

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE
ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO
DA SUB-BACIA HIDROGRÁFICA DO
RIBEIRÃO MARCELA NA REGIÃO DO
ALTO RIO GRANDE, MG**

NATALINO MARTINS GOMES

2005

NATALINO MARTINS GOMES

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICO-
HÍDRICOS DO SOLO DA SUB-BACIA HIDROGRÁFICA DO
RIBEIRÃO MARCELA NA REGIÃO DO ALTO RIO GRANDE, MG**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras
como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação
em Engenharia Agrícola, área de concentração Irrigação e
Drenagem, para a obtenção do título de "Mestre".

Orientador

Prof. Dr. Manoel Alves de Faria

Co-orientadores

Pesq. Dr. Carlos Rogério de Mello

Prof. Dr. Antônio Marciano da Silva

**LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL
2005**

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Gomes, Natalino Martins

Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo da sub-bacia
hidrográfica do Ribeirão Marcela na Região do Alto Rio Grande, MG/
Natalino Martins Gomes. -- Lavras: UFLA, 2005.

125 p. : il.

Orientador: Manoel Alves de Faria
Dissertação (Mestrado) –UFLA.
Bibliografia.

1. Bacia hidrográfica. 2. Geoestatística. 3. Variabilidade espacial. I.
Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-631.45

NATALINO MARTINS GOMES

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICO-
HÍDRICOS DO SOLO DA SUB-BACIA HIDROGRÁFICA DO
RIBEIRÃO MARCELA NA REGIÃO DO ALTO RIO GRANDE, MG**

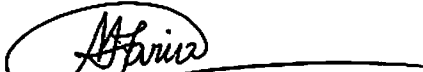
Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras
como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação
em Engenharia Agrícola, área de concentração Irrigação e
Drenagem, para a obtenção do título de "Mestre".

APROVADA em 15 de julho de 2005

Prof. Dr. Antônio Marciano da Silva DEG/UFLA

Pesq. Dr. Carlos Rogério de Mello DEG/UFLA

Prof. Dr. Marcelo Silva de Oliveira DEX/UFLA


Manoel Alves de Faria
UFLA
Orientador

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL

À MEMÓRIA DOS IRMÃOS:

Elizabete

Marcos Antônio

Antônio Marcos

Pedro

José Antônio e

Prof. Luiz A. A. Vilela,

OFEREÇO

Aos meus pais

Antônio Tarcísio Gomes & Etelvina Martins Gomes.

Aos irmãos

Sebastião, Eliane, Vicente, Juvenal & Ernane,

DEDICO

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Lavras e ao Departamento de Engenharia, pela oportunidade de realizar este curso.

Ao CNPq, pela concessão da bolsa e à CEMIG/ANEEL, pelos recursos disponibilizados para a realização deste trabalho, por meio do Projeto P&D 076 “Estudo hidrológico em 3 sub-bacias de drenagem da região Alto Rio Grande à montante da UHE de Camargos/CEMIG”.

AGRADECIMENTOS ESPECIAIS

A Deus, pelas dádivas a mim ofertadas.

Ao amigo e co-orientador Carlos Rogério de Mello, pela convivência, atenção, dedicação e orientação, o que tornou possível a realização deste trabalho.

Aos Professores Manoel Alves de Faria e Antônio Marciano da Silva (DEG/UFLA), pelas orientações, convivência e amizade.

Aos amigos Polyanna Mara de Oliveira (Poly), José Alves Junqueira Junior (JJ), Gilberto Coelho (Coelho), Renato Antônio (Borborellas), Marcelo Ribeiro Viola (Viola), Hugo Arantes (Bob Esponja), Jéferson Garcia Lima (Jefão) e Célio Moreira, pela amizade, convivência e, principalmente, por terem me ajudado na difícil coleta de dados na parte de campo deste trabalho.

Ao laboratorista José Luiz e aos funcionários Osvaldo (Neném) e Lindenberg (Sr. Berg), do setor de Hidráulica, por terem prestado valiosa contribuição e ajuda, somando-se à amizade e convivência desde a graduação.

Ao Sr. Marcos do Nascimento Figueiredo (proprietário do sítio em que nos hospedamos durante a etapa de campo deste trabalho), pela amizade, confiança, convivência e formidável apoio e ajuda, sem o qual seria difícil a realização deste trabalho.

Ao irmão Juvenal Martins Gomes, que ausentou-se dos seus afazeres acadêmicos para auxiliar-me na parte de campo deste trabalho no frio mês de julho de 2004.

À namorada Adriene (Dri), que esteve ao meu lado, confortando-me com calor humano, companhia, carinho e amizade.

Aos amigos Adriano, Anselmo, Carlinha, Carlinhos e Sato, pela convivência e amizade.

A todos que contribuíram para a realização deste trabalho.

MUITO OBRIGADO!

SUMÁRIO

	Página
RESUMO GERAL	i
GENERAL ABSTRACT	ii
CAPÍTULO 1	1
1 INTRODUÇÃO GERAL	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO	3
2.1 Sub-bacias hidrográficas.....	3
2.2 Atributos físico-hídricos do solo	5
2.3 Estatística descritiva	10
2.4 Análise exploratória.....	15
2.5 Aplicação da geoestatística em estudos de variabilidade espacial	17
2.5.1 Hipótese de estacionaridade de ordem 1	18
2.5.2 Hipótese de estacionaridade de ordem 2	18
2.5.3 Hipótese intrínseca	19
2.6 Semivariograma	20
2.6.1 Modelos de semivariogramas.....	23
a) Modelos com patamar	24
b) Modelos sem patamar.....	26
2.6.4 Métodos de ajuste de semivariogramas	26
2.7 Krigagem	27
2.8 Validação cruzada	30
3 MATERIAL E MÉTODOS	32
3.1 Caracterização morfométrica da sub-bacia hidrográfica.....	32
3.2 Aptidão agrícola das terras.....	33
3.3 Atributos analisados e plano amostral	36
3.4 Uso atual e estado de degradação das terras	39
3.5 Análises laboratoriais e testes de campo.....	39

3.5.1 Densidade do solo (D_s)	39
3.5.2 Densidade de partículas (D_p)	40
3.5.3 Análise textural e argila dispersa em água (ADA).....	40
3.5.4 Porosidade total calculada (VTP_c).....	41
3.5.5 Teor de matéria orgânica (MO).....	41
3.5.6 Condutividade hidráulica saturada (K_h)	41
3.5.7 Umidade volumétrica na capacidade de campo (θ_{cc}) e ponto de murcha permanente (θ_{PMP})	42
3.5.8 Porosidade drenável (μ)	43
3.5.9 Capacidade total de água (CTA)	43
3.5.10 Análises estatísticas.....	43
4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	45
CAPÍTULO 2 Diagnóstico do uso atual e estudo da continuidade espacial de atributos físicos do solo na sub-bacia hidrográfica do ribeirão marcela	57
1 RESUMO	57
2 ABSTRACT	58
3 INTRODUÇÃO	59
4 MATERIAL E MÉTODOS	60
4.1 Uso atual e estado de degradação das terras.....	60
4.2 Análises físicas.....	61
4.3 Análises estatísticas.....	61
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	64
5.1 Uso atual e aptidão agrícola dos solos.....	64
5.2 Métodos e modelos de ajuste de semivariogramas.....	67
5.2.1 Análise exploratória dos dados.....	67
5.2.2 Análise dos ajustes de semivariograma.....	73
5.3 Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo.....	82

6 CONCLUSÕES.....	88
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	90

CAPÍTULO 3 Estudo da continuidade e variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo da sub-bacia hidrográfica do ribeirão marcela.....	94
1 RESUMO	94
2 ABSTRACT.....	95
3 INTRODUÇÃO	96
4 MATERIAL E MÉTODOS	97
4.1 Plano amostral.....	97
4.2 Análises físico-hídricas	97
4.3 Análises estatísticas.....	98
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	100
5.1 Métodos e modelos de ajuste de semivariogramas.....	100
5.1.1 Análise exploratória dos dados.....	100
5.1.2 Análise dos ajustes de semivariograma.....	106
5.2 Variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo	114
6 CONCLUSÕES.....	122
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	123

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS

“a”	Alcance do semivariograma
AC	Coefficiente de assimetria
ADA	Argila dispersa em água
A_i	Amplitude interquartílica
A_t	Amplitude total
C	Cambissolo
C_0	Efeito pepita
C_1	Contribuição
C_0+C_1	Patamar
C.V.	Coefficiente de variação
Cwa	Classificação climática de Köpen
CTA	Capacidade total de armazenamento de água no solo
CTC	Capacidade de troca catiônica
D_p	Densidade de partícula
D_s	Densidade de solo
EM	Erro médio
EMA	Erro máximo
GD	Grau de dependência espacial
geoR	Programa geoestatístico em linguagem R
h	Distância na direção h
H_i	Solos hidromórficos
k_0	Condutividade hidráulica saturada
KS	Teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov
LVAd	Latossolo Vermelho Amarelo distrófico
LVd	Latossolo Vermelho distrófico
LI	Limite inferior

LS	Limite superior
m	Metro
m_r	Média reduzida
MO	Matéria orgânica
MQP	Mínimos quadrados ponderados
MV	Máxima verossimilhança
PCZ	Ponto de carga zero do solo
Qi	Quartil inferior
OLS	Mínimos quadrados ordinários
Qs	Quartil superior
QME	Quadrado médio do erro
S^2_{red}	Variância reduzida
TFSA	Terra fina seca ao ar
TFSE	Terra fina seca em estufa
UHE	Usina hidroelétrica
UTM	Coordenada Universal Transversa de Mercato
VTP _c	Volume total de poros calculados – $\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$
Z(x _i)	Variável aleatória z, na posição x _i
W	Teste de normalidade de Shapiro-Wilk
WLSI	Mínimo quadrados ponderados
θ_{cc}	Umidade volumétrica correspondente à capacidade de campo
θ_{PMP}	Umidade volumétrica correspondente ao ponto de murcha permanente
μ	Porosidade drenável
$\gamma(h)$	Semivariância em função da distância h
λ_i	Ponderadores aplicados a Z(x _i) na validação cruzada

RESUMO GERAL

GOMES, Natalino Martins. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo da sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela na região do Alto Rio Grande, MG, 2005, 125p. Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) Universidade Federal de Lavras, Lavras – MG** ¹

Este trabalho estuda o uso atual do solo e suas implicações na continuidade e variabilidade espacial de atributos físicos (densidade do solo - D_s , matéria orgânica - MO, frações texturais - areia, silte e argila - e argila dispersa em água - ADA) e físico-hídricos (volume total de poros - VTP, condutividade hidráulica saturada - k_0 , porosidade drenável - μ , umidade volumétrica na capacidade de campo - θ_{cc} e no ponto de murcha permanente - θ_{PMP} , e, capacidade total de armazenamento - CTA), na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela, Região Alto Rio Grande, município de Nazareno, situada a aproximadamente 70km de Lavras, MG. Os dados para caracterização física e físico-hídrica foram coletados na camada de 0 a 0,15m obedecendo a grids de 240 x 240 (macro escala) e 60 x 60 (micro escala), totalizando 165 pontos amostrais. Ajustaram-se semivariogramas do tipo esférico e exponencial pelos métodos dos mínimos quadrados ponderados (MQP) e máxima verossimilhança (MV). O uso atual das terras não se apresentou em conformidade com a classe de aptidão agrícola, constatando-se subutilização das mesmas. Todos os atributos apresentaram dependência espacial, com grau moderado para D_s , μ , θ_{PMP} e CTA e forte para MO, areia, silte, ADA VTP, θ_{cc} e k_0 . Para os atributos físicos (D_s , areia, silte, argila e ADA), verificou-se ligeira superioridade do ajuste dos semivariogramas feitos por MV para o modelo exponencial, exceção feita à matéria orgânica, cujo melhor modelo foi o esférico ajustado por MQP. A variabilidade da D_s e MO sofreu influência do uso atual do solo. A D_s apresentou-se na faixa de 1,05 a 1,15g cm⁻³ acima do valor característico para os Latossolos, principalmente nas glebas sob pastejo. Com relação aos atributos físico-hídricos, verificou-se desempenho similar entre as metodologias empregadas, podendo ambas serem indicadas para o ajuste de semivariogramas. Entre os modelos de semivariogramas, a validação cruzada indica o modelo esférico, para os atributos VTP, θ_{cc} , CTA e k_0 e o exponencial para os atributos μ e θ_{PMP} . Fatores extrínsecos (uso e ocupação do solo) influenciaram a variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos. Observou-se dependência entre a variabilidade espacial dos atributos físicos com os atributos físico-hídricos, principalmente entre D_s , areia, argila e MO com VTP, k_0 , μ , θ_{cc} e θ_{PMP} .

¹ Comitê orientador: Manoel Alves de Faria – DEG/UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello e Antônio Marciano da Silva – DEG/UFLA (Co-orientadores).

GENERAL ABSTRACT

GOMES, Natalino Martins. **Spatial variability of physical-hydric soil attributes on Ribeirão Marcela watershed, in Alto Rio Grande region, Minas Gerais state, Brazil. 2005. 124p. Thesis (Master degree in Agricultural Engineering - Irrigation and Drainage). Federal University of Lavras, MG²**

This work studied current soil use and its implications in continuity and spatial variability of soil physical attributes (bulk density - D_s , organic matter - MO, particle size distribution - sand, silt and clay - and water dispersion clay - ADA) and physical-hydric soil attributes (total porosity - VTP, hydraulic conductivity saturated- k_0 , drainable porosity - μ , soil moisture in field capacity - θ_{cc} and permanent wilt point - θ_{PMP} , and, water storage total capacity - CTA), on Ribeirão Marcela watershed, in Alto Rio Grande region, Nazareno's county, located closed to 70 km from Lavras, Minas Gerais state, Brazil. Soil physical-hydric characterization data were collected in the layer of 0-0.15m, following grids of 240 x 240 (macro scale) and 60 x 60 (micro scale), accounting 165 points sampled. Spherical and exponential semi-variograms models were adjusted by Minimum Weighted Square (MQP) and Maximum Likelihood (MV) methods. Current soil use is not according to soil class agricultural aptitude, being verified under utilization. All soil attributes have presented spatial dependence, with moderate degree for D_s , θ_{PMP} and CTA and strong degree for MO, sand, silt, ADA, VTP, θ_{cc} and k_0 . For the soil physical attributes (D_s , sand, silt, clay and ADA) it was verified small superiority of the semi-variograms adjusted by MV for exponential semi-variogram model, exception organic matter, whose better semi-variogram model was the spherical adjusted by MQP. Bulk density and MO variability were influenced by current soil use. Values obtained for bulk density varied from 1.05 to 1.15g cm⁻³, being greater than characteristic values for Latossols, especially in lands used to pasture. For the physical-hydric attributes, similar characteristics were verified by both adjustment methodologies, being able to suitable for the semi-variograms adjustment. Cross validation analyses indicated spherical semi-variogram model for soil attributes VTP, θ_{cc} , CTA and k_0 and exponential semi-variogram model for drainable porosity and θ_{PMP} attributes. Extrinsic factors, like soil use and its occupation influenced the spatial variability of physical-hydric attributes. It was observed dependence between spatial variability of physical attributes with physical-hydric attributes, especially between D_s , sand, clay and MO with VTP, k_0 , θ_{cc} and θ_{PMP} .

² Guindace Committee: Manoel Alves de Faria - DEG/UFLA, Carlos Rogério de Mello e Antônio Marciano da Silva - DEG/UFLA (Co-orientadores).

CAPÍTULO 1

1 INTRODUÇÃO GERAL

O ritmo de ocupação e uso do solo no espaço rural nas últimas décadas têm sido acelerado, sobretudo por causa da crescente demanda de alimentos e pelas facilidades advindas da tecnologia rural no tocante às operações agrícolas.

O que se têm visto é uma exploração irracional, feita sem planejamento real com base nos conhecimentos dos recursos naturais e agrosocioeconômicos disponíveis. Lamentavelmente, o homem, ao adaptar as terras para as explorações agrícolas, não considerando suas reais aptidões, modifica as características dos solos e não observa os fatores limitantes ao seu uso e preservação, favorecendo as agressões das mais variadas formas, tornando-os degradados.

As atividades humanas ocorrem em sub-bacias hidrográficas (rurais ou urbanas) e vêm contribuindo para a alteração do equilíbrio e da dinâmica dos recursos naturais nas mesmas. A ação antrópica têm alterado a paisagem, retirando a cobertura vegetal, expondo o solo à ação direta do sol e das chuvas, modificando as condições de infiltração de água no solo, favorecendo o processo de assoreamento e poluição dos cursos d'água o que, conseqüentemente, compromete a recarga dos aquíferos e a manutenção do nível do lençol, além de causar perda de água com o escoamento superficial direto, dentre outros.

O primeiro passo na direção de uma agricultura racional e sustentável é o uso adequado da terra (Silva et al., 1999). Assim, para reverter a situação em que hoje nos encontramos, o levantamento das características, propriedades e limitações dos recursos naturais (solo, água, vegetação, recursos minerais de interesse agrícola) e das características socioeconômicas (população, produção,

evolução da fronteira agrícola e uso atual das terras) bem como a disposição em que eles se encontram na paisagem é condição indispensável.

O estudo e o levantamento de atributos físico-hídricos dos solos têm se tornado importantes aliados na busca do uso sustentável e na preservação dos recursos naturais solo-água. O entendimento e a compreensão da dinâmica destes atributos têm sido feitos por meio de estudos estatísticos, mais precisamente a geoestatística.

A estatística clássica nem sempre é a forma adequada de estimar parâmetros relacionados aos solos, porque a maioria das propriedades, além da variabilidade casual, possui também variabilidade espacial. Ambas podem ser explicadas em função dos componentes da paisagem, como os aspectos geomorfológicos, os fatores pedogenéticos, além do próprio uso e manejo do solo.

O estudo da variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos dos solos é melhor compreendido quando feito pela geoestatística, pois esta permite definir o grau de correlação espacial destes e, associada a outras técnicas de manejo em sub-bacias hidrográficas, pode constituir uma poderosa ferramenta no tocante à conservação e manutenção do equilíbrio dos ecossistemas nelas inseridos.

Mediante os aspectos abordados, objetivou-se, com este trabalho, estudar a variabilidade espacial e a estrutura de dependência espacial e mapear os atributos físico-hídricos do solo, associando o comportamento espacial dos mesmos às classes de solo, ao uso atual e à respectiva aptidão agrícola, fornecendo subsídios para calibração de modelos hidrológicos e de transporte de sedimentos, bem como avaliar o estado de degradação ambiental na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela, representativa da Região Alto Rio Grande, no município de Nazareno, MG.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Sub-bacias hidrográficas

Definida por Lacerda & Alvarenga (2000), como conjunto de terras drenadas por um rio principal e seus afluentes, as sub-bacias hidrográficas são delimitadas pelos pontos mais elevados do terreno, que formam os divisores de água, demarcando seu contorno.

As sub-bacias hidrográficas estão interligadas por uma rede hídrica, estabelecendo assim uma ordem hierárquica, fazendo com que cada sub-bacia hidrográfica se interligue com uma hierarquicamente superior, constituindo, em relação à última, uma sub-bacia hidrográfica. Assim, o termo microbacia, embora bastante difundido, é uma denominação empírica (Souza & Fernandes, 2000), que refere-se às dimensões geofísicas limitadas pelos divisores de água, inferindo uma ordem de grandeza. Uma vez que sub-bacias de menor ordem vão se interligando em sub-bacias de ordem superior, as dimensões assumem caráter relativo, sugerindo a substituição de microbacia por sub-bacia hidrográfica (Mello, 2003 e Souza & Fernandes, 2000).

Silva et al. (1999) relatam que os trabalhos de manejo de solo e água realizados no país restringem-se a algumas ações isoladas feitas em propriedades agrícolas, sem levar em consideração o aproveitamento integral dos recursos naturais.

Costa (1987) relata que o grande trunfo do manejo integrado de sub-bacias hidrográficas é, de um lado o manejo partir de um limite natural, ou seja, envolve não a demarcação artificial da propriedade rural, mas todo um sistema natural e, de outro lado, a tentativa de conscientizar a população que habita a sub-bacia da necessidade de conservar os seus recursos. Percebe-se que as questões ambientais não podem ser tratadas apenas sob a visão técnica, mas deslocam-se para os âmbitos político e social. Para Amaral (2000a), questões

ambientais, como a conservação dos solos e a preservação das sub-bacias hidrográficas, não dizem respeito apenas a uma tecnologia de manejo, mas a uma conscientização política.

Segundo Amaral (2000b), a atividade rural brasileira têm passado por profundas modificações, não podendo mais ser considerada apenas no âmbito das atividades agropecuárias. Isso porque o meio rural ganhou novas funções e passou a oferecer água, ar, turismo, lazer e bens de saúde. Assim, o manejo de sub-bacias hidrográficas é uma estratégia holística do uso dos recursos naturais renováveis, de maneira a salvaguardar os valores do solo, da água e da paisagem (Lima, 1999).

Em sub-bacias hidrográficas, o conhecimento de ambientes complexos e multivariáveis, como os ecossistemas naturais ocupados ou não pelas atividades antrópicas, é facilitado por sua estratificação em segmentos representativos dos seus diversos recursos naturais (Lacerda & Alvarenga, 2000). Estes interagem entre si e particularmente na distribuição dos solos, então, a estratificação de ambientes por intermédio do levantamento de solos é muito útil (Resende et al., 2002).

O solo é o principal recurso natural em sub-bacias hidrográficas, pois, além de suporte físico, componente do ambiente, meio suporte de várias formas de vida, propiciador de condições para os recursos presentes e receptor das atividades antrópicas, é a base de transferência de energia na terra. A falta de um manejo correto deste recurso natural expõe ecossistemas à degradação, comprometendo todos os demais recursos da sub-bacia hidrográfica (Mesquita et al., 2000).

Souza & Fernandes (2000) comentam que as características de distribuição dos solos dentro das sub-bacias hidrográficas determinam, em função da sua capacidade ambiental de suporte, as diferentes alternativas para uso e ocupação da mesma.

A variabilidade de ocorrência dos solos, de acordo com Lacerda & Alvarenga (2000), é muito grande porque, mesmo que a maior parte dos fatores de formação do solo seja mantida, ao variar um desses fatores, têm-se produtos diferentes. Os mesmos autores comentam que, dependendo do produto formado (ação do clima), têm-se uma determinada cobertura vegetal e os demais componentes ambientais a ela associados expressando assim uma determinada relação ambiental e, conseqüentemente, uma determinada paisagem. O conhecimento das classes de solo em sub-bacias hidrográficas proporciona a organização e o agrupamento de classes com comportamento semelhante ou pouco diferenciado, o que facilitará o uso e o manejo (Souza & Bahia, 1998).

Desde o início ao quase equilíbrio dinâmico no fim do processo de formação dos solos, há variabilidade espacial de atributos físicos, químicos, biológicos, morfológicos e mineralógicos, sendo percebida maior variabilidade em solos mais jovens (Resende, 1985).

Eguchi (2001) relata que a variabilidade sistemática se caracteriza por uma mudança gradual ou acentuada dos atributos do solo, em função das formas da paisagem, elementos geomorfológicos, fatores de formação e ou interação desses aspectos. Já a variabilidade ao acaso constitui-se nas mudanças de propriedades do solo que não podem ser relacionadas a uma causa conhecida, podendo ser decorrentes da litologia diferencial, intensidade diferencial do intemperismo, erosão, fatores hidrológicos e biológicos entre outros, o que propicia paisagens e unidades pedológicas multivariadas em sub-bacias hidrográficas.

2.2 Atributos físico-hídricos do solo

As modernas técnicas de cultivo e colheita intensamente mecanizadas têm promovido mudanças no comportamento dos atributos físico-hídricos do solo, o que, conseqüentemente, influencia a produção, o equilíbrio dos recursos

naturais e as condições de infiltração de água no solo, dentre outros (Souza et al., 2004c). Para Bertol et al. (2000), as propriedades físicas do solo precisam ser monitoradas, pois o uso intensivo deste recurso pode provocar mudanças indesejáveis em seus atributos físico-hídricos.

De acordo com Camargo & Alleoni (1997), as principais alterações são evidenciadas por aumento da densidade do solo (Ds), redução do teor de matéria orgânica (MO), diminuição da porosidade (VTP), tamanho de agregados, taxa de infiltração de água e resistência à penetração das raízes.

Souza et al. (2004b e 2001), Eguchi et al. (2002) e Pocay (2000) relatam que as frações texturais são estáveis, ou seja, modificam-se pouco ao longo do tempo por ação do intemperismo, apresentando baixo coeficiente de variação. Telles (1988) afirma que, quando ocorrem grandes chuvas, as águas estão sempre carregadas de elementos em suspensão e, quando extravasam, abandonando a calha, perdem a capacidade de transporte e passam a depositá-los. Esta sedimentação se faz de maneira bem regular, seguindo as leis da física de deposição em dois sentidos, na vertical e na horizontal. Assim, as areias apresentam-se concentradas, mais próximas ao leito dos rios e as partículas finas, como silte e argila, são arrastadas por maiores percursos (Carvalho, 1994).

Dias Junior et al. (2000) relatam que o grau de floculação da argila informa o quanto de material está disponível para ser arrastado pela água ou o potencial de material que pode ser desagregado pela ação mecânica das gotas de chuva (dispersão e salpicamento).

Paiva et al. (2000) encontraram elevado grau de dispersão de argila para o horizonte Ap de um Latossolo Amarelo argissólico (56%) e relatam que horizontes coesos (AB, BA e Bw1) apresentaram valores maiores ainda de dispersão de argila (64%, 64% e 62%, respectivamente). De acordo com os mesmos autores, o grau de dispersão é influenciado pela sílica amorfa, cargas

negativas geradas pela matéria orgânica e substâncias húmicas que atuam diminuindo o ponto de carga zero (PCZ) do solo no sistema.

Estudos geoestatísticos com o auxílio de semivariogramas têm comprovado a dependência espacial para atributos físico-hídricos do solo (Eguchi, 2001; Pocay 2000; Souza et al. 2004a, b; 2001). Os mesmos autores relatam que o alcance dos semivariogramas têm uma importância considerável na determinação do limite de dependência espacial, o que também pode ser um indicativo do intervalo entre unidades de mapeamento de solos e intervalos para amostragens. Para o atributo densidade do solo nas camadas de 0 a 0,05 e 0,15 a 0,20m, Souza et al. (2001) relatam alcances na pequena escala, 13,12m e 22,60 m respectivamente.

Trabalhando em malha quadrada (20 x 20m), Gonçalves (1997) encontrou alcances na ordem de grandeza dos anteriores, concluindo que a densidade do solo e as frações texturais mostraram dependência espacial com alcance de 25m. Já as variáveis densidade de partículas e a porosidade total não mostraram dependência espacial.

Libardi et al. (1986) trabalharam com amostras retiradas a cada 0,5m ao longo de uma transeção de 150m, buscando avaliar a variabilidade espacial da umidade, textura e da densidade de partículas, em uma Terra Roxa Estruturada (Alfisol). Após análise dos semivariogramas, detectaram dependência espacial, com alcance de 16m para umidade, 15m para argila, 10m para areia e 40m para o silte.

Para as frações argila, silte e areia, Souza et al. (2004b) encontraram estrutura de dependência espacial, com alcances de: 230,1m; 157,7m; 210,0m e 215,2m; 83,1m; 57,9m para as camadas de 0 a 0,2m e 0,6 a 0,8m respectivamente.

Borges et al. (1999) enfatizam que o aumento do conteúdo volumétrico de sólidos ocasionados pela compactação afeta a distribuição de poros, pois a

pressão exercida sobre os agregados promove ruptura destes, facilitando a aproximação das partículas, diminuindo a macro e, em certos casos, aumentando a microporosidade. Os mesmos autores relatam que tais condições provocam alterações drásticas na dinâmica dos solos. Um exemplo disso, de acordo com Carvalho Junior (1995) é a redução do diâmetro dos poros do solo, favorecendo a ação de forças capilares, aumentando a capacidade de retenção do conteúdo volumétrico de água no solo. No entanto, isso não implica que este vai estar disponível para as plantas, pois a força com que a água passa a ser retida nos microporos é superior à capacidade que as plantas têm para extrai-las.

Para Camargo & Alleoni (1997), a permeabilidade do solo saturado é um dos atributos mais afetados com a compactação, pois há uma redução da área útil disponível ao fluxo de água no solo. Paiva et al. (2000), estudando propriedades físico-hídricas de uma topossequência no estado da Bahia, relatam que solos adensados com baixa macroporosidade apresentaram menores valores de condutividade hidráulica saturada (k_0), quando comparados a solos não adensados. Os mesmos autores relatam também correlação positiva entre macroporosidade e k_0 , a qual correlacionou-se positivamente com o teor de areia total e negativamente com o teor de argila e microporosidade. Nesse sentido, Sales et al. (1999) enfatizam correlações envolvendo a velocidade básica de infiltração (VIB), k_0 e D_s . A VIB apresentou coeficiente de correlação (r) positivo com a k_0 , na faixa de 0,8 a 0,96 e negativa com D_s , variando de -0,76 a 0,96.

Segundo Macedo et al. (1998), a k_0 e a VIB são atributos classificados como de alta variação, podendo apresentar C.V. superiores a 40%. Para estes autores, esta variabilidade está associada a processos de formação, desenvolvimento e manejo dos solos, bem como a procedimentos e métodos de campo e laboratório envolvidos na quantificação destes atributos.

Farias (1999) enfatiza que a k_0 apresenta alta variabilidade (153,55% < C.V. < 228,92%) e não apresenta estrutura de dependência espacial definida. Queiroz (1995), em amostragem sistemática quadriculada numa área de 10m x 90m, totalizando 84 pontos amostrais, relata que a k_0 apresentou distribuição log-normal, alta variabilidade e estrutura de dependência espacial com alcance médio de 14m, enquanto que a porosidade drenável apresentou distribuição normal, variabilidade elevada, porém, inferior à k_0 e dependência espacial com alcance médio de 22m. Carvalho (1991) comenta que a VIB e a k_0 em um Latossolo Vermelho Amarelo húmico apresentaram estrutura de dependência espacial com alcance na ordem de 35m e 40m respectivamente.

Nos métodos diretos, a condutividade hidráulica é determinada em condições de laboratório ou campo. Kamara & Rao (1985) afirmam que os métodos de campo fornecem resultados com variações menores do que os métodos de laboratório. Para Millar (1988), os métodos de campo, além de mais precisos, fornecem resultados mais reais. Eguchi (2001) e Guimarães (2000) citam que o método desenvolvido com o permeâmetro de Ghelph mostra ser mais simples e versátil, representando com precisão as reais condições da k_0 .

O permeâmetro de Ghelph é composto por um frasco Mariotte que controla a carga constante de água dentro do furo, um tubo de acrílico com uma régua graduada onde a água é introduzida e um tripé que permite adaptar o aparelho a terrenos irregulares. Após algum tempo, que dependerá, dentre outros fatores, da umidade antecedente do solo e da sua textura, uma pequena área em torno do furo estará saturada e, então, o fluxo torna-se constante. Este valor é utilizado no cálculo da condutividade hidráulica do solo. A recarga de água no furo está submetida a três tipos de fluxo: um de pressão radial ao longo das paredes e dois verticais na base, um de pressão e outro gravitacional.

Outros autores, como Andrade et al. (2004), Borges et al. (1999), Brito et al. (1996), Cecílio et al. (2003), Chicota et al. (2003), Coelho et al. (2000a,b),

Costa et al. (1999), Díaz et al. (2003), Lima & Silans (1999), Netto et al. (2000), Portela et al. (2001), Regalado et al. (2003) e Sales et al. (1999), fazem comentários a respeito da influência dos métodos de determinação de k_0 e sua variabilidade espacial.

