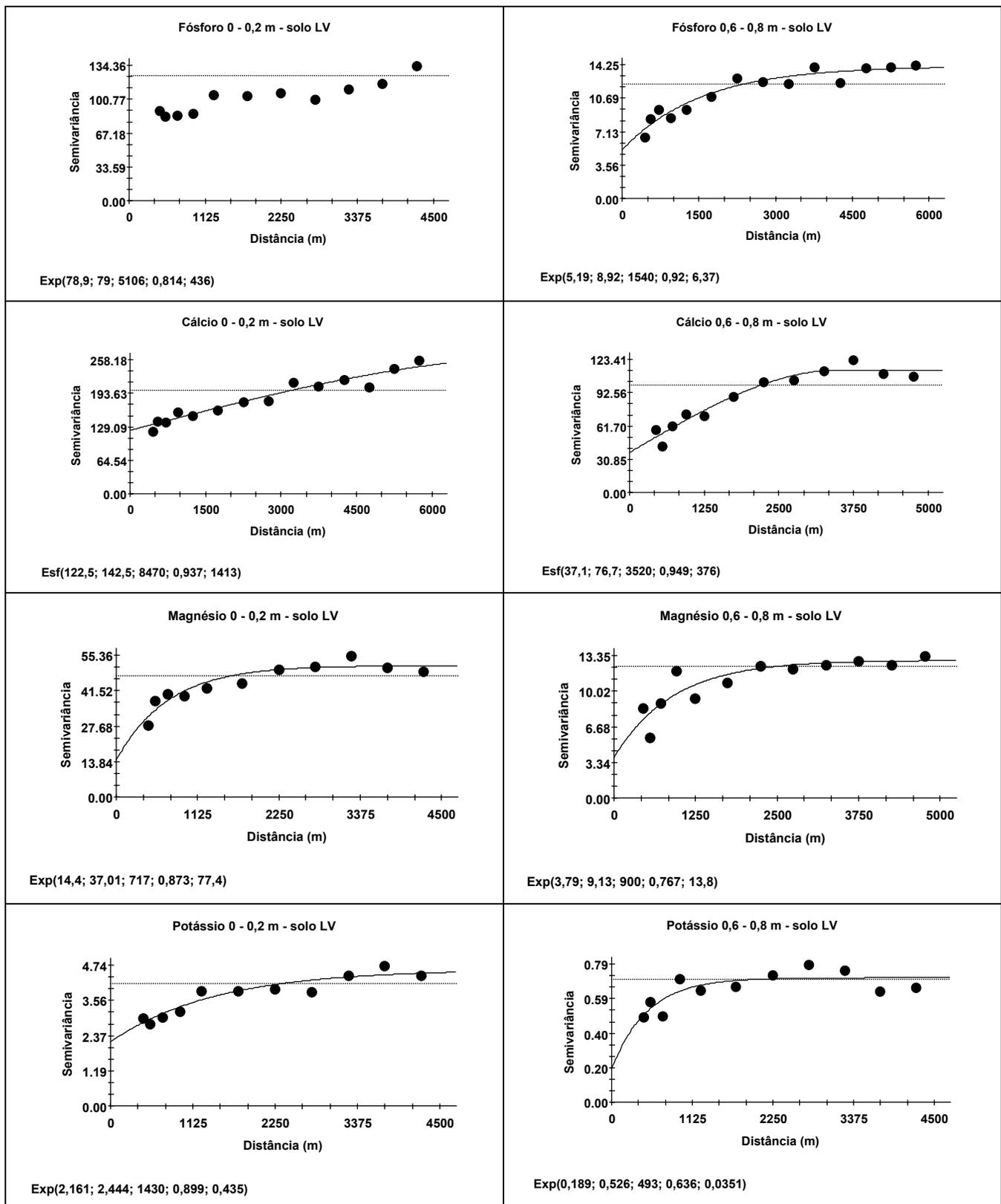
Para a área de estudo no município de Jaboticabal, a correção das áreas com problemas, pode-se utilizar a intensificação do uso de práticas conservacionistas, tais como, reduzir o comprimento de rampa, fazer cultivo mínimo, utilizar máquinas e equipamento mais leves, que promovam redução da pulverização superficial do solo e reduza a compactação do solo. Apesar disto, devemos considerar que o monocultivo traz outros problemas ambientais, bem como problemas sociais, no entanto, o ideal nem sempre pode ser atingido.

