

**VARIABILIDADE ESPACIAL
DA ESTABILIDADE DE AGREGADOS
DO SOLO EM UMA MICROBACIA
HIDROGRÁFICA**

VINICIUS AUGUSTO DA SILVEIRA VIEIRA

2005

VINICIUS AUGUSTO DA SILVEIRA VIEIRA

VARIABILIDADE ESPACIAL DA ESTABILIDADE DE AGREGADOS
DO SOLO EM UMA MICROBACIA HIDROGRÁFICA

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Mestrado em Agronomia, Área de Concentração em Solos e Nutrição de Plantas, para a obtenção do título de "Mestre".

Orientadores

Prof. Dr. José Maria de Lima

Prof. Dr. Carlos Rogério de Mello

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL

2005

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

Vieira, Vinicius Augusto da Silveira

Variabilidade espacial da estabilidade de agregados do solo em uma microbacia hidrográfica / Vinicius Augusto da Silveira Vieira. -- Lavras : UFLA, 2005.
100 p. : il.

Orientador: José Maria de Lima.
Dissertação (Mestrado) – UFLA.
Bibliografia.

1. Bacia hidrográfica. 2. Variabilidade espacial. 3. Estabilidade de agregados.
4. Solo. 5. Manejo. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-551.48
-631.45

VINICIUS AUGUSTO DA SILVEIRA VIEIRA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA ESTABILIDADE DE AGREGADOS
DO SOLO EM UMA MICROBACIA HIDROGRÁFICA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Mestrado em Agronomia, Área de Concentração em Solos e Nutrição de Plantas, para a obtenção do título de "Mestre".

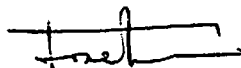
APROVADA em 31 de janeiro de 2005

Dr. José Márcio de Mello

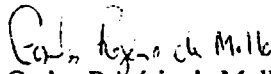
DCF-UFLA

Dr. Geraldo César de Oliveira

UFG



Prof. Dr. José Maria de Lima



Prof. Dr. Carlos Rogério de Mello

UFLA
(Orientadores)

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL

A Deus e à Nossa Senhora Aparecida

OFEREÇO E PEÇO-LHES A BENÇÃO

Aos meus avós paternos e maternos “em memória”,

Joaquim Augusto Vieira e Nair Bruno Vieira;

(Vô Cota e Dona Nuquinha).

Ananias Antunes da Silveira e Ana Esteves da Silveira (Cocotinha).

Aos meus pais, pela criação, pelo amor, pela força e por existirem.

João Augusto da Silveira Vieira e Maria Lúcia da Silveira Vieira;

(João Véio e Maroca).

Às minhas irmãs, Ana Cláudia da Silveira Vieira e Ana Carolina da Silveira Vieira.

À tia e madrinha Dulce, pela mãe que sempre foi.

Ao amigo e irmão Carlos Henrique Ferrarezi, pela força e presença.

Ao tio e padrinho Décio, e tia Marília pela criação e lembranças.

A Kita pelo carinho e dedicação e pelos cuidados com nossa família.

Aos colegas e amigos dos estudos, das farras e dos apertos.

Aos Mestres da UFLA por tudo que sei e sou hoje.

A todos os meus familiares e amigos.

À República, “ruim com ela, pior sem ela”.

A amiga, companheira e amada, Cibelle Vilela Andrade Fiorini (Morzão) e a Cacá (Morzim).

DEDICO DE CORAÇÃO

AGRADECIMENTOS

A Deus, por guiar-me nas horas difíceis.

Aos meus pais, pela oportunidade, esforço e sacrifício para minha formação.

Às minhas irmãs, Ana Cláudia e Ana Carolina, à tia Dulce, Carlinhos, Kita e tio Chicão, pela torcida, incentivo e compreensão.

À minha namorada, Cibelle Vilela Andrade Fiorini e Carolina por terem estado ao meu lado nesta caminhada.

Ao Professor Dr. José Maria de Lima, pela confiança depositada, orientação, dedicação e pelo exemplo profissional.

Ao Professor Dr. Carlos Rogério de Mello, pela orientação, amizade, boa vontade, apoio e incentivo.

Aos membros da banca, Professores Dr. José Márcio de Mello e Dr. Geraldo César de Oliveira, pela brilhante contribuição e enriquecimento deste estudo.

À professora Elizabeth Ferreira e Professor Alcione de Oliveira pela amizade, apoio, orientações e convivência desde os tempos graduação.

Aos alunos de iniciação científica que foram essenciais no desenvolvimento deste trabalho, principalmente ao Bruno por ter sido fundamental para o fechamento e condução deste estudo.

Aos funcionários do Departamento de Ciência do Solo pelo apoio, ajuda, amizade e boa vontade.

Ao Departamento de Ciência do Solo da Universidade Federal de Lavras pela acolhida e apoio ao longo do curso de Mestrado.

À FAPEMIG pela concessão da bolsa de estudos.

A todo o corpo docente do curso de pós-graduação da UFLA, pelo conhecimento transmitido.

Aos amigos de república, Perón e Cláudio, pela agradável e saudosa convivência.

À Universidade Federal de Lavras, pela oportunidade de realização deste trabalho.

Ao Professor Júlio Louzada pela força, apoio e confiança.

A toda a equipe do Consórcio Capim Branco Energia – CCBE, pela oportunidade e confiança empregadas e liberação para a conclusão deste trabalho, em especial ao Professor Marcos Ribeiro do Vale, e toda a grande equipe do CCBE;

Ao IBAMA – Parque Nacional da Serra da Canastra, a todos os funcionários pela dedicação e apoio e ao Chefe da unidade Eng. Florestal Vicente Paulo Leite e sua família pela convivência, amizade, companheirismo, acolhida e orientação de vida e profissional .

A Deus e todos aqueles que colaboraram de alguma forma para o cumprimento desta etapa de minha vida, o meu muito obrigado.

Por fim, agradeço ao dia que com o sol ilumina e alimenta nossas vidas, a noite que renova nossas energias trazendo a Lua que esquentava nossas almas e corações, a chuva que se faz água, mãe da vida e a Deus, por vocês e por mim.

Vinicius Augusto da Silveira Vieira

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	i
ABSTRACT.....	ii
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	3
2.1 Bacia Hidrográfica.....	3
2.2 Atributos do solo que influenciam na estabilidade de agregados	5
2.3 Matéria orgânica e agregação do solo.....	6
2.4 Outros atributos do solo que influenciam na agregação.....	8
2.5 Avaliação da estabilidade dos agregados do solos.....	11
2.6 Geoestatística.....	14
2.6.1 Variabilidade espacial de atributos do solo.....	16
2.6.2 Semivariograma	18
2.6.3 Modelos de semivariograma	21
2.6.4 Grau de dependência espacial	23
2.6.5 Krigagem.....	24
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	26
3.1 Localização da área experimental.....	26
3.2 Levantamento planialtimétrico da microbacia.....	26
3.3 Caracterização climática e fisiográfica da microbacia.....	29
3.4 Amostragem	33
3.5 Preparo das amostras e análises realizadas.....	35
3.6 Determinação da estabilidade de agregados.....	35
3.6.1 Peneiramento úmido.....	35
3.6.2 Sonificação.....	36
3.6.2.1 Procedimentos preliminares para o uso do ultra-som.....	36

3.6.2.2 Preparo das amostras para a sonificação.....	37
3.7.2.3 Procedimento de sonificação das amostras.....	37
3.8 Análise estatística.....	39
3.8 Análise geoestatística.....	40
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	42
4.1 Sonificação.....	42
4.2 Estatísticas básicas dos atributos físicos e químicos estudados....	47
4.3 Estrutura de Dependência Espacial.....	60
4.4 Mapas de Krigagem.....	73
5 CONCLUSÕES.....	84
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	85

RESUMO

VIEIRA, Vinicius Augusto da Silveira. **Variabilidade espacial da estabilidade de agregados do solo em uma microbacia hidrográfica**. 2005. 100 p. Dissertação (Mestrado em Solo e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras. Lavras MG¹.

A variabilidade espacial da estabilidade dos agregados e dos atributos físicos e químicos do solo é importante para a caracterização do comportamento espacial dos solos em bacias hidrográficas. Esta caracterização é muitas vezes dificultada pela grande variabilidade espacial destes atributos. O conhecimento da dependência espacial tem grande importância como base para estudos de impacto ambiental, na adoção de práticas de manejo conservacionista dos solos e da água, na mitigação de impactos e no planejamento e gestão de uso e ocupação do solo. O objetivo deste trabalho foi estudar a variabilidade espacial da estabilidade dos agregados e de atributos físicos e químicos do solo em uma microbacia hidrográfica, visando subsidiar estudos de manejo do solo e da água. A área em estudo é uma microbacia que pode ser considerada homogênea para estudos com agentes erosivos, como a precipitação, devido ao tamanho reduzido (1,3 ha), mas de grande variabilidade de respostas à erosão, em função dos atributos do solo, vegetação, histórico de uso e relevo. Com o auxílio de SIG, DGPS e estação total, toda área foi dividida em grid retangular de 20 m, onde o solo foi amostrado em duas camadas, 0 a 20 cm e 20 a 40 cm. Os atributos avaliados foram a matéria orgânica (MO), capacidade de troca catiônica a pH 7,0 (T), índice de saturação de alumínio (m), diâmetro médio geométrico (DMG), diâmetro médio ponderado (DMP), teor de areia, silte, argila e argila dispersa em água (ADA), índice de floculação (IF), relação silte/argila e coeficiente de desagregação (b/a). Os resultados foram analisados utilizando-se a estatística básica, como histogramas e assimetria, e geoestatística, por meio de semivariogramas e mapas de krigagem. Houve dependência espacial de todos os atributos analisados, especialmente na camada de 20 a 40 cm. Os resultados permitem analisar a tendência comportamental dos atributos associados à erodibilidade do solo, de forma espacial, verificando-se que os coeficiente de desagregação (b/a) e índice de desagregação (ID) são mais adequados para avaliação do comportamento espacial da erosão que os índices DMG e DMP.

¹ Comitê Orientador: José Maria de Lima – DCS/UFLA e Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA.

ABSTRACT

VIEIRA, Vinicius Augusto da Silveira **Spatial variability of soil aggregate stability in a small watershed**. 2005. 100 p. Thesis (Master in Soil and Plant Nutrition) – Federal University of Lavras. Lavras MG².

Spatial variability of soil aggregate stability and physical and chemical attributes is of great importance for soil and water management practices, mitigation of environmental impacts, and planning land use and occupation. This work aims to quantify the spatial variability of soil aggregate stability and physical and chemical attributes in a small watershed. This watershed is considered homogenous, based on erosive agents, such as rainfall, due to its small area (1,3 ha), and it shows variability of soil properties, vegetation, land use, and topography. GIS, DGPS and total station were used to set up a grid of 20x20 m. Soil were sampled from 0 to 20 cm and 20 to 40 cm layers. Organic matter (MO), cation exchange capacity at pH 7,0 (T), aluminum saturation index (m), geometrical mean diameter (DMG), weighed mean diameter (DMP), amount of sandy, silt, clay and water dispersible clay (ADA), flocculation index (IF), silt/clay ratio, desaggregation coefficient (b/a), and dispersion index (ID) were evaluated. The data were compared in histograms, coefficient of simetry, and geostatistical analyses expressed by semivariograms and kriging maps. All soil attributes had spatial dependence, specially at 20-40 cm layer. The results allowed to analyse spatial behavior of the soil properties associated with soil erodibility, showing that desaggregation coefficient (b/a) and desaggregation index (ID) are more closely related to spatial variability of soil erosion than DMG and DMP indexes.

² Guidance Committee: José Maria de Lima – DCS/UFLA and Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, os recursos naturais vêm sofrendo constante e crescente degradação, resultado de inadequadas práticas de manejo e ocupação do solo e do uso irracional da água. Na tentativa de recuperar áreas degradadas, conservar a vegetação natural remanescente e usar racionalmente os recursos naturais, é consenso que a unidade ideal a ser trabalhada é a microbacia hidrográfica. Trata-se de unidade natural, delimitada por um divisor de águas que drena ou escoas todas as águas para uma única saída (rio, córrego, ribeirão ou oceano). A recuperação de microbacias e o conseqüente aumento da quantidade e qualidade da água nos cursos d'água tornam-se mais urgentes, quando esta contribui para o abastecimento do meio rural e urbano e ou para a geração de energia.

Estudos da variabilidade espacial de atributos físicos e químicos do solo, em uma determinada área ou microbacia, é assunto que tem despertado o interesse de muitos pesquisadores. A utilização de métodos geoestatísticos para gerar mapas de variabilidade espacial de atributos do solo, auxilia no conhecimento de características limitantes à conservação do solo, da água e do manejo sustentável nas microbacias. Mapas de krigagem da variabilidade espacial de atributos do solo, somados às informações advindas de levantamentos pedológicos, planialtimétricos, uso e ocupação do solo, vegetação, imagens aéreas e dados climáticos, permitem uma compreensão do comportamento da superfície terrestre como um todo. Este conhecimento, traduzido em forma gráfica, como nos mapas, podem ser usados em auxílio a tomada de decisões, desde um manejo agrícola adequado, visando à melhoria e/ou manutenção da sustentabilidade do meio ambiente, até a mitigação e recuperação de impactos ambientais.

O objetivo deste estudo foi avaliar a estrutura de continuidade espacial da estabilidade de agregados e de atributos físicos e químicos do solo em uma

microbacia hidrográfica de escoamento efêmero, visando estabelecer um maior conhecimento espacial da susceptibilidade do solo à erosão.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Bacia Hidrográfica

Segundo Gregory & Walling (1973), a bacia hidrográfica é um sistema geomorfológico aberto, que recebe energia através de agentes climáticos e a perde através do deflúvio. A bacia hidrográfica, como sistema aberto, pode ser descrita em termos de variáveis interdependentes que oscilam em torno de um padrão. Desta forma, uma bacia, mesmo que perturbada por ações antrópicas, busca o equilíbrio dinâmico. Qualquer modificação no recebimento ou na liberação de energia, ou ainda na forma do sistema, acarretará mudança compensatória que tende a minimizar o efeito da modificação e restaurar o estado de equilíbrio dinâmico. O manejo conservacionista de uma microbacia consiste na adoção de práticas voltadas a minimizar os impactos negativos da atividade antrópica, particularmente a agropecuária, sobre os recursos naturais renováveis (Zanzini & Prado Filho, 2000).

A variabilidade natural de solo, vegetação e topografia nas bacias hidrográficas dificulta a adoção de padrão aplicável em todas as situações. Segundo Ponce (1989), uma pequena bacia deve apresentar as seguintes características: a) a precipitação pode ser considerada uniformemente distribuída no espaço, sobre toda a bacia; b) a precipitação pode ser considerada uniformemente distribuída no tempo; c) a duração das tormentas geralmente excede o tempo de concentração da bacia; d) a geração de água e sedimentos se dá principalmente pelo escoamento nas vertentes; e) os processos de armazenamento e de fluxo concentrado na calha dos cursos d'água são menos importantes que nas vertentes.

Como algumas propriedades levam em consideração a existência de um padrão de homogeneidade, pelo menos em termos de precipitação, a resposta espacialmente diferenciada em relação aos processos de erosão ou ao manejo do

do solo em uma pequena bacia se deve, principalmente, à variabilidade de atributos do solo, vegetação e topografia.

As pequenas bacias hidrográficas apresentam um grau de homogeneidade maior que as bacias maiores, tendo em vista suas dimensões. A heterogeneidade natural dos seus principais atributos físicos não pode ser desprezada, visto que em pequenas bacias, qualquer variabilidade passa a ter uma importância relativa maior do que em médias e grandes bacias, onde pequenas variações de um dado atributo do solo são “diluídas” pelo comportamento médio da mesma (Tucci, 2001).

A paisagem pode ser utilizada na definição de zonas de manejo, permitindo definição de práticas regionalizadas do solo, e, juntamente com o conhecimento da variabilidade espacial, possibilitar melhor controle dos fatores de produção das culturas e proteção ambiental (Fraisse et al., 1999). O conhecimento das relações entre o solo e sua posição na paisagem, definida no espaço e no tempo, pode subsidiar levantamentos de solos (Marques Júnior & Lepsch, 2000) que são ferramentas mais práticas e rápidas que podem chegar aos pequenos produtores rurais e aos técnicos extensionistas a um custo baixo e auxiliá-los no planejamento das propriedades.

As informações de variabilidade espacial podem ser tratadas em softwares especiais, os SIGs - Sistemas de Informações Geográficas. Estes se inserem com ferramentas que têm sido essenciais para análise e transferência de conhecimentos em bacias hidrográficas. A capacidade de manipular as informações de forma simples e eficiente, permitindo economia de recursos e tempo, gerando resultados (mapas) que facilitam a interpretação das informações e seus cruzamentos é a principal característica desses programas. Trata-se do resultado de mais de três décadas de evolução e inúmeras inovações tecnológicas (Burrough, 1986; Calijuri, 1998; Tucci, 2001).

2.2 Atributos do solo que influenciam na estabilidade de agregados

Entre os atributos físicos do solo de maior variabilidade está a estabilidade dos agregados. Este atributo é reflexo das condições químicas do solo, entre elas, principalmente, o teor de matéria orgânica, que está associado a fertilidade, responsável, em última análise, pela quantidade de cobertura vegetal e, conseqüentemente, à quantidade de material orgânico acrescido ao solo, principalmente na camada superficial.

A estrutura do solo é o arranjo das partículas primárias em agregados, nos quais as forças que ligam as partículas entre si são mais intensas do que entre agregados adjacentes (Nikitoroff, 1941). A estabilidade de agregados é essencial no manejo e importante indicador da qualidade do solo (Mazurak & Mosher, 1970). O conhecimento da qualidade do solo através de atributos físicos e químicos é importante para a avaliação da sustentabilidade dos sistemas agrícolas (Doran & Parkin, 1994), sendo a estrutura um indicador da sustentabilidade dos sistemas de uso e manejo do solo (Arshad et al., 1996; Harris et al., 1996; Muckel & Mausbach, 1996).

Karlen & Stott (1994) sugerem uma série de atributos de solo para se avaliar sua qualidade em relação à erosão hídrica, por exemplo, os teores de matéria orgânica, densidade do solo, porosidade, resistência à penetração e permeabilidade, todos relacionados diretamente à agregação do solo.

Três grupos de atributos de solo, segundo Islam & Weil (2000), são suficientes para se avaliar a qualidade do mesmo: o primeiro grupo é de atributos denominados efêmeros, que são aqueles que apresentam oscilações em curto espaço de tempo, destacando-se a temperatura, pH, umidade, porosidade livre de água e níveis de nutrientes; o segundo grupo engloba atributos denominados intermediários, os quais são alterados com o manejo após alguns anos, entre estes, a matéria orgânica, resistência do solo à penetração e a permeabilidade; e, por último, os atributos definidos como permanentes, que são

atributos inerentes ao solo e não sofrem alterações em curto prazo, como os componentes mineralógicos, textura, camadas do solo, camadas naturais de impedimento e pedoclima. Cabe ressaltar que outras camadas de impedimento podem ser formadas pela compactação do solo em áreas onde o uso for inadequado ou excessivo e o estado de agregação do mesmo seja tal que não resista à ação daqueles agentes externos causadores das mesmas.

O uso de metodologias, que quantifiquem e qualifiquem as condições estruturais é importante na avaliação da qualidade do solo (Carpeneo & Mielniczuk, 1990). Avaliações da estrutura do solo podem ser feitas através de determinações indiretas que avaliam a quantidade de agregados estáveis em água (Oliveira et al. 1983, Silva et al., 1986; Silva, 1994; Silva et al., 1995; Silva et al., 1998; Silva & Mielniczuk 1998; Silva et al., 1999; Silva, 2000).

2.3 Matéria orgânica e agregação do solo

O contínuo fornecimento de material orgânico serve como fonte de energia para a atividade microbiana, cujos subprodutos, constituídos de moléculas orgânicas, em diversas fases de decomposição, atuam como agentes de estabilização dos agregados (Allison, 1973). Além desses aspectos, destaca-se o efeito físico das raízes sobre a formação, manutenção e tamanho dos agregados do solo. A matéria orgânica tem um efeito direto na estruturação dos solos, como principal agente cimentante na maioria dos solos. Com o cultivo, há redução nos teores da matéria orgânica e, conseqüentemente, na estabilidade de agregados maiores (macroagregados), resultando em aumento da proporção relativa de microagregados no solo, cuja estabilidade não é mais influenciada pelo manejo (Tisdall & Oades, 1982) e, sim, pela textura e mineralogia do solo, principalmente.

Estudando agregados com vários graus de umidade, sob chuva simulada, Martinez-Mena et al. (1998) verificaram que o diâmetro médio

geométrico dos mesmos apresentou correlação positiva com o teor de carbono orgânico. Roth & Haas (1989) e Campos et al. (1995) também encontraram correlações positivas entre diâmetro médio geométrico dos agregados e matéria orgânica, em latossolos do Paraná. Os efeitos da matéria orgânica na agregação estão relatados na literatura por vários autores, dentre os quais Tisdall & Oades (1982), Roth et al. (1991), Hadas et al. (1994) e Campos et al. (1995).