Bertol et al. (2000), trabalhando com Cambissolo Álico em Santa Catarina, mostraram que, com o aumento do teor de matéria orgânica, houve uma diminuição da densidade do solo e aumento da porosidade e, conseqüentemente, maior capacidade de infiltração de água no solo sob mata nativa. Melo et al. (2001) enfatizam que a adição de biossólido ($347,83 \text{ g kg}^{-1}$ "C" orgânico) promove aumento na porosidade total e macroporosidade, diminuição da densidade do solo e aumento na capacidade de retenção de água, quando aplicada em grandes quantidades.

Segundo Marciano et al. (2001), quando o solo originalmente possui uma boa estrutura (caso dos Latossolos), podem não ocorrer melhorias nos atributos físicos, mesmo com a aplicação de grandes quantidades de matéria orgânica, principalmente em propriedades com grande variabilidade espacial, como as de transmissão de água no solo. Nesse sentido, Beutler et al. (2002) verificaram que pequenas variações no teor de matéria orgânica não alteraram a retenção de água, que foi maior com o aumento da densidade do solo. Outros resultados relacionando o efeito da matéria orgânica com as propriedades físico-hídricas do solo foram encontrados em Melo et al. (2004) e Centurion & Andreoli (2000), dentre outros.

2.3 Estatística descritiva

Antes da aplicação das ferramentas geoestatísticas, os dados devem ser analisados pelos procedimentos de análise da estatística descritiva (média aritmética, variância, desvio padrão, coeficientes de variação e assimetria, dentre outras), para visualizar-se o comportamento geral dos dados e identificarem-se

possíveis valores discrepantes, fundamentais para a tomada de decisão sobre os procedimentos a serem realizados (Salviano, 1996).

As medidas estatísticas usualmente calculadas são: média, mediana, desvio padrão, valor máximo e mínimo, limite inferior e superior, amplitude total, coeficiente de assimetria, coeficiente de variação, variância, teste paramétrico de normalidade de Shapiro-Wilk (W) e teste não-paramétrico de normalidade de Kolmogorov-Smirnov (KS). Nos casos em que os atributos estudados apresentam valores discrepantes ("outliers"), esses devem ser descartados e, nessas situações, devem-se aplicar novamente os procedimentos da análise descritiva sem os valores discrepantes.

Os parâmetros estatísticos que descrevem um conjunto de dados podem ser divididos em três classes: (a) de tendência ou posição central; (b) de dispersão e (c) de assimetria (Spiegel, 1993).

As medidas de posição ou de tendência central, usuais nos estudos de solo, são: média aritmética, mediana e moda (Garcia & Garcia, 1997). Elas descrevem o equilíbrio ou o centro de uma distribuição (Silveira Junior et al., 1989). Segundo Costa Neto (1990), Farias (1999), Libardi et al. (1996) e Salviano (1996), valores das três medidas aproximadamente iguais sugerem um possível ajuste dos dados à distribuição normal.

O parâmetro de tendência ou posição central mais conhecido e utilizado na estatística clássica é a média aritmética (Webster & Oliver, 1990), devido, principalmente, à simplicidade de sua obtenção e às fortes propriedades matemáticas a ela inerentes, que permitem sua utilização em problemas tanto teóricos quanto práticos (Lemma, 1992). Outro parâmetro de tendência central é a mediana, que representa o valor central da variável quando as observações são classificadas em ordem crescente. Portanto, a quantidade de valores menores e maiores que a mediana é igual. Matematicamente, a mediana é menos tratável que a média, mas apresenta a vantagem de ser menos sensível a valores

discrepantes (Webster & Oliver, 1990). A moda de um conjunto de dados é o valor que ocorre com a maior frequência, podendo não existir, ou mesmo não ser única (Spiegel, 1993). Por meio das mesmas, pode-se confirmar se um dado é realmente um valor discrepante ou não; se sim, a retirada do mesmo implicaria numa modificação dos valores da média e mediana, o que as tornariam mais semelhantes (Salviano, 1996).

Geralmente, as medidas de tendência central são insuficientes para descrever plenamente um conjunto de dados, sendo necessário utilizar as medidas de dispersão para enriquecer essa descrição (Fietz, 1998).

Usam-se como medidas de dispersão ou variabilidade dos dados em torno da média o desvio padrão, a amplitude total (dada pela diferença entre o valor mínimo e máximo), a variância, o coeficiente de variação e a assimetria (Libardi et al., 1996). As medidas de dispersão visam fornecer o grau de variabilidade das observações, geralmente utilizando como padrão uma medida de tendência central (Silveira Junior et al., 1989).

Analisando-se as medidas de dispersão, pode-se também confirmar se um dado é realmente um valor discrepante ou não. Verificada tal condição, sua retirada implicaria num menor valor da medida (Salviano, 1996).

Importante lembrar que a amplitude total não é uma medida apropriada para representar a dispersão dos dados, pois é muito influenciada por valores perturbadores, além de considerar apenas dois valores do conjunto de dados. Toledo & Ovalle (1982) afirmam que a amplitude total, por levar em conta apenas os valores extremos de um conjunto de dados, apresenta grande instabilidade, sendo, muitas vezes, afetada de forma bastante acentuada pela ocorrência de apenas um valor particularmente anormal.

Quando se constata que a amplitude total (At) se relaciona bem com a amplitude de variação entre o valor máximo e mínimo, demonstra-se que ela é uma medida apropriada para se observar a dispersão do conjunto de dados.

Grossi Sad (1986) revela que um modo muito objetivo de se estimar a variabilidade das amostras é comparar o comportamento do parâmetro estudado com modelos mais usuais, utilizando-se curvas de distribuição de frequência. As curvas de frequência mais usuais, obtidas a partir de variáveis do solo são: as curvas normal ou de Gauss e logarítmica normal (Grossi Sad, 1986; Spiegel, 1993). Conforme Assis et al. (1996), sua importância resulta do fato de que muitas técnicas estatísticas, como análise de variância, de regressão e alguns testes de hipóteses assumem e exigem a normalidade dos dados.

Ao analisarem a variabilidade espacial de atributos físicos do solo, Nielsen et al. (1973) concluíram que, para as variáveis argila, areia, densidade do solo e teor de água, os dados apresentaram uma distribuição normal. Vários trabalhos confirmam distribuição normal dos dados para densidade do solo (Cassel & Bauer, 1975; Coelho, 1974), granulometria (Guma, 1978) e teor de água correspondente à saturação (Cameron, 1978).

Se a distribuição não é normal, significa que a média aritmética é uma medida bastante influenciada pelos valores extremos, não sendo uma medida de tendência central adequada para a representação dos dados (Eguchi, 2001; Farias, 1999; Queiroz, 1995).

O desvio padrão dá idéia do afastamento dos valores observados em relação à média estimada e o coeficiente de variação dá idéia da precisão com que foi realizado o experimento (Carvalho, 1991).

O coeficiente de variação (C.V.) é uma relação entre o desvio padrão e a média do conjunto de dados e expressa o grau de variabilidade do atributo, não refletindo sua forma (Grossi Sad, 1986). No trabalho de Nielsen et al. (1973), em uma área de 150ha com 120 pontos de amostragem, foi obtido C.V. para densidade do solo com valor de 8% (considerado baixo), para retenção de água, 17%, enquanto que, para argila, silte e areia, foram de 42%; 22% e 17%, respectivamente.

A utilização do coeficiente de variação na avaliação da variabilidade dos dados têm a vantagem de permitir a comparação entre propriedades distintas, pois, é uma medida adimensional, apresentando o mesmo valor independentemente das unidades utilizadas nas medidas (Dourado Neto, 1989, Machado, 1994 e Warrick & Nielsen, 1980). A variabilidade dos dados pode ser classificada de acordo com os critérios propostos por Warrick & Nielsen (1980), que consideram os valores do coeficiente de variação entre 12% e 60% como de média variabilidade e os valores abaixo e acima deste intervalo como de baixa e alta variabilidade, respectivamente.

O desvio padrão e o coeficiente de variação dão idéia da magnitude de variabilidade dos atributos químicos e físicos dos solos, porém, nada informam sobre a estrutura de dependência espacial destes atributos, o que só é possível por meio de técnicas geoestatísticas (Souza, 1999).

Uma medida importante de assimetria de uma distribuição unimodal, expressa sob a forma adimensional, é o coeficiente de momento de assimetria, em que uma curva perfeitamente simétrica apresentará coeficiente de assimetria nulo (Spiegel, 1993). Uma acentuada assimetria à direita ou a esquerda pode ser verificada para as variáveis, indicando que há uma elevada freqüência de valores abaixo ou acima da média, respectivamente (Souza, 1999).

A consideração de distribuição normal é reforçada quando há comportamento linear no gráfico de probabilidade normal. Em uma distribuição de classes de freqüência com assimetria positiva, a média é maior que a mediana e esta maior que a moda. Se a assimetria for negativa, a média será menor que a mediana e esta menor que a moda. Nas curvas simétricas, tanto média quanto mediana e moda são coincidentes (Assis et al., 1996).

O fato dos dados dos atributos não se ajustarem a uma distribuição normal implica na limitação da utilização de métodos oriundos da estatística clássica, para os quais esse requisito é básico (Mead & Curnow, 1983).

A normalidade dos dados pode ser avaliada por um teste paramétrico, como o de Shapiro-Wilk (W) ou não-paramétrico, como o Kolmogorov-Smirnov (KS). O ajuste pode também ser avaliado pelo coeficiente de assimetria, utilizando testes de hipóteses para verificar se os referidos coeficientes diferem estatisticamente dos valores ideais de uma distribuição normal.

2.4 Análise exploratória

A análise exploratória dos dados é um estágio inicial para verificar e descrever as medidas estatísticas e matemáticas dos dados, o que melhora a eficiência da análise estatística (Alves, 1987; Farias, 1999) e para auxiliar na decisão das hipóteses de estacionaridade que podem ser assumidas (Folegatti, 1996; Hamlett et al., 1986).

Dentre os recursos gráficos utilizados na análise exploratória da variabilidade espacial de um conjunto de dados e na identificação de valores discrepantes pode-se destacar: gráficos de caixa "box-plot", o dispositivo de ramos e folhas (Alves, 1987; Hoaglin et al., 1983; Souza, 1999), os gráficos por linhas e por colunas, os quais podem auxiliar na interpretação dos dados obtidos e na tomada de decisões com relação à retirada ou não de dados ou na remoção de tendências (Souza, 1999).

A dispersão dos dados pode ser observada pelos gráficos de caixa, por intermédio da representação visual de um conjunto de cinco números: limites inferior e superior; quartis inferior e superior e média ou mediana, podendo ainda apresentar valores discrepantes. O gráfico de caixa é um dispositivo gráfico que é construído desenhando-se uma caixa, que representa a dispersão dos quartis ou amplitude interquartílica, com extremidades nos quartos inferior e superior e com uma barra na mediana, assumida como medida de posição central. Em seguida, traçam-se linhas contínuas saindo da caixa, uma do lado esquerdo e outra do lado direito, indicando os limites críticos inferior e superior

das observações não extremas. Acima dos limites críticos, as observações discrepantes são representadas por pontos soltos. Cada gráfico de caixa mostra as seguintes características da estrutura do grupo: a) posição, resumida pela mediana b) dispersão, dada pela dispersão-F e mostrada pelo comprimento da caixa c) assimetria, em função das posições da mediana e dos quartis d) distribuição e e) valores discrepantes (Alves, 1987; Hoaglin et al., 1983; Libardi et al., 1996; Queiroz, 1995).

Sendo assim, por meio do gráfico de caixa, pode-se ter idéia da configuração da distribuição de freqüência dos dados. Quando a distância do quartil superior ao valor máximo é maior que entre o quartil inferior e o valor mínimo, a assimetria é significativamente maior que zero e vice-versa (Fietz, 1998).

A identificação de possíveis valores extremos, observações consideradas discrepantes ou atípicas que se diferenciam da maioria dos valores dos demais dados que compõem o conjunto, pode ser realizada utilizando-se o critério de Hoaglin et al. (1983). Este critério que considera como prováveis dados discrepantes valores menores que a diferença entre o quartil inferior e 1,5 vez a amplitude interquartilica (A_i), ou seja, aqueles abaixo do limite inferior (LI), estimado por $LI=Q_i-1,5.A_i$ e dados com valores maiores que a soma do quartil superior com 1,5 vez a amplitude interquartilica, ou seja, acima do limite superior (LS), estimado por $LS=Q_s+1,5.A_i$.

Segundo Libardi et al. (1996), a decisão de excluí-los deve ser tomada após confrontarem-se os candidatos a valor extremo com seus vizinhos mais próximos nos gráficos de distribuição espacial ("postplot"). Nesses gráficos, os valores devem ser divididos em quatro classes, representadas por diferentes símbolos gráficos, cujos limites são definidos da seguinte forma: (1) do valor mínimo ao quartil inferior, (2) do quartil inferior à mediana, (3) da mediana ao quartil superior e (4) do quartil superior ao valor máximo.

Os gráficos de distribuição espacial também podem ser utilizados para avaliar a existência de sub-regiões (símbolos iguais de forma concentrada) e ou tendências (variações gradativas em alguma direção), situações incompatíveis com a hipótese intrínseca assumida na análise geoestatística (Ribeiro Junior, 1995).

No entanto, concentrações de valores em determinados níveis geralmente ocorrem e podem ser justificadas pela própria continuidade espacial do atributo. Como não existe teste estatístico para analisar estacionaridade, o enquadramento dos dados à hipótese intrínseca deve ser avaliado de forma indireta, por meio da confecção de semivariogramas e pela técnica da validação cruzada (Vieira, 1998).

Segundo Journel & Huijbregts (1991), nos casos em que existir dúvida sobre a existência de tendência nos dados, esta pode ser conceituada ou entendida como "quase estacionaridade". É o caso de quando a existência ou não de tendência dependem da escala de trabalho.

2.5 Aplicação da geoestatística em estudos de variabilidade espacial

Segundo Roque (2003), há duas metodologias que possibilitam o estudo da variabilidade espacial, a geoestatística e a estatística clássica, diferindo entre si na forma de análise da variação dos dados. Para este autor, a estatística clássica é aplicada a atributos do solo que obedecem à lei normal de probabilidades de ocorrência e que as ocorrências são independentes. A estatística clássica pode fornecer o tamanho da variabilidade espacial. As técnicas geoestatísticas levam em consideração a distribuição espacial das medidas, o que permite definir o alcance de correlação espacial entre amostras (Vieira, 2000).

Segundo Vieira (2000), para a posição fixa x_i , identificada por uma coordenada no espaço ou no tempo, cada valor medido da variável em estudo

$z(x_i)$ pode ser considerado como uma realização de certa variável aleatória, $Z(x_i)$. O conjunto de variáveis aleatórias $\{Z(x_i), \forall x_i \in S\}$ é determinado pela função aleatória e é simbolizado por $Z(x_i)$ (Jurnel & Huijbrets, 1991). De acordo com Isaaks & Srivastava (1989), assume-se que a dependência espacial, nesta função aleatória, é especificada por algum mecanismo probabilístico. A geoestatística é constituída com base em conceitos básicos de estatística, em particular de processos estocásticos (ou função aleatória), especialmente medidas de covariância, correlações e de semivariâncias, as quais assumem papel fundamental na análise (Ribeiro Junior, 1995).

2.5.1 Hipótese de estacionaridade de ordem 1

De acordo com Trangmar et al. (1985), a estacionaridade de primeira ordem é definida como sendo a hipótese de que o momento de primeira ordem da distribuição da função aleatória $Z(x_i)$ é constante em toda a área.

Considere uma variável aleatória $Z(x_i)$ no ponto x_i . Se a função de distribuição de $Z(x_i)$ têm uma esperança, então, esta esperança, geralmente, é uma função de x_i , constante para todo x_i , escrita como:

$$E\{Z(x_i)\} = m(x_i) = m \quad (1)$$

em que m é estimada pela média dos valores amostrais.

Decorre desta definição, de acordo com Vieira (2000), que, se for tomado um vetor h de separação entre dois pontos, o qual apresenta módulo e direção, para qualquer h , têm-se:

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

2.5.2 Hipótese de estacionaridade de ordem 2

Considerando que a função aleatória $Z(x_i)$ é estacionária de ordem 2, as seguintes condições são satisfeitas:

a) o valor esperado de $Z(x_i)$ existe e independe da posição x_i dentro de S , isto é:

$$E\{Z(x_i)\} = m \quad \forall x_i \in S \quad (3)$$

(esta é a estacionaridade de ordem 1)

b) para cada par de variáveis aleatórias, $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, a função de covariância, $Cov(h)$ existe e é uma função apenas de h , ou seja:

$$Cov(h) = E\{Z(x_i) \cdot Z(x_i + h)\} - m^2 = Cov(0) \quad \forall x_i \in S \quad (4)$$

De acordo com Vieira (2000), a estacionaridade da covariância implica na estacionaridade da variância e do variograma e, usando a linearidade do operador, E , obtém-se:

$$Var\{Z(x_i)\} = E\{[Z(x_i) - m]^2\} = Cov(0) \quad \forall x_i \in S \quad (5)$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E\{[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2\} = Cov(0) - Cov(h) \quad \forall x_i \in S \quad (6)$$

A equação 5 indica que, sob a hipótese de estacionaridade de ordem 2, a covariância $Cov(h)$ e o variograma $2\gamma(h)$ são duas ferramentas equivalentes para caracterizar a autocorrelação entre duas variáveis $Z(x_i+h)$ e $Z(x_i)$ separadas por uma distância h , podendo-se definir uma terceira ferramenta (correlograma):

$$\rho(h) = \frac{Cov(h)}{Cov(0)} = 1 - \frac{\gamma(h)}{Cov(0)} \quad (7)$$

Segundo Viera (2000), a existência de estacionaridade dá a oportunidade de se repetir um experimento, mesmo que as amostras sejam coletadas em pontos diferentes, porque todas são consideradas pertencentes à população com os mesmos momentos estatísticos.

2.5.3 Hipótese intrínseca

De acordo com Vieira (2000), a hipótese de ordem 2 implica a existência de uma variância finita dos valores medidos, $Var\{Z(x_i)\} = Cov(0)$. Esta

hipótese pode não ser satisfeita para alguns fenômenos físicos que têm uma capacidade infinita de dispersão. Para tais situações, uma hipótese menos restritiva, a hipótese intrínseca, pode ser aplicável.

Uma função aleatória é intrínseca quando:

a) a esperança matemática $E\{Z(x_i)\}$ existe e não depende de sua posição

x:

$$E\{Z(x_i)\} = m \quad \forall x_i \in S \quad (8)$$

b) para todo vetor h, o incremento $\{Z(x_i)-Z(x_i+h)\}$ têm uma variância finita e não depende de x:

$$Var\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\} = E\{[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2\} = 2\gamma(h) \quad \forall x_i \in S \quad (9)$$

Logo, têm-se:

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2\} \quad (10)$$

A função $\gamma(h)$ é o semivariograma. A razão para o prefixo “semi” é que a equação (10) pode ser escrita na forma:

$$\gamma(h) = 1/2 E\{[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2\} \quad (11)$$

O fator 2 foi introduzido na definição do variograma, $2\gamma(h)$, para cancelamento e simplificação da equação (9), e a quantidade mais usada é $\gamma(h)$ e não $2\gamma(h)$. A hipótese intrínseca é a mais usada em geoestatística, principalmente por ser menos restritiva.

2.6 Semivariograma

Entre os vários modelos de semivariogramas existentes, o esférico e o exponencial são os que mais se ajustam a atributos do solo (Souza et al. 2004b; 2004c; 2001). De acordo com Lima & Silans (1999), as propriedades hidrodinâmicas dos solos não são distribuídas espacialmente de modo desordenado, mas apresentam certa estrutura de dependência espacial, que é

analisada dependendo do comportamento do semivariograma na origem e no infinito.

Na origem, quatro aspectos são possíveis: (a) o aspecto parabólico, que traduz uma variável muito regular, (b) os aspectos lineares, que correspondem a uma variável menos regular, (c) o efeito de pepita, que traduz um efeito muito irregular (dois pontos distintos, porém vizinhos, podem apresentar valores bem diferentes; tal irregularidade pode ser devido a uma microrregionalização de escala inferior à escala de amostragem) e (d) o aspecto aleatório puro, que traduz a inexistência de correlação entre pontos. Ao infinito, duas situações são possíveis: (a) variograma ao infinito limitado e (b) variograma ao infinito com patamar e alcance. Ao contrário do variograma não-limitado (indicativo de deriva), aquele que apresenta um patamar indica que, nas distâncias superiores ao alcance, os valores da propriedade não são correlatos entre si. Nesses casos, o valor do patamar corresponde à variância espacial da amostra, fornecendo o grau de dependência espacial (Lima & Silans, 1999).

O semivariograma, de acordo com Vieira (2000), é definido por:

$$\gamma(h) = 1/2 E\{[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2\} \quad (12)$$

e pode ser estimado por:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (13)$$

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h . O gráfico de $\gamma^*(h)$, em função dos valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h e, portanto depende de ambos, magnitude e direção de h .

O sentido físico do semivariograma, de acordo com Eguchi (2001), pode ser entendido quando se analisa a sua definição: ele mede a variabilidade das diferenças entre as realizações da variável aleatória de interesse, de tal maneira que, quanto menor a semivariância, menor a variação dessas diferenças.

De acordo com Vieira (2000), as características ideais de um semivariograma (Figura 1) são:

a) que as diferenças $\{[Z(x_i)-Z(x_i+h)]\}$ decresçam assim que h , a distância que os separa, decresça;

b) que medições localizadas próximas sejam mais parecidas entre si do que aquelas separadas por grandes distâncias. Dessa maneira, é de se esperar que $\gamma(h)$ aumente com a distância h . Por definição, $\gamma(0) = 0$, como pode ser visto pela equação (12), quando $h = 0$. Entretanto, na prática, à medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita (“nugget effect”) e que recebe o símbolo de C_0 . O valor de C_0 revela descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância amostrada:

c) à medida que h aumenta, $\gamma(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza, sendo o mesmo chamado de patamar “sill” e aproximadamente igual à variância dos dados;

d) a distância na qual $\gamma(h)$ atinge o patamar é chamada alcance (“range”), sendo, em geral, identificada por “a” e é a distância limite de dependência espacial. Medições localizadas a distâncias maiores que “a” têm distribuição espacial aleatória e, por isso são, independentes entre si. Para estas amostras, a estatística clássica pode ser empregada sem restrições. Por outro lado, amostras coletadas em distâncias menores que “a” são correlacionadas umas às outras, o que permite que se façam interpolações para espaçamentos menores do que os amostrados, desde que se identifique a estrutura de dependência espacial.

Dessa maneira, o alcance “a” é a linha divisória para aplicação da geoestatística ou estatística clássica e, por isso, o cálculo do semivariograma deveria ser feito rotineiramente para dados de campo, para garantir as hipóteses estatísticas sob as quais serão analisados (Vieira, 2000).

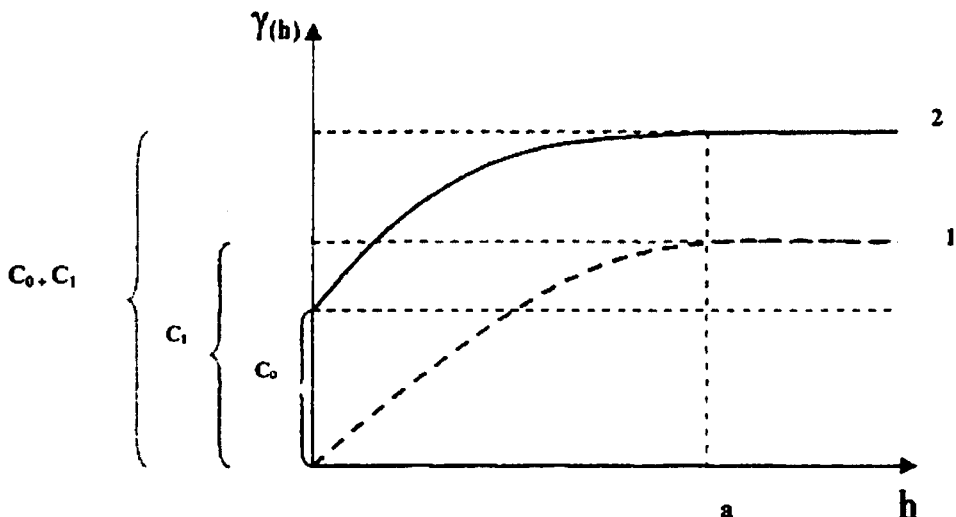


FIGURA 1. Representação de semivariograma ideal ausência do efeito pepita – (1) e de semivariograma típico para dados sem tendência e com ruído (2)

2.6.1 Modelos de semivariogramas

O modelo do semivariograma pode assumir muitas formas, dependendo do conjunto de dados e do espaçamento de amostragem (Machado, 1994). A escolha de um modelo teórico do semivariograma é um dos aspectos mais importantes das aplicações das variáveis regionalizadas e pode ser uma das maiores fontes de ambigüidade e polêmicas nessas aplicações (Vieira, 2000).

Existem condições que definem uma classe de modelos válidos. Tais condições surgem da necessidade dos termos do sistema de krigagem, que são medidas de covariância e semivariância de variáveis separadas por uma certa distância que não necessariamente pode ser estimada partindo-se dos pontos amostrais. Todos os cálculos de geoestatística dependem do valor do modelo do semivariograma para cada distância especificada (Vieira et al., 1983). Por isso, se o modelo não possuir bom ajuste, todos os cálculos seguintes estarão equivocados. Como regra geral, quanto mais simples for o modelo ajustado,

melhor e não se deve dar importância excessiva a pequenas flutuações que podem ser artifícios referentes a um número de dados.

De acordo com Vieira (2000), é importante que o modelo ajustado represente a tendência de $\gamma(h)$ em relação a h . Cressie (1993) comenta que a matriz de covariância no processo de krigagem deve ser positiva definida, ou seja, o seu determinante deve ser positivo ou zero, garantindo que o sistema de krigagem tenha solução única.

Dependendo dos valores de $\gamma(h)$, para altos valores de h , os modelos básicos e usuais podem ser classificados em modelos com ou sem patamar (“sill”).

a) Modelos com patamar

Para Machado (1994), são normalmente ajustes que representam a estacionaridade de segunda ordem. A semivariância aumenta com o aumento da distância entre amostras, até atingir o patamar, onde se estabiliza. Estes modelos têm os seguintes parâmetros: C_0 , como efeito pepita; C_0+C_1 é o patamar e “ a ” é o alcance do semivariograma.

a) Modelo linear:

$$\gamma(h) = C_0 + \frac{C_1}{a} h; 0 < h < a \quad (14)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1; h \geq a \quad (15)$$

em que C_1/a é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Segundo Vieira (2000), o patamar é determinado por inspeção; C_1/a é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos de $\gamma(h)$, dando-se maior peso àqueles que correspondem ao maior número de pares; o efeito pepita (C_0) é determinado pela interseção da reta formada com os primeiros valores de semivariância e o eixo $\gamma(h)$; o alcance (a) é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar, $C_1 = (\text{patamar} - C_0)$.

b) Modelo esférico

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; 0 < h < a \quad (16)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1; h \geq a \quad (17)$$

Segundo Vieira (2000), o modelo é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0) e do patamar (C_0+C_1). Depois, traça-se uma reta que intercepta o eixo y em C_0 e que seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h = 0$. Essa reta cruzará com o patamar à distância $a' = (2/3)a$. Assim, o alcance (a) será $a = (3/2)a'$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $(1/3)a$.

c) Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right]; 0 < h < a \quad (18)$$

máxima distância, na qual o semivariograma é definido. Segundo Vieira (2000), uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto o modelo esférico atinge no valor do alcance. O parâmetro “a” é determinado visualmente com a distância, após a qual o semivariograma se estabiliza.

d) Modelo gaussiano

A característica que distingue o modelo gaussiano é o seu comportamento parabólico próximo à origem. É o único modelo que apresenta, em sua forma, um ponto de inflexão (Isaaks & Srivastava 1989).

A característica que distingue o modelo gaussiano é o seu comportamento parabólico próximo à origem. É o único modelo que apresenta, em sua forma um ponto de inflexão (Isaaks & Srivastava 1989).

b) Modelos sem patamar

Esses modelos correspondem a fenômenos que têm uma capacidade infinita de dispersão e, por isso, não têm variância finita e a covariância não pode ser definida (Vieira, 2000). Os semivariogramas podem ser definidos mas não se estabilizam em nenhum patamar. Podem ser escritos da seguinte maneira:

$$\gamma(h) = C + Ah^B; 0 < B < 2 \quad (19)$$

O parâmetro B têm de ser estritamente maior que zero e menor que 2, a fim de garantir que o semivariograma tenha positividade definida condicional e o parâmetro "A" representa a inclinação do modelo.

2.6.4 Métodos de ajuste de semivariogramas

O semivariograma é o cerne dos estudos geoestatísticos, pois é por meio dele que se descreve quantitativa e qualitativamente a variação espacial, além de ser o ponto chave na determinação do preditor geoestatístico krigagem (Mello, 2004). Daí a importância do melhor ajuste possível e da seleção adequada de modelos da função de semivariância.

Até a década de 1980, em função da pouca disponibilidade de recursos computacionais, o ajuste do modelo espacial ao semivariograma experimental era usualmente feito de forma visual (a sentimento), não tendo o auxílio de métodos matemáticos, ficando à mercê da subjetividade do pesquisador. Atualmente, com o aumento dos recursos computacionais, outros métodos de ajuste, livres da subjetividade, vêm sendo empregados, dentre eles, o método dos quadrados mínimos ponderados (MQP) e o método da máxima verossimilhança (MV).

O método da MV consiste em maximizar a função de densidade de probabilidades, em relação aos efeitos fixos e aos componentes de variâncias dos efeitos aleatórios do modelo. Esse método é iterativo e fornece sempre estimativas positivas de componentes de variância. Existem alguns problemas no

uso deste estimador devido ao fato deste não considerar a perda de graus de liberdade resultante da estimação dos efeitos fixos do modelo (Oliveira, 2003). Verossimilhança significa semelhante à verdade e, então, denota a probabilidade de algo ser verdadeiro. Assim, máxima verossimilhança significa a máxima probabilidade de algo ser verdadeiro.

Um estimador de máxima verossimilhança possui propriedades tais como, ser assintoticamente não tendencioso, dar estimativa de variância mínima, ser consistente e invariante.

O MQP é uma tentativa de ponderar a semivariância, uma vez que a ponderação pela variância das estimativas das semivariâncias não é conhecida. Mello (2004) comenta que isso é possível dividindo-se o erro quadrático médio pelo número de pares de pontos em cada distância no semivariograma.

Para análise e escolha do melhor método e modelo, pode-se considerar a razão entre a variância estrutural e o patamar, expressa em porcentagem, que permite classificar o grau de dependência espacial. Segundo Robertson (1998), é considerada fraca se essa razão for $\leq 25\%$, moderada quando a razão estiver entre 25% e 75% , e forte se a razão for $> 75\%$. O grau de dependência é dado por:

$$GD = \left(\frac{C_1}{C_1 + C_0} \right) \times 100 \quad (20)$$

2.7 Krigagem

Na maioria das vezes, o interesse da análise geoestatística não se limita à obtenção de um modelo de dependência espacial, desejando-se também prever valores em pontos não amostrados. O interesse pode ser em um ou mais pontos específicos da área ou obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável na região por meio de um mapa de isolinhas ou de superfície. Para se obter esse maior detalhamento da área em

estudo, é necessária à aplicação de um método de interpolação que, no caso da geoestatística, é conhecido como a krigagem (Silva Junior, 1984).