Neste trabalho constatou-se a importância de estudos desta natureza em outras regiões, para que se possa utilizar os recursos naturais de forma sustentável.

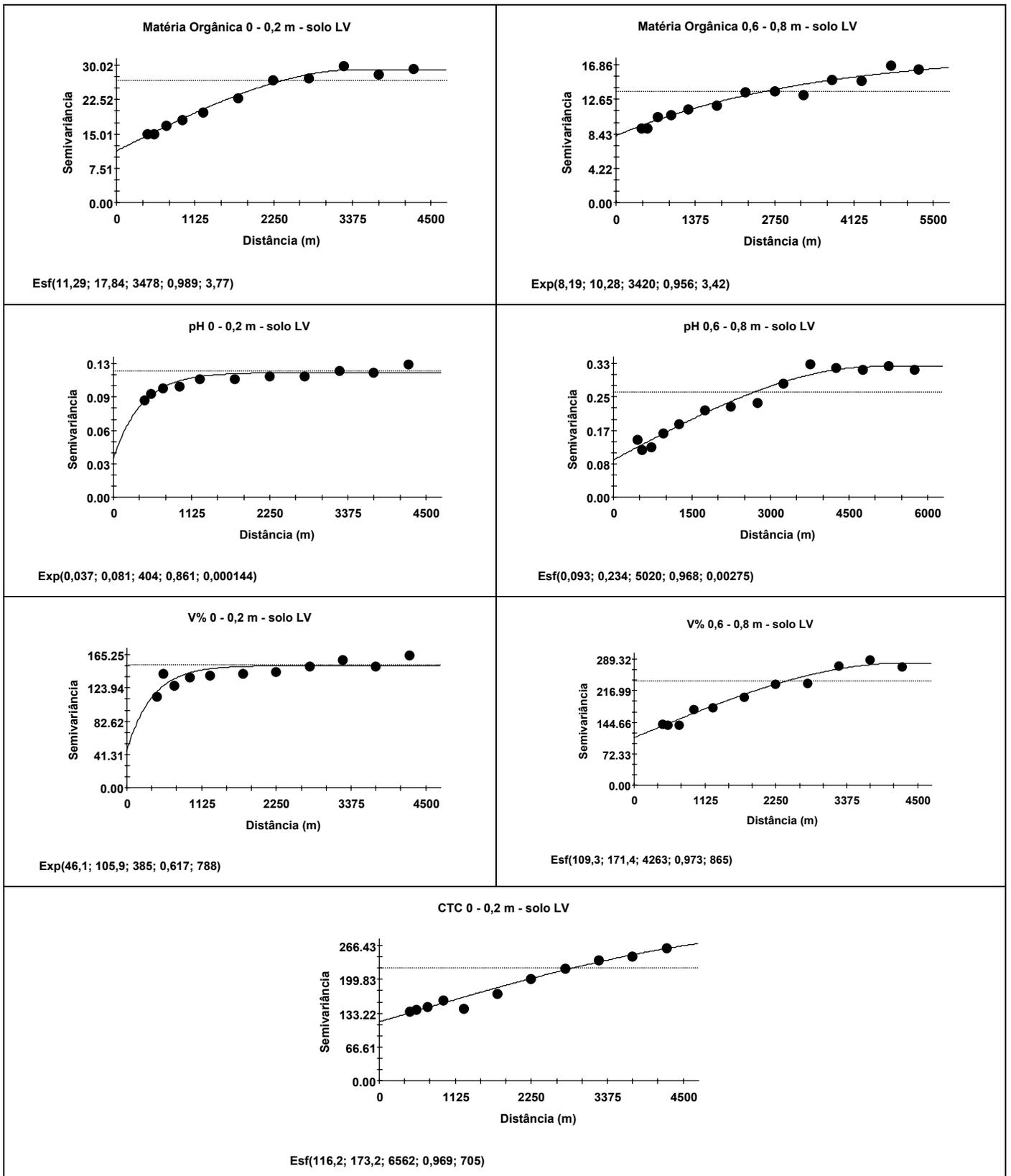