Solos sob vegetação natural geralmente encontram-se em um estado de equilíbrio dinâmico, no qual o teor de carbono se mantém praticamente constante com o tempo, mesmo sob ação antrópica (Silva & Mielniczuk, 1997). Sistemas conservacionistas de manejo do solo, como o plantio direto, também preservam maior tamanho de agregados estáveis em água do que em solos sob plantio convencional, devido a não destruição mecânica dos agregados pelos equipamentos de preparo do solo, como ocorre neste último, e a maior quantidade de matéria orgânica que o uso sob plantio direto confere ao solo. É observado também maior densidade do solo próximo à superfície e maior proteção da superfície contra o impacto das gotas de chuva oferecida pela cobertura morta, também inerente ao sistema de plantio direto (Figueiredo, 1998).

O tipo de vegetação presente no solo é fator importante na estrutura e, conseqüentemente, na estabilidade de agregados. Goss & Reid (1979) e Reid & Goss (1980) encontraram um aumento na estabilidade de agregados de um solo arenoso após quatro semanas de cultivo com a gramínea Azevém (*Lolium perenne*). Tal efeito foi atribuído à liberação de substâncias orgânicas pelas raízes, que atuaram na estabilização de forma direta, através da ação cimentante, ou indireta, através da atividade microbiana. Tisdall & Oades (1979) sugerem que o aumento da estabilidade de agregados, devido à ação das raízes de gramíneas deve-se à liberação de polissacarídeos por hifas de micorrizas associadas. Efeitos positivos na agregação do solo propiciados por gramíneas

foram observados também por Campos et al. (1995); Silva et al. (1988) e Silva & Mielniczuk (1998).

Souza et al. (2004), estudando solos submetidos ao mesmo sistema de manejo em locais com pequena variação de relevo, encontraram variabilidade espacial de atributos diferenciados, avaliando a variabilidade espacial do diâmetro médio geométrico de agregados na classe >2 mm, na classe 2 a 1 mm e da matéria orgânica em um Latossolo Vermelho Eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. Os autores concluíram que, em relação à matéria orgânica, os valores do coeficiente de variação foram baixos na camada de 0 a 20 cm e médios na camada de 20 a 40 cm. Este coeficiente foi alto para o diâmetro médio geométrico e médio para agregados na classe >2 mm e agregados na classe 2 a 1 mm. Os autores observaram, também, dependência espacial em todas as variáveis estudadas, sendo os maiores alcances observados na camada de 0 a 20 cm. Estes autores salientaram, ainda, que pequenas variações no gradiente do declive e nas formas do relevo condicionaram variabilidade espacial diferenciada da matéria orgânica e estabilidade de agregados nas camadas estudadas.

2.4 Outros atributos do solo que influenciam na agregação

A textura, um dos atributos mais estáveis do solo, é dependente do material originário e dos agentes naturais de formação do solo (Bertoni & Lombardi Neto, 1985), sendo pouco alterada pelo cultivo ou outras práticas agrícolas (Day, 1965). Entretanto, a erosão diferenciada pode promover, na camada superficial do solo, pequenas variações na proporção das frações granulométricas. Qualquer outra causa de variabilidade espacial na textura do solo se deve à variabilidade em material de origem ou a formação do solo.

A fração granulométrica que determina de maneira mais decisiva o comportamento físico do solo é a fração argila, pois apresenta a maior área

específica, o que afeta sensivelmente os processos físico-químicos do sistema solo (Maltoni, 1988). Grohmann (1972) relata que, como a superfície específica é dependente da textura, o menor tamanho de partículas na fração argila contribui em maior proporção com a superfície específica do solo. A superfície específica que caracteriza as argilas se deve não somente à dimensão de suas partículas mas à exposição de áreas internas, as quais asseguram a capacidade do solo em reter água e nutrientes, segundo Kiehl (1979) e Reichardt (1985).

Jorge (1986) afirma que a densidade de partículas é um outro fator que determina a seletividade de agregados do solo ao arraste pela água, quando do processo de erosão do solo. Com isso, agregados mais ricos em matéria orgânica, por possuírem menor densidade de partículas, são mais facilmente carregados pelo escoamento superficial. Por outro lado, a maior estabilidade de agregados leva a maior resistência à perda de solo por erosão, pois confere maior resistência ao impacto de gotas de chuva, dificultando o selamento e encrostamento superficial, sendo que a diminuição dessa estabilidade pode ser relacionada com uma diminuição no teor de húmus e da atividade biológica do solo (Derpsch et al., 1990).

A dispersão, assim como a estabilidade dos agregados, está sujeita à influência de uma série de fatores, dentre os quais destacam-se o papel da matéria orgânica (Kretschmar et al., 1993), óxidos de Fe e Al (Goldberg et al., 1988; Lima & Anderson, 1997) como agentes ligantes, e da composição mineralógica do solo (Lima, 1987; Veiga et al., 1993; Igwe et al., 1995; Ferreira, 1988; Ferreira et al., 1999a; Ferreira et al., 1999b).

O diâmetro médio geométrico (DMG) e o diâmetro médio ponderado (DMP) são índices que expressam a distribuição dos agregados por tamanho. Segundo Dias Junior (2000), a caracterização da estrutura do solo, considerando os valores de agregados secos, permite inferir sobre os efeitos da erosão eólica, e os valores em agregados úmidos, sobre os efeitos da erosão hídrica.

Pedrotti (2000) verificou que a estabilidade de agregados em água, representada pelo diâmetro médio geométrico dos agregados (DMG), correlacionou-se positiva e significativamente com os conteúdos de matéria orgânica e com diversas formas de alumínio no solo. O diâmetro médio ponderado dos agregados estáveis em água, segundo Bertol et al. (2001), varia conforme o sistema de manejo, sendo menor no preparo convencional do que no campo nativo e na semeadura direta, exceto na camada de 0 a 2,5 cm.

A estabilidade de agregados é um indicador dos processos envolvidos na degradação do solo (Tippkötter, 1994), pois influencia a infiltração, retenção de água, aeração e resistência à penetração de raízes (Santos, 1993; Silva, 1994a), selamento e encrostamento superficial (Derpsch et al., 1991), erosão hídrica e eólica (Reichert et al., 1993; Sun et al., 1995). A estabilidade dos agregados é também o atributo que melhor se correlaciona com a erodibilidade do solo (Angulo, 1983; Egashira et al., 1983; Sá, 1998; Sá, 2002; Sá et al., 2002 e Sá et al., 2004).

O pH do solo interfere nos fenômenos de dispersão e floculação. A dispersão das partículas de argila é facilitada pelo aumento do pH, enquanto que em condições de baixo valor de pH, a floculação é beneficiada (Carvalho, 1985).

As composições mineralógica e química dos solos têm efeito marcante na dispersão da argila. Maiores teores de gibsita refletem maior estabilidade dos agregados do tamanho de silte e o aumento da quantidade de caulinita proporciona efeito inverso. Ferreira et al. (1999a) e Ferreira et al. (1999b) encontraram resultados que confirmam a importância de óxidos de alumínio na agregação do solo. Estes autores verificaram correlação positiva e altamente significativa entre o teor de alumínio pouco cristalino (determinado com oxalato ácido de amônio) e o diâmetro médio geométrico (DMG), encontrando, também, correlação positiva e significativa entre o teor de Al_2O_3 (obtido por ataque sulfúrico) e o (DMG).

Os solos tropicais, geralmente, possuem predominância dos óxidos de ferro e alumínio e argilas do tipo 1:1, na composição mineralógica, o que resulta numa tendência de melhor agregação do que solos com elevados teores de material 2:1 e pobres em óxidos de ferro e de alumínio. Os óxidos de ferro (hematita e goethita) e de alumínio (gibbsite) são importantes na granulação do solo, pois são considerados agentes desorganizadores. Com um aumento dos seus teores, as partículas tendem a um arranjo mais casualizado e a estrutura tende a granular e de menor tamanho (Resende, 1985).

Outros atributos químicos, indicativos da fertilidade do solo, como saturação por bases (V), saturação por alumínio (m) e capacidade de troca de cátions (T), também tem estreita relação com a estabilidade de agregados dos solos. Melhores condições de fertilidade representam maior desenvolvimento vegetal (parte aérea e raízes) que, conseqüentemente, elevam a quantidade de matéria orgânica do solo e, através de exsudatos radiculares, também contribuem para maior agregação do solo.

2.5 Avaliação da estabilidade dos agregados do solo

A estabilidade de agregados tem sido avaliada através de métodos como: o peneiramento úmido de Yoder (1936) e suas modificações (Kemper & Chepil, 1965; Oliveira et al., 1983; Kemper & Rosenau, 1986), peneiramento úmido e turbidimetria (Pojasok & Kay, 1990) e resistência do agregado ao impacto de gotas (McCalla, 1944; Mazurak & Mosher, 1968; Bruce-Okine & Lal, 1975; Farres & Cousen, 1985; Silva et al., 1995). Outros métodos envolvendo energia ultra-sônica, que permitem a quantificação da energia necessária para desagregação dos agregados do solo (North, 1976; North, 1979; Gregorich et al., 1988; Gregorich et al., 1989; Raine & So, 1993; Raine & So, 1994; Fuller & Goh, 1992; Tippkötter, 1994; Fuller et al., 1995; Vitorino et al., 2003; Sá et al., 2002; Sá et al., 2004), também têm sido utilizados para determinação da

estabilidade de agregados do solo através da energia necessária para sua desagregação.

O método mais utilizado para se determinar a estabilidade de agregados é o do peneiramento em água (Yoder, 1936). Os resultados podem ser expressos como frações específicas ou na forma do diâmetro médio geométrico (Kemper & Rosenau, 1986). Outra linha adotada para o estudo da estabilidade dos agregados é a determinação da resistência ao impacto de gotas de chuva simulada, proposto por McCalla (1944) e utilizado por vários autores (Bruce-Okine & Lal, 1975; Angulo et al., 1984; Farres & Cousen, 1985; Roth & Haas, 1989; Silva et al., 1995). Angulo et al. (1984) e Roth & Haas (1989) encontraram coeficiente de correlação de 0,91 ($P < 0,01$) e 0,97 ($P < 0,05$) entre a resistência dos agregados ao impacto das gotas de chuva simulada e a estabilidade dos agregados em água.

Segundo Farres & Cousen (1985), a capacidade dos agregados em resistir ao impacto de gotas pode ser considerada como o índice mais apropriado para representar a estabilidade do solo, uma vez que esse método compara-se, em parte, a processos que ocorrem no campo. Trabalhos usando simuladores de chuva e testes de impacto de gotas permitem identificar a relação entre a energia de impacto das gotas e a quebra dos agregados. Entretanto, o tempo e os custos limitam a utilização destes (Raine & So, 1993).

Sá et al. (2000) compararam diferentes métodos para determinação da estabilidade de agregados dos solos. Agregados de horizontes A e B de Latossolo Roxo e Terra Roxa Estruturada foram submetidos a peneiramento úmido, a três testes de impacto de gotas e a sonificação, com oito níveis de energia ultra-sônica. Os resultados evidenciam que a estabilidade de agregados depende não só das características de cada solo, mas também da natureza das forças destrutivas aplicadas, fazendo com que diferenças na estabilidade de agregados possam ser devidas a diferenças em metodologias (dependente da

finalidade e dos atributos testados), ao tipo e quantidade de energia aplicada e aos efeitos dos métodos de preparação das amostras, conforme sugerido por Fuller & Goh (1992), Beare & Bruce (1993) e Matkin & Smart (1987). Por essa razão, a forma de medição da estabilidade dos agregados tem sido motivo de controvérsia (Fuller & Go, 1992).

Para Eriksen et al. (1995), a estabilidade dos agregados aumenta com a redução do seu tamanho, sendo, portanto, necessário maior nível de energia para destruir microagregados, comparativamente aos macroagregados. Gregorich et al. (1988) mostraram ser necessária energia de 300 a 500 J mL⁻¹ para destruir agregados do tamanho areia, sendo que microagregados somente são destruídos após aplicados 1.500 J mL⁻¹.

De acordo com Saly (1967), a exposição à energia ultra-sônica não destrói as partículas elementares do solo, ocasionando apenas a quebra de agregados e conseqüente dispersão. Para promover a total dispersão do solo, é necessário, em geral, entre 1.500 e 1.800 J mL⁻¹ (Gregorich et al., 1988; Christensen, 1992; De Cesare et al., 2000). Entretanto, a energia necessária para dispersão total fornece poucas informações sobre o potencial de desagregação do solo influenciado pelo manejo (North, 1979; Raine & So, 1993; Sá et al., 2000b).

Sá et al. (1999) utilizaram 714,80 J mL⁻¹ para dispersão total de amostras de agregados de solos, que apresentaram níveis de energia variando entre 79,42 J mL⁻¹ (horizonte B de uma Terra Roxa Estruturada) e 476,43 J mL⁻¹ (horizonte A de Latossolo Roxo), como valores necessários para dispersão, sem uso de dispersante químico. Os autores constataram, ainda, que na presença de NaOH 1 mol L⁻¹, os níveis de energia para dispersão total tendem a diminuir.

O ponto de curvatura máxima nas curvas de dispersão dá indicação do nível de energia a ser empregado na dispersão (Simmons, 1987). Acima deste,

os acréscimos em dispersão são muito pequenos para cada unidade de energia acrescida.

Alguns autores têm expressado a estabilidade de agregados por meio de energia ultra-sônica, com base no comportamento das curvas de desagregação, as quais levam em conta desde os níveis mais baixos, necessários apenas para desagregação, até os mais altos, necessários para dispersão total das amostras. As curvas são características para cada solo (North, 1979; Fuller & Goh, 1992; Raine & So, 1993; Sá et al., 1999; Cerdà, 2000).

Macroagregados, segundo Tisdall & Oades (1982), têm a estabilidade influenciada pelo manejo. Conforme Sá et al. (2000b), índices de desagregação obtidos a um nível de energia de $15,88 \text{ J mL}^{-1}$ foi suficiente para se detectar diferenças entre horizontes A e B de um Latossolo Roxo e uma Terra Roxa Estruturada, enquanto Barral et al. (1998) detectaram diferenças entre dois outros solos com o uso de 270 J mL^{-1} . Sá et al. (2002) mostraram que níveis de energia entre $36,3$ e $72,5 \text{ J mL}^{-1}$ apresentam melhor sensibilidade para se detectar as diferenças na estabilidade de agregados promovidas pelo uso do solo, concordando com Tisdall & Oades (1982).

2.6 Geoestatística

Krige em 1951, trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que a informação dada pela variância, isoladamente, era insuficiente para se explicar fenômenos de distribuição. Para tal, seria necessário levar em consideração a distância entre as amostras. A partir daí, surgiram os conceitos da geoestatística, que levam em consideração a localização geográfica e a influência mútua entre pontos, ou seja, a dependência espacial. As propriedades naturais da superfície terrestre são espacialmente contínuas (dependência espacial), sendo restritivo, para a maioria dos casos, descrevê-las por meio de simples funções matemáticas.

A teoria das variáveis regionalizadas, que contém os fundamentos da geoestatística, foi desenvolvida por Matheron em 1963 em Fontainebleau. Matheron definiu variável regionalizada como uma função espacial numérica, que varia de um local para o outro, com uma continuidade aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Esta continuidade ou dependência espacial pode ser estimada por um semivariograma (Vieira, 2000).

Para Beckett & Webster (1971), a variabilidade espacial aumenta significativamente com o tamanho da área amostrada. Segundo esses autores, mais da metade da variância admissível no campo está presente em cada metro quadrado do solo, não se devendo conduzir experimentos em áreas muito extensas com pontos amostrais muito distantes uns dos outros de forma a minimizar a variabilidade espacial.

Uma das limitações básicas da amostragem é consequência justamente do conceito de “representatividade” que envolve as amostras fragmentárias, já que elas dependem, em grande parte, das “interpretações” e “estimativas” posteriores. A representatividade está ligada ao conceito de “heterogeneidade” ou “homogeneidade”, já que, em um corpo totalmente homogêneo, qualquer fragmento é representativo do conjunto, enquanto em um corpo heterogêneo, um fragmento do mesmo, não representa nem seu vizinho (Guerra, 1988).

Segundo Ortiz (2002), o conhecimento da variabilidade espacial de um solo, além de caracterizar uma região, pode indicar o número e a distribuição de amostras a serem retiradas, possibilitando melhor detalhamento da área e dos resultados.

O estudo geoestatístico não reduz custos, gera uma estimativa do parâmetro sem viés, sendo possível planejar de maneira mais eficaz a implantação de malhas de amostragem. Assim, com o conhecimento das posições relativas das amostragens, ou médias feitas em campo, a variabilidade

espacial passa a ser utilizada como um fator positivo, identificando interações importantes (Mulla et al., 1992; Roque, 2003).

2.6.1 Variabilidade espacial de atributos do solo

A variabilidade espacial de atributos físicos, químicos, biológicos, morfológicos e mineralógicos dos solos é mais acentuada nos solos mais jovens, quando comparada aos solos mais velhos, os quais tendem a ser mais estabilizados em termos de transformação (Resende, 1977). Esta variabilidade pode ser sistemática ou ao acaso (Sales, 1992). A variabilidade sistemática é caracterizada por uma mudança explicada dos atributos do solo em função das formas da paisagem, elementos geomórficos, fatores de formação e ou interação desses. A variabilidade ao acaso constitui-se nas mudanças dos atributos do solo que não podem ser relacionadas a uma causa conhecida, podendo ser decorrente da litologia, intensidade diferencial do intemperismo, erosão, fatores biológicos, hidrologia diferencial, ou, até mesmo, erros analíticos e amostrais. As técnicas de geoestatística permitem mostrar que a variabilidade do solo não é aleatória, apresentando, pois, dependência espacial (Vieira & Maria, 1996). Essas técnicas são de grande utilidade na caracterização e mapeamento de variações de atributos do solo, com os mais diversos propósitos (Macedo et al., 1998; Silveira, 2000; Reichardt et al., 2001).

A variabilidade espacial de atributos físicos, hídricos e químicos de solos em bacias hidrográficas tem sido objeto de alguns estudos nos últimos anos (Vieira, 2000). A natureza dos solos, bem como o manejo empregado a estes, proporciona comportamentos altamente variáveis, gerando diferentes condições para a produção do escoamento superficial ao longo da bacia, dificultando o seu entendimento e posterior modelagem (Loague & Gander, 1990).

Souza et al (2004) concluíram que a matéria orgânica apresenta comportamento espacial similar com a estabilidade de agregados e que pequenas

variações no gradiente de declive e nas formas de relevo condicionam variabilidade espacial diferenciada em relação à matéria orgânica e estabilidade de agregados nas camadas de solos estudadas por aqueles autores.

Segundo Burrough (1987), a variação espacial de uma variável regionalizada pode ser expressa pela soma de três componentes: a) uma componente estrutural, associada a um valor médio constante ou a uma tendência constante; b) uma componente aleatória, espacialmente correlacionada e c) um ruído aleatório ou erro residual. Se x representa uma posição em uma, duas ou três dimensões, então o valor da variável Z , em função de x , é dada por:

$$Z(x) = m(x) + \varepsilon'(x) + \varepsilon'' \quad (1)$$

em que: $m(x)$ é uma função $f(x)$ determinística que descreve a componente estrutural de Z em x ; $\varepsilon'(x)$ é um termo estocástico, que varia localmente; ε'' é um ruído aleatório não correlacionado, com distribuição normal, média zero e variância τ^2 .

De acordo com Guimarães (2000), para que a geoestatística possa ser usada, há necessidade de que pelo menos uma das duas hipóteses de estacionariedade de uma função aleatória $Z(x_i)$ seja satisfeita: a hipótese de estacionariedade de ordem 2 e a hipótese intrínseca. Além destas hipóteses, deve-se obedecer à condição de não tendenciosidade para aplicação da teoria geoestatística.

Uma vez avaliadas as hipóteses envolvidas, Guimarães (1993), Vieira (1998) e Panatier (1996) definiram o semivariograma clássico de Matheron como um método gráfico que expressa a estrutura espacial da semivariância $\gamma(h)$.

Uma variável regionalizada é estacionária se os momentos estatísticos da variável aleatória $Z(x_i)$ forem os mesmos para qualquer vetor h . Uma variável aleatória é estacionária de 1ª ordem se a esperança matemática $E\{Z(x_i)\} = m$,

para qualquer x_i dentro da área S , em que m é estimada pela média dos valores amostrais, ou seja, a média é constante em toda a área.

Decorre desta definição que, se for tomado um vetor de separação entre dois pontos, o qual apresenta módulo e direção, para qualquer h em-se:

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

Para Vieira et al. (1983), em fenômenos nos quais a variância é finita, a geoestatística pode adotar uma hipótese de estacionariedade menos restritiva denominada intrínseca, que requer apenas a existência de estacionariedade do variograma, que pode ser aplicada e definida por:

$$\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} = 2\gamma(h) \quad (3)$$

Segundo Journel & Huijbregts (1978), admite-se também que a função aleatória considerada seja estacionária de segunda ordem, isto é, a covariância entre dois pares quaisquer $Z(x)$ e $Z(x+h)$, e variância das diferenças, sendo finita e dependente somente do vetor distância h , é definida por:

$$C(h) = \text{Cov}[Z(x), Z(x+h)] = E[Z(x) \cdot Z(x+h)] - m^2, \forall x; \quad (4)$$

Segundo Vieira (2000), esta hipótese implica na existência de uma variância finita dos valores medidos. Esta pode não ser satisfatória para alguns fenômenos físicos que têm uma capacidade infinita de dispersão.