Segundo Gonçalves (1997) e Silva Junior (1984), esse interpolador pondera os vizinhos do ponto a ser estimado, obedecendo aos critérios de não tendenciosidade e mínima variância. Existem diversos tipos de krigagem: simples, ordinária, universal, indicadora, probabilística, etc.

A krigagem ordinária utiliza um estimador linear não-viciado com mínima variância para interpolação do atributo medido em posições não-amostradas (Isaaks & Srivastava, 1989). Linear porque suas estimativas são feitas por combinações lineares, sem viés (*Unbiased*) porque o erro de estimativa esperado é nulo, e melhor (*best*) porque seu objetivo é minimizar a variância destes erros de estimativa (Inoue et al., 1999). O estimador é uma combinação linear, que é uma média móvel e leva em conta a estrutura de variabilidade encontrada para aquela variável (medida), expressa pelo semivariograma (ou, equivalentemente, função de autocorrelação) e pela localização dos valores conhecidos (Lamparelli et al., 2001). Pontos próximos da posição a ser interpolada levam maiores pesos que os mais distantes.

De acordo com Silva Junior (1984), o método de krigagem ordinária se distingue dos demais tipos por seu objetivo de minimizar a variância dos erros. Os ponderadores de dados na krigagem são proporcionais às "distâncias estatísticas", significando que, além de ponderar pelas distâncias euclidianas entre o ponto a ser estimado e os demais pontos conhecidos, incorporam também a estrutura de variabilidade na região de estimação. Um caso em que isto ocorre é quando há anisotropia, ou seja, dois pontos separados pela mesma distância euclidianas do ponto a ser estimado possuem influências diferentes na estimação, dependendo da direção onde estão situados, uma vez que a dependência é distinta nas diferentes regiões (Ribeiro Junior, 1995). Saliente-se, ainda, que as

distâncias consideradas não são somente as distâncias entre o ponto a ser predito e os vizinhos, mas também as distâncias entre os vizinhos (Silva Junior, 1984).

Esta característica deste interpolador é denominada "*declustering*", devendo-se ao fato do preditor considerar uma medida de associação entre os pontos x_i da vizinhança. Normalmente, a medida de associação utilizada é a semivariância e daí a necessidade de se ter um semivariograma e um modelo ajustado (Almeida & Ribeiro, 1996).

De acordo com Ribeiro Junior (1995) e Camargo (1997), o processo de krigagem se diferencia dos outros métodos de interpolação pela forma de atribuição dos pesos, já que, neste método, não se utiliza a distância euclidiana entre os pontos, mas uma "distância estatística" que expressa tanto a distância quanto a estrutura de variabilidade (semivariância ou covariância). Não apenas a distância dos vizinhos ao ponto a ser estimado é considerada, mas também as distâncias entre os mesmos influencia a distribuição dos pesos. Assim, os vizinhos agrupados têm importância individual relativamente menor do que aqueles isolados.

No método da krigagem, os pesos são atribuídos de acordo com a variabilidade espacial expressa no semivariograma (Vieira, 1998). No entanto, o que torna a krigagem um interpolador ótimo é a maneira como os pesos são distribuídos, não sendo tendencioso, tendo variância mínima e possibilitar que se conheça a variância da estimativa (Webster & Oliver, 1990).

A condição de não tendência significa que, em média, a diferença entre valores estimados e medidos para o mesmo ponto deve ser nula. A condição de variância mínima significa que, embora possam existir diferenças ponto por ponto entre o valor medido e o estimado, essas diferenças devem ser mínimas (Fietz, 1998).

Sendo assim, a krigagem é uma técnica usada na geoestatística com o objetivo de estimar valores de variáveis para locais onde as mesmas não foram

medidas a partir de valores adjacentes interdependentes. Para que esta ferramenta seja usada, é necessário que exista a dependência espacial definida pelo semivariograma (Salviano, 1996), sendo o valor estimado da variável dado pela expressão:

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (21)$$

em que N é o número de vizinhos medidos, $Z(x_i)$ utilizados na estimativa da variável e λ_i são os ponderadores aplicados a cada $Z(x_i)$, os quais são selecionados de forma que a estimativa obtida seja não tendenciosa.

Por intermédio da análise de mapas de contorno ou de superfície, gerados por meio da krigagem, pode-se tomar decisões importantes. O mapeamento da variabilidade espacial das propriedades físico-hídricas do solo permite um melhor planejamento e manejo do mesmo.

2.8 Validação cruzada

No ajuste de semivariogramas experimentais, sempre existe um certo grau de incerteza sobre as hipóteses de estacionaridade assumidas, modelos selecionados, parâmetros ajustados e qualidade da krigagem. Esta incerteza representa o erro da estimativa que pode ser avaliado pelo procedimento denominado de validação cruzada ("cross validation") (Cressie, 1991; Isaaks & Srivastava, 1989; Vieira et al., 1981) ou "*jack-knifing*" (Vieira, 1998). Nessa técnica, cada ponto medido é excluído e seu valor é estimado com os dados restantes (Vieira, 1997 e 1998), ou seja, estimam-se os valores da variável em estudo sobre os mesmos pontos amostrados e comparando-os com os dados medidos.

A técnica "*jack-knifing*" permite avaliar a qualidade do método de estimativa de dados e também definir o melhor número de vizinhos mais próximos a um determinado ponto para a estimativa do valor neste ponto. A

técnica é também utilizada para avaliar se o modelo do semivariograma experimental usado no processo de estimativa de dados é o que melhor se ajusta aos dados (Souza, 1992). Utilizam-se como parâmetros de decisão o erro reduzido e a variância do erro reduzido, ideal quando próxima ao valor 1, calculados pelas seguintes equações:

$$ER = E\{ER(x_i)\} = E\left\{\frac{\bar{z}(x_i) - Z(x_i)}{\sigma_k(x_i)}\right\}^2 \quad (22)$$

$$VAR(ER) = E\left\{\left(\frac{\bar{z}(x_i) - Z(x_i)}{\sigma_k(x_0)}\right)^2\right\} \quad (23)$$

Segundo Vieira (1997 e 1998), com os pares de valores medidos e estimados em cada ponto amostral, pode-se avaliar a qualidade dos ajustes dos semivariogramas pelos seguintes procedimentos: regressão linear, erro absoluto (ideal quando o histograma com seus valores se ajusta a uma distribuição normal) e erro reduzido.

O ideal é que o erro de estimativa tenha distribuição normal com média reduzida (m_r) igual a zero e variância reduzida (s_{red}^2) unitária (Vieira & Lombardi Neto., 1995), o mesmo aplicado para outro parâmetro de decisão, os desvios padronizados da estimativa, isto é, a diferença entre valores estimados e observados, dividida pela raiz quadrada da variância das estimativas (Vieira & Lombardi Neto, 1995).

Como a interpolação por krigagem está fortemente associada ao modelo de semivariograma escolhido, a validação cruzada pode ser usada para a decisão do modelo a ser ajustado (Vieira et al., 1981).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Caracterização morfométrica da sub-bacia hidrográfica

A área de estudo, com aproximadamente 477,0 ha, compreende a sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela, localizada na margem direita do córrego do Jaguará, que deságua diretamente no reservatório da UHE de Camargos/CEMIG, município de Nazareno, MG. Situa-se entre as coordenadas UTM "550169" e "552810" de longitude W e "7650163" e "7650989" de latitude S e entre as altitudes 960m e 1060m. Está inserida na unidade geomorfológica Planalto Campos das Vertentes, na região hidrográfica do Alto Rio Grande".

Esta sub-bacia hidrográfica é representativa dos ambientes associados ao Latossolo, na região Alto Rio Grande, segundo Giarola et al. (1997). Além disso, foi escolhida com base em estudo hidrológico prévio, como representativa para estudos hidrológicos, associados à produção de água subterrânea, tendo sido relatada como uma sub-bacia com boas condições de recarga dos aquíferos subterrâneos. Portanto, todo e qualquer estudo hidrológico e pedológico nesta sub-bacia é de fundamental importância no contexto do manejo ambiental e sustentável, cujos resultados poderão ser aplicados para a região mais próxima ao reservatório da UHE de Camargos/CEMIG, sendo esta promissora no contexto energético do país.

As unidades pedológicas presentes na sub-bacia hidrográfica podem ser visualizadas na Figura 2. Predomina na sub-bacia o Latossolo Vermelho Amarelo distrófico (LVAd), ocupando cerca de 65% da área. Esta unidade pedológica ocorre tanto em locais de relevo suave ondulado nos topos e sopés das elevações, como nas encostas de relevos ondulados, locais de sua maior expressão. Latossolo Vermelho Distrófico típico (LEd), em cerca de 14% da área da sub-bacia hidrográfica, aparecendo mesclado dentro do LVAd. Os

[REDACTED]

Cambissolos (C) ocupam menos de 5% e Solos Hidromórficos (Hi), compreendendo as várzeas, cerca de 17% da área da sub-bacia .

3.2 Aptidão agrícola das terras

O clima, segundo classificação de Köppen, é do tipo Cwa (temperado com verões quentes e úmidos e invernos secos e frios), estando os solos, exceto os Hidromórficos, sujeitos aos regimes údico e isotérmico (Giarola et al., 1997). O tipo de vegetação dominante é o cerrado tropical subcaducifólio, ocorrendo ocasionalmente floresta tropical subcaducifólia ou campo de surgente no terço inferior das encostas, campo cerrado tropical nos locais de domínio de solos mais rasos e campo hidrófilo de várzea nas baixadas.

A extensão superficial e a distribuição percentual das unidades de mapeamento da aptidão agrícola da sub-bacia estão apresentadas na Tabela 1.

TABELA 1 Extensão superficial e distribuição percentual das unidades de mapeamento da aptidão agrícola da sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela, 1997.

Unidade de mapeamento	Área (ha)	Percentual
2(a)bc	14,3274	3,0
2(a)b(c)	21,9687	4,6
2bc	12,8947	2,7
2(b)c	38,2064	8,0
3(ab)	6,3085	1,3
3(b)	259,3259	54,3
4p	48,2356	10,1
4(p)	5,7310	1,2
5n	70,6818	24,8
Total	477,58	100

Fonte: Giarola et al. (1997).



FIGURA 2 Unidades pedológicas presentes na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão da Marcela, extraído de Giarola et al. (1997)

O mapeamento das unidades de aptidão, bem como a disposição em que elas se encontram na paisagem, encontram-se na Figura 3.

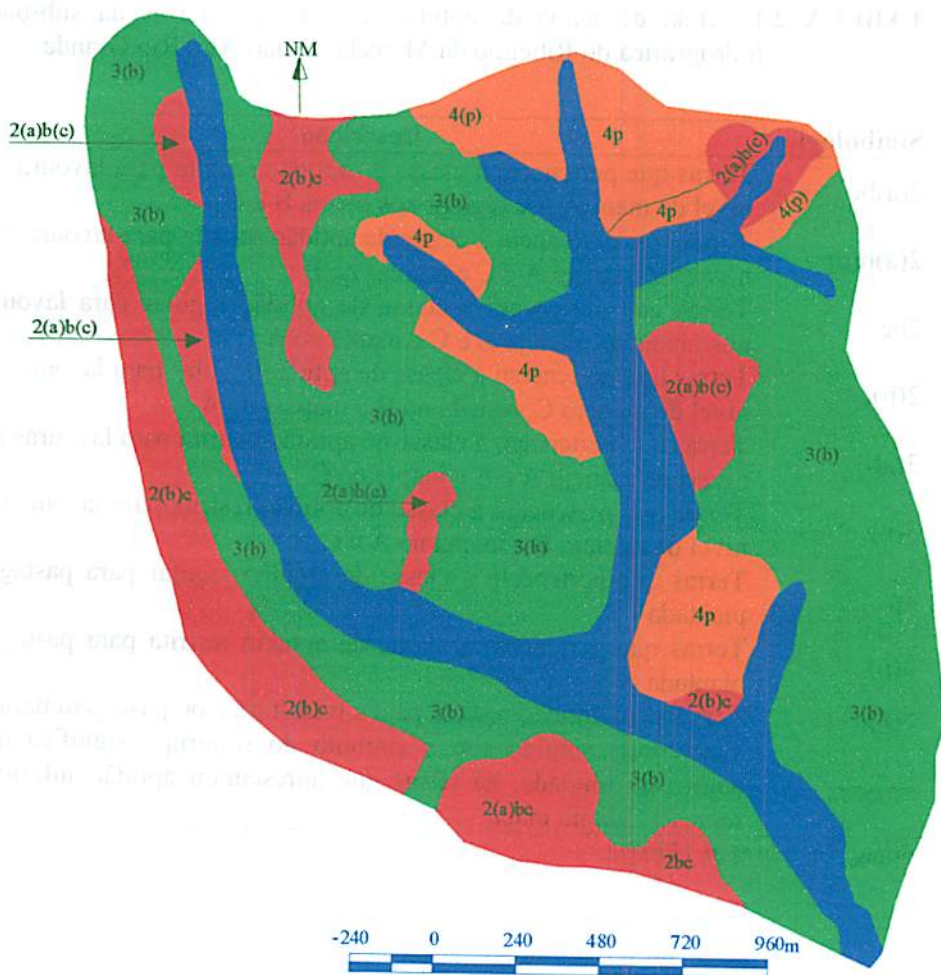


FIGURA 3. Mapa de aptidão agrícola das terras da sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela, de acordo com Giarola et al. (1997).

A legenda das classes de aptidão agrícola das terras da sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela está apresentada na Tabela 2.

TABELA 2. Legenda do mapa de aptidão agrícola das terras da sub-bacia hidrográfica do Ribeirão da Marcela, região Alto Rio Grande.

Simbologia	Descrição
2(a)bc	Terras que pertencem à classe de aptidão restrita para lavouras no nível de manejo A e regular nos níveis B e C
2(a)b(c)	Terras que pertencem à classe de aptidão restrita para lavouras nos níveis de manejo A e C e regular no B
2bc	Terras que pertencem à classe de aptidão regular para lavouras nos níveis de manejo B e C e inapta no A
2(b)c	Terras que pertencem à classe de aptidão regular para lavouras no nível de manejo C, restrita no B e inaptas no A
3(ab)	Terras que pertencem à classe de aptidão restrita para lavouras nos níveis de manejo A e B e inapta no C
3(b)	Terras que pertencem à classe de aptidão restrita para lavouras no nível de manejo B e inapta no A e C
4p	Terras que pertencem à classe de aptidão regular para pastagem plantada
4(p)	Terras que pertencem à classe de aptidão restrita para pastagem plantada
5(n)	Terras com aptidão restrita para silvicultura e ou pastagem natural
-----	Traço interrompido sob o símbolo do subgrupo significa que, dentro da unidade, há terras que apresentam aptidão inferior à representada no mapa.

Fonte: Giarola et al. (1997).

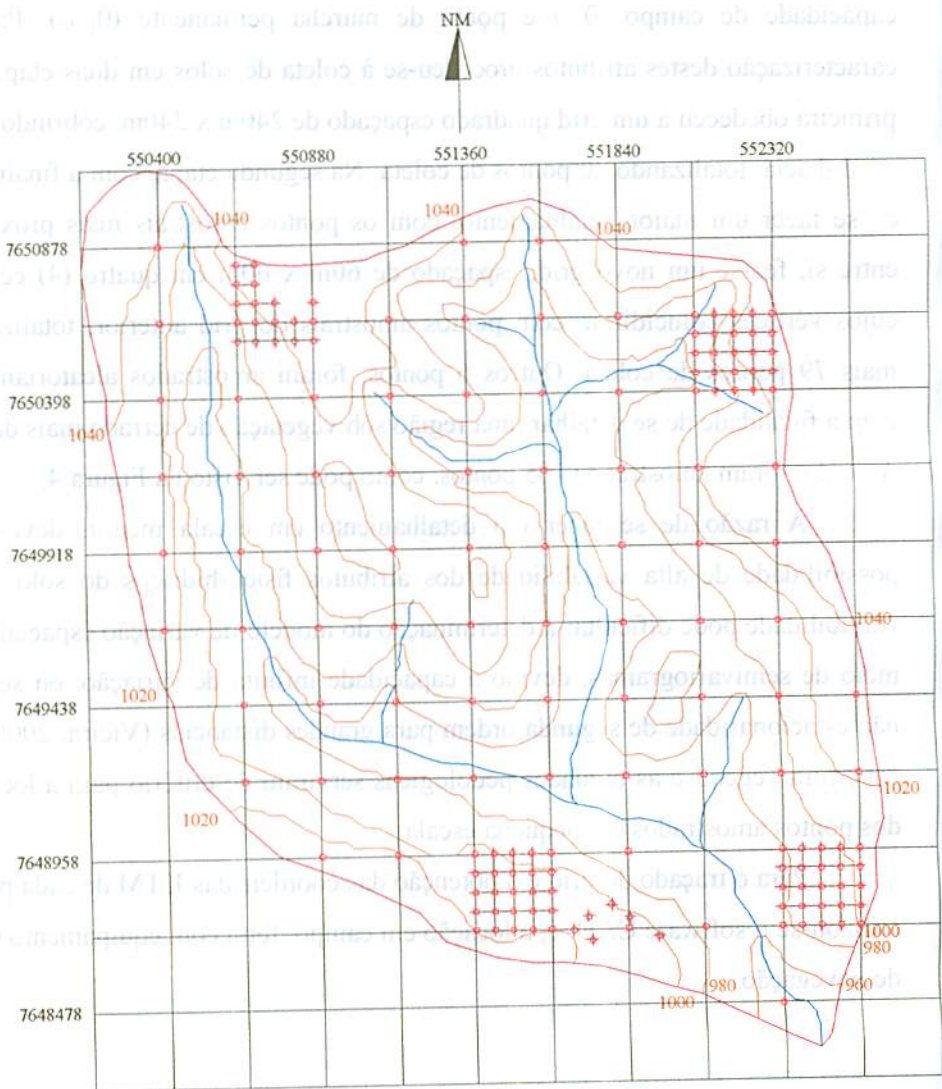
3.3 Atributos analisados e plano amostral

Os atributos físico-hídricos avaliados dos solos foram: densidade do solo – D_s , teor de matéria orgânica – MO, argila dispersa em água – ADA, volume total de poros – VTP_c, densidade de partícula – D_p , capacidade total de água no solo – CTA para a camada inicial de 0 a 150mm, frações texturais – areia, silte e

argila, condutividade hidráulica saturada (in situ) – k_0 e umidade volumétrica na capacidade de campo (θ_{Cc}) e ponto de murcha permanente (θ_{PMP}). Para a caracterização destes atributos procedeu-se à coleta de solos em duas etapas. A primeira obedeceu a um grid quadrado espaçado de 240m x 240m, cobrindo toda a sub-bacia, totalizando 80 pontos de coleta. Na segunda etapa, com a finalidade de se fazer um maior detalhamento, com os pontos amostrais mais próximos entre si, fez-se um novo grid, espaçado de 60m x 60m em quatro (4) células cujos vértices coincidiram com pontos amostrais do grid anterior, totalizando mais 79 pontos de coleta. Outros 6 pontos, foram amostrados aleatoriamente com a finalidade de se detalhar uma região sob vegetação de cerrado mais densa. Ao todo, foram amostrados 165 pontos, como pode ser visto na Figura 4.

A razão de se fazer um detalhamento em escala menor, deve-se à possibilidade de alta variabilidade dos atributos físico-hídricos do solo. Esta variabilidade pode dificultar a determinação do modelo de variação espacial, por meio de semivariogramas, devido à capacidade infinita de variação, ou seja, a não estacionaridade de segunda ordem para grandes distâncias (Vicira, 2000). A cobertura vegetal e as unidades pedológicas serviram de critério para a locação dos pontos amostrados em pequena escala.

Para o traçado do grid e a obtenção das coordenadas UTM de cada ponto utilizou-se o software CAD, e, a locação em campo, feita com equipamento GPS de navegação.



- + Nó do grid
- ~ Curvas de nível
- > Rede de drenagem
- ⊞ Grid para locação dos pontos de coleta e realização de testes em campo - 240 x 240 e 60 x 60 m

FIGURA 4 Esquema de amostragem sistemática utilizada na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela para coleta de amostras e realização de testes em campo, com detalhe altimétrico.

3.4 Uso atual e estado de degradação das terras

O uso atual das terras foi levantado por meio de visitas à sub-bacia hidrográfica com o auxílio de receptor GPS. Após a coleta destas informações, os dados foram processados com o auxílio da ferramenta CAD, construindo-se o mapa de uso atual do solo da sub-bacia hidrográfica.

Avaliou-se o estado de degradação dos solos confrontando-se seu uso atual com as classes de aptidão agrícola das terras da sub-bacia e por meio de visitas “*in loco*”, nas quais foram feitas de forma visual: avaliação do nível de cobertura do solo pela pastagem, caracterização da presença de erosão laminar, presença de “sulcos” e “pelados”. Após a análise dos dados de densidade do solo e teor de matéria orgânica, pôde-se também fazer inferências a respeito do comportamento destes parâmetros, comparando-os com os valores característicos para as classes de solos, os quais informam sobre o estado de degradação dos solos.

3.5 Análises laboratoriais e testes de campo

As amostras foram coletadas na camada de 0 a 0,15m, seguindo as recomendações para cada atributo de acordo com Dias Júnior et al. (2000) e Ferreira et al. (2000).

3.5.1 Densidade do solo (D_s)

Após coleta, as amostras foram encaminhadas ao Laboratório de Relação-Água-Solo-Planta do Departamento de Engenharia da UFLA e levadas à estufa a 105°C por 24 horas para secagem. A densidade do solo foi calculada seguindo metodologia descrita em EMBRAPA (1997):

$$D_s = \frac{m_s}{V} \quad (24)$$

em que:

- Ds: densidade do solo (g cm^{-3});
ms: massa de solo seco em estufa (g);
V: volume de solo (cm^3).

3.5.2 Densidade de partículas (Dp)

A densidade de partículas foi determinada pelo método do balão volumétrico no Laboratório de Física do Solo do Departamento de Ciência do Solo da UFLA, por meio da relação entre a massa de solo seco e o volume ocupado pela massa de solo seco (EMBRAPA, 1997). Utilizou-se balão volumétrico de 50ml com 20g de terra fina seca em estufa (TFSE), cujo volume foi completado com álcool etílico, obtendo-se o volume de solo pela diferença entre o volume do balão e o volume de álcool.

Os valores de Dp foram obtidos pela relação:

$$Dp = \frac{m_s}{V_s} \quad (25)$$

em que:

- Dp: densidade de partículas (g cm^{-3});
ms: massa de solo seco em estufa (g);
Vs: volume de solo seco (cm^3).

3.5.3 Análise textural e argila dispersa em água (ADA)

A textura foi obtida pelo método da pipeta, conforme descrito em EMBRAPA (1997), que trabalha com fração de areia separada em peneiras de malha de 0,053mm e com secagem em estufa da suspensão de argila coletada com pipeta, descontando-se o peso de hidróxido de sódio presente na amostra. As amostras de terra fina seca ao ar (TFSA) foram agitadas com água destilada durante 15 minutos a 12.000 rpm.

O teor de argila dispersa em água foi obtido também pelo método da pipeta, porém, sem adição de hidróxido de sódio no momento da agitação.

3.5.4 Porosidade total calculada (VTP_c)

A porosidade total calculada ou volume total de poros (VTP_c), foi obtida em porcentagem pela relação:

$$VTP_c = 100 \cdot \left(1 - \frac{D_s}{D_p} \right) \quad (26)$$

3.5.5 Teor de matéria orgânica (MO)

As análises para a obtenção do teor de matéria orgânica do solo foram feitas utilizando-se o bicromato de sódio ($\text{Na}_2\text{Cr}_2\text{O}_7$ 4N + H_2SO_4 10N) como agente oxidante, multiplicando-se a concentração de carbono orgânico por 1,724, conforme descrito em Quaggio (1987).

3.5.6 Condutividade hidráulica saturada (K₀)

As medidas de condutividade hidráulica saturada foram obtidas utilizando o permeâmetro de fluxo constante (Permeâmetro de Ghelph – modelo 2800KI). Adotou-se o seguinte procedimento para realização dos testes em campo:

a) em cada ponto amostral foi feito um furo de 0,03m de raio e 0,15m de profundidade, com trados apropriados que compõem o aparelho;

b) fixaram-se cargas hidráulicas de 0,05m e 0,10m dentro do furo para a realização das leituras de fluxo;

c) com o aparelho instalado, foram feitas as leituras da altura da água na régua do aparelho em intervalos de tempo constantes (2 minutos), até que ficassem constantes, para ambas as cargas hidráulicas.

Os valores de k_0 foram obtidos pela expressão (27), disponibilizada no manual do aparelho utilizado, calibrada para as cargas hidráulicas de 0,05m e 0,10m, respectivamente:

$$k_0 = 0,0041 \cdot X \cdot R_2 - 0,0054 \cdot X \cdot R_1 \quad (27)$$

k_0 : condutividade hidráulica saturada (cm seg^{-1}), posteriormente convertida para m dia^{-1} ;

$X = 35,39\text{cm}^2$ (área do reservatório do aparelho, fornecida pelo manual);

R_1 e R_2 : constantes de fluxo para as cargas hidráulicas de 0,05m e 0,10m, respectivamente ($\text{cm}^3 \text{seg}^{-1}$)

Os valores 0,0041 e 0,0054 (fornecidos pelo manual) são constantes que relacionam a área interna do reservatório do aparelho com a área molhada no furo feito no solo para a realização do teste, para as cargas hidráulicas de 0,05m e 0,10m, respectivamente.

3.5.7 Umidade volumétrica na capacidade de campo (θ_{cc}) e ponto de murcha permanente (θ_{PMP})

A umidade na capacidade de campo (θ_{cc}) é o resultado de um comportamento dinâmico da água no perfil do solo e não uma característica intrínseca de sua matriz. Variações nas condições iniciais e de contorno do processo de drenagem interna levam a valores distintos de capacidade de campo. Não é, portanto um conceito universal. Para os propósitos deste trabalho, adotou-se como θ_{cc} a umidade de equilíbrio de amostras indeformadas quando submetidas à tensão 10kPa, conforme sugerido por Medina & Oliveira Jr (1987). A umidade no ponto de murcha permanente (θ_{PMP}), foi considerada a umidade de equilíbrio em amostras deformadas submetidas a pressão a 1500kPa na câmara de pressão, conforme metodologia proposta por Reichardt (1988).

3.5.8 Porosidade drenável (μ)

A porosidade drenável “ μ ” foi considerada como a diferença entre a VTP e a θ_{cc} , conforme usado por Mello et al. (2002).

3.5.9 Capacidade total de água (CTA)

A capacidade total de armazenamento foi considerada a diferença entre a umidade na capacidade de campo (θ_{cc}) e a umidade no ponto de murcha permanente (θ_{PMP}), multiplicando-se esta diferença pela camada de solo considerada (150mm). A CTA foi obtida pela equação (28), segundo metodologia proposta por Bernardo (2002):

$$CTA = (\theta_{cc} - \theta_{PMP}) * Z; \quad (28)$$

em que:

CTA = capacidade total de água no solo, em mm;

θ_{cc} = capacidade de campo, em $cm^3 cm^{-3}$;

θ_{PMP} = ponto de murchamento, em $cm^3 cm^{-3}$;

Z = camada de solo considerada, em mm

3.5.10 Análises estatísticas

Os dados obtidos para cada atributo foram armazenados em planilhas eletrônicas com as respectivas coordenadas. Estes dados foram utilizados na análise estatística descritiva, na geoestatística e no mapeamento dos atributos levantados.

Na análise descritiva e inferências clássicas, foram obtidos histogramas da diferença entre pares de pontos, média, coeficiente de variação (C.V.), coeficiente de assimetria (AC) e normalidade pelo teste de Shapiro-Wilk a 1% de significância e verificação de tendências com gráficos nas direções N-S (Latitude) e E-W (Longitude), estas feitas de forma visual, seguindo orientações

de Mello (2004). Fizeram-se também gráficos “bloxplot” para verificação de “outliers”, fazendo-se a remoção quando constatada sua presença.

A geoestatística foi utilizada para estudar a variabilidade espacial, bem como para escolha do modelo de semivariograma que melhor descrevesse a variabilidade dos dados. Os valores de semivariância foram obtidos pela equação 13. Após o cálculo das semivariâncias, foram ajustados os modelos teóricos de semivariogramas do tipo esférico e exponencial pelos métodos mínimos quadrados ponderados (MQP) e por máxima verossimilhança (MV), sendo considerado melhor aquele que apresentasse maior grau de dependência conforme Robertson (1998).

Após a escolha do modelo do semivariograma, foram realizadas interpolações usando o método da krigagem, para predizer e mapear os valores dos atributos em estudo. Por fim, fez-se validação cruzada, para verificar a acurácia do modelo de semivariograma adotado. O programa R, por meio do pacote geoR, desenvolvido por Ribeiro Junior & Diggle (2001), foi utilizado em todas as etapas das análises geoestatísticas, tanto exploratórias dos dados quanto geoestatísticas.

4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, M. I. F. **Introdução à análise exploratória de dados**. Piracicaba: ESALQ/USP, DME, 1987. 40 p.

AMARAL, M. Manejo e preservação das sub-bacias: uma conscientização política. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 21, n. 207, p. 7, nov./dez. 2000a.

AMARAL, M. Sustentabilidade: o desafio da pesquisa. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 21, n. 202, p. 3, jan./fev. 2000b.

ALMEIDA, C. F. P.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Estimativa da distribuição espacial de retenção de água em um solo utilizando krigagem indicatriz**. Curitiba: UFPR. Departamento de Estatística, 1996. 37 p.

ANDRADE, A. R. S.; GUERRINI, I. A.; MAGGI, M. F.; VILELLA, W. M. da. C. Determinação a campo da porosidade drenável utilizando modelos matemáticos com base no fluxo de drenagem. **Irriga**, Botucatu, v. 9, n. 2, p. 106-114, maio/ago. 2004.

ANDRADE, J. B. Função ambigüidade. **Boletim de ciências geodésicas**, Curitiba, v. 7, n. 1, p. 15-20, 2001.

ASSIS, F. N.; ARRUDA, H. V.; PEREIRA, A. R. **Aplicações da estatística à climatologia**. Pelotas: Universidade Federal de Pelotas, 1996. 161 p.

BERNARDO, S. **Manual de irrigação**. Viçosa: Imprensa Universitária, 2002. 656 p.

BERTOL, I.; ALMEIDA, J. A. de.; ALMEIDA, E. X.; KURTZ, C. Propriedades físicas do solo relacionadas a diferentes níveis de oferta de forragem de capim-Elefante-Anão C.V. Mott. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 5, p. 1047-1054, maio 2000.

BEUTLER, A. N.; CENTURION, J. F.; SOUZA, Z. M.; SILVA, L. M. Utilização dos penetrômetros de impacto e anel dinamométrico em Latossolos. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 22, n. 2, p. 191-199, maio 2002.