## **APÊNDICES**



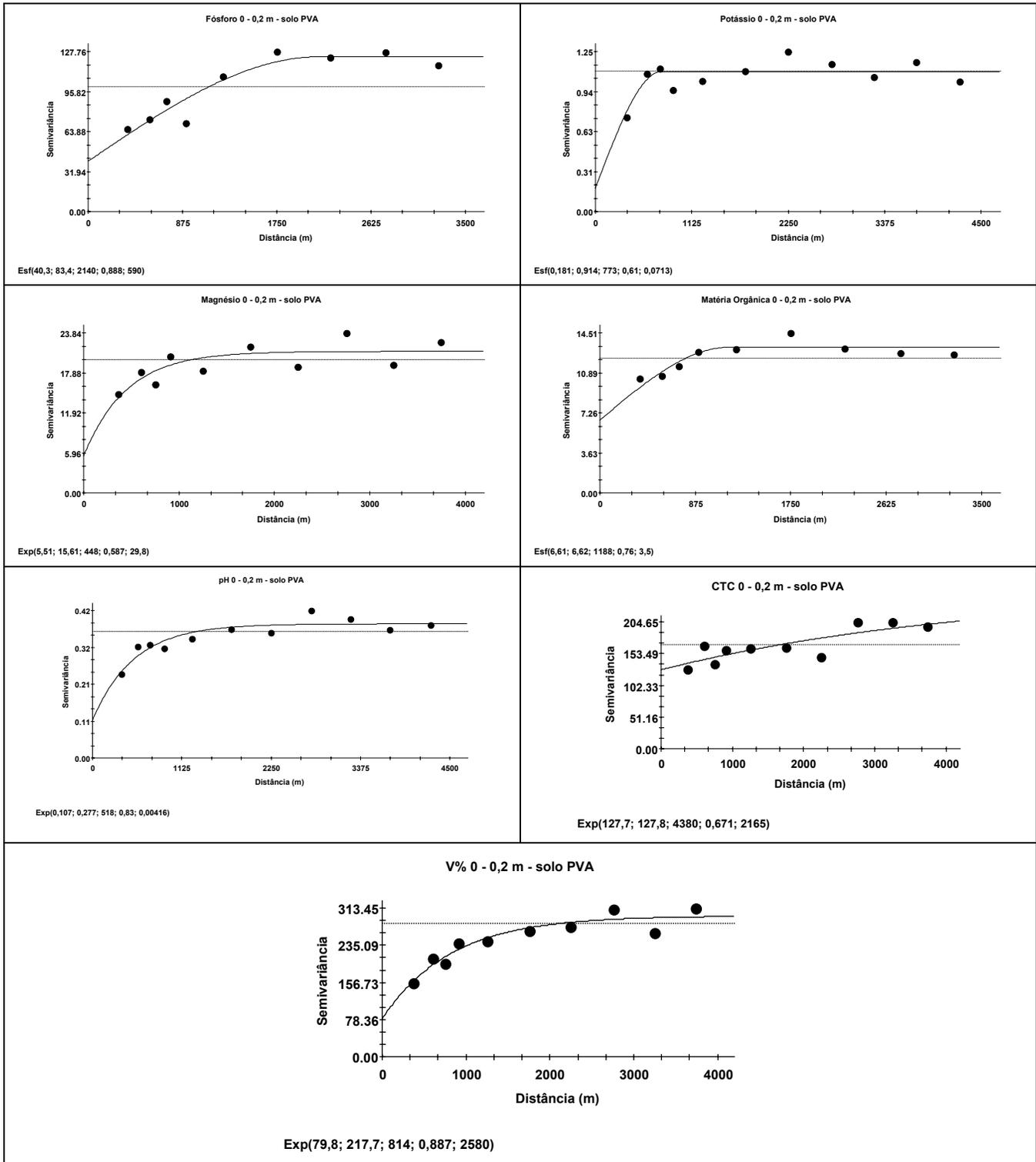
**Apêndice 1.** Semivariogramas das variáveis físicas da área do solo LV, em duas profundidades.