A estacionariedade da covariância também implica na estacionariedade do variograma:

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} \quad (5)$$

em que $2\gamma(h)$ é definido na geoestatística como função variograma.

2.6.2 Semivariograma

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

dependência da variável regionalizada, em Z posições, é representado pelo variograma $2\gamma(h)$, o qual é definido como a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados pelo vetor distância h , isto é,

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x)-Z(x+h)]^2\} = \text{Var}[Z(x)-Z(x+h)] \quad (6)$$

Através de uma amostra $z(x_i)$, $i=1, 2, \dots, n$, o variograma pode ser estimado por:

$$2\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{N(h)} \cdot \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (7)$$

onde:

- $2\hat{\gamma}(h)$ - é o variograma estimado;
- $N(h)$ - é o número de pares de valores medidos, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$, separados por um vetor distância h ;
- $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$ são valores da i -ésima observação da variável regionalizada, coletados nos pontos x_i e x_i+h ($i = 1, \dots, n$), separados pelo vetor h .

Muitos autores definem variograma de forma distinta da equação (7), considerando o que comumente se refere como semivariograma, dado por:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x) - Z(x+h)]^2 = \frac{1}{2} \text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] \quad (8)$$

Analogamente, a função semivariograma pode ser estimada por:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \cdot \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x) - Z(x+h)]^2 \quad (9)$$

onde $N(h)$, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$ são conforme já definidos.

Conforme Vieira (1998), em um semivariograma são estimados os parâmetros efeito pepita (“nugget effect”), patamar (“sill”) e alcance (“range”) representados, respectivamente, pelos símbolos “ C_0 ”, “ C_0+C_1 ” e “ a ”. O valor de “ C_0 ” revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores

que aquelas amostradas ou o erro aleatório. O alcance “a” é considerado a distância limite da dependência espacial, a partir da qual as amostras são consideradas independentes e, portanto, a estatística clássica pode ser usada sem restrição. Dependendo do comportamento de $\gamma(h)$, para altos valores de h , os modelos básicos e usuais podem ser classificados em modelos com patamar (“sill”) e modelos sem patamar.

O semivariograma $\gamma(h)$ 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. Quando o gráfico do semivariograma é idêntico para qualquer direção de h , caso mais simples e menos freqüente na natureza, ele é chamado de isotópico.

A figura 1 ilustra um semivariograma experimental com as características padrão. É esperado que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias (Oliveira, 1991; Vieira, 2000; Camargo, 2002).

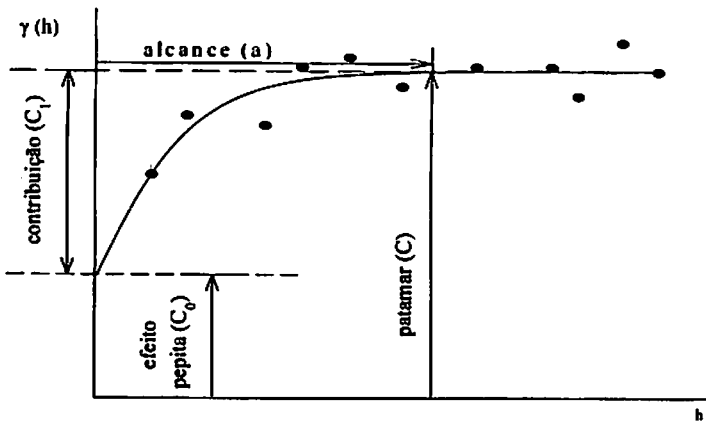


FIGURA 1 Parâmetros característicos de um semivariograma experimental. Modificado de Isaaks & Srivastava (1989).

Os parâmetros do semivariograma ilustrado na figura 1 são:

- *alcance* (a): distância em que as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente;
- *patamar* (C): é o valor da semivariância correspondente a seu alcance (a), sendo determinístico para o grau de correlação do atributo em estudo. Deste ponto em diante (*patamar*), considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) torna-se invariável com a distância.
- *efeito pepita* (C_0): idealmente, $\gamma(0)=0$; entretanto, na prática, à medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ aproxima-se de um valor positivo chamado *efeito pepita* (C_0), que revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Para Isaaks & Srivastava (1989), parte desta descontinuidade pode ser também atribuída a erros de medição; no entanto, é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade na pequena escala não captada pela amostragem;
- *contribuição* (C_1): é a região em que se observa a estrutura de dependência espacial, definida pela diferença entre o *patamar* (C) e o *efeito pepita* (C_0).

2.6.3 Modelos de semivariograma

É importante que o modelo ajustado represente a tendência de $\gamma(h)$ em relação a h . A qualidade deste ajuste reflete diretamente na qualidade da krigagem. É através do modelo e seus parâmetros que se define o sistema de krigagem e, portanto, o peso que cada ponto avaliado tem sobre o ponto a ser estimado.

Segundo Isaaks & Srivastava (1989) e Vieira (2000), os modelos são divididos em dois tipos: modelos com *patamar* e modelos sem *patamar*. Alguns modelos do primeiro tipo atingem o *patamar* (C) assintoticamente. Para tais modelos, o *alcance* (a) é arbitrariamente definido como a distância

correspondente a 95% do patamar. Modelos do segundo tipo não atingem o patamar e continuam aumentando enquanto a distância aumenta. Tais modelos são utilizados para modelar fenômenos que possuem capacidade infinita de dispersão. Os modelos com patamar mais utilizados são:

Modelo Esférico: o modelo esférico é um dos modelos mais utilizados, segundo Vieira (2000). Sua equação é definida por:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \cdot \left[1,5 \cdot \left(\frac{h}{a} \right) - 0,5 \cdot \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], 0 < h < a \quad (10)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1; h \geq a \quad (11)$$

Segundo Vieira (2000), este 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 o patamar à distância $a' = (2/3)a$. Assim, o alcance (a) será $a = (3/2)a'$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $(1/3)a$.

Modelo Exponencial: trata-se de outro modelo bastante utilizado, (Vieira, 2000).

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \cdot \left[1 - \exp\left(\frac{-3 \cdot h}{a}\right) \right]; 0 < h < d \quad (12)$$

Este modelo atinge o patamar assintoticamente, com o alcance prático definido como a distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar (Isaaks & Srivastava, 1989).

Modelo Gaussiano: o modelo gaussiano é muitas vezes usado para modelar fenômenos extremamente contínuos (Isaaks & Srivastava, 1989). Segundo Vieira (2000), sua formulação é dada por:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \cdot \left[1 - \exp\left(-3 \cdot \left(\frac{h}{a}\right)^2\right) \right]; 0 < h < d \quad (13)$$

Semelhante ao modelo exponencial, o modelo gaussiano atinge o patamar assintoticamente e o parâmetro a é definido como o alcance prático ou distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar (Isaaks & Srivastava, 1989). O que caracteriza este modelo é seu comportamento parabólico próximo à origem.

2.6.4 Grau de dependência espacial

Vieira (2000) afirma, ainda, que quanto menor for o efeito pepita do semivariograma, menor será a variância da estimativa. Mais precisamente, quanto maior for a diferença do patamar em relação ao efeito pepita no semivariograma, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa, ou seja, maior a confiança que se pode ter na estimativa. A própria intuição poderia levar a esperar tal comportamento, pois, se um atributo estudado varia grandemente entre locais medidos, então não é de se esperar grande confiança na estimativa, como também poderia acontecer se esse valor fosse medido, pois a variabilidade seria grande.

Zimback (2001), adaptando a classificação de Cambardella et al. (1994) para atributos do solo, considera grau de dependência fraco, moderado e forte, os valores $GD < 25\%$; $25\% \leq GD \leq 75\%$ e $GD > 75\%$, respectivamente.

Cambardella et al. (1994) classificaram o grau de dependência espacial de um atributo em função da relação entre o efeito pepita e o patamar. Segundo esses autores, semivariogramas que apresentam essa relação efeito pepita e patamar menor ou igual a 25% apresentam forte dependência espacial. Quando essa relação variar de 25% a 75%, a dependência espacial será moderada, sendo fraca quando a relação for superior a 75%. Em suas pesquisas, Souza et al. (1999) e Fietz et al. (2000) mantiveram esta classificação, concordando com os autores acima.

O grau de dependência espacial, também chamado de proporção espacial por alguns autores, determina quanto da variabilidade é explicada pela componente espacial e, segundo Zimback (2001), é representada pela seguinte expressão:

$$GD = \left(\frac{C_1}{C_0 + C_1} \right) \times 100 \quad (14)$$

em que: GD = grau de dependência espacial; C0 = efeito pepita; C1 = contribuição.

2.6.5 Krigagem

O termo krigagem ou krigeagem é derivado do nome Daniel G. Krige, que foi o primeiro a introduzir o uso de médias móveis para evitar erros de estimação de reservas de mineração (Delfiner & Delhomme, 1975; Vieira, 2000).

Inicialmente, o método de krigagem foi desenvolvido para solucionar problemas de mapeamentos geológicos. Entretanto, seu uso expandiu-se com sucesso no mapeamento de solos (Burgess & Webster, 1980), mapeamento hidrológico (Kitanidis & Vomvoris, 1983) e outras áreas do campo agrônomo.

O procedimento de krigagem, segundo Isaaks & Srivastava (1989), é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos são determinados a partir de uma análise espacial. A diferença entre a krigagem e outros métodos de interpolação é que, na krigagem, os pesos são determinados a partir de uma análise espacial baseada no semivariograma experimental. Além disso, a krigagem fornece, em média, estimativas não tendenciosas e com variância mínima (Ribeiro Junior, 1995).

A krigagem geoestatística consiste no preditor geoestatístico e o embasamento matemático para o seu cálculo é o seguinte (Thompson, 1992):

$$[A]^{-1} \cdot [b] = [\lambda] \quad (15)$$

onde, $[A]^{-1}$ é matriz inversa de covariância entre as localidades da vizinhança de um ponto, determinada pelo modelo de semivariograma com base nas distâncias euclidianas entre as localidades; $[b]$, a matriz de semivariância entre as localidades vizinhas (com a variável estimada) e o ponto para o qual a variável será interpolada, também determinado pelo modelo de semivariograma, com base nas distâncias entre as localidades vizinhas e o ponto a ser interpolado; $[\lambda]$, a matriz de pesos de krigagem. A estimativa da variável para um ponto qualquer é feita pela equação 16:

$$X_p = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot X_i \quad (16)$$

Em que X_p é variável interpolada; λ_i , o peso da i -ésima localidade vizinha; X_i , o valor da variável para a i -ésima localidade e n , número de localidades vizinhas empregadas para interpolação do ponto.

De acordo com Camargo (2002), a incorporação de procedimentos geoestatísticos em SIGs, baseados em técnicas de krigagem, é importante, porque essa associação melhora os procedimentos tradicionais de tais sistemas devido à qualidade do estimador e, principalmente, pela informação de acurácia fornecida nesse modelo inferencial.

Segundo Oliver & Webster (1990), a krigagem linear engloba um conjunto de métodos de estimação, a saber: krigagem simples, krigagem ordinária, krigagem universal, co-krigagem, krigagem disjuntiva, etc. Existem também krigagens não lineares, das quais se destaca a krigagem por indicação.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Localização da área experimental

A área experimental foi escolhida com o objetivo de aprofundar os estudos em uma microbacia hidrográfica com regime de escoamento efêmero, estudada por Mello, (2003). A área é localizada no sul de Minas Gerais, a 11 km da cidade de Lavras, pertencente à Bacia Hidrográfica do Rio Grande, próximo à Usina Hidrelétrica do Funil. A situação geográfica de suas extremidades é delimitada pelas coordenadas UTM (Universal Transversa de Mercator) 496.706 m a 496.846 m, oeste de Greenwich e 7.658.207 m a 7.658.387 m Sul, fuso 45°, 23K, DATUM Córrego Alegre.

A escolha desta pequena bacia para a realização deste estudo se deve a sua suposta homogeneidade, visando ao melhor entendimento dos processos físicos e químicos do solo com reflexos, principalmente, na estabilidade de agregados. Segundo Ponce (1989) e Tucci (2001), pequenas bacias tendem à homogeneidade quanto aos processos hidrosedimentológicos e demonstram resultados mais reais sobre a heterogeneidade dos atributos do solo.

3.2 Levantamento planialtimétrico da microbacia

Para o levantamento topográfico da microbacia, utilizou-se uma Estação Total, gerando, com os dados levantados em campo, um mapa planialtimétrico com isolinhas de nível (curvas de nível) de 1 metro de distância vertical, no software AutoCad®. Os dados foram transferidos para um SIG (Sistema de Informações Geográficas) SPRING-3.6, onde foram trabalhados para confecção dos mapas georreferenciados de declividade, planialtimétrico, uso atual do solo, classes de solo e grid amostral da microbacia.

O georreferenciamento foi feito utilizando três pontos de controle, formando uma triangulação na área experimental. Os pontos foram coletados na área com um par de DGPS (Sistema de Posicionamento Global Diferencial). O DGPS permaneceu em cada ponto em torno de 2 horas, com a finalidade de aumentar a precisão de coleta dos dados. Com as coordenadas de triangulação, fez-se o georreferenciamento no software SPRING 3.6. As figuras 2 e 3, mostram, respectivamente, o mapa planialtimétrico básico de coordenadas cartesianas gerados no AutoCad® (com os pontos coletados em campo com a Estação total) e o mapa depois de trabalhado e georreferenciado no SPRING-3.6.

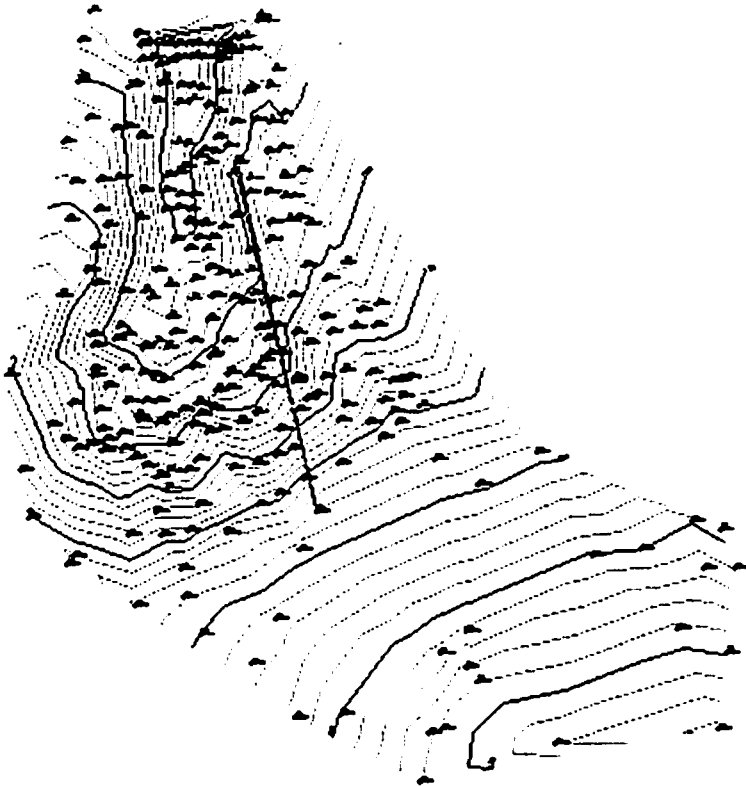


FIGURA 2 Mapa planialtimétrico básico, cartesiano, gerado no AutoCad®.

MAPA PLANIALTIMÉTRICO

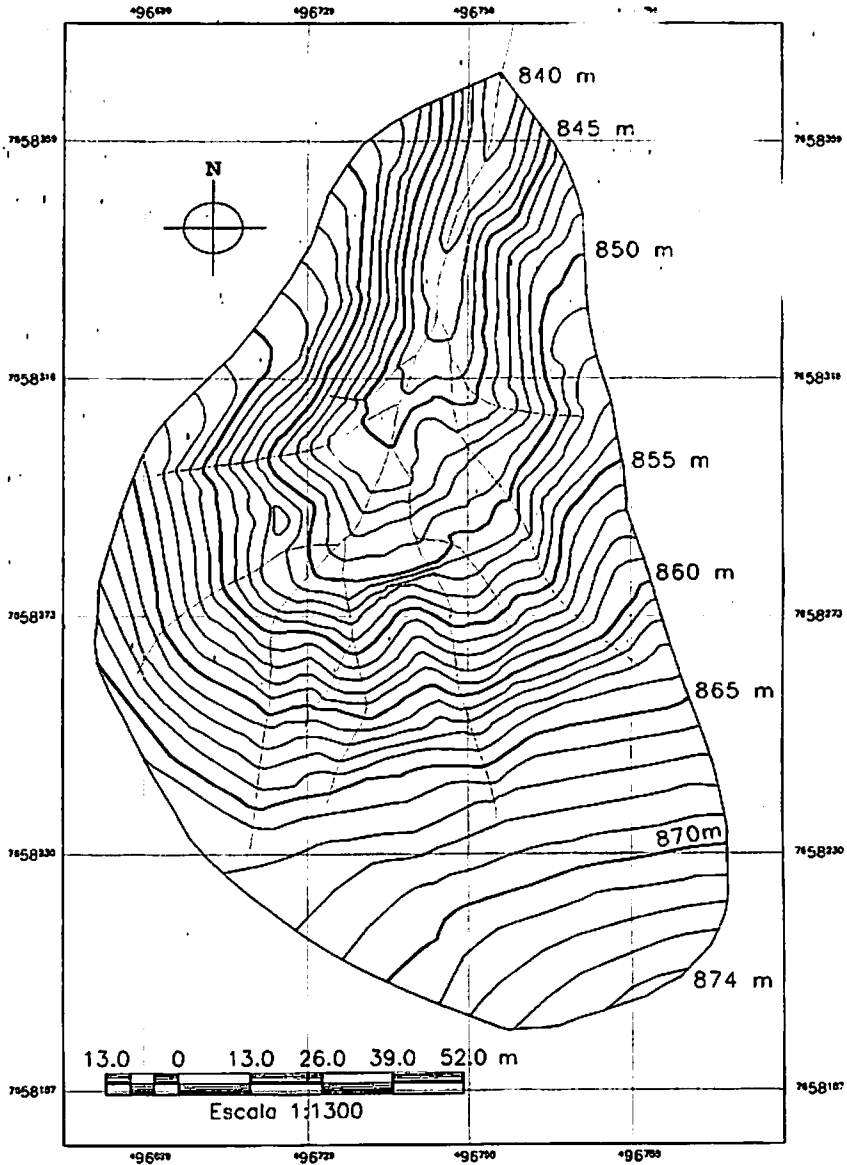


FIGURA 3 Mapa planialtimétrico da microbacia experimental georreferenciado no software SPRING-3.6.

3.3 Caracterização climática e fisiográfica da microbacia

O clima da região é uma transição de Cwb para Cwa, pela classificação de Köppen (Nimer, 1989), apresentando chuvas irregularmente distribuídas ao longo do ano, havendo excesso nos meses de novembro a março e deficiência no período de abril a agosto (Villela & Ramalho, 1979; Villela & Ramalho, 1981).

A microbacia apresenta área de 1,23 ha e perímetro de 448,93 metros. A maior parte da área (Figura 4) vem sendo utilizada com pastagem plantada de *Brachiaria decumbens* e grama batatais (1,01 ha) havendo também *Eucalyptus grandis* (0,18 ha) de aproximadamente sete anos, com pastagem de *Brachiaria decumbens* bem degradada entre as árvores, uma pequena área de vegetação típica de várzea em área de surgência (0,03 ha) e uma pequena mata de essências nativas plantadas há alguns anos (0,06 ha).

Os solos da microbacia (Figura 5), constituem-se de Cambissolo Háplico Tb Distrófico, em sua maior parte (0,85 ha), Argissolo Vermelho-Amarelo Distrófico Típico (0,3 ha) e Gleissolo Háplico Tb Distrófico (0,05 ha).

A declividade média da microbacia é de aproximadamente 30 %, variando de 0% a mais de 45% (figura 6). Grande parte da microbacia, cerca de 0,57 ha (43,8 %) apresentam declividade entre 15 a 45 %, e 0,22 ha (16,9 %) entre 10 a 15 %, declividade predominante nas meia encostas da microbacia, que ainda apresentam uma pequena área de 0,008 ha (0,6 %) de declividade superiores a 45 % (onde os cuidados com a conservação de solo devem ser rigorosos), seguido de 0,38 ha (29,2 %) de declividade entre 5 e 10 % predominante na parte superior da bacia, próximo ao divisor de águas. Salienta-se também a existência de uma pequena área que apresenta relevo plano na região de várzea, com declividade de 0 a 2 % de 0,06 ha (4,6%) e de 2 a 5 % de 0,004 ha (3%) da área. A sua atitude média da microbacia é de 857 metros, sendo sua cota mínima de 840 metros e a máxima de 874 metros. A figura 7 apresenta o perfil longitudinal da microbacia.