- BORGES, E.; ANTONINO, A. C. D.; DALL'OLIO, A.; AUDRY, P.; CARNEIRO, C. J. G. Determinação da condutividade hidráulica e da sorvidade e um solo não saturado utilizando-se permeâmetro de disco. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 11, p. 2083-2089, nov. 1999.
- BRITO, L. T. de L.; LOUREIDO, B. T.; DENICULI, W.; RAMOS, M. M.; SOARES, J. M. Influência do método na determinação da velocidade de infiltração. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n. 3, p. 503-507, set./dez. 1996.
- CAMARGO, E. C. G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigeagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (Spring)**. 1997. 123 p. Dissertação (Mestrado) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos.
- CAMARGO, O. T. de.; ALLEONI, L. R. F. **Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas**. Piracicaba, 1997. 132 p.
- CAMERON, D. R. Variability of soil water retention curves and predicted hydraulic conductivities on a small plot. **Soil Science**, Baltimore, v. 126, n. 6, p. 364-371, June 1978.
- CARVALHO, N. O. **Hidrossedimentologia prática**. Rio de Janeiro: CPRM, 1994. 372 p.
- CARVALHO JUNIOR, I. **Estimativa de parâmetros sedimentológicos para estudo de camadas compactadas e/ou adensadas em Latossolo de textura média, sob diferentes usos**. 1995. 83 p. Tese (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- CARVALO, T. M. **Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho Amarelo através da geoestatística**. 1991. 84 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) - Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.
- CASSEL, D. K.; BAUER, A. Spatial variability in soils below depth of tillage: bulk density and fifteen atmosphere percentage. **Soil Science American Proceeding**, Madison, v. 39, n. 2, p. 247-250, Mar./Apr. 1975

CECÍLIO, R. A.; SILVA, D. D.; PRUSKI, F. F.; MARTINEZ, M. A. Modelagem da infiltração de água no solo sob condições de estratificação utilizando-se a equação de Green-Ampt. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 7, n. 3, p. 415-422, set./dez. 2003.

CENTURION, J. F.; ANDRIOLI, I. Regime hídrico de alguns solos de Jaboticabal. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 24, n. 4, p. 701-709, out./dez. 2000.

CHICOTA, R.; LIER, Q. de. JONG van.; ROJAS, C. A. L. Variabilidade espacial da taxa de infiltração em Argissolo Vermelho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 5, p. 789-798, set./out. 2003.

COELHO, M. A. **Spatial variability of water related soil physical properties, 1974. 186 p.** Tese (PhD.) - University of Arizona.

COELHO, R. D.; MIRANDA, J. H. de.; DUARTE, S. N. Infiltração da água no solo: parte I infiltrômetro de anéis versus infiltrômetros de aspersores. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 4, n. 2, p. 137-141, maio/ago. 2000a.

COELHO, R. D.; MIRANDA, J. H. de.; DUARTE, S. N. Infiltração da água no solo: parte II acúmulo de água sobre a superfície do terreno. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 4, n. 2, p. 142-145, maio/ago. 2000b.

COSTA, E. L. da.; SILVA, A. M. da.; COLOMBO, A.; ABREU, A. R. de. Infiltração de água em solo, determinada por simulador de chuvas e pelo método dos anéis. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 3, n. 2, p. 131-134, maio/ago. 1999.

COSTA, L. M. da. Solos: Temos de evoluir para uma visão mais abrangente. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 13, n. 147, p. 79-80, mar. 1987.

COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. 10. ed. São Paulo: Edgard Blucher, 1990. 264 p.

CRESSIE, N. A. C. **Statistic for spatial data**. Revised edition. New York: John Wiley, 1993. 900 p.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900 p.

DÍAZ, E.; DUARTE, O.; CERANA, J.; FOTANINI, P. Ajuste metodológico en la medición de la conductividad hidráulica saturada "in situ" en suelos vertisoles y entisoles de la Republica Argentina mediante el permeámetro de Ghelph. **Estudios de la zona no saturada del suelo**. v. VI, Marinero, 2003.

DIAS JUNIOR, M. S.; BERTONI, J. C.; BASTOS, A. R. R. **Física do solo**: curso de pós-graduação em solos e nutrição de plantas. Lavras: UFLA, 2000. p. 147. (Notas de aula teórica).

DOURADO NETO, D. **Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo, 1989. 180 p.** Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

EGUCHI, E. S.; SILVA, E. L. da.; OLIVEIRA, M. S. de. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no Município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 6, n. 2, p. 242-246, maio/ago. 2002.

EGUCHI, E. S. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no Município de Lavras - MG. 2001. 85 p.** Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Ministério da Agricultura e Abastecimento. 1997. 212 p.

FARIAS, M. S. S. de. **Diagnóstico da necessidade de drenagem no perímetro irrigado de São Gonçalo. 1999. 75 p.** Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) – Universidade Federal de Paraíba, Campina Grande.

FIETZ, C. R. **Variabilidade espacial do armazenamento de água no solo visando o manejo da irrigação por aspersão. 1998. 97 p.** Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

FERREIRA, M. M.; DIAS JUNIOR, M. S.; BERTONI, J. C.; BASTOS, A. R. R. **Física do solo**: curso de pós-graduação em solos e nutrição de plantas. Lavras: UFLA, 2000. p. 33 (Notas de aula prática).

FOLEGATTI, M. V. Estabilidade temporal e variabilidade espacial da umidade e do armazenamento de água em solo siltoso, 1996. 84 p. Tese (Livre - Docência) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

GARCIA & GARCIA, A. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo e resposta espectral da cultura de feijão irrigado, em imagens aéreas digitais. 1997. 79 p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba

GIAROLA, M. F. B.; CURI, N.; SIQUEIRA, J. O. CHAGAS, C. S.; FERREIRA, M. M. Solos da região sob influência do reservatório da hidrelétrica de Itutinga/Camargos (MG): perspectiva ambiental. Convênio CEMIG/UFLA/FAEPE. Lavras: UFLA, 1997. 101 p.

GONÇALVES, A. C. A. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo e resposta espectral da cultura de feijão irrigado, em imagens aéreas digitais. 1997. 118 p. Tese (Doutorado em Irrigação e Drenagem) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

GROSSI SAD, J. H. Fundamentos sobre variabilidade dos depósitos minerais. Rio de Janeiro: DNPM/CPRM - GEOSOL, 1986. 141 p.

GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional. 2000. 85 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola)–UNICAMP, Campinas.

GUMA, G. A. Spatial variability of in situ available water, 1978. 140 p. Tese (PhD.) - University of Arizona.

HOAGLIN, D.C.; MOSTELLER, F.; TYKEY, J. W. Análise exploratória de dados: técnicas robustas, um guia. Lisboa: Salamandra, 1983. 446 p.

IEMMA, A. F. Estatística descritiva. Piracicaba: Publicações, 1992. 182 p.

INOUE, N.; XAVIER, S. R.; ROMANEL, C. Análise geoestatística do subsolo da usina nuclear de Angra 2 (compact disc). In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA - GIS BRASIL 99, 5., Salvador, 1999. Anais... Salvador, 1999.

- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied geostatistic: an introduction to**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1991. 600 p.
- HAMLETT, D. L.; HORTON, R.; CRESSIE, N. A. C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 50, n. 4, p.868-875, July/Aug. 1986.
- KAMARA, S. K.; RAO, K. V. G. K. Selection of representative hydraulic conductivity value for frainage sustêm desin. **Irrigation and Power, Simla**, v. 42, n. 4, p. 355-359, 1985.
- LACERDA, M. P. C.; ALVARENGA, M. I. N. Recursos naturais da microbacia. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v.21, n. 207, p. 21-32, nov./dez. 2000.
- LAMPARELLI, R.A.C.; ROCHA, J.V.; BORGHI, E. **Geoprocessamento e agricultura de precisão: fundamentos e aplicações**. Guaíba: Agropecuária, 2001. 118 p.
- LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n. 1, p. 1-12, Jan./mar. 1996.
- LIBARDI, P. L.; PREVEDELO, C. L.; PAULETTO, E. A.; MORAES, S. O. Variabilidade espacial da umidade, textura e da densidade de partículas ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 10, n. 2, p. 85-90, maio/ago. 1986.
- LIMA, C. A. G.; SILANS, A. P. Variabilidade espacial da infiltração de água no solo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília**, v. 34, n. 12, p. 2311-2320, dez. 1999.
- LIMA, W. de P. A. Micro-bacia e o desenvolvimento sustentável. **Ação Ambiental**, Viçosa, v. 1, n. 3, p. 20-22, jan. 1999.
- MACEDO, J. R. de.; OTONNI FILHO, T. B.; MENEGUELLI, N. A. Variabilidade de características físicas, químicas e físico-hídricas em solo Podzólico vermelho-amarelo de Seropédica, RJ. **Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília**, v. 33, n. 12, p. 2043-2053, dez. 1998.

MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos em uma hidrosseqüência de solos de bem à mal drenados. 1994. 88 p.

Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.

MARCIANO, C. R.; MORAES, S. O.; OLIVEIRA, F. C.; MATIAZZO, M. E. Efeito do lodo de esgoto e do composto de lixo urbano sobre a condutividade hidráulica de um latossolo amarelo saturado e não saturado. Revista Brasileira de Ciência do solo, Viçosa, v. 25, n. 1, p. 1-9, jan./mar. 2001.

MEDINA, P. F.; OLIVEIRA JR, R. C. de. Relações entre capacidade de campo determinada in situ e em laboratório em Latossolo Amarelo muito argiloso. Revista Brasileira de Ciência do solo, Campinas, v. 11, n. 1, p. 91-95, jan./abr. 1987.

MEAD, R.; CURNOW, R. W. Statistical methods in agriculture and experimental biology. New York: Chapman and Hall Publisher, 1983. 163 p.

MELLO, C. R. de. Estudo hidrológico em micro-bacia hidrográfica com regime de escoamento efêmero. 2003. 133 p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

MELLO, R. C. de.; OLIVEIRA, G. C. de.; FERREIRA, D. F.; LIMA, J. M. de. Predição da porosidade drenável e disponibilidade de água para Cambissolos da Microrregião Campos das Vertentes, MG. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, v. 37, n. 9, p. 1319-1324, set. 2002.

MELLO, J. M. de. Geoestatística aplicada ao inventário florestal. 2004. 110 p. Tese (Doutorado em Recursos Florestais, com opção em Silvicultura e Manejo Florestal). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

MELO, V. P. de.; BEUTLER, A. N.; SOUZA, Z. M. de.; CENTURION, J. F.; MELO, W. J. Atributos físicos de Latossolos adubados durante cinco anos com biossólido. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, v. 39, n. 1, p.67-72, jan. 2004.

MELO, W. J.; MARQUES, M. O.; MELO, V. P. O uso agrícola e as propriedades do solo. In: TSUTIYA, M. T.; COMPARINI, J. B.; ALEM SOBRINHO, P.; HESPANHOL, I.; CARVALHO, P. de. C. T. de; MELFI, A. J.; MELO, W. J. de.; MARQUES, M. O. (Ed.). Biossólido na agricultura. São Paulo: Companhia de Saneamento do Estado de São Paulo, 2001. p. 289-363.

- MILLAR, A. A. **Drenagem de terras agrícolas: base agrônômica**. São Paulo: Editerra, 1988. 306 p.
- MESQUITA, H. A.; PAULA, M. B.; A. M. I. N. Indicadores de impactos das atividades agropecuárias. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 21, n. 202, p. 57-71, jan./fev. 2000.
- NETTO, A. M.; ANTONINO, A. C. D.; ADRY, P.; CARNEIRO, C. J. G.; DALL'OLIO, A. Condutividade hidráulica saturada e um Podzólico Amarelo da Zona da Mata do norte de Pernambuco. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 6, p.1221-1228, jun. 2000.
- NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; ERH, K. T. Spatial variability of field measured soil water properties. **Hilgardia**, Oakland, v. 42, n. 7, p. 215-259, Feb. 1973.
- OLIVEIRA, M. C. N. de. **Métodos de estimação de parâmetros em modelos geoestatísticos com diferentes estruturas de covariâncias: uma aplicação ao teor de cálcio no solo**. 2003. 138 p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agrônômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- PAIVA, A. de. Q.; SOUZA, L. da. S.; RIBEIRO, A. C.; COSTA, L. M. da. Propriedades físico-hídricas de solos de uma topossequência de tabuleiro do estado da Bahia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 11, p. 2295-2302, nov. 2000.
- POCAY, V. G. **Relações entre pedofoma e variabilidade espacial de atributos de Latossolo sob cultivo intensivo de cana-de-açúcar**. 2000. 177 p. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual de São Paulo, Jaboticabal.
- PORTELA, J. C.; LIBARDI, P. L.; LIER, Q. de. J. van. Retenção da água em solo sob diferentes usos no ecossistema tabuleiros costeiros. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 5, n.1, p. 49-54, jan./abr. 2001.
- QUAGGIO, J. A.; CANTARELLA, H.; FERREIRA, M. E.; LOPES, A. S.; BATAGLIA, O. C. **Análise química do solo**, Campinas: Fundação Cargil, 1987. 170 p.

QUEIROZ, J. E. Parâmetros hidro-dinâmicos de um solo de várzea para fins de drenagem subterrânea. 1995. 167 p. Tese (Doutorado em Irrigação e Drenagem) Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

REICHADT, K. Capacidade de campo. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, Campinas, v. 12, n. 3, p. 211-216, set./dez. 1988.

REGALADO, C. M.; RITTER, A.; BENEDI, J. A.; CARPENA, R. M. Medida de la sortividade del suelo con el permeâmetro de Philip-Dunne. **Estudios de la zona no saturada del suelo**, v. 6, Mariner, 2003.

RESENDE, M. Aplicação de conhecimentos pedológicos à conservação de solos. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 11, n. 128, p. 3-18, ago. 1985.

RESENDE, M.; CURI, N.; REZENDE, S. B. de.; CORRÊA, G. F. **Pedologia base para distinção de ambientes**. 4. ed. Viçosa: UFV, 2002. 338 p.

RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Método geoestatístico no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo. 1995. 99 p.** Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

RIBEIRO JR, P. P.; DIGGLE, P. P. GeoR: a package for geostatistical analysis. **R - News**, Rochester, v. 1, n. 2, p. 15-18, 2001.

ROBERTSON, G. P. **GS⁺: Geostatistics for the environmental sciences – GS⁺ User's Guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

ROQUE, W. M. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos em solos de uma transeção perpendicular a um dreno natural. 2003. 138 p.** Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

SALES, L. E. de. O.; FERREIRA, M. M.; OLIVEIRA, M. S. de.; CURI, N. Estimativa da velocidade de infiltração básica do solo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 11, p. 2091-2095, nov. 1999.

SALVIANO, A. A. C. **Variabilidade de atributos de solo e de Crotalaria juncea em solo degradado do município de Piracicaba-SP. 1996. 91 p.** Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SILVA, da. A. D.; BRITES, R. S.; SOUZA, A. R. Caracterização do meio físico da micro-bacia Quatro BOCAS, em Angelim, PE, e sua quantificação por sistema de informação geográfica. **Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília**, v. 34, n. 1, p. 109-117, jan. 1999.

SILVA JÚNIOR, M. C. **Composição florística, estrutura e parâmetros fitossociológicos do cerrado e sua relação com o solo na Estação Florestal de Experimentação de Paraopeba, MG. 1984. 130 p. Dissertação (Mestrado)** - Universidade Federal de Viçosa, MG.

SILVEIRA JR., P.; MCHADO, A. A.; ZONTA, E. P.; SILVA, J. B. de. **Curso de Estatística I. Pelotas: Editora Universitária - Universidade Federal de Pelotas, 1989. 135 p.**

SOUZA, A. J.; BAIHA, V. G. Seleção de práticas conservacionistas baseadas em critérios pedológicos. **Informe Agropecuário, Belo Horizonte**, v.19, n. 191, p. 19-27, 1998.

SOUZA, E. R.; FERNANDES, M. R. Sub-bacias hidrográficas: unidades básicas para planejamento e gestão sustentável das atividades rurais. **Informe Agropecuário, Belo Horizonte**, v. 21, n. 207, p. 15-20, nov./dez. 2000.

SOUZA, L. C. de. **Variabilidade espacial da salinidade de um solo aluvial no semi-árido paraibano. 1999. 77 p. Dissertação (Mestrado)** - Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande.

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

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

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PERREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Variabilidade espacial da textura de um latossolo vermelho eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola, Jaboticabal**, v. 24, n. 2, p. 309-319, maio/ago. 2004b.

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

SOUZA, Z. M.; SILVA, M. L. S.; GUIMARÃES, G. L.; CAMPOS, D. T. S.; CARVALHO, M. P.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos em m Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 25, n. 3, p. 669-707, jul./set. 2001.

SPIEGEL, M. R. *Estatística*. 3. ed. São Paulo: Mkrone Books, 1993. 643 p.

TELLES, D. D. *Drenagem*. In: Módulo 2.3, Curso de Elaboração de Projetos de Irrigação. Brasília: ABEAS, 1988. 61 p.

TOLEDO, G. R.; OVALLE, I. I. *Estatística básica*. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1982. 459 p.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application fo geostatistic to spatial studies of soil properties. *Advance in agronomy*, New York, v. 38, p. 45-94, 1985.

VIEIRA, S. R. *Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo: tópicos em ciência do solo*. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-55.

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

VIEIRA, S. R. *Geoestatística em estudos de variabilidade espacial*. Campinas: IAC, 1998.

VIEIRA, S. R.; LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do Estado de São Paulo. *Bragantia*, Campinas, v. 54, n. 2, p. 405-412, 1995.

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

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.
Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties.
Hilgardia, Oakland, v. 51, n. 1, p. 181-190, Jan. 1983.

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

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

CAPÍTULO 2

DIAGNÓSTICO DO USO ATUAL E ESTUDO DA CONTINUIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO NA SUB-BACIA HIDROGRÁFICA DO RIBEIRÃO MARCELA

1 RESUMO

GOMES, Natalino Martins. Diagnóstico do uso atual e estudo da continuidade espacial de atributos físicos do solo na sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela. In: **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo da sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela na região do Alto Rio Grande, MG, 2005, Cap. 2, p.57 - 92. Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) Universidade Federal de Lavras, Lavras – MG**³

Objetivou-se diagnosticar o uso atual das terras bem como suas implicações na estrutura de dependência e variabilidade espacial dos atributos físicos densidade do solo (Ds), matéria orgânica (MO), frações texturais (areia, silte e argila) e argila dispersa em água (ADA), na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela, região Alto Rio Grande, utilizando técnicas de geoestatística, com a finalidade de observar padrões de ocorrência destes atributos na paisagem. Foram feitas amostragens em 165 pontos na camada de 0-0,15m em grids de 240m x 240m (macro escala) e 60m x 60m (micro escala). Os dados foram ajustados a semivariogramas do tipo esférico e exponencial pelos métodos dos mínimos quadrados ponderados (MQP) e máxima verossimilhança (MV). O uso atual das terras não se apresentou em conformidade com a classe de aptidão agrícola, constatando-se subutilização. Todos os atributos apresentaram dependência espacial, com grau moderado para Ds e argila e forte para os demais atributos. Verificou-se ligeira superioridade do ajuste dos semivariogramas feitos por máxima verossimilhança para o modelo exponencial para todos os atributos, exceção para a MO, cujo melhor modelo foi o esférico ajustado MQP. Os atributos MO e Ds variaram em função do uso atual do solo, com a Ds apresentando valores na faixa de 1,05 a 1,15g cm⁻³ acima do valor característico para os Latossolos. Os percentuais de MO apresentaram maiores concentrações nas glebas sob eucaliptal, cerrado mais denso e várzeas.

³ Comitê orientador: Manoel Alves de Faria – DEG/UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello e Antônio Marciano da Silva – DEG/UFLA (Co-orientadores).

2 ABSTRACT

GOMES, Natalino Martins. **Current soil use diagnosis and spatial continuity study of soil physical attributes on Ribeirão Marcela watershed, in Alto Rio Grande region, Minas Gerais state, Brazil.** 2005. Cap. 2, p.57-92. Thesis (Master degree in Agricultural Engineering - Irrigation and Drainage) Federal University of Lavras, Lavras – MG⁴

This study aimed to diagnose of current soil use as well as its implications in dependence structure and spatial variability of soil physical attributes bulk density (Ds), organic matter (MO), particle size distribution (sand, silt and clay) and water dispersion clay (ADA), on Ribeirão Marcela watershed, Alto Rio Grande region, Minas Gerais state, Brazil, using geostatistic approach, purposing to analyses occurrence patterns of these attributes in the landscape. Samplings in 165 points, in layer of 0-0.15m following grids of 240m x 240m (macro scale) and 60m x 60m (micro scale), were collected. Spherical and exponential semi-variogram models were adjusted by Minimum Weighted Square (MQP) and Maximum Likelihood (MV) methods. Current soil use is not according to soil class agricultural aptitude, being verified under agricultural utilization. All attributes have presented spatial dependence, with moderate degree for Ds and clay and strong degree for other attributes. Small qualitative superiority of semi-variograms adjusted by MV was verified for the exponential model for all soil physical attributes, except to MO, whose better semi-variogram model was spherical adjusted by MQP. MO and Ds behavior have varied according to current soil use, with Ds range values from 1.05 to 1.15g cm⁻³, being greater than characteristic values for Latossols. Organic matter concentrations presented greater values in soil use by eucalyptus, cerrado and wetlands.

⁴ Guidance committee: Manoel Alves de Faria – DEG/UFLA . Carlos Rogério de Mello e Antônio Marciano da Silva – DEG/UFLA.

3 INTRODUÇÃO

A variabilidade espacial dos atributos físicos do solo vem sendo intensamente estudada, utilizando-se a estatística espacial (geoestatística), visando melhor analisar o comportamento da distribuição destes fatores. Porém, os dados devem ser analisados antes pelos procedimentos da estatística descritiva, visando visualizar o comportamento geral e identificar possíveis valores discrepantes (Salviano, 1996).

De acordo com Lima & Silans (1999), os atributos físicos dos solos não são distribuídos espacialmente de modo desordenado, mas apresentam certa estrutura de correlação espacial, a qual deve ser analisada com base no semivariograma.

O sentido físico do semivariograma, de acordo com Eguchi (2001), pode ser entendido quando se analisa a sua definição: ele mede a variabilidade das diferenças entre as realizações da variável aleatória de interesse, de tal maneira que quanto menor a semivariância, menor a variação dessas diferenças.

Entre os vários modelos de semivariogramas existentes, o esférico e o exponencial, são os que mais se ajustam a atributos do solo (Souza et al., 2004a,b; 2001), enquanto que o método de ajuste mais empregado por softwares geoestatísticos comerciais têm sido o método dos mínimos quadrados ponderados (MQP), embora constem limitações sobre a sua aplicação, feitas por Diggle & Ribeiro Jr (2000).

Opazo & Kavanagh (2002) estudaram o ajuste de modelos teóricos a semivariogramas experimentais pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários (OLS), mínimos quadrados ponderados com pesos diretamente proporcionais ao número de pares amostrais correspondentes a cada semivariância estimada (WLS1) e mínimos quadrados ponderados com pesos diretamente proporcionais ao número de pares amostrais e inversamente

proporcionais ao quadrado das semivariância estimada (WLS2). Concluíram que a maior dificuldade no ajuste deve-se a estimativas incorretas de semivariâncias, relacionadas com amostragens insuficientes e que não houve superioridade de nenhum método de ajuste.

Mello (2004), trabalhando com dados de crescimento de espécies florestais, relata melhores resultados do ajuste feito pelo método da máxima verossimilhança (MV) quando comparado ao ajuste feito por mínimos quadrados ponderados. O mesmo autor enfatiza que o modelo exponencial deve ser preferido, uma vez que sua estrutura matemática é menos complexa.

Assim, objetivou-se, com este trabalho: a) confrontar o uso atual do solo com as classes de aptidão agrícola deste na sub-bacia hidrográfica, b) estudar a estrutura de continuidade espacial de atributos físicos do solo, trabalhando com modelos de semivariograma esférico e exponencial, ajustado pelos métodos dos mínimos quadrados ponderados (MQP) e máxima verossimilhança (MV), visando fornecer subsídios que permitam orientar melhor o ajuste e a escolha de modelos e métodos de ajuste de semivariogramas aplicados a atributos físicos do solo e c) buscar a compreensão da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo na sub-bacia hidrográfica, associando-a espacialmente com o uso atual e aptidão agrícola das terras, o que permitirá avaliar a dinâmica de uso e ocupação da paisagem, verificando possíveis manejos inadequados do solo e identificando algumas fontes potenciais de degradação dos recursos ambientais, o que servirá para propor ações mitigadoras destas.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Uso atual e estado de degradação das terras

O uso atual das terras foi levantado por meio de visitas à sub-bacia hidrográfica, com o auxílio de receptor GPS. Após a coleta destas informações,

os dados foram processados com o auxílio da ferramenta CAD, construindo-se o mapa de uso atual do solo da sub-bacia hidrográfica.

Avaliou-se o estado de degradação dos solos, confrontando seu uso atual com as classes de aptidão agrícola das terras da sub-bacia e por meio de visitas “in loco” nas quais foram feitas, de forma visual: avaliação do nível de cobertura do solo pela pastagem, caracterização da presença de erosão laminar, presença de “sucos” e “pelados”. Após a análise dos dados de densidade do solo e teor de matéria orgânica, pôde-se também fazer inferências a respeito do comportamento destes parâmetros, os quais informam sobre o estado de degradação dos solos.

4.2 Análises físicas

As amostras para caracterização física (densidade do solo – Ds; teor de matéria orgânica – MO; argila dispersa em água – ADA; frações texturais – areia, silte e argila) foram coletadas na camada de 0 a 0,15m de profundidade, seguindo as recomendações para cada atributo de acordo com Dias Júnior et al. (2000) e Ferreira et al. (2000). A “Ds”, “ADA” e as frações texturais foram obtidas conforme metodologia sugerida por Embrapa (1997). O carbono orgânico foi determinado pelo método do bicromato de sódio ($\text{Na}_2\text{Cr}_2\text{O}_7$ 4N+ H_2SO_4 10N) como agente oxidante, multiplicando-o pelo fator 1,724 para se obter a percentagem de MO, conforme sugestão de Quaggio (1987).

4.3 Análises estatísticas

Os dados obtidos para cada variável foram armazenados em planilhas eletrônicas com as respectivas coordenadas. Estes dados foram submetidos, primeiramente, a uma análise exploratória, a qual consistiu de histogramas de frequência, média, coeficiente de variação (C.V.), coeficiente de assimetria (AC) e normalidade, pelo teste de Shapiro-Wilk a 5% de significância e verificação de

tendências com gráficos nas direções N-S (Latitude) e E-W (Longitude), sendo este último estudo fundamental para a aplicação das teorias geoestatísticas. Além disso, gráficos “boxplot” para verificação de “outliers” foram desenvolvidos, visando-se à remoção dos mesmos quando constatada sua existência.

A partir da análise exploratória de dados, a geoestatística foi utilizada para estudar a variabilidade espacial bem como a escolha do modelo de semivariograma que melhor descrevesse a variabilidade dos dados. Ressalta-se que os semivariogramas foram considerados isotrópicos, ou seja, a variabilidade é constante em todas as direções.

Os valores de semivariância foram obtidos pela equação:

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

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h . O gráfico de $\gamma^*(h)$ em função dos valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h e, portanto, depende da distância h .

Após o cálculo das semivariâncias, foram ajustados os modelos teóricos de semivariogramas do tipo esférico e exponencial respectivamente:

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

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

máxima em que o semivariograma é definido; C_0 : efeito pepita (ponto de interseção da curva com o eixo y); C_1 : patamar - C_0 ; a : alcance do semivariograma.

Para escolha do melhor método e modelo de ajuste, foram consideradas as seguintes avaliações:

a) grau de dependência espacial, segundo Robertson (1998), dado por:

$$GD = \left(\frac{C_1}{C_1 + C_0} \right) \times 100 \quad (4)$$

em que o maior GD é um indicativo de um melhor modelo. O GD relaciona o comportamento dos parâmetros do semivariograma, especialmente o efeito pepita e o patamar;

b) estudo do erro médio, máximo e quadrado médio do erro das estimativas feitas pela krigagem geoestatística, segundo procedimentos de validação cruzada, a qual foi realizada com base em todos os modelos de semivariograma e métodos de ajuste trabalhados, uma vez que a krigagem está fortemente associada ao modelo de semivariograma escolhido, permitindo que a validação cruzada possa ser usada para a decisão do modelo e método a ser aplicado (Vieira et al., 1981).

O programa GeoR foi utilizado em todas as análises do presente trabalho, seguindo instruções de Ribeiro Junior & Diggle (2001) e Mello (2004).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Uso atual e aptidão agrícola dos solos

Percebe-se pequena diversidade de uso nas terras da sub-bacia hidrográfica, destacando-se pastagem, principalmente a natural, de baixa capacidade de suporte, apresentando variação da qualidade do pasto ao longo do ano. A razão pela qual se destaca a pastagem, 75,87% das terras da sub-bacia hidrográfica, é a forte vocação leiteira da região, sendo esta a sua principal atividade econômica. Entretanto, são observados outros usos, mas, com menos expressão quando comparados à atividade pecuária leiteira. Este fato permite inferir que as terras estão subutilizadas, pois, aproximadamente 73% da área da sub-bacia apresentam aptidão para lavoura em pelo menos um dos três níveis de manejo (Tabela 1 e Figura 3, Cap. 1, respectivamente) e, atualmente, apenas 17,37% estão sendo utilizadas com esta atividade (Tabela 1 e Figura 1).

A Tabela 1 traz a extensão geográfica do mapeamento de uso atual e o respectivo percentual da área total ocupado por cada atividade na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela.

TABELA 1 Extensão e distribuição percentual das unidades de mapeamento na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela.

Unidade de mapeamento	Área (ha)	Percentual (%)
Pastagem natural e plantada	362,36	75,87
Cultura de milho	79,73	16,69
Fragmentos de mata natural	19,83	4,15
Eucaliptal	9,13	1,91
Lago	3,27	0,68
Cultura de maracujá	1,73	0,36
Canavial	1,53	0,32
Total	477,58	100

Analisando-se os mapas de aptidão agrícola das terras (Figura 1, Cap.1) e o mapa de uso atual (Figura 1, Cap.2), a primeira informação que se obtém é que o uso e ocupação das terras na sub-bacia hidrográfica não se dão em conformidade com as classes de aptidão. Tal fato evidencia, por parte dos agricultores, a falta de planejamento ou desconhecimento da aptidão agrícola das terras da sub-bacia hidrográfica, uma vez que estas foram levantadas por Giarola et al. (1997).

Quando analisado pelo prisma econômico, o uso das terras, sem considerar a sua aptidão agrícola, pode estar propiciando prejuízos aos agricultores, pois estes poderiam estar trabalhando com culturas mais rentáveis (ciclo curto e bons preços) e ou, até mesmo, melhorar a qualidade das pastagens, o que se traduziria em maior capacidade de suporte, aumentando, assim, a produção de leite.

Analisando-se as questões ambientais, percebe-se a inexistência de práticas de manejo conservacionista, como plantio em nível, terraços, cordões de isolamento, bacias de contenção, rotação do pastejo dentre outras. Pôde-se verificar ainda, a adoção de queimadas como técnica de limpeza das já depauperadas pastagens. Esta constatação, permite inferir que além da subutilização das terras, os agricultores que nelas trabalham contribuem paulatinamente para a degradação do solo.

Durante a fase de campo do presente trabalho, pôde-se detectar a presença de avançado estado de degradação de algumas partes da pastagem, o que se caracteriza pela presença de “pelados”, solos com pouca cobertura vegetal e sulcos de erosão, embora rasos, mas com elevada freqüência.