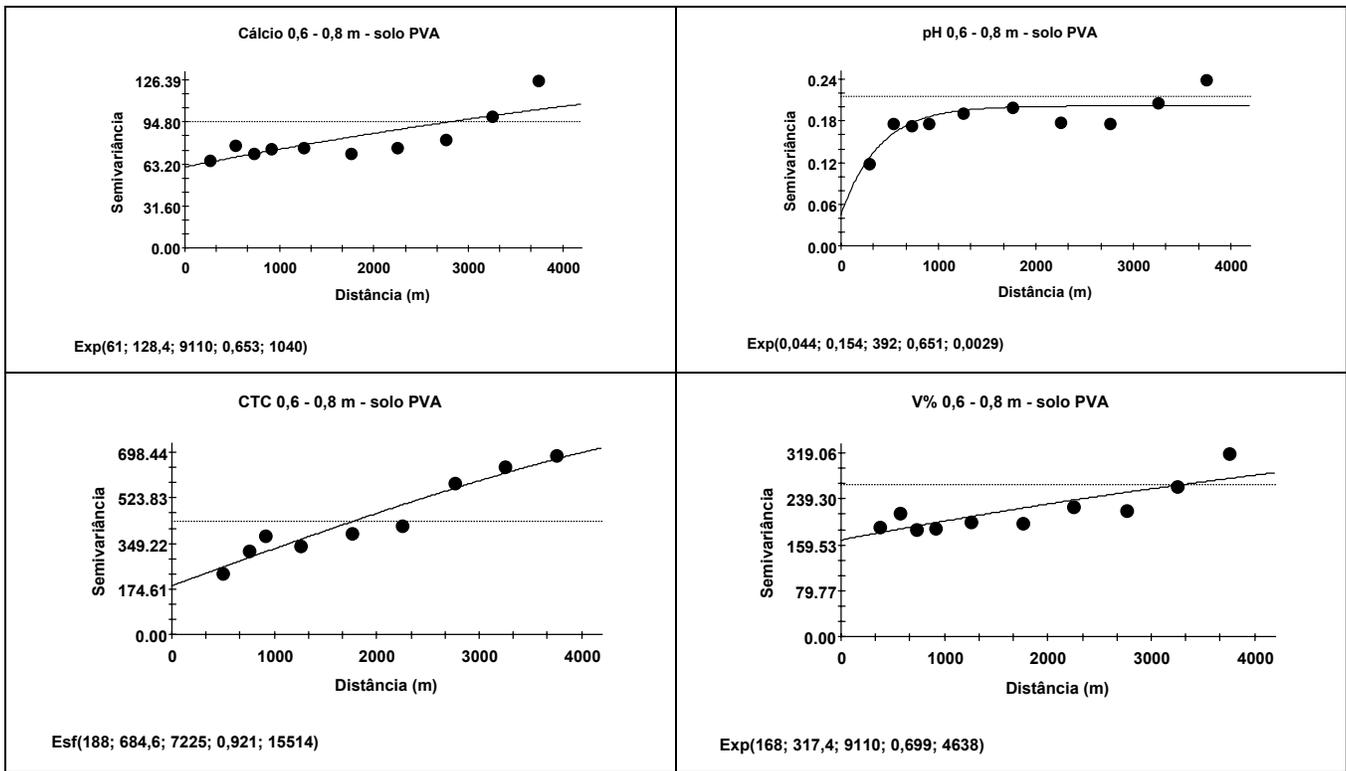
**Apêndice 2.** Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo LV, em duas profundidades.