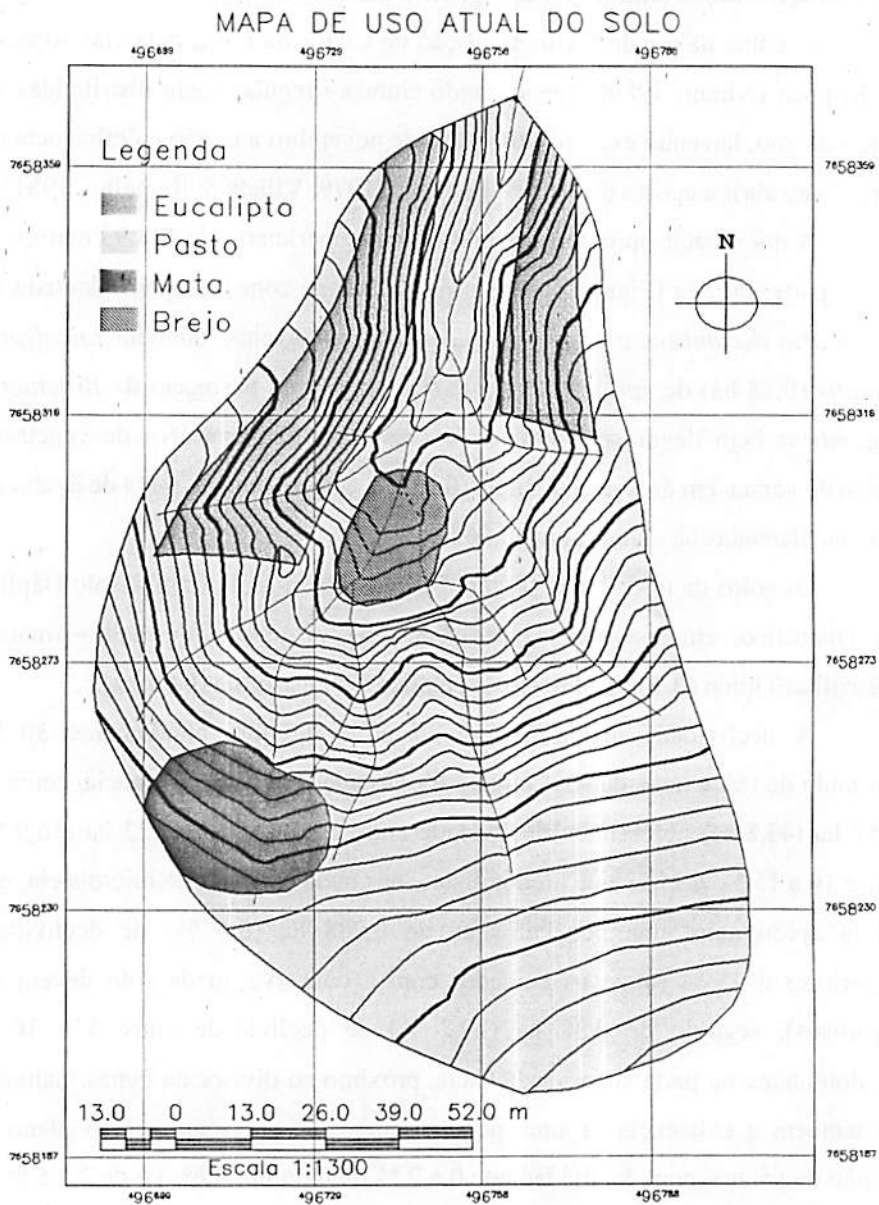
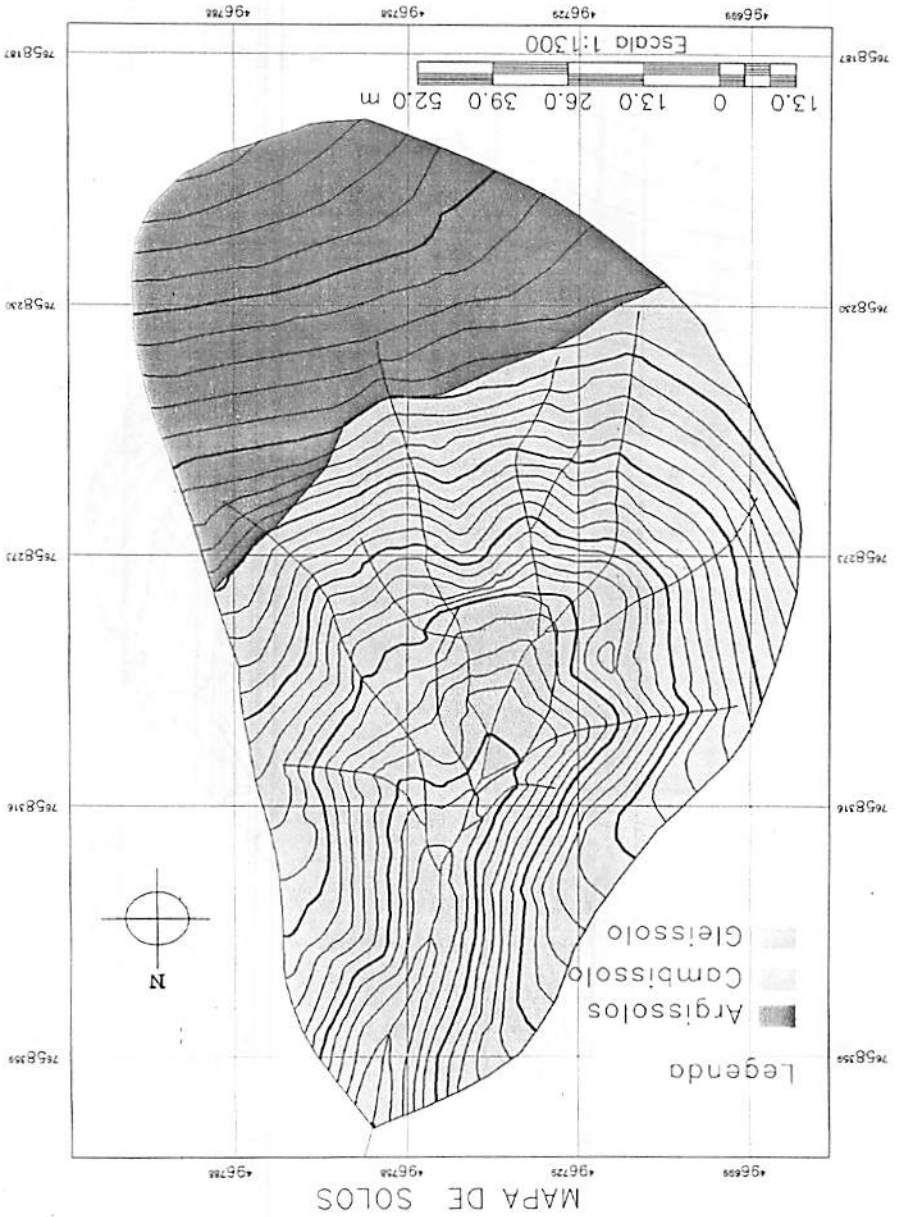


FIGURA 4 Mapa de uso atual do solo da microbacia experimental.

FIGURA 5 Mapa de Classificação dos Solos da microbacia experimental.



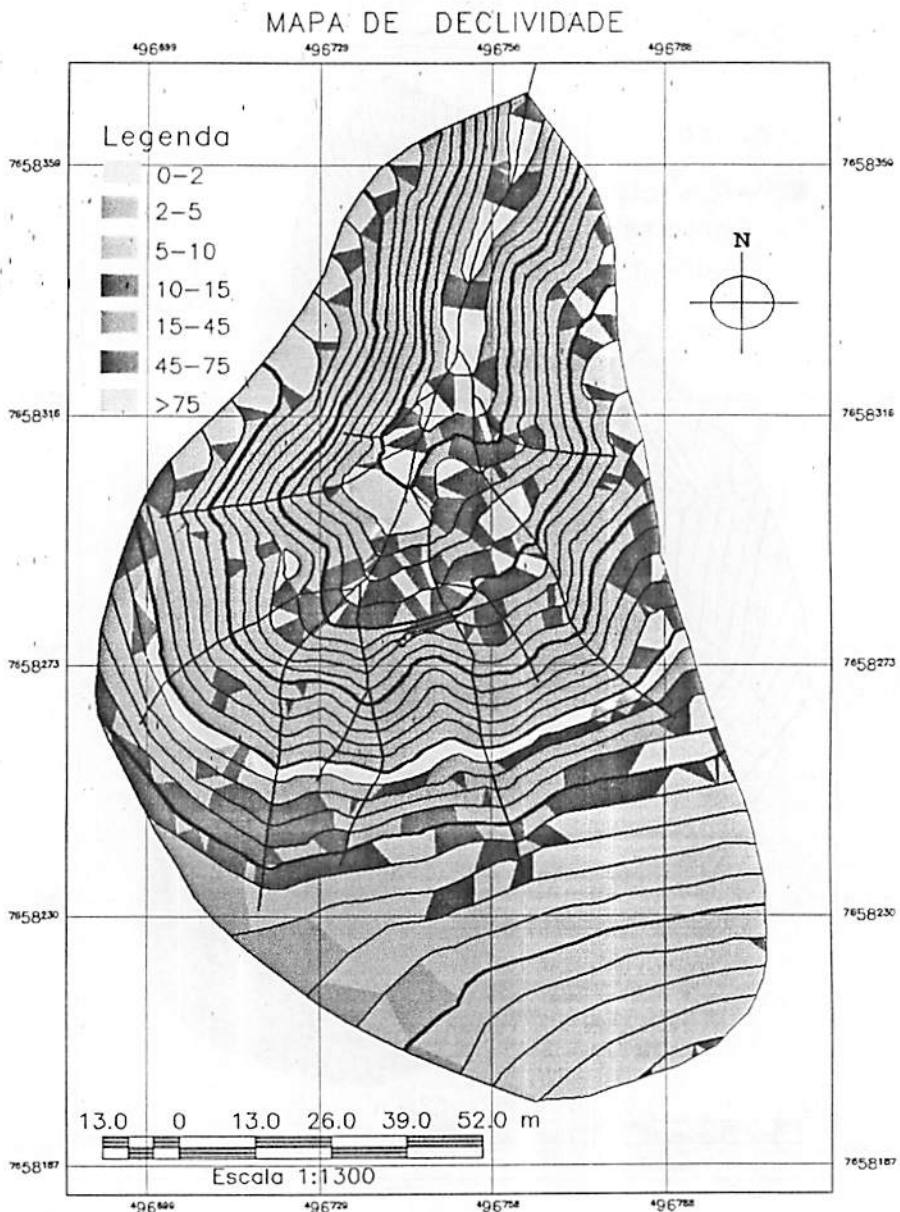


FIGURA 6 Mapa de Classes de Declividade do solo da microbacia experimental, segundo Bertolini & Bellinazzi Junior (1994).

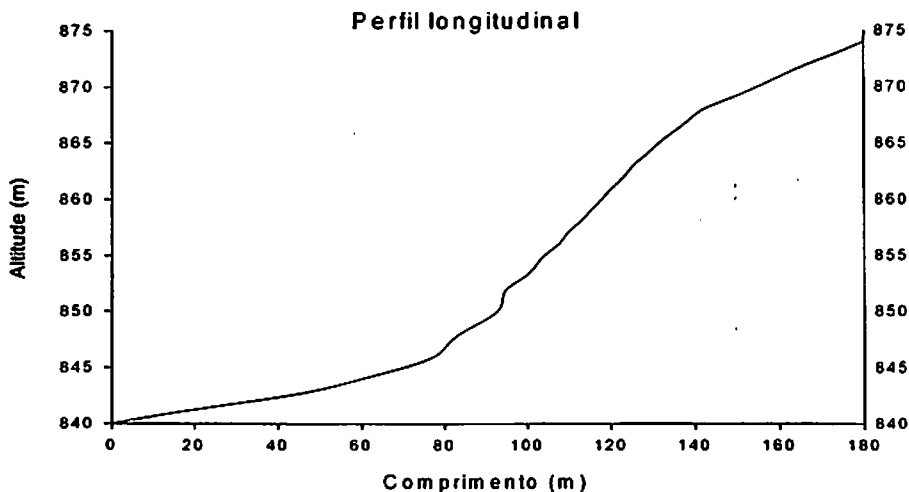


FIGURA 7 Perfil longitudinal da microbacia hidrográfica

3.4 Amostragem

A amostragem foi realizada de forma sistemática, em pontos alinhados em uma malha pré-determinada (grid retangular regular). A escolha do formato retangular teve como propósito reduzir possíveis falhas no ajuste do modelo do semivariograma, pois alguns atributos estudados poderiam não atingir o patamar, fato este evidenciado por Sales (1992), Carvalho (1991) e Machado (1994), entre outros. Marcou-se, em toda a área, um grid de 20 x 20 metros, com um adensamento de amostragem retangular, deslocado de 10 metros da malha principal. O adensamento no grid amostral teve o objetivo de melhorar os dados na área de maior declividade da microbacia, obtendo-se dados da meia-encosta, pouco amostrado pelo grid principal, objetivando estimar melhor o efeito pepita dos semivariogramas, conforme recomendação de Ribeiro Junior (1995). O grid foi locado com auxílio de um teodolito e trena. Os pontos, depois de locados, foram devidamente estaqueados, formando-se uma malha de 56 pontos. A amostragem foi pontual, com o cuidado de se preservar a integridade estrutural da amostra de solo, o máximo possível, em duas camadas, de 0 a 20 cm

(primeiro plano amostral) e 20 a 40 cm (segundo plano amostral), totalizando 112 amostras. O grid amostral encontra-se representado na figura 8.

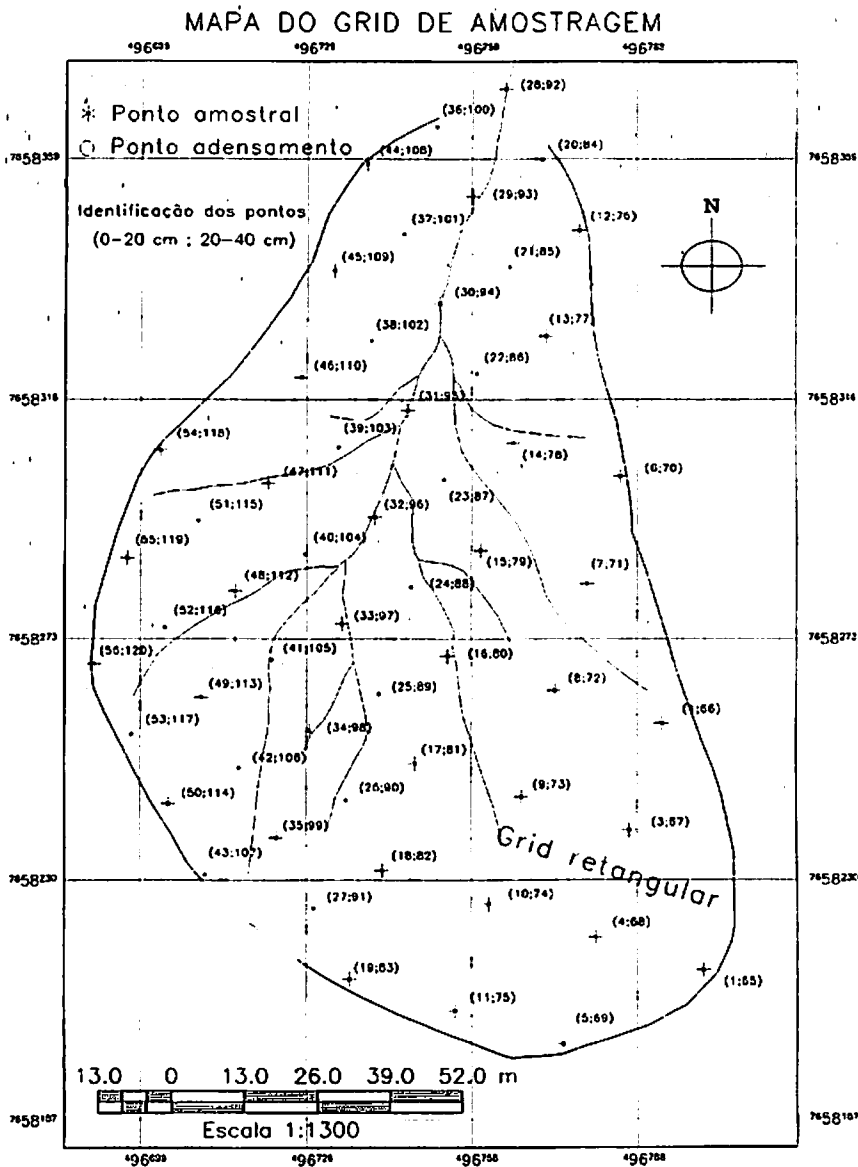


FIGURA 8 Mapa com grid e pontos de amostragem na microbacia experimental.

3.5 Preparo das amostras e análises realizadas

As amostras foram destorroadas, secas ao ar (à sombra) e passadas cuidadosamente por um jogo de peneiras de 4,73 a 7,96 mm, para análise da estabilidade de agregados, e 2 mm, para as demais determinações. A estabilidade de agregados foi determinada por peneiramento úmido, segundo Kemper & Rosenau (1986), e por sonificação, segundo (Sá, 2002).

As análises físicas foram realizadas com o procedimento de rotina do laboratório de Física dos Solos do Departamento de Ciência do Solo da UFLA. A textura foi avaliada pelo método de Bouyoucos, o teor de argila dispersa em água (ADA) e o índice de floculação (IF), segundo EMBRAPA (1997).

As análises químicas (fertilidade e matéria orgânica) foram realizadas com o procedimento de rotina dos laboratórios de Química e Fertilidade do Solo do Departamento de Ciência do Solo da UFLA, segundo EMBRAPA (1997). A partir dos resultados, obteve-se os parâmetros saturação de bases (valor V), soma de bases (S), saturação por alumínio (m), pH, CTC efetiva (t) e CTC potencial (T).

3.6 Determinação da estabilidade de agregados

3.6.1 Peneiramento úmido

As amostras, correspondendo a um peso equivalente a 25 g de agregados secos em estufa (105 °C), foram pré-umedecidas, conforme Marques (1996), que consistiu em colocá-las em uma bandeja com areia úmida coberta por uma folha de papel de filtro, cuja finalidade é evitar o contato direto dos agregados com a areia. Logo após este procedimento, as amostras foram colocadas na primeira de uma seqüência de peneiras de 2; 1; 0,5; 0,25; e 0,105 mm e submetidas à agitação em água, durante 30 minutos, a 60 ciclos por minuto. Os resultados foram expressos em percentual dos agregados retidos nas peneiras > 2,0 mm, <

0,105 mm e, através do diâmetro médio geométrico (DMG) e diâmetro médio ponderado (DMP), calculados segundo Kemper & Rosenau (1986).

3.6.2 Sonificação

A sonificação das amostras foi feita em aparelho da marca Misonix, modelo XL2020™, operando a 20 kHz, mesmo aparelho utilizado por Sá et al. (1999); Sá et al. (2000); Sá et al. (2002) e Sá et al. (2004). As análises foram feitas no estágio 7 do mostrador, com potência nominal fornecida de 190 Watts, correspondente a uma potência real média aplicada à suspensão de 99,5 Watts, calculada com base no procedimento padrão, baseado em técnicas calorimétricas, descrito por Sá et al. (1999); Sá et al. (2000) e Sá et al. (2001). A relação entre potência fornecida pelo aparelho (Pf) e potência real calculada aplicada à solução (Pc), sugerida por Sá et al. (2001), apresentou valores médios de Pf/Pc de 1,92. As temperaturas médias no momento da sonificação das amostras ficaram em torno de 23 °C a 26 °C, mesma faixa de temperatura relatada por Sá em todos os seus estudos, referente à energia ultra-sônica, até este momento.

3.6.2.1 Procedimentos preliminares para o uso do ultra-som

Por apresentar sinais de desgaste na extremidade (rugosidade), a ponta da sonda foi torneada, até que sua superfície ficasse completamente lisa e polida, como sugerido por Sá (1998). Antes de ser usado, o aparelho foi aquecido e sintonizado de acordo com as instruções do fabricante (Sá et al, 2001). O procedimento de calibração do aparelho, que engloba os cálculos da potência fornecida e aplicada à suspensão, a capacidade térmica da garrafa, a curva de aquecimento, a curva de resfriamento e a energia emitida pelo aparelho de ultra-som às amostras ($EA = [Pc.ts]/v$) foram calculadas segundo Sá et al. (1998); Sá et al. (2000) e Sá et al. (2001).

3.6.2.2 Preparo das amostras para a sonificação

As amostras foram preparadas com peso equivalente a 5 g de agregados secos em estufa a (105 °C), acondicionadas em béqueres de 250 ml. Para o pré-umedecimento das amostras, conforme sugerido por Fuller & Goh (1992), citados por Sá et al. (2002), colocou-se o béquer com uma inclinação de 45° apoiado em um anteparo e, com o auxílio de uma bureta, foi aplicada água destilada lentamente (aproximadamente 2 mL por minuto) na parede inclinada do béquer, até que a água cobrisse a amostra, promovendo umedecimento gradativo dos agregados. Então, o volume foi completado para 200 ml mantendo-se a proporção de 1:40 (solo:solução).