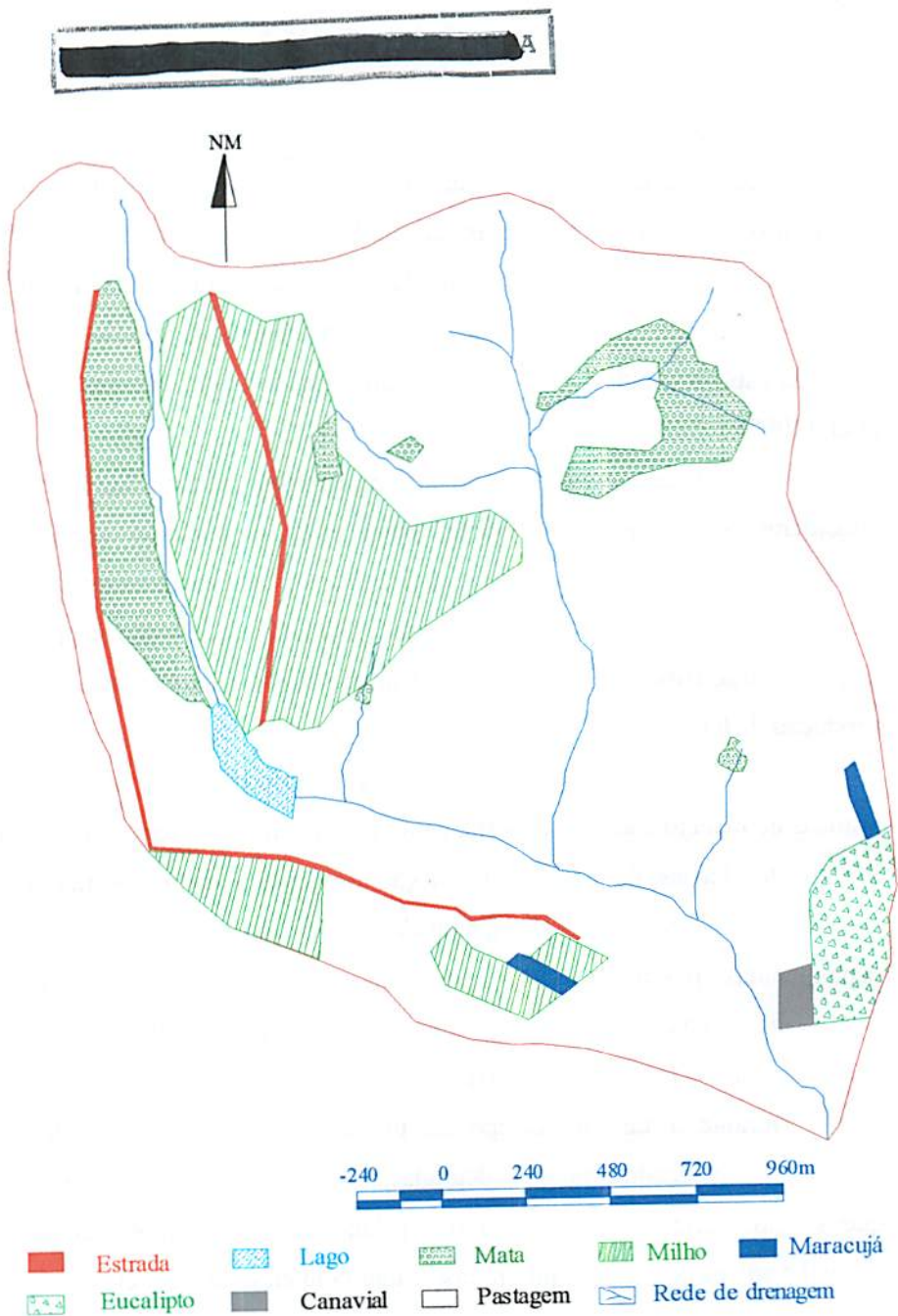


FIGURA 1. Mapa de ocupação e uso atual do solo na sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela

Outro fato que chama a atenção é a inexistência de vegetação ciliar ao longo da rede de drenagem e pouca cobertura vegetal nas proximidades das nascentes, restringindo-se à presença de pequenos fragmentos (Figura 1). Visualiza-se, na área de recarga de duas nascentes, a presença de lavoura de milho, na qual não foi constatada adoção de práticas de manejo conservacionista (terraços, plantio em nível, cordões de isolamento, dentre outras), o que pode ser um indicio de que estas nascentes estão sendo assoreadas e ou até mesmo contaminadas diretamente com produtos agroquímicos carreados pelas enxurradas.

Com relação às nascentes que se encontram inseridas em meio à pastagem, detectou-se que elas sofrem diretamente as conseqüências do pastejo em seu entorno, haja vista o pisoteio do gado e a utilização de seus próprios “olhos ou minadouros” como bebedouros, o que seria facilmente corrigido com o cercamento do seu entorno.

Há que se ressaltar que o gado pode estar compactando o solo da área de recarga, o que dificultará a recarga de aquíferos, propiciando o rebaixamento do mesmo, além de favorecer as condições de escoamento superficial, o que consiste em perda da capacidade de produção hídrica da sub-bacia ao longo do ano, além de contribuir diretamente com o assoreamento das mesmas. É de se esperar que a dinâmica de uso e ocupação do solo afete a variabilidade de alguns atributos físicos do solo, principalmente daqueles que herdaram influência do manejo, caso da Ds e MO.

5.2 Métodos e modelos de ajuste de semivariogramas

5.2.1 Análise exploratória dos dados

Nas Figuras 2, 3 e 4 apresentam-se os gráficos necessários à análise exploratória dos atributos físicos. Inicialmente, analisa-se o comportamento da distribuição dos dados nas direções N-S (latitude) e E-W (longitude), para

constatar ou não a existência de tendências, o que, acontecendo, pode inviabilizar a aplicação da geoestatística. Isto porque a condição de não tendenciosidade é de fundamental importância, sendo exigida para aplicação dos princípios da geoestatística.

Analisando-se os dados, percebe-se a boa distribuição dos mesmos no espaço, ou seja, verifica-se que não há nenhum tipo de tendenciosidade à medida que se caminha nas direções N-S e E-W, para todos os atributos estudados. Assim, constata-se que há boas condições para que a hipótese intrínseca seja aplicada, permitindo o desenvolvimento de uma estrutura de dependência espacial consistente, conforme explicitado em Mello (2004) e Vieira (2000).

Outras duas análises complementares são necessárias para um bom estudo da continuidade espacial. A primeira diz respeito ao gráfico de “boxplot”, o qual é de fundamental importância para a identificação de pontos amostrados que são candidatos a “outliers”, ou seja, pontos que produzem alta variabilidade aos dados e distorção dos mesmos em torno da média, prejudicando a existência de normalidade. A outra análise consiste em avaliar o comportamento do histograma de frequência das diferenças entre pares de pontos, permitindo, visualmente, verificar a existência de normalidade bivariada dos dados, o que é um indicativo da normalidade multivariada.

A normalidade multivariada não é condição essencial para uso da geoestatística, mas é desejável, especialmente nos estudos que envolvem a máxima verossimilhança, a qual consiste da aplicação de um modelo multivariado normal, ou seja, pressupõe-se normalidade multivariada para aplicação da mesma (Ribeiro Junior & Diggle, 2001).

Assim, observa-se que, para densidade do solo (Figura 2a), não há nenhum dado candidato a “outlier”, notando-se uma boa distribuição de frequência em termos de normalidade bivariada, o que pode ser visto pelo histograma de frequência e com o gráfico “boxplot” acusando boa distribuição

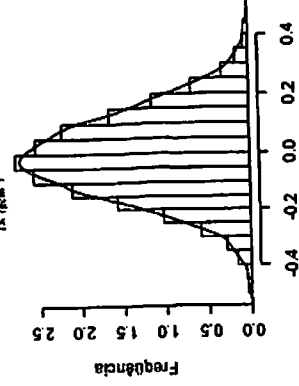
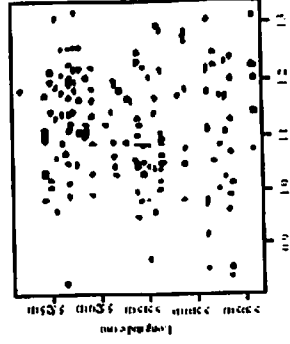
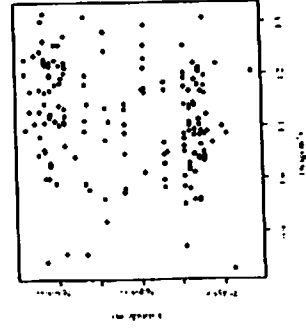
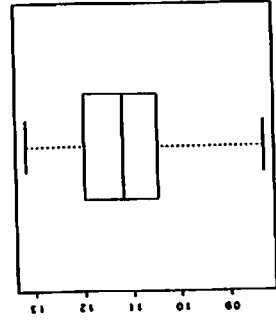
dos dados. Da mesma forma, não se verifica “outliers” para o atributo matéria orgânica (Figura 2b), apesar de haver um pouco mais de distorção dos dados em torno da média em relação à densidade do solo.

Para o atributo areia (Figura 3a), verifica-se que há dois candidatos a “outlier”, o que, certamente prejudicaria a análise dos dados caso não fossem retirados. Assim, procedeu-se à sua eliminação, possibilitando a construção de um histograma de frequência com pequena distorção, próximo de uma distribuição normal desejável.

O atributo silte (Figura 3b) apresenta cinco candidatos a “outlier”, sendo o atributo com maior número destes. Isto pode estar relacionado a análises laboratoriais, já que o silte, na avaliação textural, é obtido por diferença, não havendo metodologia específica para sua obtenção, ou seja, a sua determinação pode-se “levar” a erros gerados quando da separação de areia e argila. Estes dados foram removidos da análise e o histograma de frequência assim produzido apresenta boa normalidade, facilitando o processo de ajuste do semivariograma. O atributo argila (Figura 4a) apresenta 4 candidatos a “outliers”, tendo sua remoção provocado uma boa aproximação da normalidade dos dados. O atributo ADA (Figura 4b), foi o que produziu maior distorção dos dados em comparação com os demais atributos, mesmo após remoção de quatro “outliers”, o que pode prejudicar o ajuste de semivariogramas por máxima verossimilhança.

Ao se analisar os dados da Tabela 2, verifica-se, primeiramente, pequena variabilidade dos dados, dada pelos baixos coeficientes de variação. Segundo Nielsen et al. (1973), analisando-se atributos físicos do solo, quando os valores destes são menores que 30%, os atributos podem ser classificados como de pequena variabilidade. No presente caso, apenas ADA produziu uma maior variabilidade, o que está relacionado ao comportamento do histograma na Figura 4b, conforme já comentado. Apesar disso, todos os atributos apresentaram coeficiente de assimetria menor que 1, indicativo de normalidade dos dados.

a)



b)

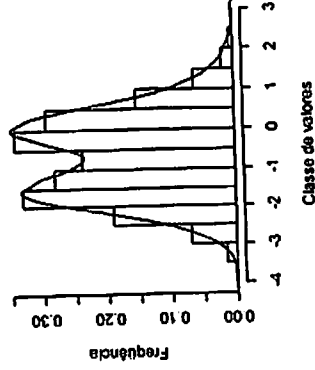
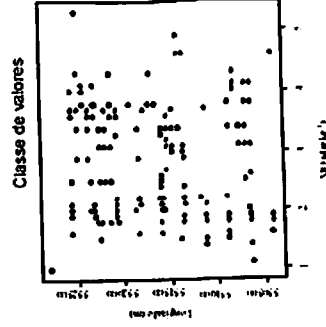
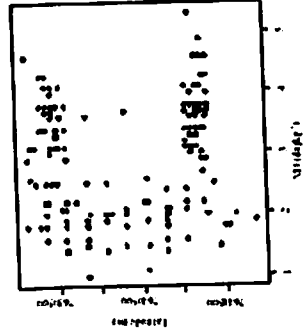
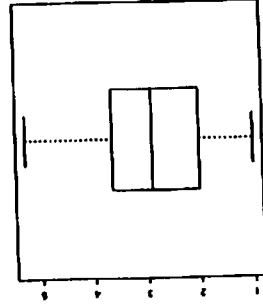
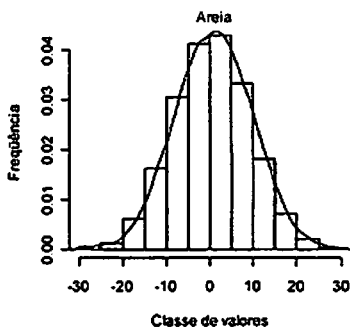
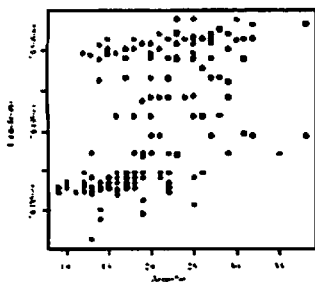
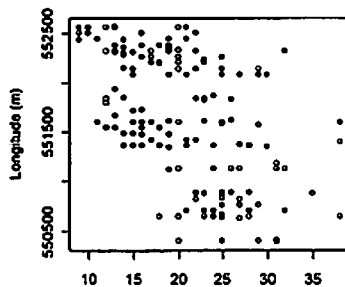
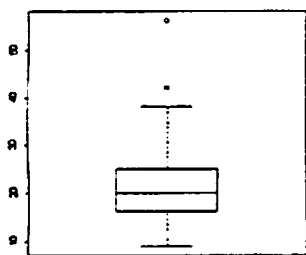


FIGURA 2 Gráficos boxplot, tendências e histograma das diferenças entre pares de pontos para os atributos: a) Ds, b) MO

a)



b)

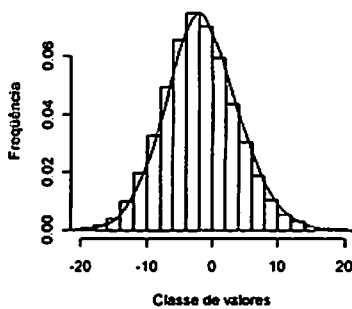
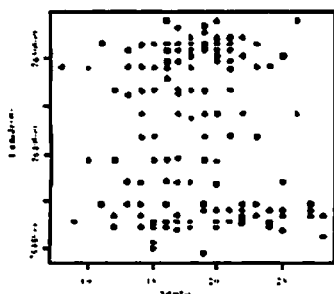
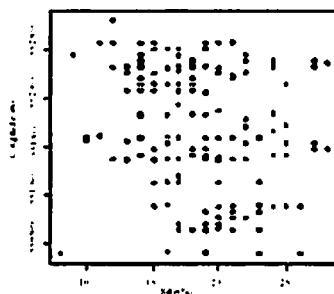
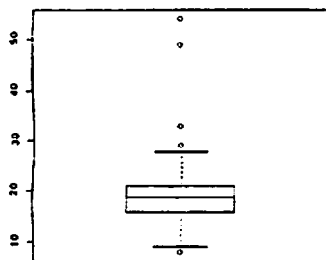
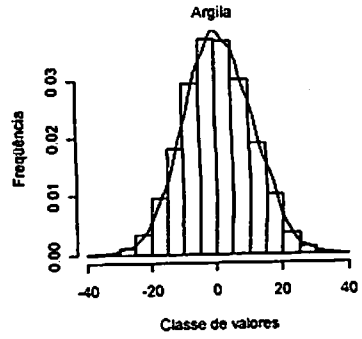
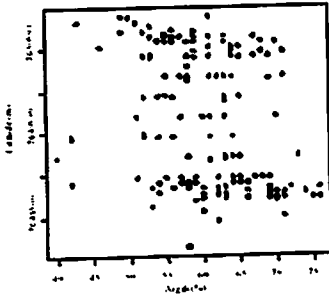
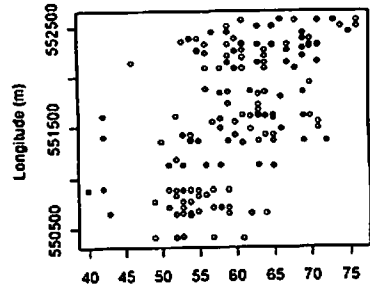
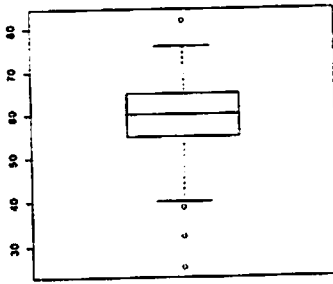


FIGURA 3 Gráficos boxplot, tendências e histogramas das diferenças entre pares de pontos para os atributos: a) areia, b) silte

a)



b)

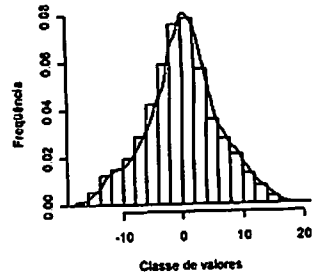
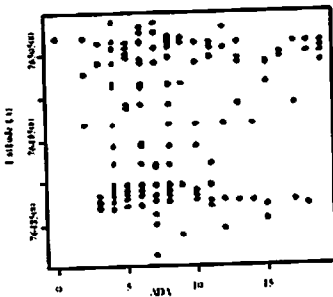
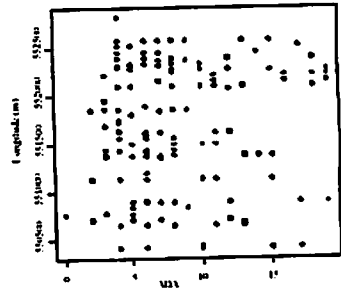
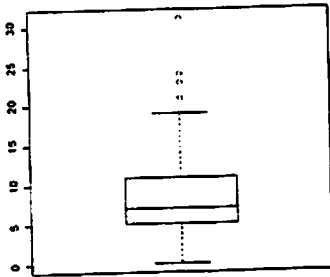


FIGURA 4 Gráficos boxplot, tendências e histograma das diferenças entre pares de pontos para os atributos: a) argila, b) ADA

O maior coeficiente de variação, como era de se esperar, foi obtido para ADA, reforçando os comentários anteriores. Além desse aspecto, analisando-se a coluna com valores de p do teste de normalidade de Shapiro-Wilk, observa-se que os atributos matéria orgânica e ADA não apresentam distribuição normal, uma vez que seus valores de p são altamente significativos, rejeitando-se a hipótese H_0 de normalidade.

O comportamento dos histogramas das Figuras 2b e 4b demonstram, visualmente, este comportamento. Assim, espera-se que haja alguma dificuldade de ajuste do semivariograma pela metodologia da máxima verossimilhança. Os demais atributos apresentaram normalidade, especialmente silte e argila, em que os p foram não significativos a 5%, enquanto que, para densidade do solo e areia, não houve significância a 1%. É provável que os semivariogramas ajustados por MV para estes atributos apresentem boa estrutura de dependência espacial.

TABELA 2 Resultados dos parâmetros da estatística básica dos atributos físicos estudados na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela.

Variável	C.V. (%)	CA	Média	p < 0,05
Ds	9,02	-0,3808	1,12	0,036 ^{ns}
MO	33,17	0,1798	2,83	0,0000084*
Areia	30,04	0,3780	20,65	0,029 ^{ns}
Silte	22,01	0,1159	18,00	0,2611 ^{ns}
Argila	12,01	-0,1671	60,37	0,080 ^{ns}
ADA	52,13	0,9150	8,06	0,00000044*

ns = não significativos a 1%, pelo teste de normalidade de Shapiro-Wilk; * = significativo a 1%.

5.2.2 Análise dos ajustes de semivariograma

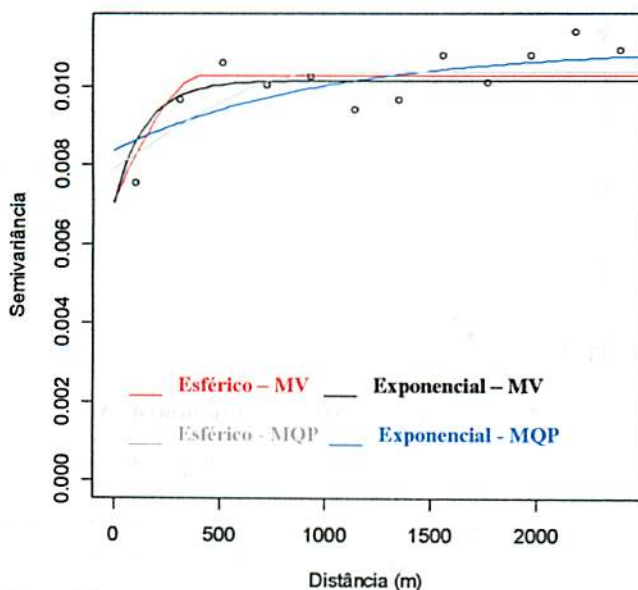
Por meio dos gráficos das Figuras 5, 6 e 7 é possível observar o comportamento dos modelos de semivariograma ajustados pelas metodologias

empregadas. Observa-se que os modelos ajustados por máxima verossimilhança (MV) apresentam alguma semelhança, com destaque para a densidade do solo e matéria orgânica, em que a partir de uma distância aproximada de 350m e 700m, respectivamente, as curvas passam a ser consideravelmente diferentes, especialmente para a matéria orgânica. Esta mesma análise para os atributos areia, silte e argila mostra pequena discrepância até aproximadamente 1100m, 500m e 450m, respectivamente, havendo grande diferença entre os modelos após estas distâncias.

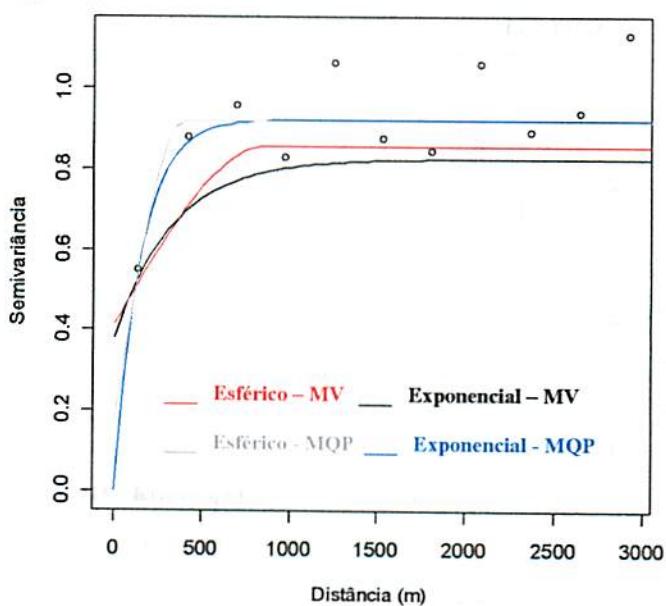
No entanto, para ADA não se verifica nenhuma semelhança entre os modelos ajustados por MV. Provavelmente, este comportamento está ligado à maior distorção dos dados em torno da média, dificultando que haja convergência no ajuste do semivariograma. De forma semelhante, os modelos ajustados por mínimos quadrados ponderados (MQP) também apresentam boa similaridade, exceção feita aos ajustes para matéria orgânica, mas, nesta metodologia, a existência de normalidade não afeta o ajuste e, sim, a distribuição dos pontos no semivariograma.

Comparando-se os respectivos modelos ajustados por MV e MQP, observam-se grandes discrepâncias entre os ajustes, ou seja, para nenhum atributo, os respectivos modelos apresentaram similaridade entre as metodologias de ajuste. Este comportamento sugere que há diferenças importantes entre os modelos, as quais indicam a existência de um melhor ajuste, o qual produzirá um mapa de krigagem mais consistente, representativo da realidade física da sub-bacia hidrográfica.

Na Tabela 3 apresentam-se os parâmetros dos semivariogramas ajustados por cada uma das metodologias de ajuste. Para identificar possíveis melhores modelos, primeiramente é interessante analisar a predominância de uma melhor metodologia.

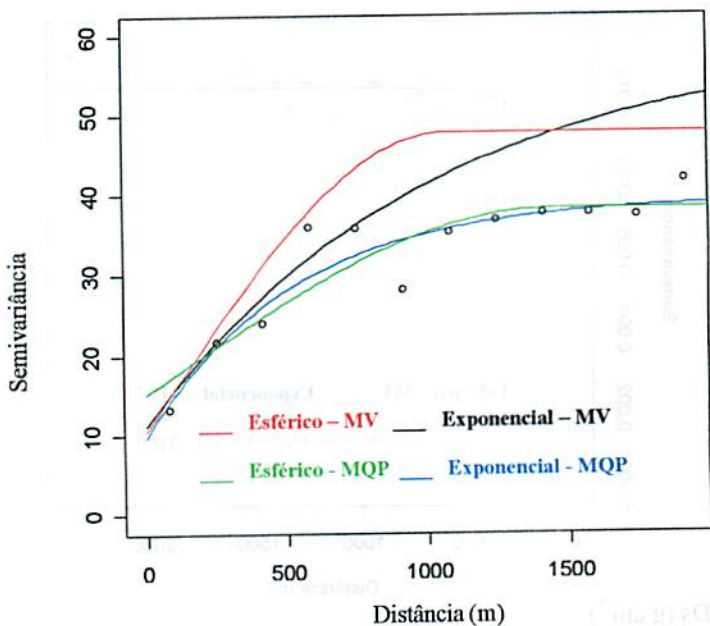


a) D_s (g cm^{-3})

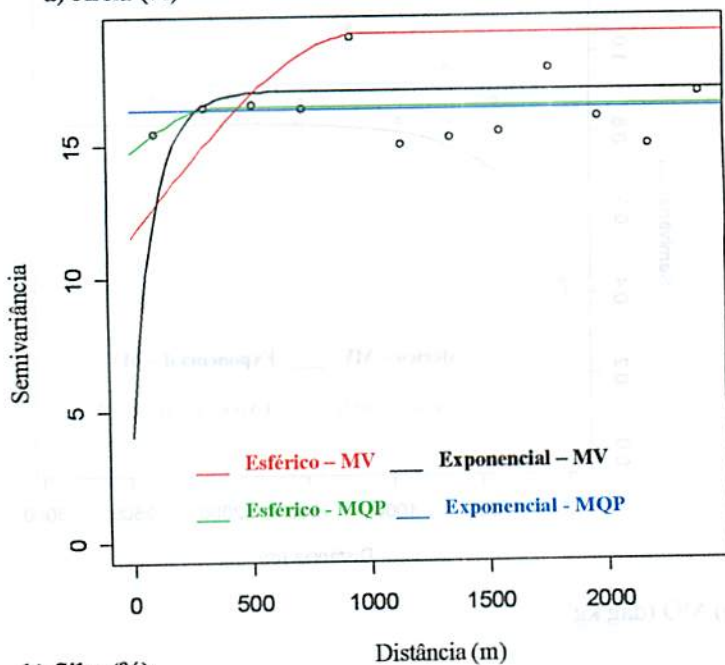


b) MO (dag kg^{-1})

FIGURA 5 Comportamento dos modelos de semivariograma esférico e exponencial ajustados pelas metodologias da MV e MQP, para: a) D_s e b) MO .

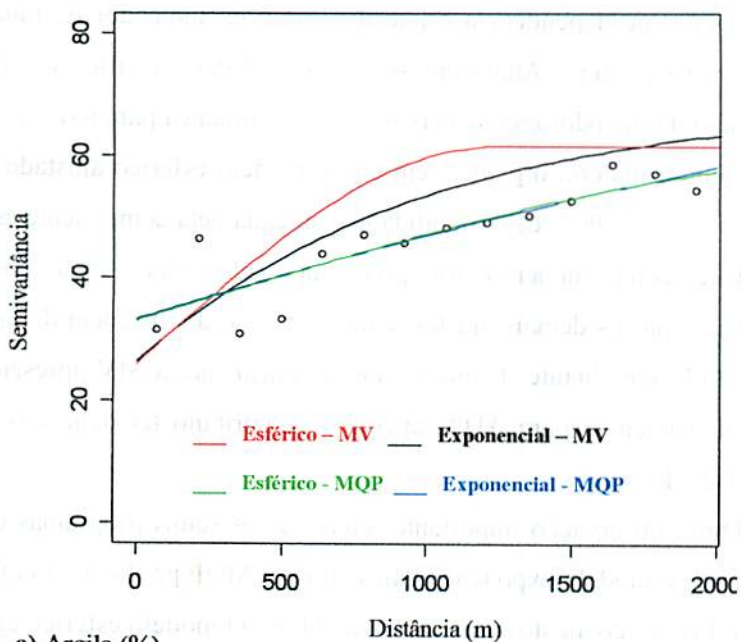


a) Areia (%)

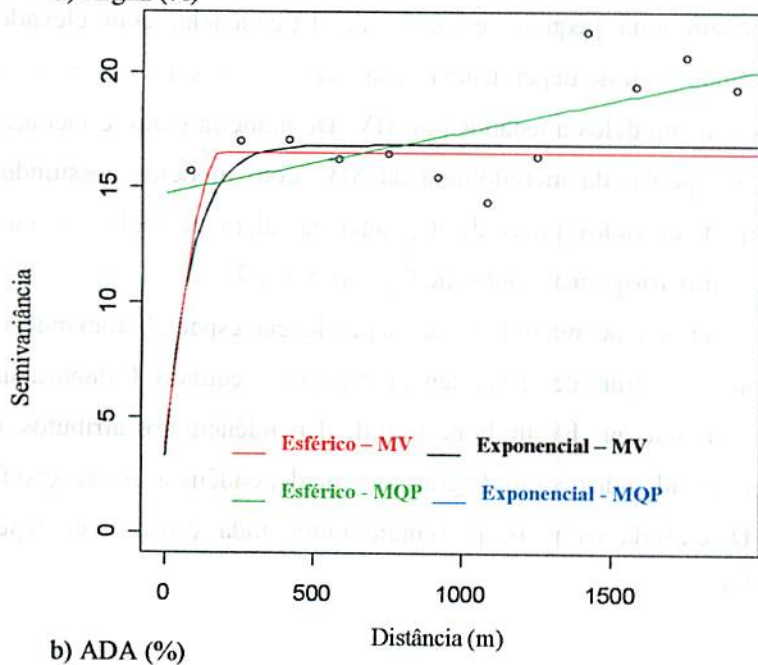


b) Silte (%)

FIGURA 6 Comportamento dos modelos de semivariograma esférico e exponencial ajustados pelas metodologias da MV e MQP, para: a) areia e b) silte.



a) Argila (%)



b) ADA (%)

FIGURA 7 Comportamento dos modelos de semivariograma esférico e exponencial ajustados pelas metodologias da MV e MQP, para: a) argila e b) ADA

O grau de dependência espacial é um bom indicador de uma possível melhor metodologia. Analisando-se tais valores verifica-se o melhor desempenho da metodologia da máxima verossimilhança para todos os atributos, exceção feita à matéria orgânica, em que o modelo esférico ajustado por MQP apresentou mais de 90% da variabilidade explicada pela componente espacial.

Este comportamento foi produzido pelo baixo efeito pepita, em comparação com os demais ajustes, e também com a existência de um patamar de magnitude semelhante. É interessante destacar que a MV apresentou maior grau de dependência para ADA, apesar deste atributo ter demonstrado menor normalidade dos dados.

Outra observação importante refere-se aos semivariogramas do atributo silte, em que o modelo exponencial ajustado por MQP produziu um efeito pepita puro, sendo o único ajuste desta natureza obtido. O modelo esférico ajustado por MQP produziu uma pequena estrutura de dependência, com elevado efeito pepita, gerando grau de dependência de apenas 52,7%, valor este muito inferior aos respectivos modelos ajustados por MV. De maneira geral, é incontestável o melhor desempenho da metodologia da MV, com modelos possuindo baixos efeitos pepita, elevados graus de dependência, além de melhores ajustes aos pontos do semivariograma, conforme Figuras 5, 6 e 7.

Em termos de magnitude da dependência espacial, tomando-se como base valores do grau de dependência espacial, segundo Cambardella et al. (1994), observa-se que há um bom grau de dependência dos atributos, os quais podem ser considerados como de grau forte de dependência. A exceção foram os atributos Ds e argila, os quais apresentaram moderada estrutura de dependência ($GD < 75\%$).

TABELA 3. Parâmetros de ajuste dos modelos de semivariograma e respectivos graus de dependência espacial.