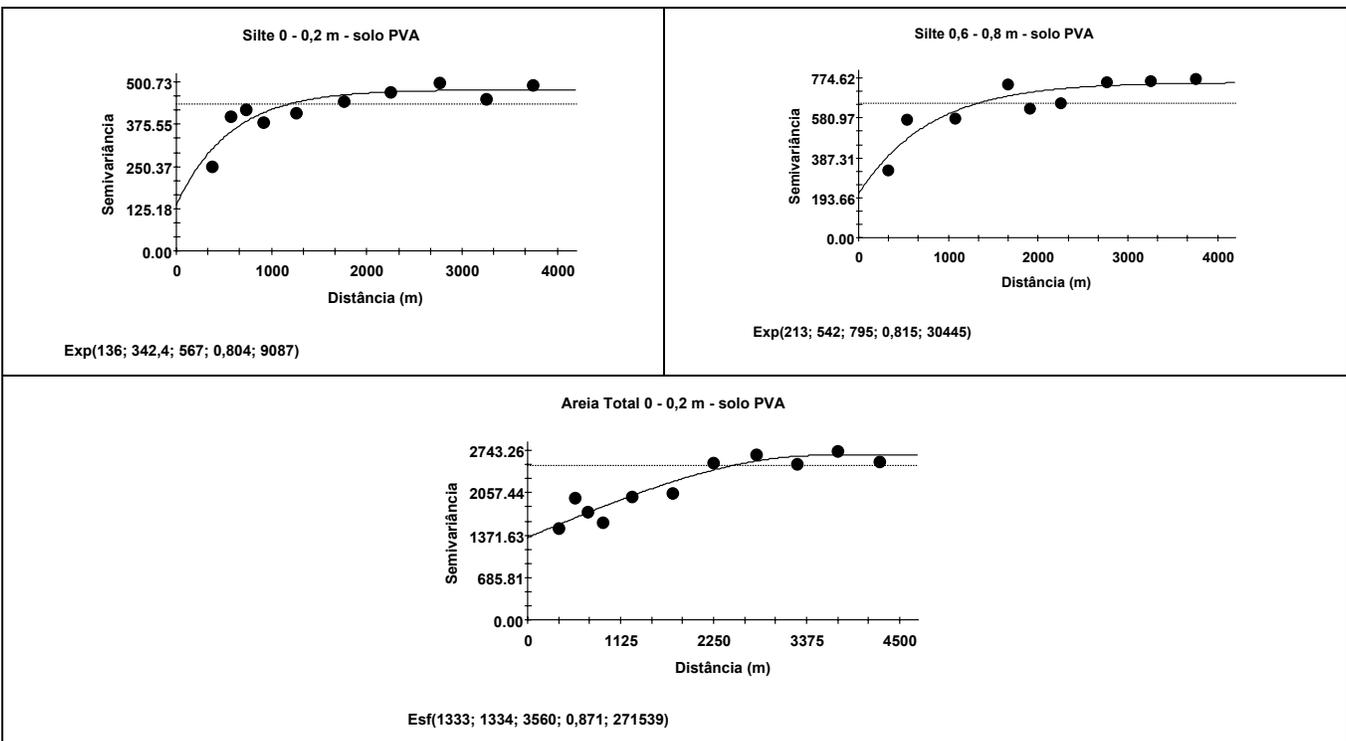
**Apêndice 3.** Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo LV, em duas profundidades.



**Apêndice 4.** Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo PVA, na profundidade de 0 – 0,2 m.



**Apêndice 5.** Semivariogramas das variáveis químicas da área do solo PVA, na profundidade de 0,6 – 0,8 m.



**Apêndice 6.** Semivariogramas das variáveis físicas da área do solo PVA, em duas profundidades.

**Apêndice 7.** Valores dos ajustes dos semivariogramas das variáveis Potencial Natural de Erosão (PNE), Perda de Solo (PS), ambos em  $t.ha^{-1}.ano^{-1}$  e Risco de Erosão (RE) para os solos PVA e LV.

Variáveis	Modelo	$C_0$	Patamar	$A_0$	Alcance efetivo	$C_0/(C_0+C)$	$R^2$	SQR
PVA								
PNE	Exp	91800	298100,0	467	1401	0,308	0,427	2,453E+10
A	Esf	1960	14630,0	1948	1948	0,134	0,954	9,935E+06
RE	Esf	53	406,1	1938	1938	0,131	0,954	7644
LV								
PNE	Exp	28600	103700	820	2460	0,276	0,756	1,337E+09
A	Exp	56,4	192,9	590	1770	0,292	0,753	3061
RE	Exp	0,39	1,333	600	1800	0,293	0,755	0,145

$C_0$  = variância pepita;  $A_0$  = alcance prático; C = variância estrutural;  $R^2$  = coeficiente de determinação; SQR = soma de quadrados reduzida; Esf = esférico; Exp = exponencial.