3.6.2.3 Procedimento de sonificação das amostras

As amostras foram submetidas ao processo de sonificação durante os intervalos de tempo de 0, 30, 60, 120, 180, 240 e 300 segundos. Cada tempo de sonificação corresponde, respectivamente, às energias específicas aplicadas à suspensão de 0,0; 7,46; 29,85; 59,70; 89,55; 119,40; 149,25 J mL⁻¹, calculadas segundo Sá et al. (2000) e Sá et al. (2001). A ponta da haste do aparelho, com comprimento de 125 mm e diâmetro de 19 mm, foi inserida na suspensão a uma profundidade de 23 mm.

A taxa de aquecimento da solução (solo:água) foi obtida preliminarmente, obtendo-se a equação linear de aquecimento em função do tempo de sonificação, empregando-se os mesmos tempos de sonificação utilizados nas amostras, ou seja, 0, 30, 60, 120, 180, 240 e 300 segundos, sendo assim ajustado, para estes tempos de sonificação, à profundidade em que a haste do sonificador ficaria emersa na suspensão de maneira que, ao último tempo de sonificação (300s), a temperatura final da suspensão não ultrapassasse os 40°C. Quanto maior a superfície de contato da haste com a suspensão, maior será a

energia aplicada à mesma. Raine & So (1994), estudando diversos fatores que afetam a eficiência da desagregação por ultra-som, constataram que esta eficiência diminui com o aumento da temperatura do líquido, cujo efeito é a diminuição da cavitação. A cavitação é o fenômeno físico que ocorre na suspensão, quando submetida à sonificação, ou seja, há uma formação de bolhas de ar no líquido pela absorção do som, que ocorre principalmente na superfície dos agregados e em suas fendas e linhas de fraqueza (Tippkötter, 1994), acarretando a ruptura dos mesmos. O processo de cavitação da suspensão sonificada, pode ser dividido em três etapas: nucleação (formação de bolhas microscópicas), crescimento das bolhas e implosão (colapso) das bolhas (Christensen, 1992),

O aumento da temperatura é linearmente crescente com o aumento do tempo de sonificação (De Cesare et al., 2000) e ocorre em virtude da absorção do som pelo líquido (Saly, 1967). A fim de se evitar os efeitos indesejáveis da alta temperatura, deve-se mantê-la abaixo de 35°C (Raine & So, 1994), ou 40°C, (Christensen, 1985). Caso estas temperaturas sejam superadas no processo de sonificação, estes autores sugerem que se use sonificar as amostras imersas em Banho Maria com água e gelo. A figura 9 apresenta o gráfico da relação entre tempo de sonificação e a temperatura de aquecimento da suspensão.

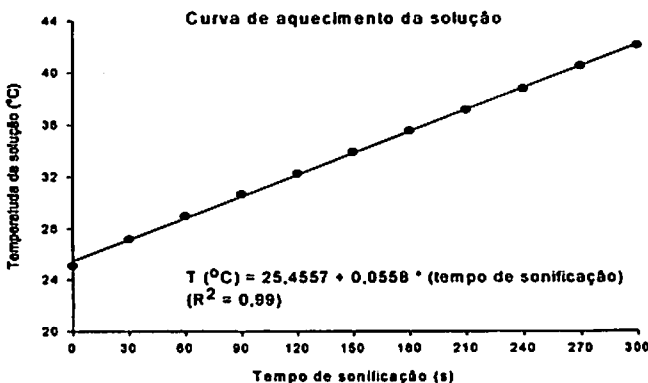


FIGURA 9 Curva de aquecimento da solução sonificada.

Após cada período de sonificação, as amostras foram passadas em peneira de malha 0,053 mm. O material retido nesta peneira (MRP) foi secado em estufa por 24 horas a 105 °C e pesado. Esta fração corresponde à fração silte+argila contida nos agregados. Este procedimento possibilitou, em cada nível de energia específica aplicada, o cálculo do índice de desagregação (ID), obtido pela relação [(silte + argila)/amostra inicial (g)] e, também, o índice de desagregação normalizado (IDN) pela relação ID/IDmáximo (Sá et al., 1999). O primeiro depende de agregação e granulometria, e o segundo, apenas da agregação, conforme Sá et al. (2002).

O tempo zero de sonificação consistiu em colocar a amostra no béquer, completar o volume até 200 mL com água destilada e passar imediatamente pela peneira, a fim de quantificar a desagregação causada somente pelo manuseio da amostra.

Foram então construídas curvas de desagregação, plotando-se no eixo das abscissas (x) a energia aplicada (EA), em $J mL^{-1}$, e no eixo das ordenadas (y), os índices de desagregação, normalizados (IDN) ou não (ID), obtidos ajustando-se modelos do tipo $ID = EA/(a + bEA)$ ou $IDN = bEA + a$, (linearizado), sendo a e b coeficientes específicos para cada curva representando uma amostra de solo. Foram calculados os IDs para os 7 níveis de energia, aplicados a cada uma das 120 amostras, totalizaram 840 IDs, sendo 7 para cada amostra. Foi calculado, então, um coeficiente que expressa a relação entre os parâmetros a e b (b/a) da equação hiperbólica utilizada para se calcular o ID e a estabilidade de agregados, com base no comportamento das curvas de desagregação, conforme demonstrado por Sá et al. (1999).

3.8 Análise estatística

Foram determinados, para cada um dos atributos de solo estudados, a média, o desvio padrão, o coeficiente de variação da média e o coeficiente de

assimetria. Para fins de comparação e discussão, foram adotados os limites de coeficiente de variação (CV%) propostos por Warrick & Nielsen (1980) para a classificação de variáveis do solo sendo: baixa: (CV%) < 12%; média: entre 12% e 60% e alta: (CV%) > 60%.

A análise da distribuição dos dados foi feita com base na seguinte classificação, apresentada por Ferreira (1996):

- coeficiente de assimetria, (CA) = 0; média = mediana = moda (distribuição simétrica);
- coeficiente de assimetria, (CA) > 0; média > mediana > moda (distribuição assimétrica à esquerda);
- coeficiente de assimetria, (CA) < 0; média < mediana < moda (distribuição assimétrica à direita).

3.9 Análise geoestatística

Para realização destas análises, determinou-se, primeiramente, a dependência espacial de cada atributo a ser estudado, a partir do semivariograma experimental, utilizando o método dos momentos (Journel, 1989):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \cdot \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(s+h) - Z(s)]^2 \quad (17)$$

em que $Z(s)$ e $Z(s+h)$ são pares de valores medidos em locais afastados entre si pela distância h e $N(h)$ representa o número total de pares de pontos na distância h .

A quantificação do grau de dependência espacial foi feita de acordo com Zimback (2001), que adaptou a classificação de Cambardella et al. (1994) para atributos do solo, que considera como grau de dependência fraco, moderado e forte, os valores $GD < 25\%$; $25\% \leq GD < 75\%$ e $GD \geq 75\%$, respectivamente. Neste

trabalho será utilizada a classificação de Cambardella, adaptada por Zimback (2001).

Com os parâmetros estimados do semivariograma, foram ajustados modelos para se expressar a semivariância em função da distância, destacando-se os modelos esférico, gaussiano e exponencial.

O ajuste dos modelos de semivariograma foi obtido com base nos métodos da Máxima Verossimilhança (ML) e ou Mínimos Quadrados Ponderados (MQP), no programa GeoR, analisando-se, posteriormente, o melhor ajuste obtido. Estes procedimentos de ajuste fornecem, matematicamente, o melhor semivariograma possível, eliminando o problema de ajuste com base na intuição. Ressalta-se que os semivariogramas são isotrópicos, ou seja, supõe-se que os atributos apresentem comportamento semelhante em qualquer direção. Também foram obtidos os parâmetros de ajustes dos modelos, como: alcance (A), efeito pepita (EP) e contribuição (P-EP = patamar – efeito pepita)

O procedimento de krigagem dos dados foi realizado utilizando-se do preditor geoestatístico e o embasamento matemático, para o seu cálculo foi feito segundo Thompson (1992). Os mapas de krigagem foram gerados pelo software GeoR, considerando o melhor modelo de semivariograma obtido.

No presente estudo foram selecionados 12 atributos físicos e químicos do solo para a avaliação da variabilidade espacial na microbacia, nas camadas de 0 a 20cm e 20 a 40cm.

Os atributos estudados foram a matéria orgânica (MO), capacidade de troca catiônica pH 7,0 (T), índice de saturação de alumínio (m), diâmetro médio geométrico (DMG), diâmetro médio ponderado (DMP), teores de areia, silte, argila, argila dispersa em água (ADA), índice de floculação (IF), relação silte/argila e coeficiente de desagregação (b/a).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Sonificação

Para se avaliar o comportamento das curvas de desagregação do solo nos 120 pontos amostrados, nas figuras 10 e 11 são mostradas as curvas para cada camada de 0 a 20 cm e 20 a 40 cm, respectivamente. As curvas foram ajustadas e plotadas para observação da estabilidade de agregados e sua resistência à desagregação em níveis crescentes de energia, os quais levam em conta desde os níveis mais baixos, necessários apenas para desagregação, até os mais altos, necessários para dispersão total, (North, 1979; Fuller & Goh, 1992; Raine & So, 1993; Cerdà, 2000; Sá et al., 1999; Sá et al., 2000; Sá et al., 2004). As curvas foram ajustadas utilizando o software SigmaPlot, com a equação da categoria das hipérbolas de nome hipérbole modificada II.

$$f = \frac{x}{(a + b \cdot x)} \quad (18)$$

As curvas de desagregação se originaram aproximadamente no mesmo ponto, próximo ao zero (0), salientando-se que a energia zero consiste apenas no manuseio da amostra e seu umedecimento.

North (1979), Raine & So (1993), Sá et al. (2000) e Sá et al. (2004), estudando diferentes solos constataram que os níveis mais baixos de energia foram melhores, ou seja, mais sensíveis na determinação e detecção de diferenças na estabilidade de agregados.

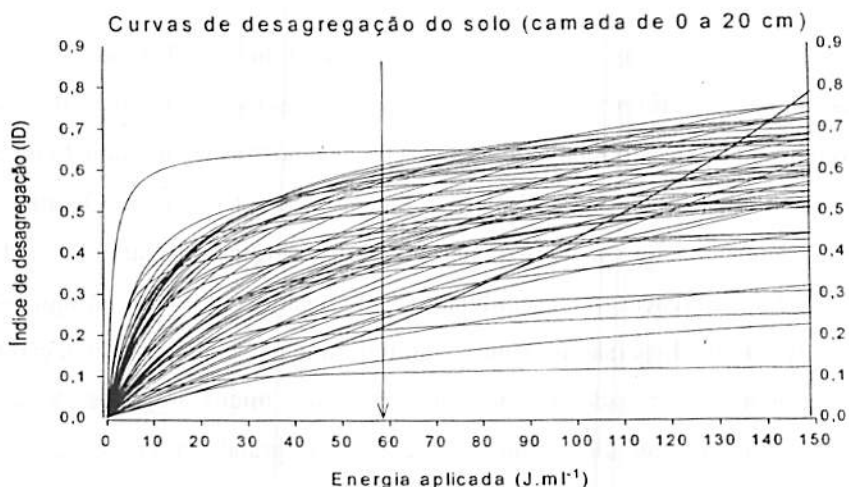


FIGURA 10 Curvas de desagregação na camada de 0 a 20 cm.

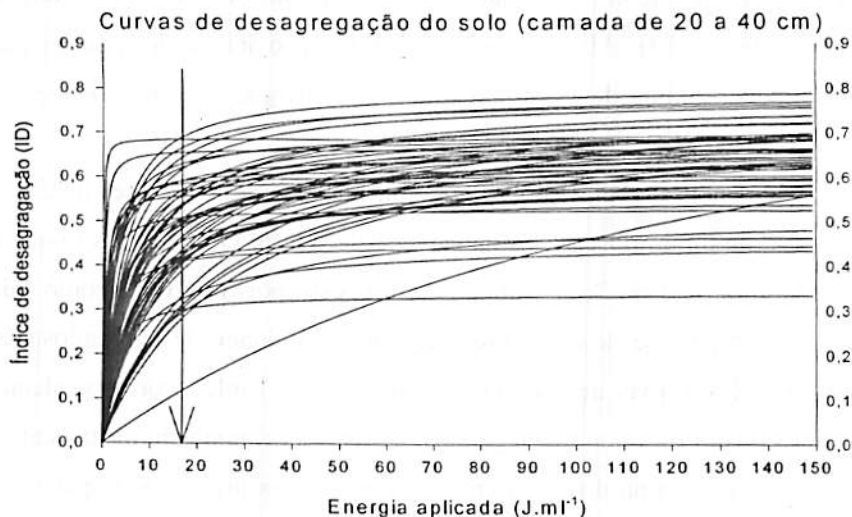


FIGURA 11 Curvas de desagregação na camada de 20 a 40 cm.

As curvas de desagregação dos solos devem ser interpretadas analisando-se, primeiramente, o local de origem das curvas que significa a estabilidade dos agregados em função do manuseio da amostra. O modelo de ajuste das curvas é uma equação do tipo $f = x/(a + bx)$, aplicado em todas as

amostras e, quando estas são plotadas juntas, quanto maior a distância entre as curvas antes de se atingir seu patamar, maior será a sensibilidade para detectar as diferenças entre estabilidade de agregação das amostras, sendo aquele nível, ou faixa de energia aplicada, ideais para aquele solo ou amostra. Os autores também salientam que os níveis mais baixos de energia são mais adequados para apontar diferenças na estabilidade de agregados, pois, ao atingir seu patamar (ponto de dispersão máxima), admite-se que ocorreu a desagregação da maioria dos macroagregados e uma grande parte dos microagregados. A partir deste ponto há necessidade de um acréscimo muito grande de energia para se conseguir um aumento mínimo no ID, sendo, portanto, considerada como dispersão total da amostra que pode ser utilizada para obtenção da textura do solo. (Simmons, 1987). Ainda, segundo Sá (2002), o índice de desagregação (ID) está mais próximo de 1, em altos níveis de energia, quanto mais argiloso for o solo.

Ao se analisar o gráfico da figura 10, nota-se que as maiores distâncias entre as curvas foram observadas na camada de 0 a 20 cm, entre os níveis de energia de 30 a 90 J mL⁻¹, semelhante ao proposto por Sá (2002) como faixa mais adequada para se detectar diferenças na estabilidade de agregados. Este intervalo contém o nível de energia aplicado de 59,7 J mL⁻¹, correspondente à sonificação da amostra por 120 segundos. Observou-se, também, nesta camada, uma grande variação na distância entre as curvas próximo aos seus patamares (0,2 a 0,7) que indica uma melhor sensibilidade para se detectar diferenças entre a estabilidade dos agregados. Mesmo em se tratando de solos mais jovens, como os da área estudada (Argissolos e Cambissolos) e, teoricamente menos estáveis que os Latossolos estudados por Sá (2002), que são mais intemperizados e estruturados, a semelhança de resultados para a camada de 0 a 20 cm pode ser atribuída aos efeitos da matéria orgânica, e de outros fatores não

contemplados por este estudo, que se sobrepõem ao da mineralogia na macroagregação dos solos.

Entretanto, deve-se salientar ainda que, nesta camada, nem todas as curvas atingiram o patamar do modelo hiperbólico, no intervalo de energia utilizado, não atingindo, portanto, sua dispersão máxima. Espera-se que em níveis de energia acima dos que foram utilizados neste estudo, estas curvas alcancem o patamar, conforme observado por Sá et al. (1999). Os autores afirmam que quando as curvas não atingem seu patamar, o coeficiente de desagregação (b/a) obtido desta mesma não representa tão bem o comportamento de desagregação do solo quanto o ID. Tal fato se deve à grande estabilidade dos agregados no solo, condicionada, sobretudo, por um elevado teor de matéria orgânica (Borges et al., 1999), sendo assim necessários maiores níveis de energia para sua desagregação.

As distâncias entre as curvas de desagregação na camada de 20 a 40 cm foram menores que na camada de 0 a 20 cm (Figuras 10 e 11). O intervalo de nível de energia aplicada de 7,46 a 29,85 J mL⁻¹, correspondente ao intervalo de sonificação de 30 a 60 segundos, mostrou-se o mais apropriado para detectar diferenças na estabilidade de agregados, concordando com resultados obtidos por Sá (1998) que apontou o nível de energia de 15,88 J mL⁻¹ como nível de energia mais adequado ou sensível, para se detectar diferenças na estabilidade de agregados para Latossolos.

Observou-se, nesta camada, uma menor variação na distância entre as curvas em seus patamares (0,4 a 0,7), do que na camada de 0 a 20 cm. Segundo Sá (2002), o índice de desagregação (ID) está mais próximo de 1, em altos níveis de energia (no patamar), quanto mais argiloso for o solo. Afirmção comprovada por este estudo, em que teor de argila aumenta em profundidade em toda microbacia. Todas as curvas desta camada atingiram o patamar de dispersão máxima no intervalo de energia aplicado, salientando-se, ainda, que,

ao nível de energia de 30 J mL^{-1} , praticamente, todas as curvas atingiram seu patamar, que na camada de 0 a 20 cm não ocorreu ao nível de energia estudado. Novamente atribui-se aos baixos teores de matéria orgânica nesta camada.

Devido a apresentarem maior número de amostras atingindo a dispersão total e em níveis muito mais baixos de energia aplicada, conclui-se que em camadas de 20 a 40 cm os agregados do solo são muito menos estáveis em água que na camada de 0 a 20 cm. A quantidade de energia para que a maioria das amostras da camada de 20 a 40 cm atinjam a dispersão total é de até 3,76 vezes menor que a energia necessária para o mesmo fenômeno na camada de 0 a 20 cm. Mais uma vez salienta-se, este comportamento pode ser atribuído à diminuição do teor de matéria orgânica em profundidade e ao aumento do teor de silte em relação ao de argila (B incipiente), apresentando um material menos intemperizado e, conseqüentemente, menos estruturado.

Em solos mais jovens como os Argissolos e Cambissolos estudados, manteve-se a mesma tendência de que os níveis de energia mais sensíveis para apontar diferenças na estabilidade de agregados através dos índices de desagregação encontrados para solos mais intemperizados, segundo North (1979), Raine & So (1993), Sá et al. (2000) e Sá et al. (2004). A faixa de energia ideal encontrada neste estudo variou de 7,46 a $29,85 \text{ J mL}^{-1}$, podendo ser utilizados os valores inferiores próximos de $7,46 \text{ J mL}^{-1}$ para camadas mais profundas do solo e solos com menor teor de matéria orgânica e com B incipiente e $29,85 \text{ J mL}^{-1}$, para as camadas mais superficiais e ou com maior teor de matéria orgânica. Verificou-se, também, que quanto maior o teor de matéria orgânica mais energia será necessária para a desestruturação destes agregados, ao ponto de superar a estabilidade estrutural de solos mais intemperizados e melhor estruturados.

4.2 Estatística básica dos atributos físicos e químicos estudados

Na tabela 1 apresentam-se os resultados da estatística básica dos atributos físicos e químicos do solo, analisados para a camada de 0 a 20 cm. O atributo saturação por alumínio (m) e o coeficiente de desagregação (b/a), apresentaram os maiores coeficientes de variação (CV%), sendo classificados como alto. Especial destaque deve ser dado para o coeficiente de desagregação (b/a), o qual produziu variabilidade acima de 200%, seguido de m (acima de 100%). Os atributos (DMG) e (DMP) apresentaram baixos valores. O coeficiente de variação para teores de argila dispersa em água (ADA) também merece destaque, apresentando maior valor (49,7%), entre as demais variáveis que apresentaram (CV%) médios.

Ao se analisar a coluna do coeficiente de assimetria (CA), (Tabela 1), e os histogramas de frequência simples (Figuras 12 a 14), observa-se que as variáveis areia, argila (concordando com, Nielsen et al., 1973; Coelho, 1974; Cassel & Bauer, 1975), teor de silte e relação silte/argila produziram assimetrias menores que 1, sendo estes os atributos que apresentaram maior proximidade com a distribuição normal. Vale destacar que o teor de argila apresenta assimetria negativa, ou seja, teve seus dados levemente concentrados à direita; para as variáveis (T), (MO), teor de silte e areia, a assimetria é positiva, com maior acúmulo dos dados à esquerda, sendo estes últimos atributos, apresentando leve assimetria. Os atributos (m), (DMG), (DMP), (ADA) e coeficiente (b/a) produziram elevados coeficientes de assimetria, sendo os atributos com distribuição assimétrica.

TABELA 1 Estatística básica dos atributos estudados na camada de 0 a 20cm.