Atributo	Modelo	Método	Parâmetros			GD
			Efeito pepita	Patamar	Alcance (m)	
Ds	Exponencial	MV	0,0070	0,0101	450,32	0,591
	Esférico	MV	0,0071	0,0103	425,90	0,592
	Exponencial	MQP	0,0084	0,0110	3000,00	0,5670
	Esférico	MQP	0,0084	0,0110	1000,00	0,5670
MO	Exponencial	MV	0,4078	1,2795	3000,00	0,7583
	Esférico	MV	0,4141	0,8568	869,35	0,6742
	Exponencial	MQP	0,6456	1,0066	3002,04	0,6092
	Esférico	MQP	0,0846	0,9166	354,084	0,9155
Arcia	Exponencial	MV	11,09	58,79	3000,00	0,8413
	Esférico	MV	10,42	47,65	1060,12	0,8206
	Exponencial	MQP	9,73	39,37	1548,66	0,8018
	Esférico	MQP	15,08	38,15	1437,34	0,7167
Silte	Exponencial	MV	4,05	16,99	291,48	0,8075
	Esférico	MV	11,53	19,14	1000,00	0,6241
	Exponencial*	MQP	16,32	0,00	----	0,0
	Esférico	MQP	14,71	16,39	362,16	0,5270
Argila	Exponencial	MV	26,39	69,20	3000,00	0,7239
	Esférico	MV	25,99	61,56	1236,63	0,7031
	Exponencial	MQP	33,32	109,89	5097,20	0,6968
	Esférico	MQP	33,10	60,61	2809,72	0,6468
ADA	Exponencial	MV	9,29	62,72	3000,00	0,8710
	Esférico	MV	2,92	21,88	193,44	0,8822
	Exponencial	MQP	17,77	25,52	1091,16	0,5895
	Esférico	MQP	19,70	25,55	1312,26	0,5647

* efeito pepita puro; Ds: densidade do solo; MO: matéria orgânica, ADA: argila dispersa em água, GD: grau de dependência espacial

Na Tabela 4 apresentam-se os valores de erros médio e máximo, bem como o quadrado médio do erro, gerados pela validação cruzada, ou seja, comparando-se os valores preditos pela krigagem nos pontos de coleta com os medidos no campo. Com estas informações é possível inferir, com maiores

subsídios técnicos, sobre o melhor modelo. Para densidade do solo, verificou-se que a MV apresentou melhores ajustes, caracterizando melhores estruturas de dependência espacial. No entanto, os modelos ajustados produziram desempenho semelhante, não se constatando, de forma efetiva, um melhor modelo.

TABELA 4. Erros médio (EM), máximo (EMA) e quadrado médio do erro (QME) gerados pela validação cruzada, para os respectivos modelos e métodos de ajuste.

Atributo	Modelo	Método	EM (%)	EMA(%)	QME
Ds	Exponencial	MV	7,02	26,66	0,008547
	Esférico	MV	6,99	26,74	0,008412
	Exponencial	MQP	7,01	27,39	0,008665
	Esférico	MQP	6,99	26,87	0,008636
MO	Exponencial	MV	20,16	108,41	0,1931
	Esférico	MV	20,00	97,20	0,1916
	Exponencial	MQP	20,72	105,80	0,2031
	Esférico	MQP	21,74	95,64	0,2052
Areia	Exponencial	MV	17,01	63,21	0,9404
	Esférico	MV	17,10	63,40	0,9462
	Exponencial	MQP	17,02	60,61	0,9400
	Esférico	MQP	17,28	69,84	0,9580
Silte	Exponencial	MV	17,60	162,26	0,7358
	Esférico	MV	17,11	165,370	0,7714
	Exponencial*	MQP	-	-	-
	Esférico	MQP	18,45	173,26	0,8213
Argila	Exponencial	MV	7,83	33,22	0,5720
	Esférico	MV	7,79	32,19	0,5700
	Exponencial	MQP	7,95	32,57	0,5890
	Esférico	MQP	7,97	32,61	0,5910
ADA	Exponencial	MV	45,80	213,81	1,9380
	Esférico	MV	36,32	286,54	1,9999
	Exponencial	MQP	38,38	225,76	2,0078
	Esférico	MQP	40,51	226,83	2,2186

* Efeito Pepita Puro; Ds: densidade do solo; MO: matéria orgânica; ADA: argila dispersa em água.

Assim, ambos os modelos produzirão efeito semelhante na krigagem, podendo ambos ser indicados, apesar de uma leve tendência de se adotar o modelo esférico, ajustado por MV, com base nos valores de erro médio (EM) da Tabela 4.

Para matéria orgânica, conforme já discutido, o modelo esférico por MQP é o melhor, e os dados da Tabela 4 reforçam este comportamento. Para o atributo areia, verifica-se um melhor desempenho do modelo exponencial, dado tanto pelo maior grau de dependência (Tabela 3) quanto pelos menores erros médios e quadrados médios dos erros. Para o atributo silte, constata-se melhor desempenho do modelo exponencial por MV, dado pelo maior grau de dependência espacial e menores erros médio e máximo, além de menor quadrado médio do erro e efeito pepita.

Para o atributo argila, verifica-se melhor desempenho do modelo esférico por MV que, apesar do ligeiro menor grau de dependência, produziu menores erros médio e máximo e menor quadrado médio do erro. Para ADA, destacou-se o modelo esférico gerado pela MV, verificando-se menores erros médio e máximo, além de um bom ajuste aos pontos do semivariograma, com um efeito pepita muito inferior aos demais ajustes.

Confrontando as informações da Tabela 3 com a Tabela 4, percebe-se que os modelos de semivariogramas que apresentaram os maiores graus de dependência não repetiram o mesmo desempenho na validação cruzada, ou seja, produziram maiores erros quando comparados aos demais para o mesmo atributo.

5.3 Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo

Nas Figuras 8, 9 e 10 são apresentados os mapas de superfície da variabilidade espacial dos atributos físicos Ds, MO, areia, silte, argila e ADA, na sub-bacia hidrográfica, utilizando-se os valores obtidos por meio da krigagem.

Pela gradação de cores, observa-se que há grande variabilidade para os atributos estudados ao longo da extensão geográfica da sub-bacia. Confrontando as Figuras 1 (uso atual) e 8a (variabilidade da Ds), observam-se menores valores da Ds nas glebas cultivadas com lavouras e sob eucaliptal ($1,05\text{g cm}^{-3}$), sendo o contrário constatado nas glebas ocupadas com pastagens ($1,15\text{g cm}^{-3}$). O valor característico para este atributo nos Latossolos segundo, Camargo & Alleoni (1997), encontra-se próximo de $0,95\text{g cm}^{-3}$, o que confirma a compactação atual dos solos em toda a sub-bacia, principalmente nas glebas sob pastejo. Este resultado já era esperado, pois inúmeros estudos já comprovaram que o pisoteio promovido pelo gado é um dos principais agentes causadores da compactação do solo. Segundo Bertol et al. (2000), o manejo dos animais sobre as pastagens implica em modificações nas propriedades físicas do solo a longo e médio prazo. As pressões aplicadas pelo pisoteio dos animais ocasionam alterações na densidade e na porosidade do solo, principalmente nos primeiros 3 a 6cm de profundidade.

No lado oeste, região de várzea, com a presença de lago, seguindo o curso d'água principal, notam-se também menores valores para a Ds. Isso pode ser explicado em função do acúmulo natural de matéria orgânica devido ao ambiente redutor, o que retarda e dificulta a mineralização da matéria orgânica, fato este também observado próximo à seção de controle da sub-bacia.

A região situada na parte superior esquerda da sub-bacia (cultivada atualmente com milho) apresenta menores valores de Ds, quando esperava-se o contrário em razão do tráfego de máquinas. Tal fato se deve ao pouco tempo de cultivo, pois, segundo relatos dos próprios agricultores, esta gleba encontrava-se

sob vegetação natural (cerrado) até o ano de 2002, sendo esporadicamente pastejada.

A presença de manchas claras (indicativas de maior Ds) nas regiões de recarga de algumas nascentes é um indicativo de perturbação das condições de infiltração e restrição ao fluxo de água no solo, o que compromete o abastecimento do lençol, favorece o escoamento superficial, possibilita o arraste de partículas, promove o seu assoreamento, aumenta a resistência mecânica à penetração radicular, reduz a aeração e a disponibilidade de água às plantas (Camargo & Alleoni, 1997).

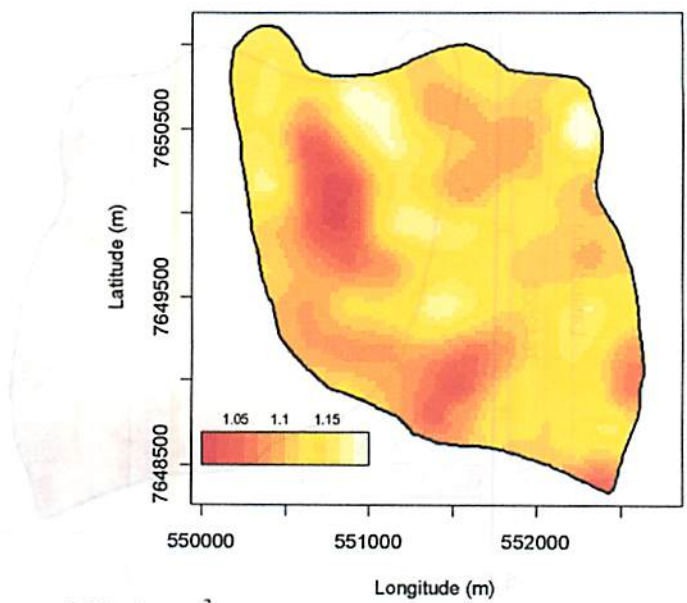
Com relação à MO (Figura 8b), percebe-se ligeira uniformidade com manchas indicativas de maiores percentuais isolados ao sul no sentido leste-oeste. Na região sudeste, têm-se a gleba ocupada com eucalipto e a sudoeste um cerrado denso e pouco pastejado. Em ambas as situações, há condições favoráveis ao acúmulo de serapilheira, culminando com maior percentual de MO detectado pelas análises e indicado pela krigagem. Isso evidencia o efeito benéfico da matéria orgânica na redução da Ds. O fato da sub-bacia ser ocupada, na sua maior parte por pastagem, explica a uniformidade dos teores de matéria orgânica encontrados (1,5 a 2,5dag kg⁻¹).

De acordo com Moraes et al. (2003), a presença da matéria orgânica é de suma importância, pois ela atenua o impacto das gotas de chuva evitando a compactação e o salpicamento do solo, altera a distribuição de poros, facilita a infiltração de água no solo, cria condições favoráveis ao desenvolvimento da macro e micro fauna, além de aumentar a capacidade de retenção e armazenamento de água pelo solo. Marciano et al. (2001) relatam que, quando o solo, originalmente, possui uma boa estrutura (caso dos Latossolos), podem não ocorrer melhorias nos atributos físicos, mesmo com a presença de grandes quantidades de MO, principalmente em propriedades com grande variabilidade espacial. Estes fatos corroboram com a hipótese de que a densidade do solo e o

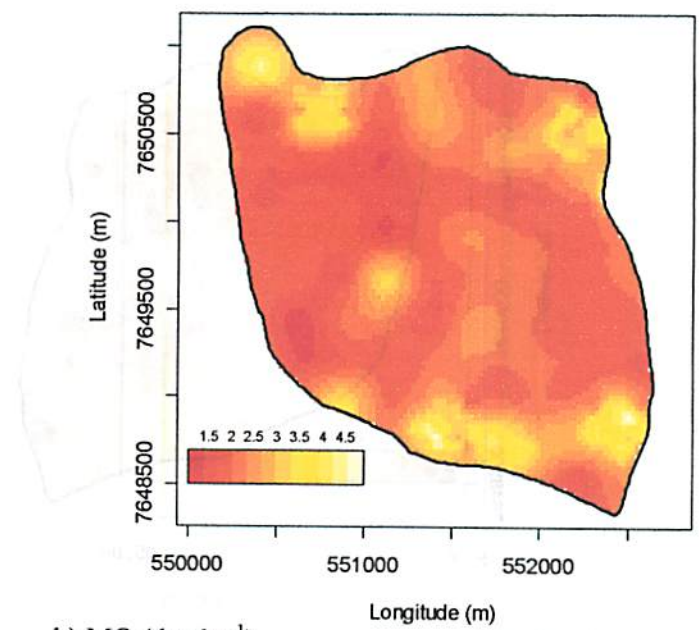
teor de matéria orgânica herdada influência do manejo empregado no uso e ocupação das terras. Por isso, tais atributos podem ser considerados bons indicadores das condições de uso, ocupação e equilíbrio dos recursos presentes nas sub-bacias hidrográficas.

A variabilidade das frações texturais (areia, silte e argila) pode ser visualizada pelas Figuras 9a, 9b e 10a. Depreende-se que o maior percentual de areia encontra-se ao norte e a leste da sub-bacia atingindo a concentração máxima no centro da mesma, margeando a rede de drenagem. Provavelmente, a mancha clara observada ao centro se deve a uma “depressão no terreno”, o que originou o acúmulo desta fração. Próximo à seção de controle, detecta-se baixo percentual de areia (~15%), o que pode ser justificado pela dificuldade de arraste desta partícula pelas enxurradas em função da sua maior densidade. Esse aspecto concorda com o que foi observado por Telles (1988), o qual relata que, quando ocorrem grandes chuvas, as águas estão sempre carregadas de elementos em suspensão e, quando extravasam, abandonando a calha, perdem a capacidade de transporte e passam a depositá-los. Esta sedimentação se faz de maneira bem regular, seguindo as leis da física de deposição em dois sentidos, na vertical e na horizontal. Assim, as areias apresentam-se concentradas mais próximo ao leito dos rios e locais de origem (norte da sub-bacia), enquanto que as partículas finas, como silte e argila, são arrastadas por maiores percursos (Carvalho, 1994).

A fração silte não apresenta grandes variações no seu percentual ao longo da sub-bacia (15% a 20%), visualizando-se pequena mancha com concentração de 25% na direção sudoeste. Esta fração, em função de sua instabilidade, é pouco desejável visto que é a primeira a se desprender pela ação das gotas de chuva, sendo a principal fração a ser arrastada, causando o assoreamento de rios e lagos.

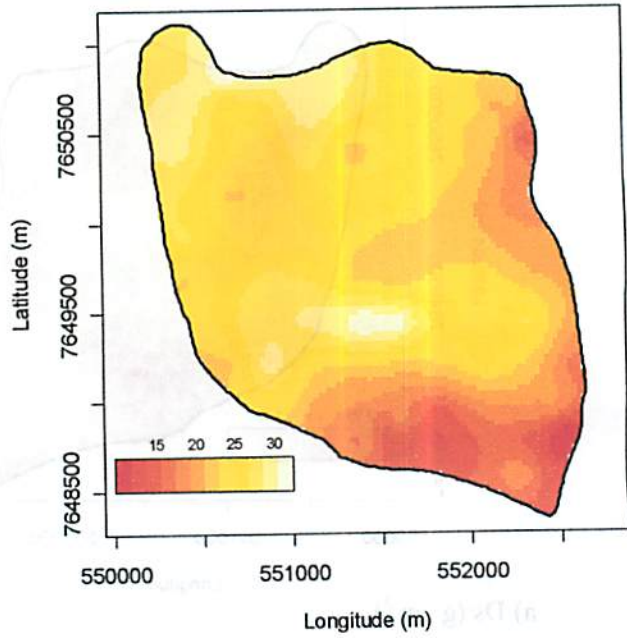


a) D_s (g cm^{-3})

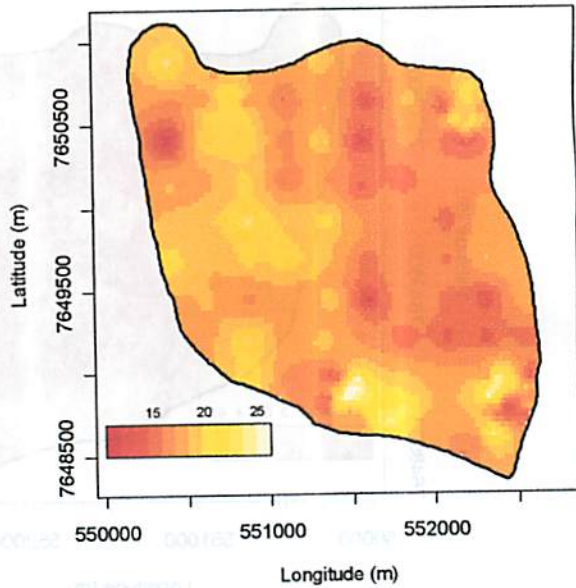


b) MO (dag kg^{-1})

FIGURA 8 Distribuição espacial dos atributos: a) D_s e b) MO – b; arcia na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela

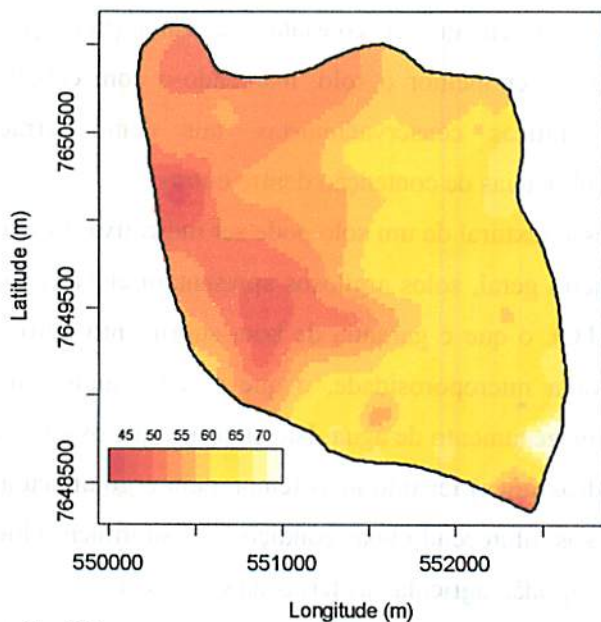


a) Arcia (%)

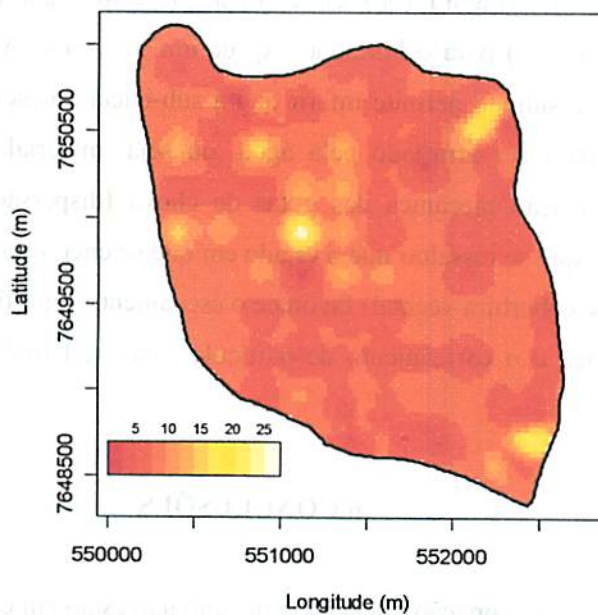


b) Silte (%)

FIGURA 9 Distribuição espacial dos atributos: a) arcia e b) silte, na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela



a) Argila (%)



b) ADA (%)

FIGURA 10 Distribuição espacial dos atributos:a) argila e b) ADA, na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela

Nas glebas em que se constata sua maior presença, deve-se tomar o cuidado de proteger melhor o solo, mantendo-o com cobertura mais densa e adotando-se práticas conservacionistas, tais como terraços, cordões de isolamento, sub-bacias de contenção dentre outras.

A classe textural de um solo pode ser indicativa do seu potencial de uso, pois, de maneira geral, solos argilosos apresentam elevada capacidade de troca catiônica (CTC), o que é garantia de bom suprimento nutricional às plantas e também elevada microporosidade, o que ajuda a aumentar a capacidade de retenção e armazenamento de água. Isto significa que os solos argilosos (caso da sub-bacia hidrográfica) levarão mais tempo para esgotar seu armazenamento do que os arenosos, oferecendo boas condições de suprimento hídrico às plantas, o que reforça a aptidão agrícola das terras da sub-bacia.

A sub-bacia como um todo apresenta baixo grau de dispersão da fração argila 5% a 20% (Figura 10b), em comparação com o que foi encontrado por Paiva et al. (2000) para o horizonte Ap de um Latossolo Amarelo argissólico (56%). Este resultado permite inferir que a sub-bacia apresenta pouco material disponível para ser arrastado pela água, ou seja, material com considerável resistência à ação mecânica das gotas de chuva (dispersão e salpicamento). Contudo, há que se ressaltar que o estado em que se encontram os solos (elevada Ds e falta de cobertura vegetal) favorece o escoamento superficial, potencializa a erosão hídrica e o carreamento de partículas, não refletindo a sua resistência natural.

6 CONCLUSÕES

- a) O uso, a ocupação e o manejo do solo não estão em conformidade com a aptidão agrícola das terras da sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela.

- b) As terras estão sendo utilizadas aquém de sua capacidade, uma vez que poderiam estar ocupadas com pastagem de melhor capacidade de suporte ou outra cultura de maior rentabilidade.
- c) A densidade do solo apresentou valores acima do esperado para a classe dos Latossolos em toda a extensão da sub-bacia hidrográfica, variando em função do uso e ocupação do solo.
- d) O teor de MO variou pouco na sub-bacia, em função de ser quase toda ocupada com pastagem, mas, detectou-se maior percentual na gleba ocupada com eucalipto e cerrado mais denso.
- e) Todos os atributos demonstraram boa estrutura de dependência espacial.
- f) Verificou-se que o método da máxima verossimilhança produziu os melhores resultados para todos os atributos, exceção feita à matéria orgânica, cujo melhor modelo foi o esférico ajustado por mínimos quadrados ponderados.
- g) Para densidade do solo não houve diferenças significativas entre os modelos ajustados por máxima verossimilhança, podendo ambos serem aplicados ao processo de krigagem.
- h) Para as frações areia, silte e ADA, destacam-se os modelos exponencial, esférico e esférico ajustados por máxima verossimilhança, respectivamente, constatando-se, assim, uma predominância do modelo esférico sobre o modelo exponencial.
- i) O estudo da variabilidade espacial de atributos físicos do solo pela geoestatística, utilizando-se a técnica da krigagem, mostrou ser importante ferramenta na compreensão da dinâmica destes, podendo ser fundamental no auxílio à tomada de decisões, no que concerne ao uso, conservação e manutenção da qualidade do recurso natural solo e dos demais recursos presentes em sub-bacias hidrográficas.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERTOL, I.; ALMEIDA, J. A. de.; ALMEIDA, E. X.; KURTZ, C. Propriedades físicas do solo relacionadas a diferentes níveis de oferta de forragem de capim-Elefante-Anão C.V. Mott. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 35, n. 5, p. 1047-1054, maio 2000.

CAMARGO, O. T. de.; ALLEONI, L. R. F. *Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas*. Piracicaba, 1997. 132 p.

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

CARVALHO, N. O. *Hidrossedimentologia prática*. Rio de Janeiro: CPRM, 1994. 372 p.

DIAS JUNIOR, M. de. S. Compactação do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). *Tópicos em Ciência do Solo*. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. cap.2, p.55-94.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO Jr, P. J. Model based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., Caxambu, 2000. *Resumos...* Caxambu: Associação Brasileira de Estatística, 2000. p. 192

EGUICHI, E. S. *Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no Município de Lavras - MG. 2001. 85 p.* Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. *Manual de métodos de análise de solo*. 2. ed. Rio de Janeiro: Ministério da Agricultura e Abastecimento. 1997. 212 p.

FERREIRA, M. M.; DIAS JUNIOR, M. S.; BERTONI, J. C.; BASTOS, A. R. R. *Física do solo: curso de pós-graduação em solos e nutrição de plantas*. Lavras: UFLA, 2000. p. 33 (Notas de aula prática).

GIAROLA, M. F. B.; CURI, N.; SIQUEIRA, J. O.; CHAGAS, C. S.; FERREIRA, M. M. **Solos da região sob influência do reservatório da hidrelétrica de Itutinga/Camargos (MG): perspectiva ambiental.** Convênio CEMIG/UFLA/FAEPE. Lavras: UFLA, 1997. 101 p.

LIMA, C. A. G.; SILANS, A. P. Variabilidade espacial da infiltração de água no solo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 12, p. 2311-2320, dez. 1999.

MARCIANO, C. R.; MORAES, S. O.; OLIVEIRA, F. C.; MATIAZZO, M. E. Efeito do lodo de esgoto e do composto de lixo urbano sobre a condutividade hidráulica de um latossolo amarelo saturado e não saturado. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, Viçosa, v. 25, n. 1, p. 1-9, jan./mar. 2001.

MELLO, J. M. de. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal. 2004. 110 p.** Tese (Doutorado em Recursos Florestais, com opção em Silvicultura e Manejo Florestal) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

MESQUITA, H. A.; PAULA, M. B.; A. M. I. N. Indicadores de impactos das atividades agropecuárias. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 21, n. 202, p. 57-71, jan./fev. 2000

MORAES, J. M.; SCHULER, A. E.; GUANDIQUE, M. E. G.; MILDE, L. C.; GROppo, J. D.; MARTINELLI, A. L.; VICTORIA, R. L. Propriedades físicas dos solos na parametrização de um modelo hidrológico. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 8, n. 1, p. 61-70, jan./mar. 2003.

NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; ERH, K. T. Spatial variability of field measured soil water properties. **Hilgardia**, Oakland, v. 42, n. 7, p. 215-259, Feb. 1973.

OPAZO, M. A. U.; KAVANAGH, C. R. Estudo do ajuste de modelos teóricos a semivariogramas experimentais. In: BALASTREIRE, L. A. **Avanços na Agricultura de Precisão no Brasil no Período de 1999 a 2001.** Piracicaba, 2002. v. 1, p. 331-337.

PAIVA, A. de. Q.; SOUZA, L. da. S.; RIBEIRO, A. C.; COSTA, L. M. da. Propriedades físico-hídricas de solos de uma topossequência de tabuleiro do estado da Bahia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 11, p. 2295-2302, nov. 2000.

QUAGGIO, J. A.; CANTARELLA, H.; FERREIRA, M. E.; LOPES, A. S.; BATALIA, O. C. **Análise química do solo**. Campinas: Fundação Cargil, 1987. 170 p.

RIBEIRO JR, P. P.; DIGGLE, P. P. **GeoR: a package for geostatistical analysis**. R - News, Rochester, v. 1, n. 2, p. 15-18, 2001.

ROBERTSON, G. P. **GS⁺: Geostatistics for the environmental sciences – GS⁺ User's Guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

SALVIANO, A. A. C. **Variabilidade de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* em solo degradado do município de Piracicaba-SP**. 1996. 91 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

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

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PERREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Variabilidade espacial da textura de um latossolo vermelho eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 24, n. 2, p. 309-319, maio/ago. 2004b.

SOUZA, Z. M.; SILVA, M. L. S.; GUIMARÃES, G. L.; CAMPOS, D. T. S.; CARVALHO, M. P.; PERREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos em m Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 3, p. 669-707, jul./set. 2001.

TELLES, D. D. Drenagem. In: **Módulo 2.3, Curso de Elaboração de Projetos de Irrigação**. Brasília: ABEAS, 1988. 61 p.

VIEIRA, S. R. **Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo**. In: In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v. 1, 2000. p.1-55.

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

CAPÍTULO 3

ESTUDO DA CONTINUIDADE E VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO DA SUB-BACIA HIDROGRÁFICA DO RIBEIRÃO MARCELA

1 RESUMO

GOMES, Natalino Martins. Estudo da continuidade e variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo da sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela. In: Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo da sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela na região do Alto Rio Grande, MG, 2005, Cap. 3, p.93-124. Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) Universidade Federal de Lavras, Lavras – MG⁵

Avaliaram-se a estrutura de dependência e a variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo (volume total de poros - VTP, condutividade hidráulica saturada - k_0 , porosidade drenável - μ , umidade volumétrica na capacidade de campo - θ_{cc} e ponto de murcha permanente - θ_{PMP} e capacidade total de armazenamento de água - CTA), associando-os com a variabilidade espacial de atributos físicos, na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela, região Alto Rio Grande. Ajustaram-se semivariogramas do tipo esférico e exponencial pelas metodologias dos mínimos quadrados ponderados (MQP) e máxima verossimilhança (MV). As amostras foram coletadas na camada de 0 a 0,15m de profundidade, obedecendo a grids de 240m x 240m e 60m x 60m, totalizando 165 pontos amostrais. Os atributos VTP e θ_{cc} apresentaram baixa variabilidade, sendo esta média para os atributos μ , θ_{PMP} e CTA e alta para k_0 . Todos os atributos apresentaram estrutura de dependência espacial, sendo forte para os atributos VTP, θ_{cc} e k_0 e moderada para os atributos μ , θ_{PMP} e CTA. As metodologias empregadas apresentaram desempenho similar, podendo-se fazer o ajuste de semivariogramas a atributos físico-hídricos com ambas. Entre os modelos de semivariogramas, a validação cruzada indica o esférico para os atributos VTP, θ_{cc} CTA e k_0 e o exponencial para os atributos μ e θ_{PMP} . A variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos foi influenciada, principalmente, por fatores extrínsecos, como uso e ocupação do solo.

⁵ Comitê orientador: Manoel Alves de Faria – DEG/UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello e Antônio Marciano da Silva – DEG/UFLA (Co-orientadores).

2 ABSTRACT

GOMES, Natalino Martins. Continuity and spatial variability study of physical-hydric soil attributes of the Ribeirão Marcela watershed, Alto Rio Grande region, Minas Gerais state, Brazil. 2005. Cap. 3. p. 93-124. Thesis (Master degree in Agricultural Engineering- Irrigation and Drainage) Federal University of Lavras, Lavras – MG⁶

Dependence structure and spatial variability of physical-hydric soil attributes (total porosity - VTP, saturated hydraulic conductivity - k_0 , drainable porosity, soil moisture in field capacity - θ_{cc} and permanent wilt point - θ_{PMP} and total capacity of water storage - CTA) were evaluated, associating them at the spatial variability of soil physical attributes, on Ribeirão Marcela watershed, Alto Rio Grande region, Minas Gerais state, Brazil. Spherical and exponential semi-variogram models were adjusted by Minimum Weighted Square (MQP) and Maximum Likelihood (MV) methods. Soil samples were collected, in layer of 0-0.15 m, following grids of 240m x 240m and 60m x 60m, accounting 165 points sampled. Total porosity and θ_{cc} have presented low variability; drainage porosity, θ_{PMP} and CTA mean variability and k_0 high variability. All attributes presented spatial dependence structure, being strong for VTP, θ_{cc} and k_0 and moderate for drainable porosity, θ_{PMP} and CTA. Semi-variogram model adjustment methods have presented similar accuracy, being both methods applied at semi-variograms adjustment for soil physical-hydric attributes. Cross validation indicated spherical semi-variogram model for soil attributes VTP, θ_{cc} , CTA and k_0 and exponential model for drainable porosity attributes and θ_{PMP} . Spatial variability was influenced, especially, for extrinsic factors, like soil use and its occupation.

⁶ Guidance committee: Manoel Alves de Faria – DEG/UFLA , Carlos Rogério de Mello e Antônio Marciano da Silva – DEG/UFLA.

3 INTRODUÇÃO

A qualidade estrutural dos solos têm sido associada às condições favoráveis ao desenvolvimento radicular, aeração, infiltração e movimento de água no perfil do solo. Dentre os fatores que afetam esta qualidade, pode-se destacar o manejo empregado no cultivo e na colheita (Cichota et al., 2003), além das próprias condições de formação do solo que lhe imprimem variabilidade natural (Souza et al., 2004).

As principais alterações são evidenciadas pelo aumento da densidade do solo e redução do teor de matéria orgânica como consequência, o aumento da resistência à penetração radicular, redução da aeração e modificação na disponibilidade e fluxo de água (Camargo & Alleoni, 1997).

Dentre os atributos físicos do solo, aqueles que se relacionam com a dinâmica da água, como umidade à capacidade de campo (θ_{cc}) e ponto de murcha permanente (θ_{PMP}), porosidade drenável (μ), capacidade total de armazenamento (CTA) e, em especial, a condutividade hidráulica (k_0), apresentam grande variabilidade, mesmo em solos com aparente homogeneidade (Machado, 1994).

Eguchi et al. (2003) relatam C.V. de 61,28% para a k_0 , com moderada estrutura de dependência espacial. No trabalho de Nielsen et al. (1973) em uma área de 150ha com 120 pontos de amostragem, foi obtido C.V. de 17% para retenção de água. Este valor difere do encontrado por Souza et al. (2004), que relatam C.V. de 8,68% para o teor de água no solo, com elevado grau de dependência, 90%.

Queiroz et al. (1999) estudaram a variabilidade espacial da “ μ ” em um solo de várzea, encontrando média variabilidade (C.V. = 43,8%), além de uma fraca dependência espacial (efeito pepita > 75%) com alcance médio de 23m.

A utilização de ferramentas geoestatísticas permite identificar a existência ou não de dependência espacial entre as observações, podendo ser aplicada em mapeamentos, orientação de futuras amostragens e modelagens, permitindo estimar o valor do atributo em locais não amostrados.

Objetivou-se, com este trabalho, estudar a estrutura de dependência e a variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos relacionados com a dinâmica da água no solo, sendo eles: volume total de poros, condutividade hidráulica saturada, porosidade drenável, umidade na capacidade de campo e ponto de murcha permanente e capacidade total de armazenamento de água no perfil do solo na camada de 0 a 0,15m, na sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela, representativa da Região Alto Rio Grande, empregando-se técnicas de estatística descritiva e procedimentos geoestatísticos na análise dos dados.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Plano amostral

As amostras para caracterização físico-hídrica foram coletadas obedecendo a grids de 240 x 240m (80 pontos, macro escala) e 60 x 60m (79 pontos, micro escala) e mais outros 6 pontos aleatoriamente com a finalidade de se detalhar uma região sob vegetação de cerrado mais densa. Ao todo, foram amostrados 165 pontos.

4.2 Análises físico-hídricas

As amostras para caracterização físico-hídrica foram coletadas na camada de 0 a 0,15m de profundidade, seguindo as recomendações para cada atributo, de acordo com Dias Júnior et al. (2000) e Ferreira et al. (2000). A "VTP" foi calculada segundo metodologia proposta por Embrapa (1997); a " μ " considerada como a diferença entre a VTP e a θ_{cc} (Mello et al., 2002). A θ_{cc} e a

θ_{PMP} foram consideradas como sendo as umidades de equilíbrio em amostras indeformadas e deformadas submetidas às tensões 10kPa e pressão de 1.500kPa conforme Bernardo (2002) e Medina & Oliveira Jr (1987) respectivamente. A CTA foi obtida seguindo metodologia proposta por Bernardo (2002) para a camada de 0 a 0,15m. As medidas de condutividade hidráulica saturada foram obtidas utilizando o permeâmetro de fluxo constante (Permeâmetro de Ghelph – modelo 2800KI), seguindo procedimentos usados por Eguchi (2003) e Guimarães (2000).

4.3 Análises estatísticas

Os dados obtidos para cada variável foram armazenados em planilhas eletrônicas com as respectivas coordenadas. Estes dados foram submetidos, primeiramente, a uma análise exploratória, a qual consistiu de histogramas de frequência, média, coeficiente de variação (C.V.), coeficiente de assimetria (AC) e normalidade pelo teste de Shapiro-Wilk a 5% de significância e verificação de tendências com gráficos nas direções N-S (latitude) e E-W (longitude). Este último estudo é fundamental para a aplicação das teorias geoestatísticas, haja vista que, por meio destes, detectam-se possíveis tendências. Além disso, foram utilizados gráficos “boxplot” para verificação de “outliers”, os quais constituem-se de dados que promovem aumento da variabilidade, sendo fruto de equívocos na sua obtenção no campo ou laboratório. Sendo assim, foram removidos quando constatada sua existência.

A partir da análise exploratória dos dados, a geoestatística foi utilizada para estudar a variabilidade espacial, bem como escolha do modelo de semivariograma que melhor descrevesse a variabilidade destes. Ressalta-se que os semivariogramas foram considerados isotrópicos, ou seja, a variabilidade é constante em todas as direções.

Os valores de semivariância foram obtidos pela equação:

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

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h . O gráfico de $\gamma^*(h)$ em função dos valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h e, portanto depende exclusivamente da distância h .

Após o cálculo das semivariâncias, foram ajustados pelos métodos dos mínimos quadrados ponderados (MQP) e máxima verossimilhança (MV), evitando as incertezas geradas pelo método a sentimento (Mello, 2004). Os modelos teóricos de semivariogramas do tipo esférico e exponencial são, respectivamente:

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

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

sendo h : distância máxima em que o semivariograma é definido; C_0 : efeito pepita (ponto de interseção da curva com o eixo y); C_1 : patamar - C_0 ; a : alcance do semivariograma.

Para a escolha do melhor método e modelo de ajuste, foram consideradas as seguintes avaliações:

a) grau de dependência espacial, segundo Robertson (1998):

$$GD = \left(\frac{C_1}{C_1 + C_0} \right) \times 100 \quad (4)$$

sendo o maior GD indicativo de um modelo com maior estrutura de continuidade espacial. O GD relaciona o comportamento dos parâmetros do semivariograma, especialmente o efeito pepita e o patamar;



b) estudo do erro médio, máximo e quadrado médio do erro das estimativas feitas pela krigagem geoestatística, obtidos pela validação cruzada, a qual foi realizada com base em todos os modelos de semivariograma e métodos de ajuste trabalhados, uma vez que a krigagem está fortemente associada ao modelo de semivariograma escolhido, permitindo que a validação cruzada possa ser usada para tomada de decisão do modelo e método a ser aplicado (Mello, 2004).

O programa GeoR foi utilizado em todas as análises do presente trabalho, seguindo instruções de Ribeiro Junior & Diggle (2001) e Mello (2004).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Métodos e modelos de ajuste de semivariogramas

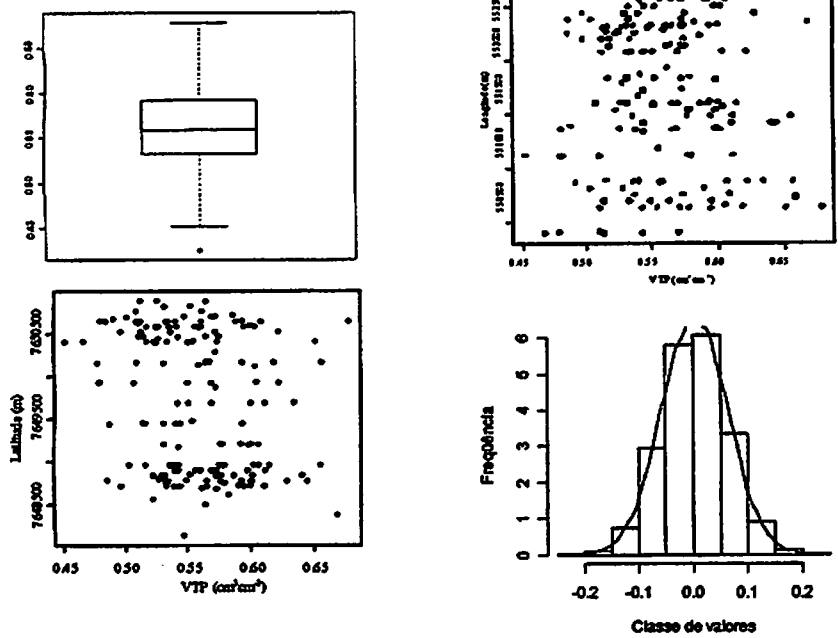
5.1.1 Análise exploratória dos dados

A análise exploratória dos atributos físico-hídricos está contida nas Figuras 1, 2 e 3. Depreende-se destas Figuras que o comportamento da distribuição dos dados nas direções N-S (latitude) e E-W (longitude) tem boa distribuição espacial, ou seja, não há nenhum tipo de tendência à medida que se caminha nestas direções, para todos os atributos estudados. A existência de tendenciosidade pode inviabilizar a aplicação da geoestatística, uma vez que a condição de não tendenciosidade é de fundamental importância, sendo exigida para aplicação da geoestatística. Além disso, a não tendenciosidade é uma das condições requeridas para a aplicação da hipótese intrínseca, sendo fator influenciador da estrutura de dependência espacial, conforme Mello (2004).

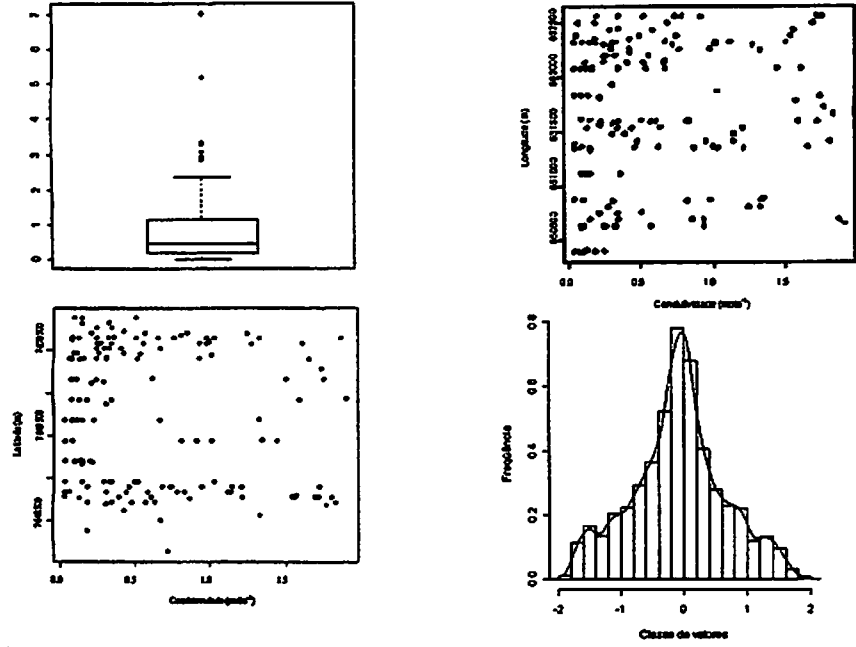
Os pontos que produzem alta variabilidade aos dados e distorção dos mesmos em torno da média, prejudicando a normalidade, denominados “outliers”, podem ser vistos nos gráficos “boxplot”. Os gráficos “boxplot” são de fundamental importância, pois permitem remover estes “outliers” a partir de

sua construção, evitando assim que os dados sofram influências de valores discrepantes. Consta também, nas Figuras 1, 2 e 3, o comportamento dos histogramas de frequência para os atributos estudados, os quais possibilitam, visualmente, constatar a existência ou não de normalidade dos dados, sendo esta desejável em estudos que utilizam os algoritmos de máxima verossimilhança, a qual consiste da aplicação de um modelo multivariado normal (Ribeiro Junior & Diggle, 2001).

O atributo k_0 (Figura 1b) com maior número de candidatos a “outlier”, foi k_0 , com oito no total. Isso já era esperado, já que tal atributo apresenta grande variabilidade espacial. Farias (1999) enfatiza que k_0 apresenta alta variabilidade ($153,55\% < C.V. < 228,92\%$) e não apresenta estrutura de dependência espacial definida. Assim, é possível observar que, mesmo após a remoção de “outliers”, este atributo apresentou forte caudal à esquerda, o que sugere maior dificuldade de ajuste de semivariogramas, especialmente por MV. Os atributos VTP e θ_{PMP} apresentaram um único candidato a “outlier”, produzindo histogramas com razoável simetria. Os atributos μ , θ_{cc} e CTA não apresentaram candidatos a “outlier”, notando-se boa distribuição de frequências em termos de normalidade, com o gráfico “boxplot” acusando boa distribuição dos dados para os atributos θ_{cc} e CTA e uma ligeira distorção para μ .



a) VTP



b) k₀

FIGURA 1 Gráficos “boxplot”, tendências e histogramas das diferenças entre pares de pontos para os atributos: a) VTP e b) k₀

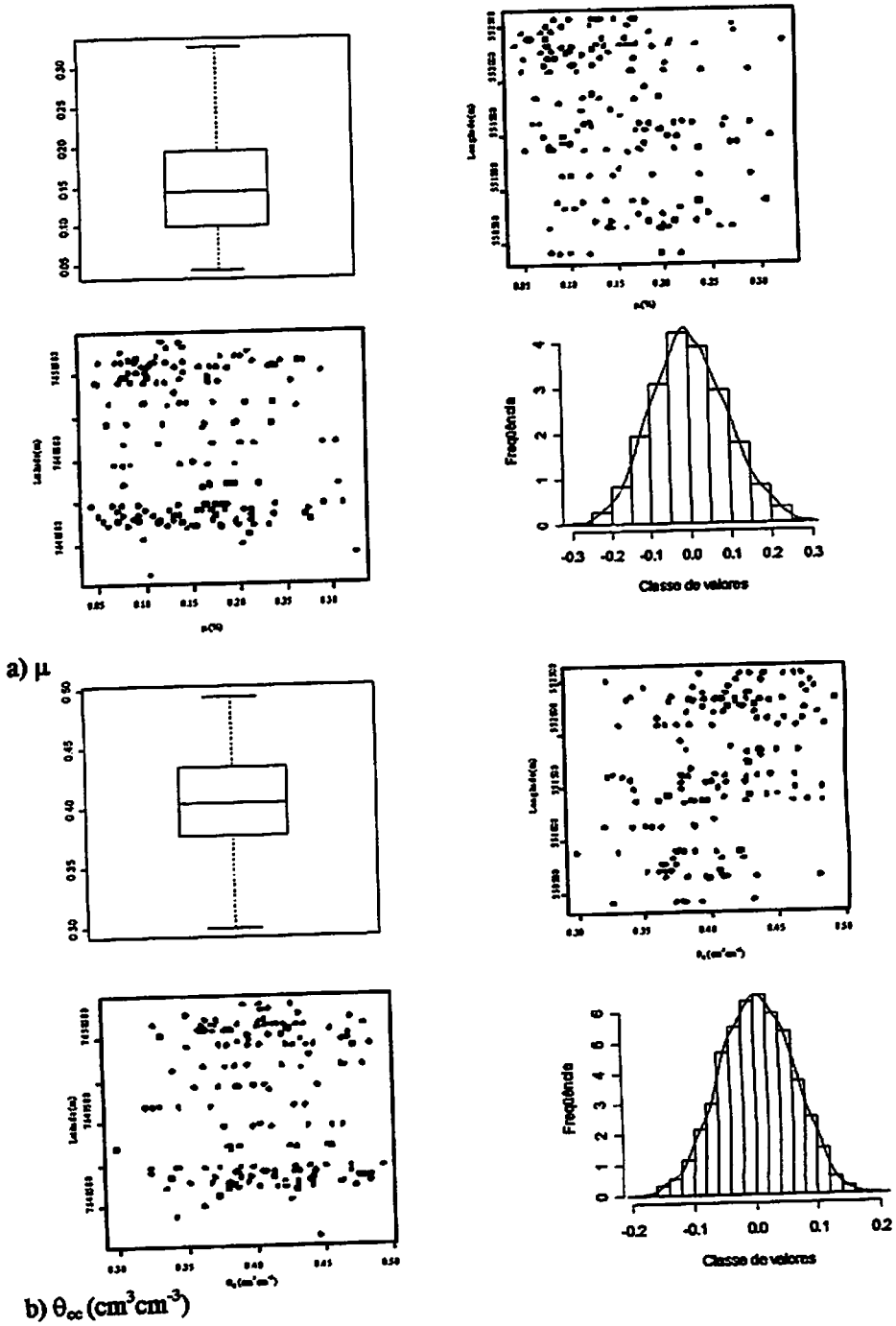
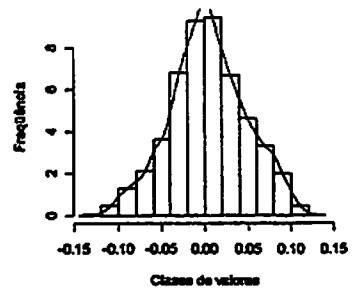
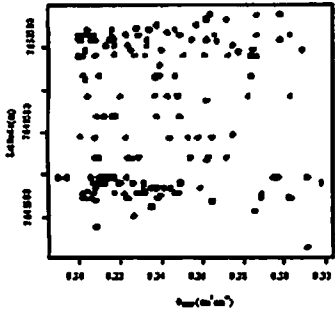
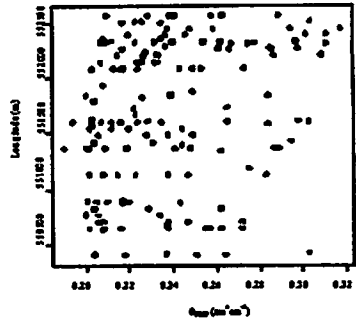
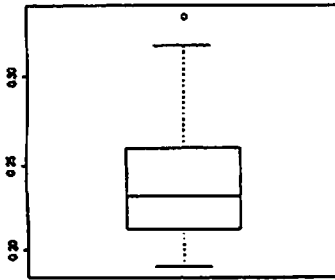
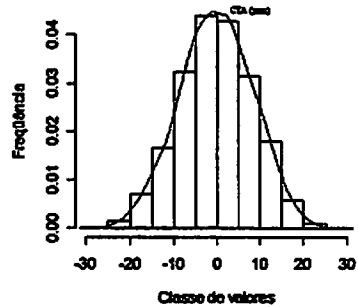
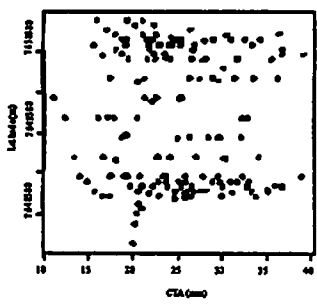
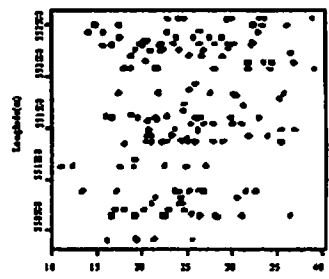
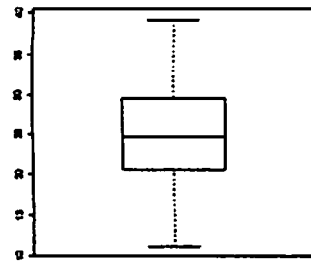


FIGURA 2 Gráficos “boxplot”, tendências e histogramas das diferenças entre pares de pontos para os atributos: a) μ e b) θ_{cc} .



a) θ_{PMP} (cm³ cm⁻³)



b) CTA (mm)

FIGURA 3 Gráficos “boxplot”, tendências e histogramas das diferenças entre pares de pontos para os atributos: a) θ_{PMP} e b) CTA

Detecta-se, pela Tabela 1, pequena variabilidade dos dados, exceto para o atributo k_0 , dada pelos baixos coeficientes de variação. Esta variabilidade pode ser classificada de acordo com os critérios propostos por Warrick & Nielsen (1980), que consideram os valores do coeficiente de variação entre 12% e 60% como de média variabilidade e os valores abaixo e acima deste intervalo como de baixa e alta variabilidade, respectivamente. Assim, os atributos VTP e θ_{cc} , apresentaram baixa variação, enquanto que μ , θ_{PMP} e CTA média variação e a k_0 , alta variação. A alta variabilidade encontrada para k_0 está em consonância com o comportamento do histograma de frequência para este atributo (Figura 1). Todos os atributos apresentaram coeficiente de assimetria menor que 1, significando alguma tendência à normalidade. Contudo, o maior coeficiente, como era de se esperar, foi obtido para k_0 , reforçando os comentários anteriores de maior distorção dos dados.

Verifica-se, pelo teste de normalidade de Shapiro-Wilk, que os atributos k_0 , μ e θ_{PMP} não apresentaram distribuição normal, uma vez que os valores de p são altamente significativos, aceitando-se a hipótese H_0 de não normalidade. Os histogramas da Figura 1 demonstram visualmente este comportamento. Assim, é possível que haja dificuldades no ajuste dos semivariogramas pela metodologia da máxima verossimilhança, devido ao fato de o ajuste do modelo de semivariograma por esta metodologia não se basear nos pontos do semivariograma e, sim, nas diferenças dos dados originais (Diggle & Ribeiro Junior, 2000). Os demais atributos apresentaram tendência à normalidade, com p não significativo a 5%, rejeitando-se H_0 .

TABELA 1. Resultados dos parâmetros da estatística básica dos atributos físico-hídricos.

Variável	C.V. (%)	CA	Média	p < 0,05
VTP	7,54	0,191	0,559	$6,766 \times 10^{-1}$ ^{ns}
K ₀	88,37	0,970	0,598	$1,90 \times 10^{-10}$ ^{**}
μ	43,20	0,517	0,153	$1,70 \times 10^{-4}$ ^{**}
θ _{cc}	10,22	-0,033	0,406	0,201100 ^{ns}
θ _{PMP}	13,00	0,744	0,238	$1,94 \times 10^{-7}$ ^{**}
CTA	23,93	0,215	25,10	0,1418000 ^{ns}

ns = não significativos a 1% pelo teste de normalidade de Shapiro-Wilk; ** significativo a 1%, C.V. = coeficiente de variação; CA = coeficiente de assimetria

5.1.2 Análise dos ajustes de semivariograma

Nota-se, pelas Figuras 4, 5 e 6, o comportamento dos modelos de semivariogramas ajustados, pelas metodologias empregadas, para os atributos físico-hídricos estudados na sub-bacia hidrográfica.

Percebe-se que os modelos ajustados por MV apresentaram semelhança para todos os atributos analisados. A partir da distância aproximada de 550, 1.500m e 1.200m, para os atributos k₀, μ e θ_{cc}, respectivamente, as curvas se confundem; já para os atributos VTP, CTA e θ_{PMP}, as curvas mantêm-se próximas, mas não se tangenciam, apresentando comportamento semelhante. Esta mesma análise para os modelos ajustados por MQP revela também que há semelhanças entre os modelos, exceção feita ao ajuste para θ_{cc}. Mas, nesta metodologia, a existência de normalidade não afeta o ajuste e, sim, a distribuição dos pontos no semivariograma e a quantidade de diferenças que constituem cada ponto, formando os pesos de ajuste por MQP.

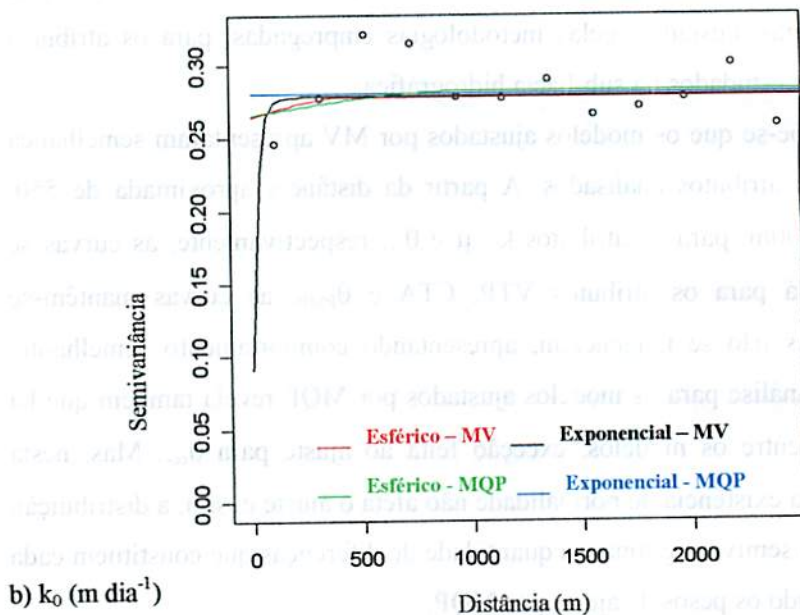
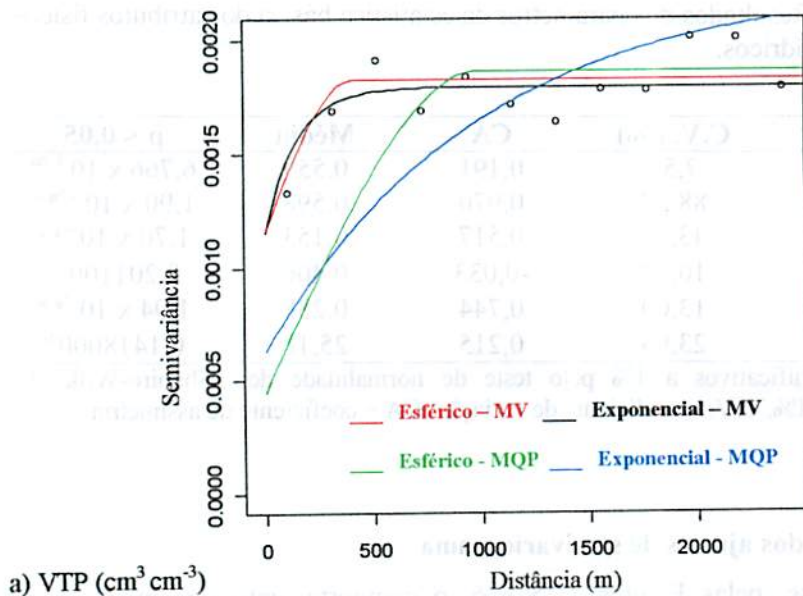
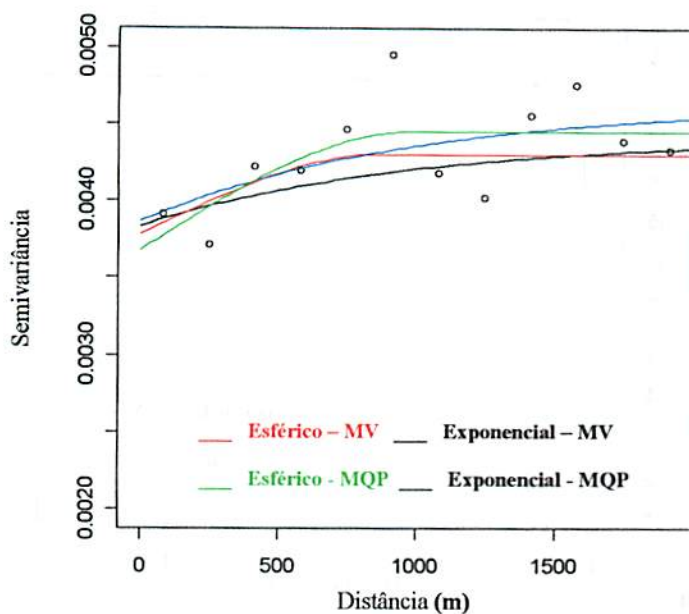
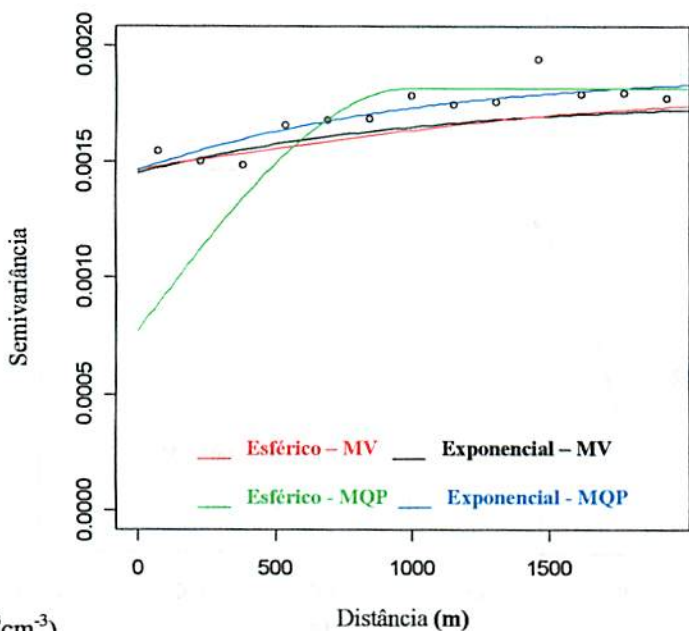


FIGURA 4 Comportamento dos modelos de semivariograma esférico e exponencial ajustados pelas metodologias da MV e MQP para os atributos: a) VTP e b) k_0 .

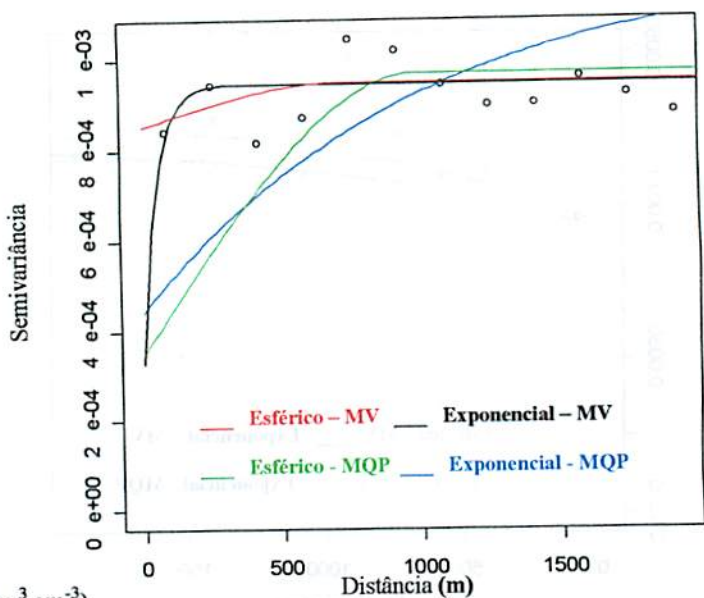


a) μ (%)

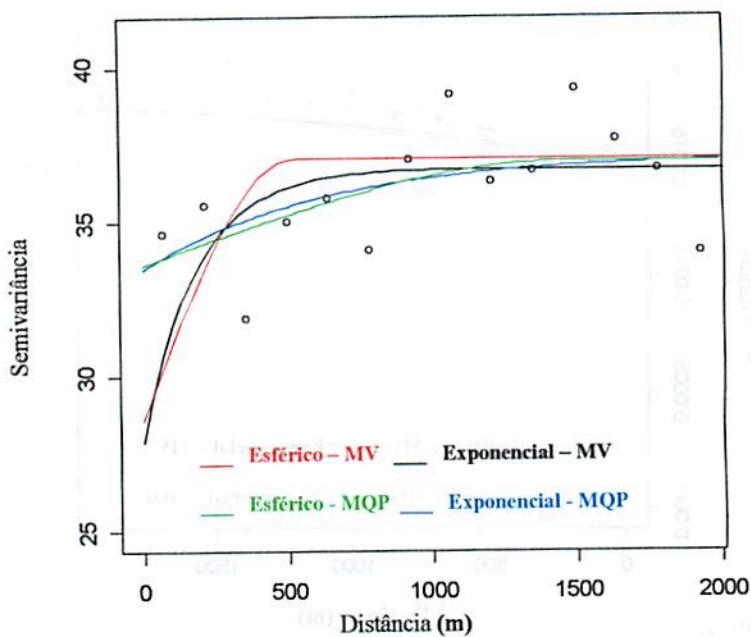


b) θ_{cc} ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$)

FIGURA 5 Comportamento dos modelos de semivariograma esférico e exponencial ajustados pelas metodologias da MV e MQP para os atributos: a) μ . e b) θ_{cc}



a) θ_{PMP} (cm³ cm⁻³)



b) CTA (mm)

FIGURA 6 Comportamento dos modelos de semivariograma esférico e exponencial ajustados pelas metodologias da MV e MQP para os atributos: a) θ_{PMP} e b) CTA.