Variáveis	Média	Desvio	CV (%)	CA
MO	2,02	0,589	29,1	1,705
T	7,61	2,178	28,6	2,333
m	5,98	7,62	127,3	1,433
DMG	4,53	0,465	10,3	-1,959
DMP	4,77	0,233	4,9	-2,333
Areia	49,63	8,40	16,9	0,384
Silte	23,33	5,162	22,1	0,298
Argila	27,43	4,99	18,2	-0,182
ADA	11,06	5,50	49,7	3,758
IF	60,22	15,66	26,0	-3,09
Silte/argila	0,871	0,223	25,6	0,662
b/a	0,111	0,234	210,0	4,355

Coefficiente de assimetria (CA) e coeficiente de variação (CV%)

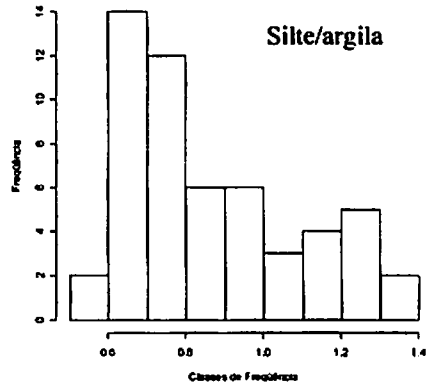
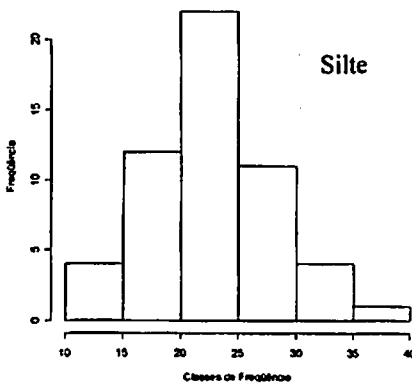
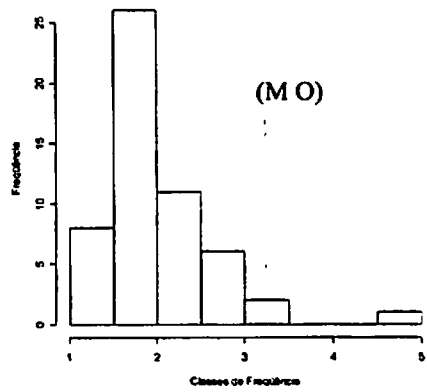
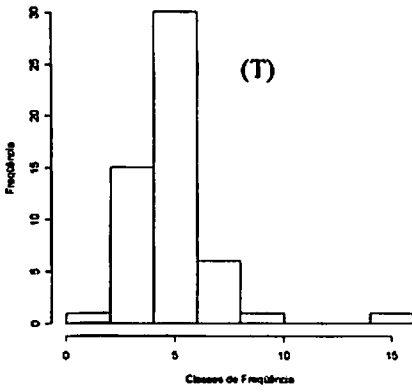


FIGURA 12 Histogramas de frequência simples dos atributos (T), (MO), silte e relação silte/argila na camada de 0 a 20 cm.

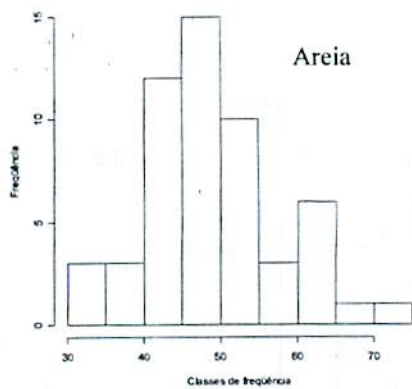
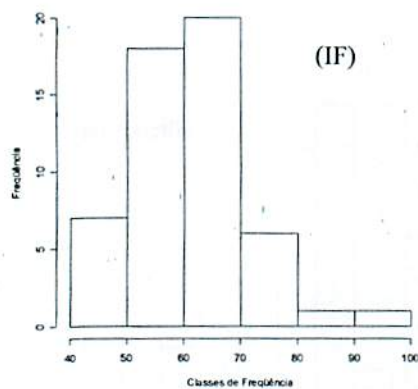
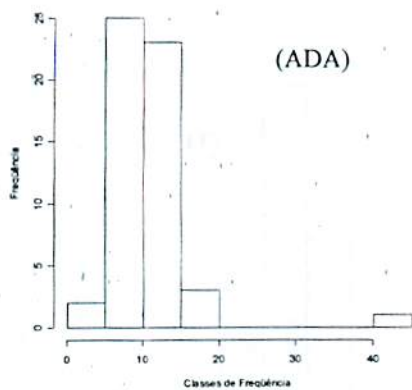
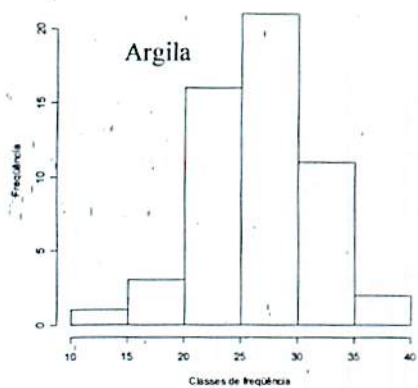


FIGURA 13 Histogramas de freqüência simples dos atributos argila, (ADA), (IF) e areia na camada de 0 a 20 cm.

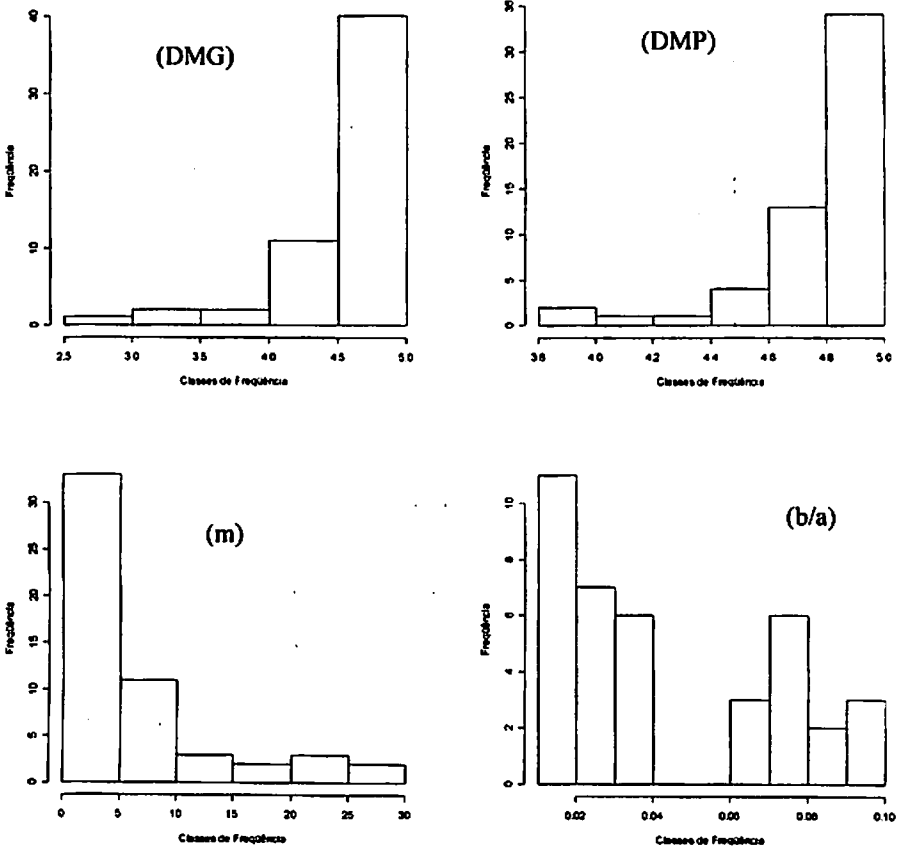


FIGURA 14 Histogramas de frequência simples dos atributos (DMG), (DMP) (m) e (b/a) na camada de 0 a 20 cm.

Na tabela 2 têm-se as estatísticas básicas dos atributos físicos e químicos para a camada de 20 a 40 cm. Da mesma forma, os atributos (m) e (b/a) apresentaram os maiores coeficientes de variação, com destaque novamente para m e (b/a), com coeficientes acima de (100%). No entanto, estes atributos geraram menor variabilidade nesta camada do que na camada superficial, especialmente b/a. Destaca-se que a (ADA) apresenta valores pouco menores que na camada de 0 a 20 cm, mesmo assim, ainda pode ser considerada média a

alta. A relação silte/argila apresentou valor ligeiramente superior, nesta camada. É observado que os coeficientes de variação para (DMG) e o (DMP), nesta camada, (Tabela 2), são um pouco superiores aos da camada superficial, (Tabela 1), mas ainda considerados baixos.

Pode-se inferir que o maior (CV%) de (DMG) e (DMP) se deve ao menor teor médio de matéria orgânica, por afetar diretamente como agente agregante o tamanho e a estabilidade dos agregados e não ser uniformemente distribuída ao longo da microbacia. Vários autores (Roth & Haas, 1989; Campos et al., 1995; Carpenedo & Mielniczuk, 1990) encontraram correlações positivas entre a matéria orgânica e os índices DMG e DMP. Os valores médios de DMG e DMP foram maiores na camada superficial, concordando com Ferreira (1988) que atribui o fato ao maior teor de matéria orgânica nesta camada. Ferreira et al., (1999a) e Ferreira et al., (1999b) encontraram correlação positiva e altamente significativa entre o teor de alumínio do ataque sulfúrico (aumentando em profundidade) com DMG e DMP. Pedrotti (2000) verificou que o DMG correlacionou-se positiva e significativamente com os conteúdos de matéria orgânica e com diversas formas de alumínio no solo. Esses resultados sugerem que, quanto maior o conteúdo destes componentes, maior a estabilidade dos agregados do solo. A associação entre matéria orgânica e estabilidade dos agregados é bem conhecida e decorre de sua ação cimentante, responsável pela agregação das partículas do solo.

O coeficiente de desagregação (b/a), que representa a estabilidade de agregados, com base no comportamento da curva de desagregação (Sá et al., 1999) mostrou elevada variabilidade. A elevada estabilidade dos agregados no solo é condicionada, sobretudo, pelo maior teor de matéria orgânica (Borges et al., 1999). Os elevados coeficientes de variação para os atributos do solo se devem também ao fato da microbacia apresentar três classes de solos diferentes.

O coeficiente (b/a) foi obtido a partir da divisão dos parâmetros b e a das equações de dispersão ajustadas, como proposto por Sá et al. (1999), sendo o ajuste das curvas melhor, quando estas atingem um patamar de dispersão máxima. Como em algumas amostras não foi obtida a dispersão máxima, parte dos dados, referentes a essas amostras, apresentaram valores extremos, resultando em alta variabilidade deste coeficiente. Os valores apresentaram médias cinco vezes menor e (CV%) duas vezes maior na camada superficial que em profundidade, o que é também atribuído ao maior teor de matéria orgânica nesta camada. Já na camada de 20 a 40 cm, houve melhor comportamento das curvas de desagregação, sendo que a maioria atingiu a máxima desagregação sob energias mais baixas, indicando agregados menos estáveis e com menor variação entre os dados. A menor estabilidade dos agregados, na camada de 20 a 40 cm, reforça a necessidade e importância de evitar a exposição da mesma, tendo em vista o manejo dos solos e recuperação de erosões em estado inicial (superficiais). As camadas mais profundas dos solos são mais facilmente desagregáveis, tornando o processo erosivo mais acelerado e potencializando a força dos agentes erosivos, podendo, facilmente, evoluir à voçorocas. Excessão se faz aos solos com horizonte B textural que são mais resistentes, relativamente a Cambissolos e Latossolos.

TABELA 2 Estatística básica dos atributos do solo na camada de 20 a 40 cm.

Variáveis	Média	Desvio	CV (%)	CA
MO	1,16	0,385	33,2	0,250
T	6,85	1,967	28,7	0,847
m	10,64	12,71	119,4	1,600
DMG	4,01	0,852	21,3	-1,673
DMP	4,51	0,508	11,3	-2,341
Areia	47,34	8,52	18,0	0,663
Silte	25,64	4,24	16,6	0,0015
Argila	27,29	6,14	22,5	-0,22
ADA	13,38	4,83	36,1	0,836
IF	51,10	11,44	22,4	0,202
Silte/argila	0,994	0,320	32,2	2,10
b/a	0,502	0,523	104,3	1,67

Coefficiente de assimetria (CA) e coeficiente de variação (CV%)

Nas figuras 15 a 17, são apresentados os histogramas de frequência simples para os atributos estudados na camada de 20 a 40 cm. Juntamente com os dados da coluna do coeficiente de assimetria (CA), na tabela 2, é possível verificar o nível de dispersão em torno do valor central. Os atributos matéria orgânica (MO), teores de silte, areia e argila e índice de floculação (IF) apresentaram os menores coeficientes, possuindo tendência à distribuição normal, com alguns coeficientes consideravelmente pequenos (teores de silte e de argila, IF e MO).

De maneira geral, os dados da tabela 2, mostram tendência à menor distorção e maior normalidade. Espera-se que, para estes dados, sejam possíveis ajustes do semivariograma de forma mais estruturada. Cressie (1993) comentam ainda que, sob normalidade, o estimador de Matheron é estável, mas tal fato não ocorre quando são simuladas distribuições de caudas pesadas, casos em que deve

ser utilizado um estimador de Cressie (1993). Por outro lado, Mingoti & Silva (1995) comentam que o estimador clássico de Matheron é considerado não viciado para $\gamma(h)$ quando a função aleatória é um processo intrinsecamente estacionário, mas é pouco resistente e muito afetado por observações atípicas (outliers).

A relação silte/argila, os valores de (T) e (m) e teores de argila dispersa em água (ADA) produziram assimetria positiva na camada de 20 a 40 cm, maior que na camada superior, com elevada concentração da frequência à esquerda. Destaca-se também que o (DMG) e o (DMP) produziram forte assimetria negativa nesta camada, com elevada concentração da frequência à direita. É importante observar que o coeficiente (b/a) na camada de 20 a 40 cm possui coeficiente de assimetria muito inferior ao verificado para a camada de 0 a 20 cm. De maneira semelhante, houve redução considerável do coeficiente de assimetria dos atributos (ADA), (T), silte e (MO), contrapondo com aumentos consideráveis de (IF), relação silte/argila e (b/a).

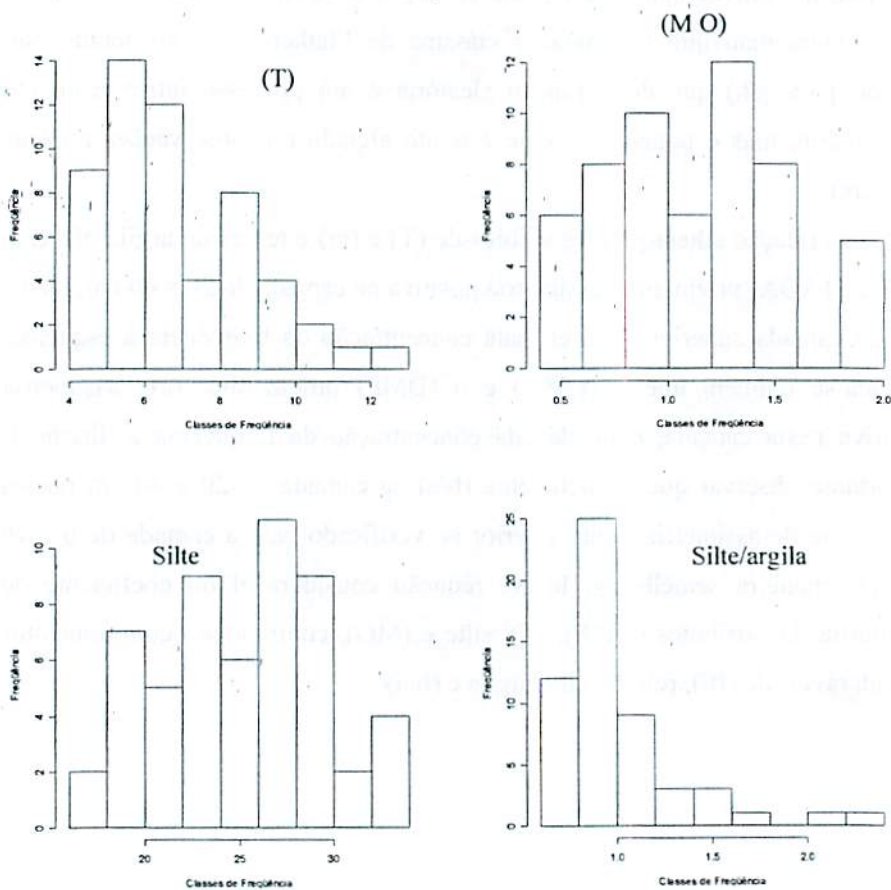


FIGURA 15 Histogramas de frequência simples dos atributos atributos (T), (MO), silte e relação silte/argila na camada de 20 a 40 cm.

Este comportamento dos atributos estudados, em função da camada pode ser explicado com base na classe de solo predominante e suas características. A classe de solo dominante na área da microbacia experimental é o Cambissolo. Neste caso, a presença de horizonte B incipiente, ou mesmo a transição entre horizonte B e C na camada de 20 a 40 cm, podem justificar a elevada variabilidade nos teores de silte e nos demais parâmetros estudados. Quanto

menos intemperizado o material do solo, maior a tendência de variação. Outra causa de grande variabilidade dos atributos do solo está relacionado com a mudança no material de origem.

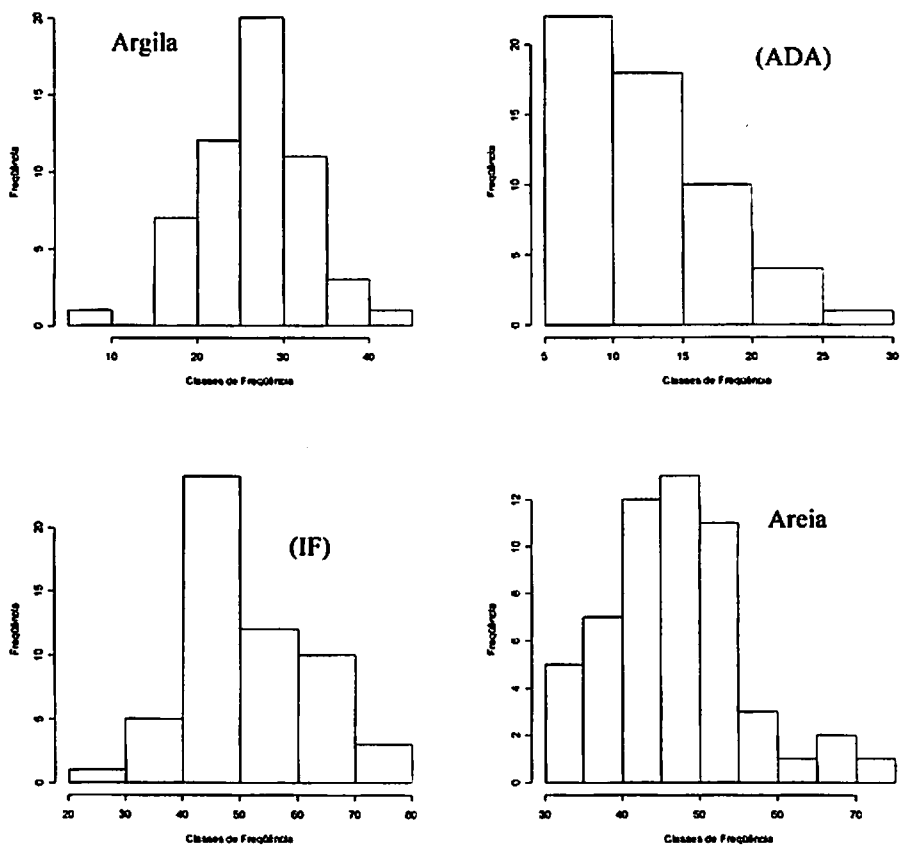


FIGURA 16 Histogramas de freqüência simples dos atributos argila, (ADA), (IF) e areia na camada de 20 a 40 cm.

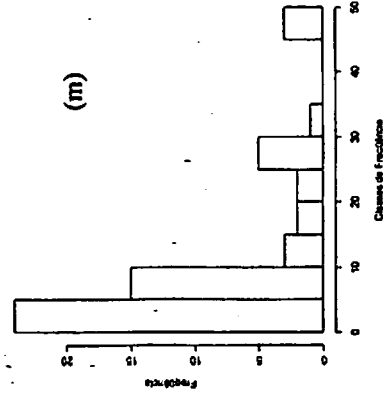
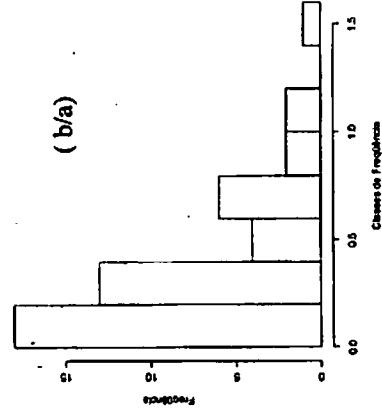
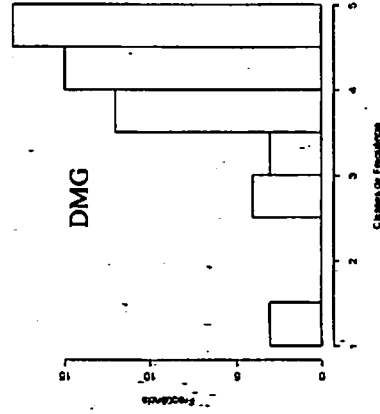
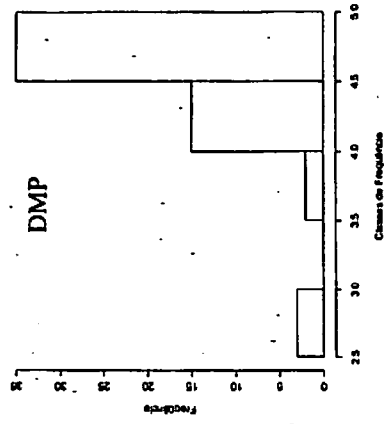


FIGURA 17 Histogramas de freqüência simples dos atributos argila, (m), (DMG), (DMP) e (b/a) na camada de 20 a 40 cm.