Ao se comparar os respectivos modelos ajustados por MV e MQP, vêem-se grandes discrepâncias entre os ajustes, ou seja, para nenhum atributo os respectivos modelos apresentaram similaridade entre as metodologias, sugerindo que pode haver uma melhor, a qual produzirá um mapa de krigagem mais consistente, representativo da realidade físico-hídrica da sub-bacia hidrográfica.

Encontram-se na Tabela 2 os parâmetros dos semivariogramas ajustados com base em cada uma das metodologias de ajuste. O grau de dependência espacial é um bom indicador de uma possível melhor metodologia. Assim, observa-se melhor desempenho para a metodologia da máxima verossimilhança (MV) para os atributos k_0 e CTA, sobressaindo, para os demais, a metodologia dos mínimos quadrados ponderados (MQP). Este melhor desempenho da metodologia MQP pode ser atribuído ao menor efeito pepita em comparação à MV, conjuntamente, à existência de um patamar de mesma magnitude. É importante destacar que a MV apresentou maior grau de dependência para a k_0 , apesar deste atributo não ter apresentado normalidade dos dados. Contudo, este ajuste deve ser analisado com cuidado, pois este comportamento não era esperado, uma vez que as diferenças dos dados podem seguir o comportamento dos dados brutos em termos de distribuição. Outra observação importante se refere aos semivariogramas deste mesmo atributo, em que o modelo exponencial ajustado por MQP produziu um efeito pepita puro, sendo o único ajuste desta natureza constatado. De maneira geral, a metodologia MQP apresentou melhor desempenho, com modelos tendo baixo efeito pepita e maior grau de dependência.

Tomando-se como base os valores do grau de dependência espacial sugeridos por Cambardella et al. (1994), concluiu-se que há forte grau de dependência (>75%) para a VTP e θ_{ce} , ajustados por MQP para o modelo esférico e k_0 por MV para o modelo exponencial e moderado para os demais atributos para ambos os modelos e métodos empregados Com relação ao

alcance, este apresentou valores em ordem de grandeza variando de 77,46 a 3000,00m, compatíveis com as dimensões geográficas da sub-bacia hidrográfica.

TABELA 2. Parâmetros de ajuste dos modelos de semivariograma e respectivos graus de dependência espacial.

Atributo	Modelo	Método	Parâmetros			GD
			Efeito pepita	Patamar	Alcance (m)	
VTP	Exponencial	MV	0,0012	0,0018	436,56	0,6000
	Esférico	MV	0,0012	0,0019	406,75	0,6129
	Exponencial	MQP	0,0006	0,0022	3000,00	0,7857
	Esférico	MQP	0,0004	0,0022	1000,00	0,8182
K ₀	Exponencial	MV	0,0909	0,2782	77,46	0,7531
	Esférico	MV	0,2644	0,2779	436,19	0,5124
	Exponencial*	MQP	0,2802	-	-	-
	Esférico	MQP	0,2657	0,2821	1000,00	0,515
μ	Exponencial	MV	0,0038	0,0044	3000,00	0,5366
	Esférico	MV	0,0038	0,0043	887,95	0,5309
	Exponencial	MQP	0,0039	0,0047	3000,00	0,5465
	Esférico	MQP	0,0037	0,0045	1000,00	0,5488
θ _{cc}	Exponencial	MV	0,0015	0,0018	3000,00	0,5455
	Esférico	MV	0,0015	0,0018	2362,60	0,5455
	Exponencial	MQP	0,0015	0,0019	3000,00	0,5588
	Esférico	MQP	0,0008	0,0011	1000,00	0,8261
θ _{PMP}	Exponencial	MV	0,0003	0,0009	154,50	0,7500
	Esférico	MV	0,0009	0,0010	730,85	0,5263
	Exponencial	MQP	0,0004	0,0012	3000,00	0,7500
	Esférico	MQP	0,0003	0,0009	1000,00	0,7500
CTA	Exponencial	MV	27,889	36,714	553,44	0,5683
	Esférico	MV	28,578	37,029	518,91	0,5644
	Exponencial	MQP	33,472	37,152	1852,52	0,5261
	Esférico	MQP	33,616	36,981	1498,3	0,5238

*: efeito pepita puro; VTP: volume total de poros; k₀: condutividade hidráulica saturada; μ: porosidade drenável; θ_{cc} e θ_{PMP}: umidade volumétrica na capacidade de campo e ponto de murcha permanente respectivamente e CTA: capacidade total de água na camada de 0 a 0,15m.

Visualizam-se na Tabela 3, os valores dos erros médio e máximo, bem como a média do quadrado médio do erro gerado pela validação cruzada

TABELA 3. Erro médio (EM), máximo (E. Ma) e quadrado médio do erro (QME), gerados pela validação cruzada, para os respectivos modelos e métodos de ajuste.

Atributo	Modelo	Método	EM (%)	E.MA (%)	QME
VTP	Exponencial	MV	5,84	23,00	0,001650
	Esférico	MV	5,80	22,62	0,001610
	Exponencial	MQP	5,86	23,45	0,001670
	Esférico	MQP	5,96	23,41	0,001710
K ₀	Exponencial	MV	70,75	231,22	0,279000
	Esférico	MV	71,68	238,61	0,279500
	Exponencial*	MQP	-	-	-
	Esférico	MQP	71,41	261,60	0,278000
μ	Exponencial	MV	34,47	131,68	0,004070
	Esférico	MV	34,75	132,81	0,004100
	Exponencial	MQP	34,50	135,00	0,004070
	Esférico	MQP	34,82	136,97	0,004110
θ _{cc}	Exponencial	MV	8,00	31,47	0,001556
	Esférico	MV	7,79	25,27	0,001550
	Exponencial	MQP	7,83	24,92	0,001556
	Esférico	MQP	8,09	26,39	0,001640
θ _{PMP}	Exponencial	MV	10,29	32,14	0,000889
	Esférico	MV	10,56	31,09	0,000927
	Exponencial	MQP	10,54	32,59	0,000954
	Esférico	MQP	10,59	34,05	0,000980
CTA	Exponencial	MV	18,89	52,63	33,99
	Esférico	MV	18,78	51,68	33,64
	Exponencial	MQP	19,12	54,06	34,80
	Esférico	MQP	19,19	55,24	35,00

*: efeito pepita puro; VTP: volume total de poros; k₀: condutividade hidráulica saturada; μ: porosidade drenável; θ_{cc} e θ_{PMP}: umidade volumétrica na capacidade de campo e ponto de murcha permanente, respectivamente e CTA: capacidade total de água na camada de 0 a 0,15m.

Confrontando-se as informações da Tabela 2 com a Tabela 3, percebe-se que os modelos de semivariogramas que apresentaram os maiores graus de dependência não repetiram o mesmo desempenho na validação cruzada, ou seja, produziram maiores erros quando comparados aos demais para o mesmo atributo.

A validação cruzada consiste em comparar os valores preditos pela krigagem com os medidos no campo. Estas informações permitem inferir com maior precisão o desempenho dos modelos e métodos empregados. Num primeiro instante, a grandeza dos valores dos erros médio e máximo para k_0 chama bastante a atenção quando comparada à dos erros dos demais atributos. Isso é reflexo da alta variabilidade deste atributo, como anteriormente discutido e está relacionado no ajuste de semivariograma de qualidade inferior aos obtidos para os demais atributos, dada as dificuldades estatísticas apresentadas pelos dados, comentadas anteriormente. Comportamento semelhante pode ser notado para μ e CTA, os quais também apresentaram alta variabilidade.

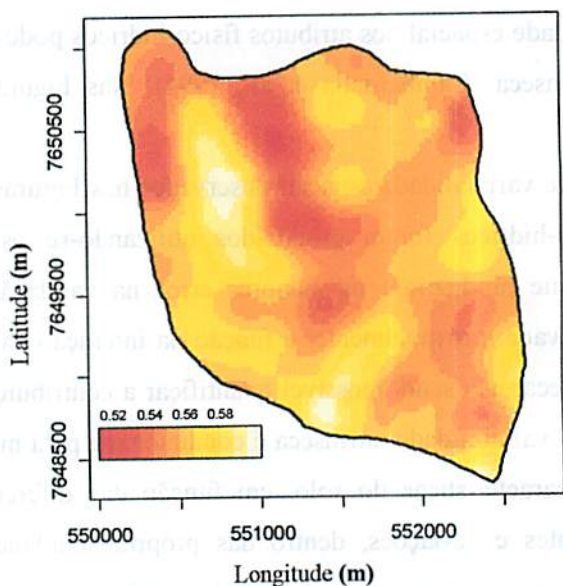
Com base nos valores da Tabela 3 e nas discussões já apresentadas, sugere-se o modelo esférico ajustado por máxima verossimilhança para estudo da variabilidade espacial na sub-bacia hidrográfica para os atributos VTP e θ_{cc} e modelo exponencial para o atributo θ_{PMP} , com esta mesma metodologia. Fazendo uso do método dos mínimos quadrados ponderados, seriam indicados o modelo esférico para os atributos k_0 e CTA e o modelo exponencial para o atributo μ , uma vez que os dados não apresentaram boa distribuição normal, não sendo confiáveis ajustes por MV.

5.2 Variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo

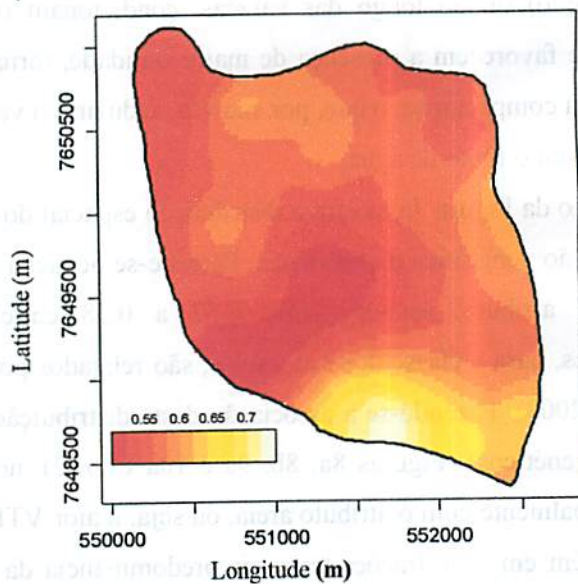
A variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos pode ser de origem intrínseca ou extrínseca (Cambardella et al., 1994). Nas Figuras 7, 8 e 9 é possível observá-la.

Os mapas de variabilidade espacial observados nas Figuras 7, 8 e 9 para os atributos físico-hídricos foram produzidos utilizando-se os modelos de semivariogramas que produziram os menores erros na validação cruzada. A variabilidade observada, provavelmente, é função da interação da variabilidade intrínseca e extrínseca, não sendo possível quantificar a contribuição isolada de uma ou de outra. A variabilidade intrínseca é condicionada pela mudança, ainda que pequena, de características do solo, em função das diferentes unidades pedológicas presentes e variações, dentro das próprias unidades, tais como relevo, cujas cotas mais baixas na região sul da sub-bacia (caso particular da sub-bacia em estudo) ou ao longo das várzeas, condicionam o acúmulo de matéria orgânica e favorecem a presença de maior umidade, tornando os solos mais susceptíveis à compactação, o que, por sua vez, reduziria o volume total de poros, afetando assim o fluxo de água.

A ilustração da Figura 7a mostra a distribuição espacial do atributo VTP ao longo da extensão geográfica da sub-bacia. Percebe-se pequena variação para os valores deste atributo, estando entre 0,52 a 0,58 $\text{cm}^3\text{cm}^{-3}$. Valores semelhantes a estes, para a classe dos Latossolos, são relatados por Anjos et al. (1994) e Kondo (2003). Fazendo-se a associação desta distribuição com fatores intrínsecos (pedogenéticos) (Figuras 8a, 8b, 9a e 10a Cap. 2), nota-se relação entre estes, principalmente com o atributo areia, ou seja, maior VTP coincidindo com glebas que têm em suas frações texturais predominância da fração areia, exceção feita a uma mancha no centro da sub-bacia. Nesta mancha, registra-se elevada concentração de areia (Figura 9a, Cap. 2) e menor VTP. O empacotamento da areia, pode ser a causa do fato observado.

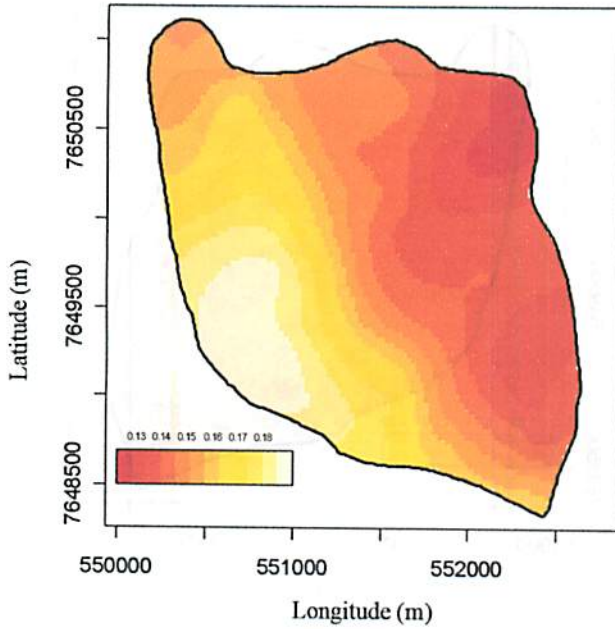


a) VTP ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$)

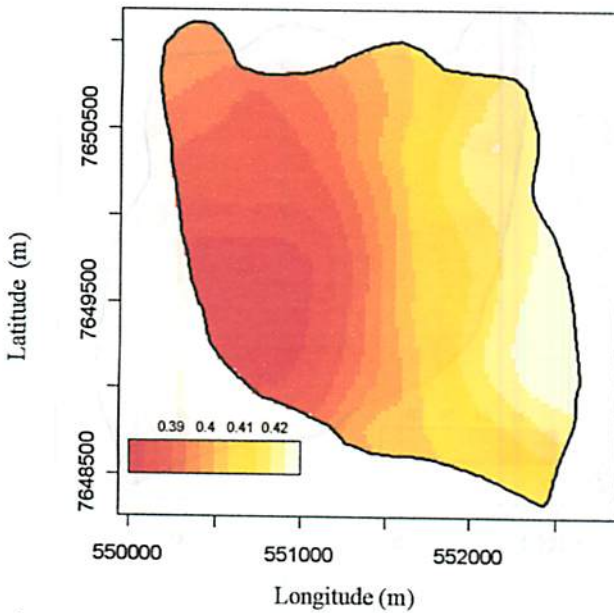


b) k_0 (m dia^{-1})

FIGURA 7 Variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos: a) VTP e b) k_0 , na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela.

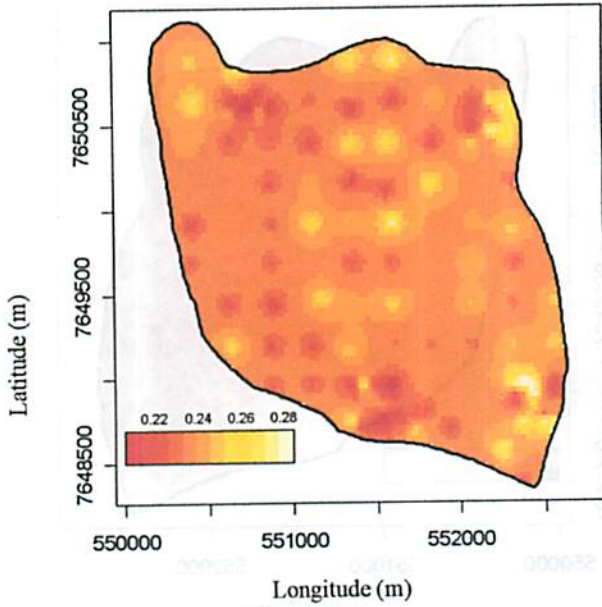


a) μ (%)

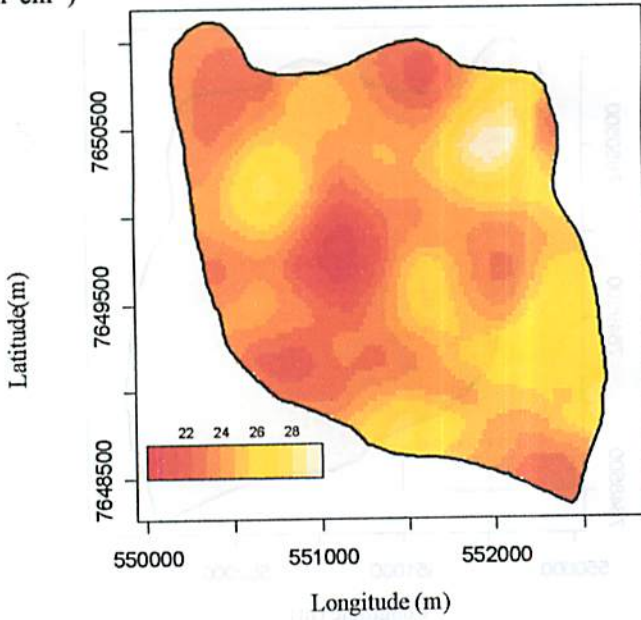


b) θ_{cc} ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$)

FIGURA 8 Variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos: a) μ , b) θ_{cc} , na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela.



a) θ_{PMP} ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$)



b) CTA (mm)

FIGURA 9 Variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos: a) θ_{PMP} e b) CTA, na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela.

Quando analisado o comportamento da VTP em função da fração argila, detecta-se uma relação pouco pronunciada, mas existente, pois, na parte sul e nordeste da sub-bacia, percebem-se maiores concentrações de argila e constata-se menores valores de VTP.

A distribuição espacial observada nas Figuras 8a Cap. 2 (densidade do solo) e 7a deste evidencia a predominância da variabilidade extrínseca existente entre estes dois atributos. Visualizam-se maiores valores para a VTP em regiões de menor D_s , sendo o contrário também verdadeiro. A região tonalizada em vermelho – indicativa de menor D_s (Figura 8a Cap. 2), coincide com a região em tons mais claros – indicativa de maior VTP, na Figura 7a. Esta gleba estava sob vegetação natural até o ano de 2002 e esporadicamente era pastejada. A partir de então, passou a ser ocupada com culturas anuais. Em função do pouco tempo de uso com atividades agrícolas, a D_s ainda não foi alterada pelas operações motomecanizadas que ali ocorrem. Continuando a explorar a gradação de cores presentes nestas duas figuras (Figuras 8a Cap. 2 e 7a deste), vê-se uma mancha em tons mais claros na primeira (indicativa de maior D_s), no sentido norte-sul no centro da sub-bacia e mancha em tons avermelhados na segunda (indicativa de menor VTP), no mesmo sentido, semelhante em forma e tamanho, evidenciando uma vez mais a forte relação entre D_s e VTP. Esta região de maior D_s e menor VTP é ocupada com pastagem, estando situada na zona de recarga de duas nascentes.

A variabilidade espacial do atributo k_0 pode ser visualizada na Figura 7b. A gradação de cores é fortemente pronunciada, destacando-se com nitidez quatro tons, ou seja, k_0 na faixa de 0,55; 0,60; 0,65 e 0,70m dia⁻¹ respectivamente. Predomina o valor de 0,55m dia⁻¹ no sentido sudoeste-centro e o valor de 0,7m dia⁻¹ ao sul. Segundo Bernardo (2002), solos que apresentam valores de k_0 maiores que 0,72m dia⁻¹ são solos de k_0 muito alta; valores entre 0,36 e 0,72m dia⁻¹, solos de alta k_0 ; valores entre 0,12 e 0,36m dia⁻¹ média k_0 ,

valores abaixo de $0,12\text{m dia}^{-1}$, baixa k_0 . Quando comparados os valores de k_0 encontrados com as classes de k_0 propostas por este autor, verifica-se que os solos da sub-bacia hidrográfica possuem alta k_0 , o que já era de se esperar, em função das classes de solo presente, embora diagnosticada compactação atual destes com base apenas na D_s .

O comportamento da k_0 geralmente é explicado em função da combinação de atributos físico-hídricos do solo, como D_s , MO, frações texturais, principalmente areia e VTP. Observando-se a Figura 7b nota-se predominância de maiores valores para este atributo na parte sul, oeste e norte da sub-bacia hidrográfica. Recorrendo-se aos atributos anteriormente citados, percebe-se que há coincidências favoráveis nesta linha de pensamento, pois, as manchas em tons mais claros na Figura 7b, indicativas de maior k_0 , coincidem com manchas de mesma tonalidade nas Figuras 8a, 8b, 9a Cap. 2 e 7a Cap. 3.

Confrontando-se as Figuras 2 Cap 1 (mapa de solos) e 7b, constata-se que os maiores valores de k_0 encontram-se na gleba de Latossolo Vermelho Distrófico típico. Isto também pode estar relacionado com fatores pedogenéticos e de formação desta classe de solo, uma vez que, conforme constatado por Giarola et al. (1997), o material de origem deste Latossolo possui uma orientação verticalizada, favorecendo uma paleodrenagem mais intensificada, caracterizando um ambiente mais seco, o que favorece a formação hematítica e, por consequência, os atributos deste solo, especialmente, na qualidade estrutural. A estrutura deste solo é constituída basicamente por agregados estáveis, formando uma estrutura do tipo granular, o que facilita o processo de infiltração de água.

A porosidade drenável (μ), (Figura 8a) apresenta comportamento bem característico, crescendo no sentido leste-oeste da sub-bacia. Verificam-se também, nesse sentido, menor D_s e porcentagem da fração argila e maior

percentual da fração areia (Figuras 8a, 10a e 9a Cap. 2), respectivamente. A combinação desses fatores provavelmente contribuiu para o fato observado.

Analisando-se a Figura 8b, umidade volumétrica na capacidade de campo (θ_{cc}) e comparando-a com a Figura 8a, percebe-se coerência, pois um solo que apresenta elevada porosidade drenável (μ), necessariamente, têm que apresentar menores valores de θ_{cc} . Enquanto a μ cresce no sentido leste-oeste, a θ_{cc} cresce no sentido oeste-leste, indo ao encontro de um menor percentual da fração areia, maior percentual de MO, alta faixa de VTP e até mesmo maior Ds. Quando um solo apresenta elevada macroporosidade, caso dos Latossolos, apresenta também baixa θ_{cc} , em função da fraca ação das forças capilares, o que favorece o fluxo hídrico. Quando este solo sofre compactação até um certo nível, diminuem-se os raios dos macroporos, o que favorece a ação capilar, aumentando assim a sua capacidade de retenção, o que por sua vez, eleva a θ_{cc} , sendo esta umas das prováveis razões que contribuem para maior valor deste atributo em glebas de maior Ds na sub-bacia hidrográfica.

A variabilidade da umidade volumétrica no ponto de murcha permanente (θ_{PMP}) pode ser visualizada na Figura 9a. Notam-se pequenas manchas isoladas ao longo de toda a extensão geográfica da sub-bacia, mas com predominância de valores próximos a $0,24\text{cm}^3\text{ cm}^{-3}$. Percebe-se coincidência das manchas com o grid amostral. Muito provavelmente, este fato se deve à predominância do efeito pepita, evidenciando que deveria ter adotado menor espaçamento para o grid para se trabalhar com este atributo. Não se observa uma tendência ou relação pronunciada deste atributo com os demais.

A capacidade total de armazenamento (CTA) é um dos atributos físico-hídricos do solo de maior importância, pois além de garantir suprimento hídrico às plantas, diz o quanto de água o solo pode armazenar a uma certa profundidade, por um determinado período, o que interfere na frequência das

irrigações. Pode-se dizer que a CTA é função da interação de todos os outros atributos discutidos anteriormente.

Miranda et al. (2001) relatam que a disponibilidade total de água de um solo (DTA) de textura fina deve estar entre 1,2 a 2,4mm por cm de solo, o que equivale a uma capacidade total de armazenamento (CTA) entre 18 a 36mm para uma camada de 15cm de solo. Pela Figura 9b, constata-se que a CTA da sub-bacia hidrográfica, para a camada de 15cm de solo, encontra-se entre 22 a 28mm, destacando-se a gleba a nordeste da sub-bacia. Confrontando este resultado com os mapas de Ds, MO e percentuais das frações areia e argila (Figuras 8a, 8b, 9a e 10a Cap. 2), observa-se que esta região apresenta comportamento deste atributos, anteriormente discutidos, que favorece tal constatação.

Na parte sul, no sentido sudeste-sudoeste, percebe-se também uma faixa de maior CTA. Nesse sentido, têm-se gleba sob eucaliptal e cerrado mais denso, o que favorece o acúmulo de espessa camada de serapilheira, propiciando maiores percentuais de MO (Figura 8b Cap 2), o que confere ao solo maior capacidade total de armazenamento. Pode-se também creditar a maior CTA desta faixa aos percentuais das frações texturais argila e areia desta faixa. Depreende-se, das Figuras 10a e 9a Cap. 2, baixa concentração de areia e elevado percentual de argila, respectivamente, o que ajuda a explicar o fato observado.

Fazendo tais associações, é possível explicar todo o comportamento da CTA ao longo da sub-bacia hidrográfica, o que vem a reforçar a interação deste atributo com os demais, como citado anteriormente.

6 CONCLUSÕES

- a) A análise exploratória dos dados mostrou-se importante ferramenta no estudo de atributos físico-hídricos do solo, eliminando “outliers” que mascarariam a análise dos dados caso não fossem retirados. Foi possível observar que os atributos VTP e θ_{cc} apresentaram baixa variabilidade, μ , θ_{PMP} e CTA, média variabilidade, enquanto que k_0 alta variabilidade.
- b) Todos os atributos tiveram estrutura de dependência espacial, sendo esta forte para os atributos VTP e θ_{cc} e moderada para os atributos μ , k_0 , θ_{PMP} e CTA.
- c) Verificou-se desempenho similar entre o método de ajuste mínimos quadrados ponderados e máxima verossimilhança, não havendo desempenho superior significativo de uma delas, podendo ambas ser indicadas para o ajuste de semivariogramas a atributos físico-hídricos do solo.
- d) Entre os modelos de semivariogramas com base na validação cruzada, o esférico seria indicado para os atributos VTP, θ_{cc} , CTA e k_0 , sendo o exponencial indicado para os atributos μ e θ_{PMP} .
- e) Todos os atributos físico-hídricos mostraram forte variabilidade extrínseca, ou seja, sofrem influência do manejo, uso e ocupação do solo na sub-bacia hidrográfica.
- f) O estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo pela geoestatística, utilizando-se a técnica da krigagem, mostrou-se uma importante ferramenta na compreensão da dinâmica destes, podendo ser fundamental no auxílio à tomada de decisões no que tange ao uso, conservação e preservação da qualidade do recurso natural solo e dos demais recursos presentes em sub-bacias hidrográficas.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANJOS, J. T.; UBERTI, A. A. A.; VISSOTTO, V. J.; LEITE, G. B.; KRIEGER, M. Propriedades físicas em solos sob diferentes sistemas de uso e manejo. *Revista brasileira de ciência do solo*, Campinas, v. 18, n. 1, p. 139-145, jan./abr. 1994.
- BERNARDO, S. *Manual de irrigação*. 6. ed. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 2002. 656 p.
- CAMARGO, O. T. de.; ALLEONI, L. R. F. *Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas*. Piracicaba, 1997. 132 p.
- CAMBARDELA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KERLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field scale variability of soil properties in Central Iowa solis. *Soil Science Society America Journal*, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, Sept./Oct. 1994.
- CICHOTA, R.; VAN LIER, Q. de, J.; LEGUIZAMÓN ROJAS, C. A. Variabilidade espacial da taxa de infiltração em Argissolo Vermelho. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 27, n. 5, p. 789-798, set./out. 2003.
- DIAS JUNIOR, M. S.; BERTONI, J. C.; BASTOS, A. R. R. *Física do solo: curso de pós-graduação em solos e nutrição de plantas*. Lavras: UFLA, 2000. p. 147. (Notas de aula teórica).
- DIGGLE, P. J.; RIBEIRO Jr, P. J. Model based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., Caxambú, 2000. Resumos... Caxambu: Associação Brasileira de Estatística, 2000. p. 192
- EGUCHI, E. S.; SILVA, E. L. da.; OLIVEIRA, M. S. de. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo saturado e da taxa de infiltração básica determinadas "in situ". *Ciência e Agrotecnologia*, Lavras, p. 1607-1613, dez. 2003. Edição especial.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. *Manual de métodos de análise de solo*. 2. ed. Rio de Janeiro: Ministério da Agricultura e Abastecimento. 1997. 212 p.

FARIAS, M. S. S. de. Diagnóstico da necessidade de drenagem no perímetro irrigado de São Gonçalo. 1999. 75 p. Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) – Universidade Federal de Paraíba, Campina Grande.

FERREIRA, M. M.; DIAS JUNIOR, M. S.; BERTONI, J. C.; BASTOS, A. R. R. Física do solo: curso de pós-graduação em solos e nutrição de plantas. Lavras: UFLA, 2000. p. 33 (Notas de aula prática).

GIAROLA, M. F. B.; CURL, N.; SIQUEIRA, J. O.; CHAGAS, C. S.; FERREIRA, M. M. Solos da região sob influência do reservatório da hidrelétrica de Itutinga/Camargos (MG): perspectiva ambiental. Convênio CEMIG/UFLA/FAEPE. Lavras: UFLA, 1997. 101 p.

GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional. 2000. 85 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade de Campinas, Campinas.

KONDO, M. K. Variabilidade espacial do comportamento compressivo do solo e mapas de trafegabilidade na cultura do cafeeiro irrigado. 2003. 166 p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos em uma hidrossequência de solos de bem à mal drenados. 1994. 88 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.

MEDIANA, B. F.; OLIVEIRA Jr, R. C. de. Relações entre capacidade de campo determinada in situ e em laboratório em Latossolo Amarelo muito argiloso. Revista Brasileira de Ciência do Solo, Campinas, v. 11, n. 1, p. 91-95, jan./abr. 1987.

MELLO, J. M. de. Geoestatística aplicada ao inventário florestal. 2004. 110 p. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

MELLO, R. C. de.; OLIVEIRA, G. C. de.; RESCK, D. V. S.; LIMA, J. M. de.; DIAS JUNIOR, M. de.; S. Estimativa da capacidade de campo baseada no ponto de inflexão da curva característica. Ciência e agrotecnologia, Lavras, v. 26, n.4, p. 837-841, jul./ago. 2002.

MIRANDA, J. O.; GONÇALVES, A. C.; CARVALHO, D. F. de. Água no solo. In: MIRANDA, J. O.; PIRES, R. C. de. M. Irrigação. Piracicaba: FUNEP/SBEA, 2001. p. 1-63.

NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; ERH, K. T. Spatial variability of field measured soil water properties. *Hilgardia*, Oakland, v. 42, n. 7, p. 215-259, Feb. 1973.

QUEIROZ, J. E.; CRUCIANI, D. E.; LIBARDI, P. L. Variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea, no município de Piracicaba, Estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v. 3, n. 2, p. 135-139, maio/ago. 1999.

RIBEIRO JR, P. P.; DIGGLE, P. P. GeoR: a package for geostatistical analysis. *R - News*, Rochester, v. 1, n. 2, p. 15-18, 2001.

ROBERTSON, G. P. *GS⁺: Geostatistics for the environmental sciences – GS⁺ User's Guide*. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

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

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