Os gráficos nas figuras 18 e 19 demonstram, comparativamente, o comportamento do coeficiente de variação e do coeficiente de assimetria nas duas camadas estudadas.

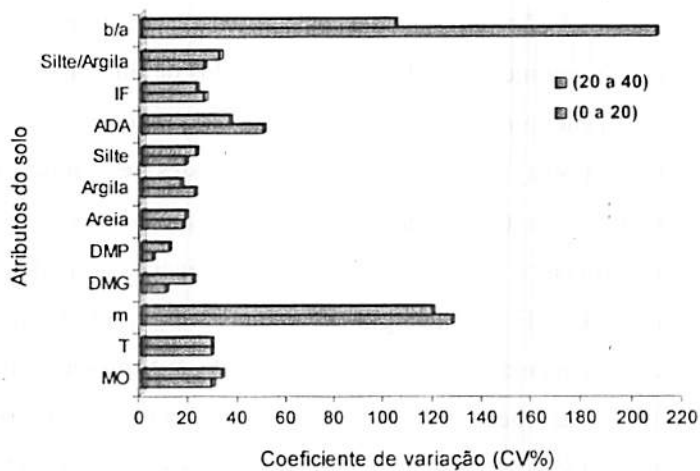


FIGURA 18 Histograma dos coeficientes de variação nas camadas de 0 a 20 cm e de 20 a 40 cm dos atributos do solo estudados.

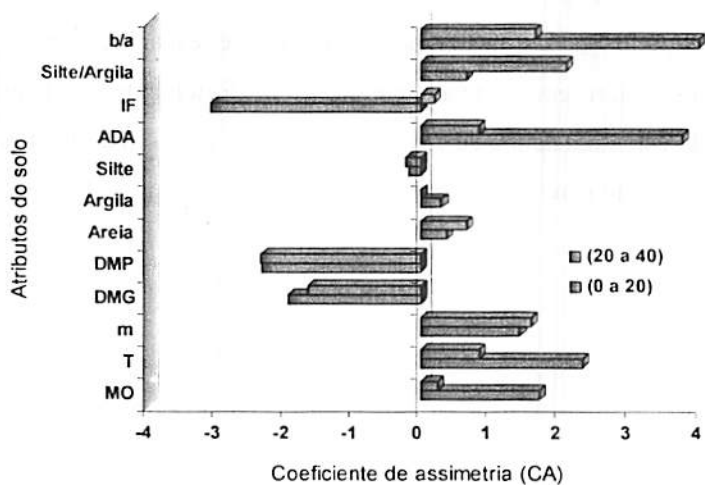


FIGURA 19 Histogramas dos coeficientes de assimetria nas camadas de 0 a 20 cm e de 20 a 40 cm dos atributos do solo estudados.

4.3 Estrutura de Dependência Espacial

Na tabela 3 são apresentados os ajustes de semivariograma para os atributos físicos e químicos estudados, para os solos da microbacia hidrográfica experimental. Primeiramente, observa-se que há predominância do modelo exponencial (6 ajustes) sobre o gaussiano (3 ajustes) e esférico (3 ajustes), discordando de Vieira (2000) ao afirmar que o modelo esférico é um dos modelos mais utilizados seguido do modelo exponencial. O modelo gaussiano, ajustado para MO, IF e silte/argila é, muitas vezes, usado para modelar fenômenos extremamente contínuos, segundo Isaaks & Srivastava (1989).

Analisa-se também a predominância da metodologia dos Mínimos Quadrados Ponderados (MPQ) sobre a máxima verossimilhança (ML). Isto se deve ao fato de que a máxima verossimilhança se ajusta às diferenças quadráticas dos dados brutos e não aos pontos do semivariograma, estando intimamente relacionada à normalidade das semivariâncias (Ribeiro Júnior & Diggle, 2001; Mello, 2004).

O grau de dependência espacial (GD), o qual reflete quanto da variabilidade pode ser explicada pela componente espacial, demonstra que vários atributos apresentam tendência a serem fortemente explicados pela mesma, sendo este grau acima de 75%, com destaque para o teor de areia, DMG, DMP, ADA, relação silte/argila e coeficiente (b/a).

TABELA 3 Características dos semivariogramas ajustados para os atributos estudados na camada de 0 a 20 cm.

Atributos	Modelo	Parâmetros de Ajuste			Método de ajuste	GD
		A	EP	P		
MO	Gauss	77,08	0,2921	0,357	ML	55%
T	Esférico	31,67	3,07	4,166	MQP	58%
m	Exponencial	256,2	40,32	59,70	ML	60%
DMG	Exponencial	50,1	0	0,2611	MQP	100%
DMP	Esférico	40	0,0064	0,0614	MQP	91%
Areia	Exponencial	25,04	0	75,73	MQP	100%
Argila	Esférico	85,9	14,94	28,28	MQP	65%
Silte	Exponencial	109,3	11,61	30,06	MQP	72%
ADA	Exponencial	91,77	0	47,44	MQP	100%
IF	Gauss	88,98	99,4	151,3	MQP	60%
Silte/Argila	Gauss	142,49	0,0312	0,1515	MQP	83%
b/a	Exponencial	22,62	0	0,6828	MQP	100%

A = alcance (m); EP = efeito pepita; P = patamar; ML = máxima verossimilhança; MQP = mínimos quadrados ponderados e GD = grau de dependência espacial.

Os atributos DMG, DMP, teor de areia e coeficiente b/a apresentaram 100% de dependência espacial, ou seja, dentro dos limites do alcance, a maior parte da variabilidade pode ser explicada pela componente espacial. Esse valor pode representar efeito pepita nulo, obtido pela metodologia dos Mínimos Quadrados Ponderados, para o modelo exponencial. Este comportamento foi proporcionado pelo peso do primeiro ponto dos semivariogramas mencionados, os quais estão apresentados nas figuras 20 a 22. O ponto mencionado apresenta grandes quantidade de diferença na distância de 20 m e isto exerce grande peso

na estimativa dos parâmetros do semivariograma. Além deste aspecto, detecta-se que há necessidade de se amostrar a uma distância menor que 20 m, para se verificar tendência à redução da semivariância para menores distâncias o que tornaria mais claro o efeito pepita nulo.

É importante destacar que nenhum dos atributos apresentou grau de dependência menor que 50%, ou seja, segundo Cambardella et al. (1994), Souza et al. (1999) e Fietz et al. (2000), no mínimo, há tendência mediana de influência da componente espacial, ou moderada, segundo Zimback (2001).

Deve também ser mencionado que os semivariogramas dos atributos m, silte e relação silte/argila apresentaram alcance superior a 100 m. Isto significa que, em qualquer ponto na microbacia hidrográfica, haverá dependência espacial destes atributos em relação a quaisquer outros pontos, uma vez que o patamar dos mesmos somente será obtido a uma distância superior à máxima distância possível na microbacia. Então, para estes atributos, o grid amostral adotado poderia ser superior a 20 m, até os limites da microbacia, sendo mantida sua dependência espacial. Para os demais atributos, o alcance é inferior ao máximo comprimento da microbacia e superior a 20 metros. Segundo Ortiz (2002), o conhecimento da variabilidade espacial de um solo, além de caracterizar uma região, pode indicar o número e a distribuição de amostras a serem retiradas, possibilitando melhor detalhamento da área e dos resultados.

Analisando-se os comportamentos dos semivariogramas das figuras 20 a 22 e tabela 3, pode-se conjecturar ainda sobre alguns comportamentos. Os atributos DMG, DMP e teor de areia apresentaram comportamento espacial semelhante ao coeficiente b/a , para a camada de 0 a 20 cm. Observa-se, primeiramente, elevado grau de dependência espacial, ou seja, os 4 atributos apresentam tendência a que haja uma forte componente espacial, explicando o comportamento da variabilidade dos mesmos. Os modelos foram ajustados pela mesma metodologia (MQP), uma vez que com a (ML) não foi possível produzir

bons ajustes. Com exceção do teor de areia, os atributos DMP, DMG e coeficiente b/a possuem forte assimetria, conforme já discutido. Entre os atributos estudados, os alcances obtidos foram os que mais se aproximaram. Para o coeficiente b/a e areia o alcance é quase a metade de DMG e DMP. Esta caracterização conduz à conclusão de que há relação entre estas variáveis, esperando-se que o mapa de krigagem da microbacia apresente esta mesma lógica.

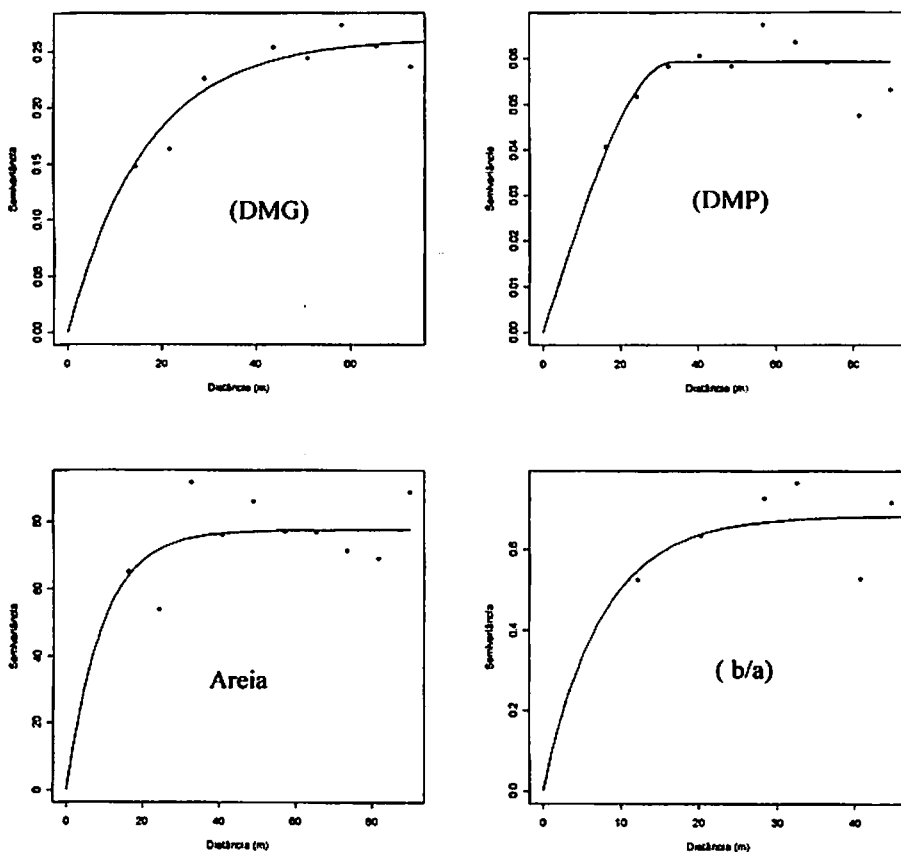


FIGURA 20 Semivariogramas ajustados dos atributos (DMG), (DMP), areia e (b/a) na camada de 0 a 20 cm.

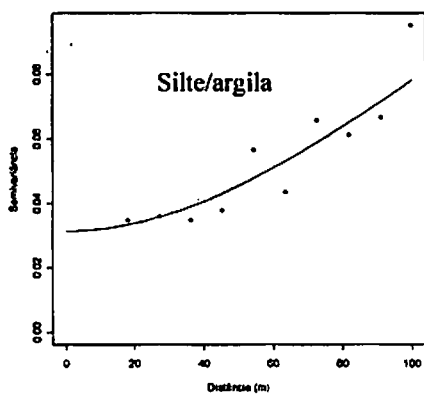
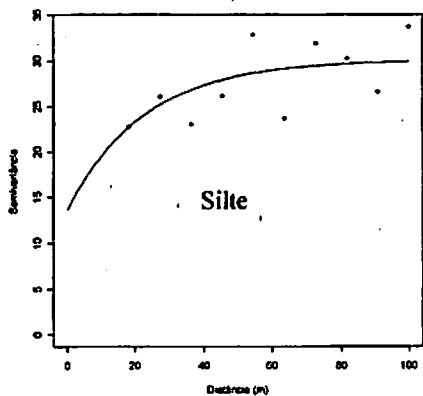
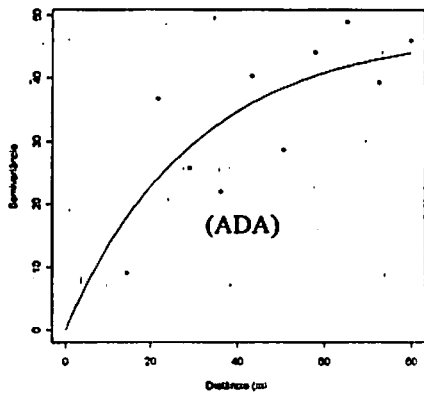
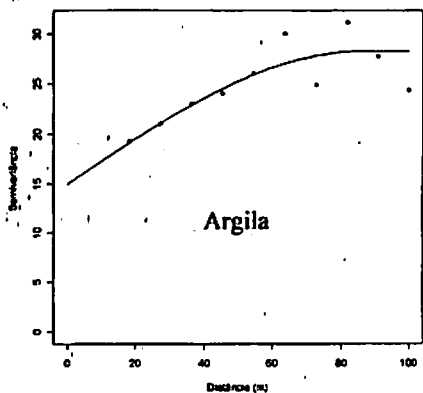


FIGURA 21 Semivariogramas ajustados dos atributos argila, (ADA), silte e silte/argila na camada de 0 a 20 cm.

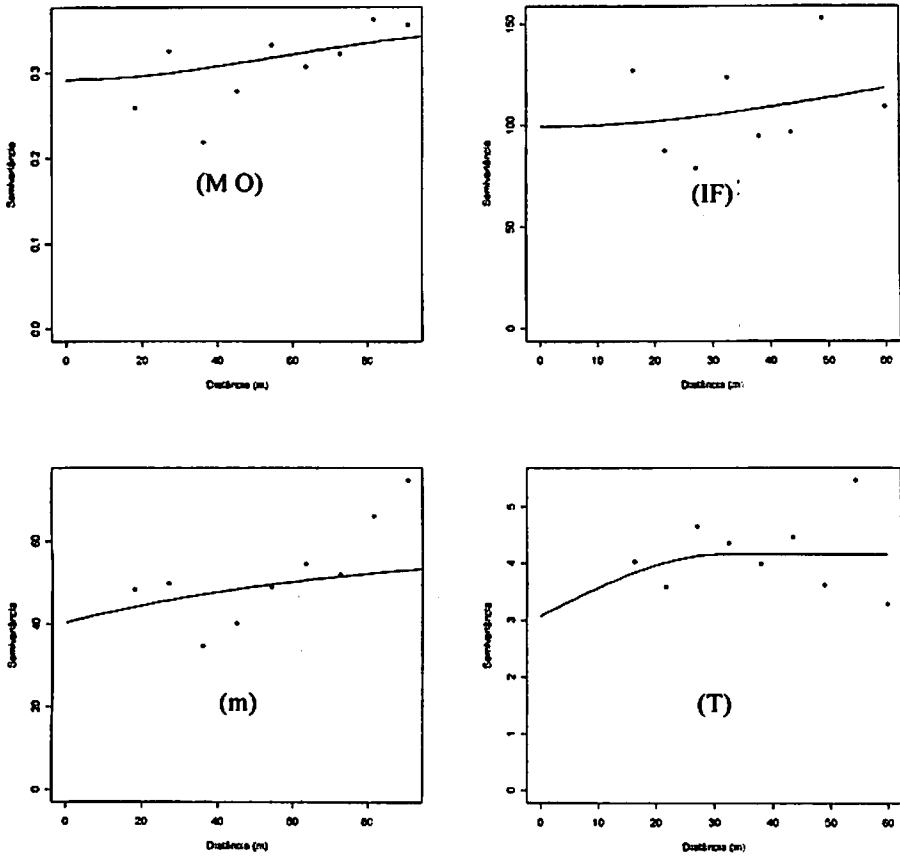



FIGURA 22 Semivariogramas ajustados dos atributos (MO), (IF), (m) e (T) na camada de 0 a 20 cm.

Na tabela 4 e figuras 23 a 25 apresentam-se, respectivamente, os parâmetros de ajuste do semivariograma e grau de dependência espacial, e representação gráfica dos semivariogramas ajustados para os atributos na camada de 20 a 40 cm. Verifica-se que um maior número de atributos possui forte tendência à explicação do comportamento de sua variabilidade pela componente espacial (8 atributos contra 6 na camada de 0 a 20 cm). Há 9 ajustes do modelo exponencial, contra 3 esféricos, sendo todos obtidos por (MQP),



mantendo-se a mesma tendência do modelo exponencial e o ajuste (MQP) de serem os melhores tanto na camada de 0 a 20 cm, quanto na de 20 a 40 cm.

Há um ganho considerável de estruturação na dependência espacial nesta camada, para os atributos MO, T, m e teores de argila e silte. Em contrapartida, verifica-se perda de dependência espacial dos atributos ADA, relação silte/argila e coeficiente (b/a). O atributo índice de floculação (IF) apresentou comportamento semelhante em ambas as camadas, assim como os teores de areia e silte. Nesta camada, apenas o atributo relação silte/argila produziu alcance maior que 100 m, destacando-se que este também produziu alcance na camada de 0 a 20 cm superior a este valor, sendo valores bastante próximos entre si (aproximadamente 140 m).

Na camada de 20 a 40 cm o coeficiente (b/a) apresentou comportamento consideravelmente distinto da camada de 0 a 20 cm, em todos os seus aspectos (modelo, alcance, relação com outros atributos e grau de dependência). Neste caso, verifica-se um comportamento semelhante do referido coeficiente (b/a) aos atributos ADA e IF, uma vez que as características verificadas, constantes na tabela 4, são semelhantes entre si.

TABELA 4 Características dos semivariogramas ajustados para os atributos estudados na camada de 20 a 40 cm.

Atributos	Modelo	Parâmetros de Ajuste			Método de ajuste	GD
		A	EP	P		
MO	Exponencial	44,28	0	0,1583	MQP	100%
T	Exponencial	36,51	1,78	4,5112	MQP	71,71%
m	Esférico	88,05	35,52	140,23	MQP	79,79%
DMG	Exponencial	25,92	0	0,2989	MQP	100%
DMP	Exponencial	25,92	0	0,8252	MQP	100%
Areia	Exponencial	37,5	0	80,81	MQP	100%
Argila	Exponencial	42,03	0	43,37	MQP	100%
Silte	Exponencial	59,58	0	21,27	MQP	100%
ADA	Exponencial	41,1	12,91	23,26	MQP	64,31%
IF	Esférico	84,73	103,87	144,33	MQP	58,15%
Silte/Argila	Exponencial	135,1	0,0842	0,1295	MQP	60,60%
b/a	Esférico	60,01	0,1041	0,1219	MQP	53,94%

A = alcance (m); EP = efeito pepita; P = patamar; ML = máxima verossimilhança; MQP = mínimos quadrados ponderados e GD = grau de dependência espacial.

Assim, verifica-se que o coeficiente b/a apresentou relação espacial com os atributos DMG, DMP e teor de areia na camada de 0 a 20 cm, e com ADA e IF na camada de 20 a 40 cm. Isto conduz a uma análise importante de que este índice está intimamente relacionado aos atributos do solo mais ligados ao seu comportamento erosivo (erodibilidade), podendo ser aplicado para este fim, uma vez que sua determinação em laboratório é consideravelmente mais simples e rápida que as demais mencionadas (Sá, 2002).

Sá et al (2004) constataram em seus estudos que apenas agregados da classe $> 2\text{mm}$ apresentaram nível de significância adequado para fazer parte de seus modelos de predição da erodibilidade, que se deve, provavelmente, à proximidade de tamanho com a classe 0,06 a 2,00 mm que, conforme Tippkötter (1994), é a que melhor expressa o comportamento do solo perante a erosão hídrica. Concordando com estes autores, pode-se dizer que um caso de aplicação dos resultados encontrados neste trabalho seria para o cálculo dos coeficiente (b/a) agregados $< 2\text{ mm}$, que possibilitaria gerar com os modelos de Sá (2002) a espacialização da erodibilidade do solo da microbacia em forma de mapas georreferenciados.

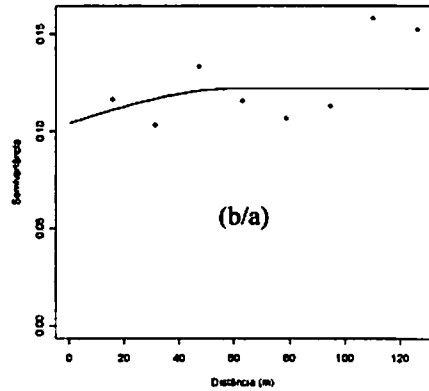
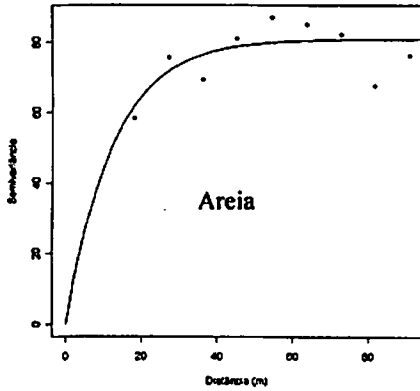
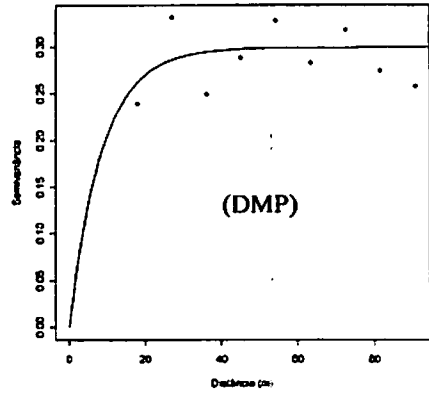
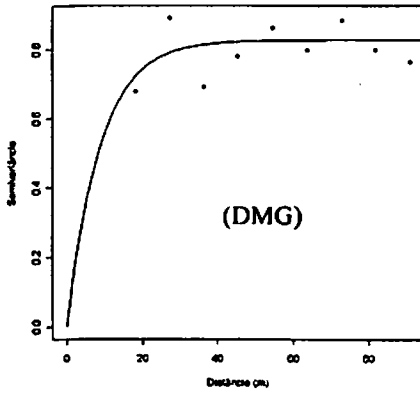


FIGURA 23 Semivariogramas ajustados aos atributos (DMG), (DMP), areia e coeficiente de desagregação (b/a) na camada de 20 a 40 cm.

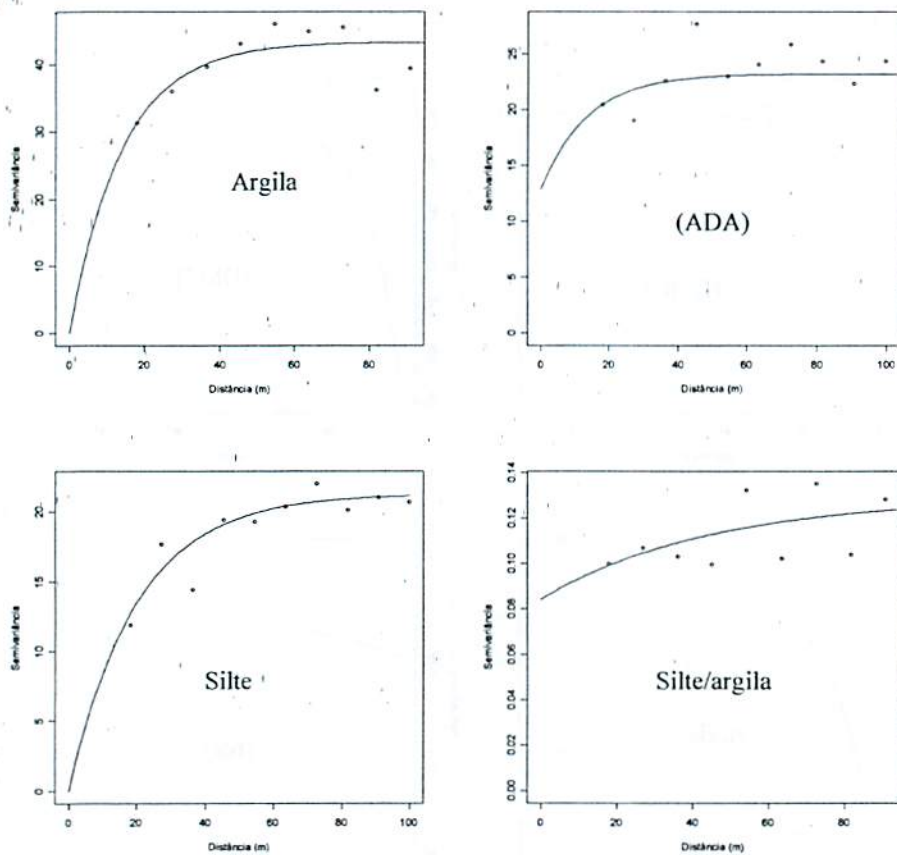


FIGURA 24 Semivariogramas ajustados aos atributos argila, (ADA), silte e silte/argila na camada de 20 a 40 cm.

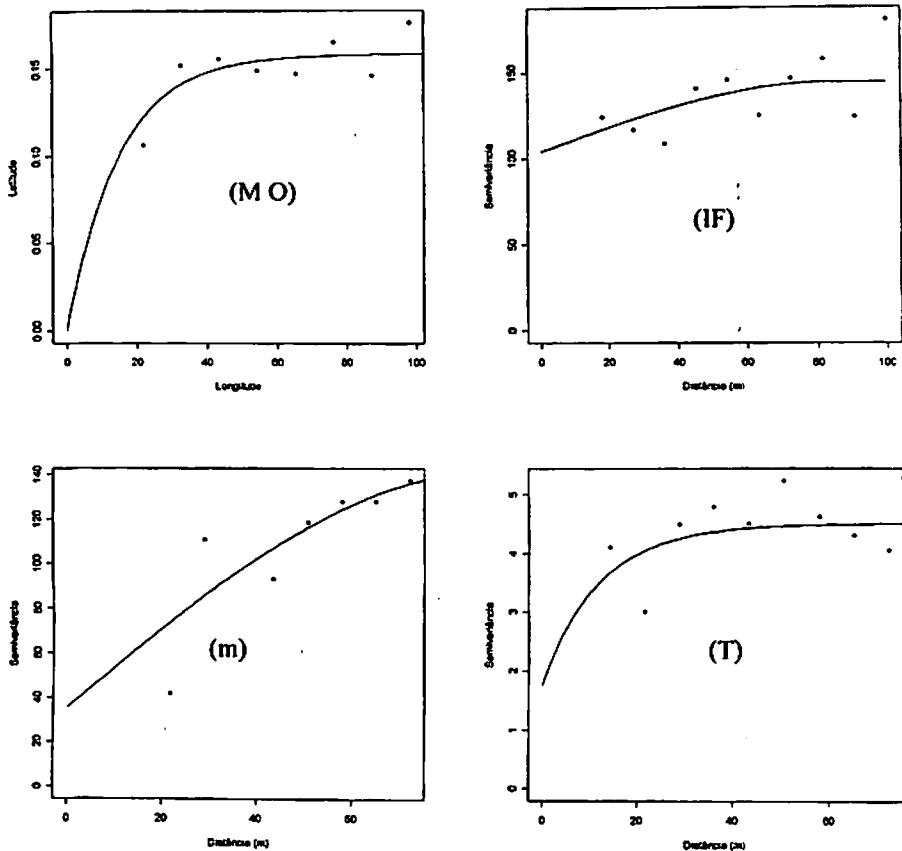


FIGURA 25 Semivariogramas ajustados aos atributos (MO), (IF), (m) e (T) na camada de 20 a 40 cm.

Os gráficos nas figuras 26 e 27 demonstram, comparativamente, o comportamento do grau de dependência espacial e alcance nas duas camadas estudadas.

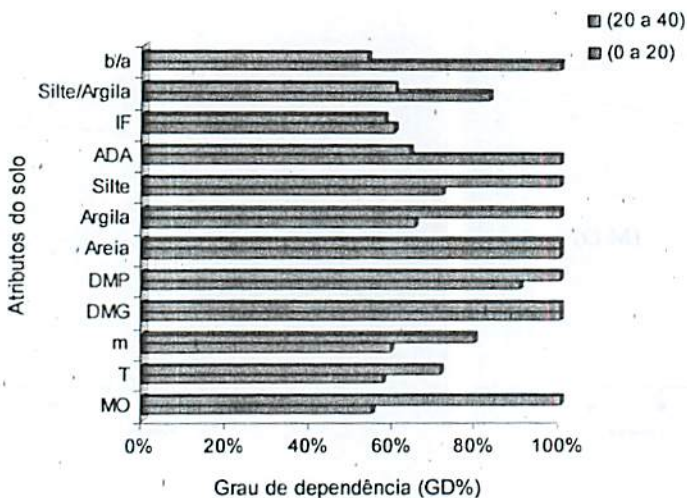


FIGURA 26 Histograma do grau de dependência espacial nas camadas de 0 a 20 cm e de 20 a 40 cm dos atributos do solo estudados.

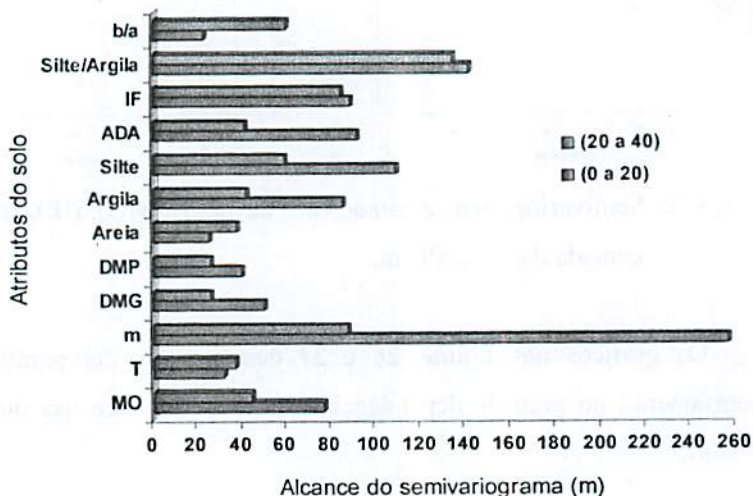


FIGURA 27 Histograma do alcance do semivariograma nas camadas de 0 a 20 cm e de 20 a 40 cm dos atributos do solo estudados.

4.4 Mapas de Krigagem

Os mapas de krigagem são georreferenciados e apresentam a seguinte orientação: o “Norte” é a parte superior do mapa, a parte inferior é o “Sul”, à direita do leitor é o “Leste” e sua esquerda “Oeste”.

Nas figuras 28 a 30, apresentam-se, respectivamente, os mapas de krigagem obtidos para os atributos areia, silte e argila nas camadas de 0 a 20 cm e 20 a 40 cm. Observa-se, para a primeira camada, uma tendência de aumento do teor de areia no sentido oeste-leste e sul-norte da microbacia, havendo pontos na região de surgência (várzea) com valores mais elevados (áreas mais claras), (Figura 28). Estes pontos parecem caracterizar uma região de recebimento de sedimentos de diferentes granulometrias e, por se tratar de área acima do ponto mais baixo da bacia, ainda está sujeita ao processo de remoção, desta vez de partículas mais finas, por se tratar de uma área mais plana onde a velocidade de enxurrada não chega a ser suficiente para dar continuidade à remoção de sedimentos mais grosseiros (areia), ficando esse material depositado.

De forma contrária, verifica-se aumento do teor de silte no sentido leste-oeste, com área de maior percentual ocupando mais da metade da microbacia, (Figura 29). O teor de argila (figura 30), em contrapartida, possui os maiores percentuais na região leste, podendo-se observar um leve gradiente negativo no sentido norte-sul. Na camada de 20 a 40 cm, é possível observar redução geral do teor de argila, em que a camada de 0 a 20 cm apresenta amplitude de 40 a 70 % nos teores de argila e a camada de 20 a 24 cm varia de 10 a 40 %. Os teores de silte são maiores em profundidade, havendo áreas mais claras em relação à camada superficial, sendo esta uma característica fundamental dos Cambissolos (Resende et al., 1999).

Comportamento semelhante ao do silte pode ser constatado para o teor de argila, para o qual há aumento das áreas mais claras em relação à superfície, especialmente na parte sul da microbacia, onde há predominância de Argissolo,

cujas principais características é o aumento do teor de argila em profundidade (Resende et al., 1999),

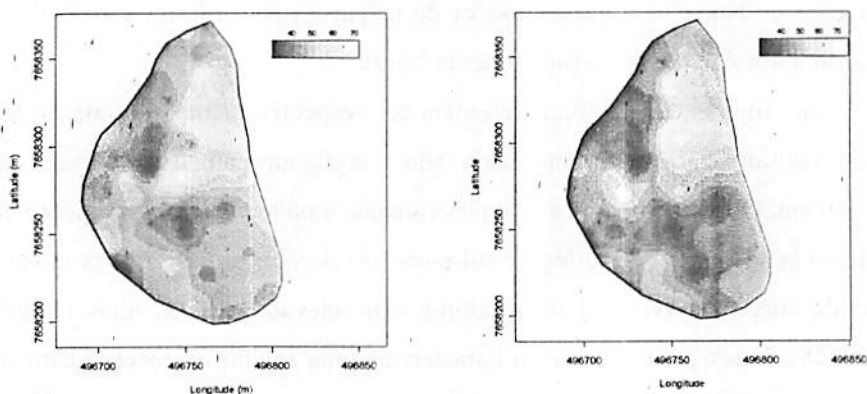


FIGURA 28 Mapas de krigagem do Teor de Areia, nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

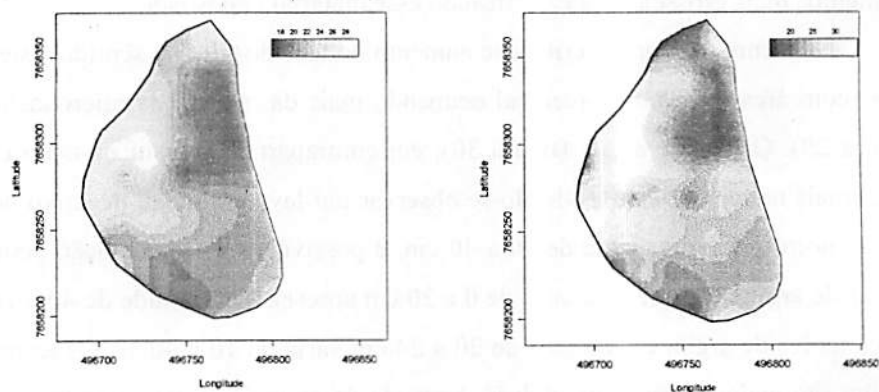


FIGURA 29 Mapas de krigagem do Teor de Silte, nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

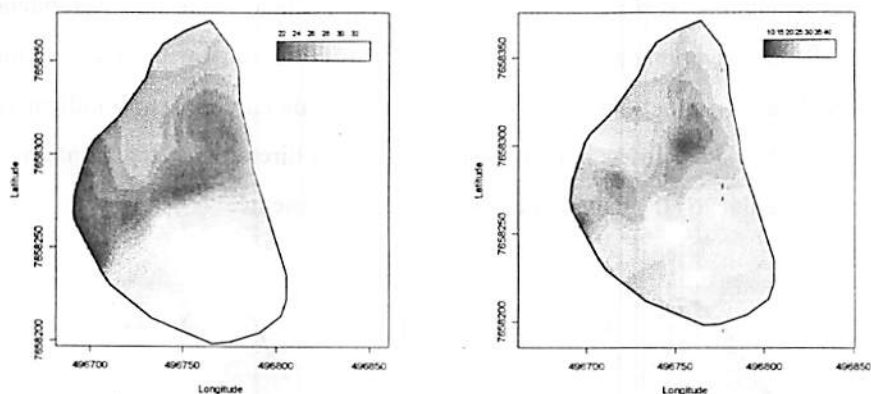


FIGURA 30 Mapas de krigagem do Teor de Argila, nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

Através da figura 31, apresentam-se os mapas de krigagem do atributo Índice de Floculação (IF) nas camadas estudadas. Observa-se, na camada de 0 a 20 cm, um gradiente positivo deste índice no sentido oeste-leste, havendo as maiores concentrações de áreas claras na região leste da microbacia. Isto está diretamente associado aos maiores teores de argila e menores de silte que no solo nesta área da microbacia (Figuras 29 e 30). Os menores teores de silte relativamente aos maiores teores de argila apontam para um material mais intemperizado e, conseqüentemente, com argilas de menor atividade, cujo balanço de cargas (menor CTC, Figura 32) favorece maior floculação de partículas.

Na camada de 20 a 40 cm, observam-se dois comportamentos: um gradiente positivo do centro para oeste e leste e um gradiente negativo do centro em direção ao norte e sul, especialmente para este último. Nesta camada verifica-se pequeno gradiente do teor de argila em direção ao sul, noroeste e ao norte. Também nessa camada, o maior índice de floculação parece ocorrer em locais de menor CTC.

Na figura 32, apresentando-se os mapas de krigagem da CTC (T) para as camadas estudadas, verifica-se aumento da CTC no lado oeste da microbacia, especialmente na camada de 20 a 40 cm. A CTC é um atributo altamente relacionado à atividade iônica e expressa o balanço de cargas, sendo indicativo da predominância de cargas negativas. Este fator está diretamente relacionado ao índice de floculação (IF), conforme discutido anteriormente.

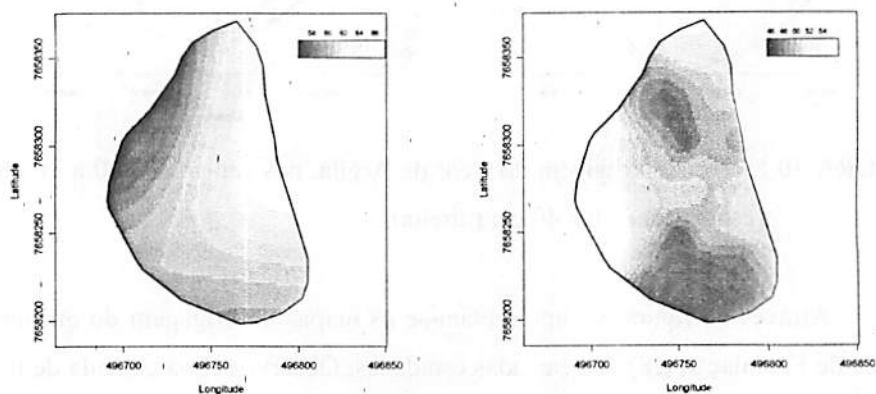


FIGURA 31 Mapas de krigagem do índice de Floculação (IF), nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

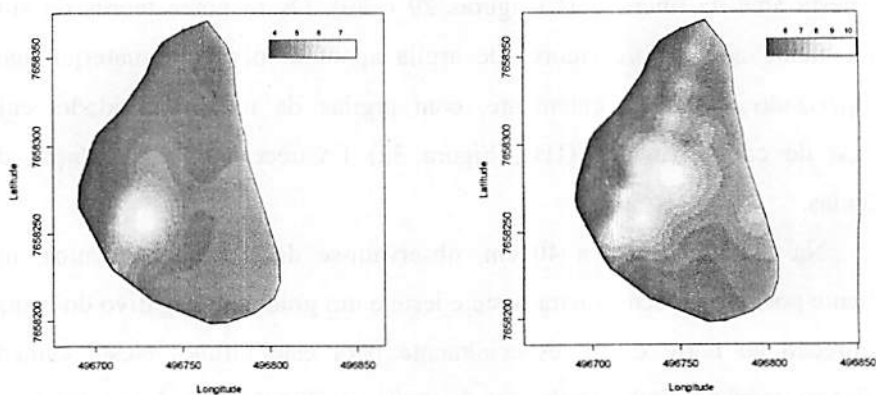


FIGURA 32 Mapas de krigagem da CTC a pH 7 (T), nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

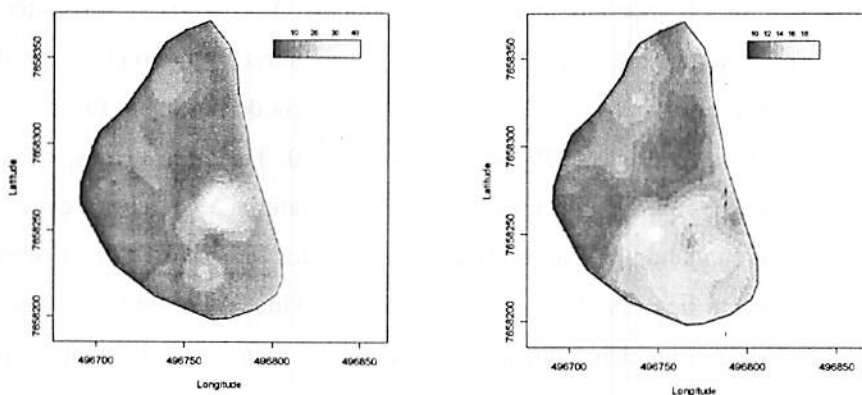


FIGURA 33 Mapas de krigagem de Argila Dispersa em Água (ADA), nas camadas de 0 a 20 (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

Na figura 33 apresentam-se os mapas de krigagem do atributo Argila Dispersa em Água (ADA) para as camadas estudadas. É possível verificar que os maiores valores deste atributo ocorreram nas regiões sul e noroeste da micro-bacia, especialmente na primeira camada. De forma comparativa, verifica-se maior concentração de argila nesta região, especialmente de 20 a 40 cm (Figura 30) o que pode implicar, em termos de proporção, maiores valores de (ADA). Verifica-se também que na camada de 20 a 40 cm há valores consideravelmente superiores que na camada de 0 a 20 cm, principalmente, na parte sul da microbacia, devido, principalmente, à presença de Argissolos nesta posição.

Analisando-se as figuras 31 e 33, relacionando o índice de floculação e argila dispersa em água, como era de se esperar, verifica-se que nas regiões nas quais os teores de argila dispersa em água são menores, os valores de índice de floculação são maiores, sendo mais nítidas na camada de 20 a 40 cm, provavelmente porque o teor de matéria orgânica, menor nesta camada, passa a ser de importância secundária na floculação. Esta informação é importante porque destaca as regiões da microbacia mais susceptíveis à erosão.

Nas figuras 34 e 35 apresentam-se os mapas de krigagem da matéria orgânica e saturação por alumínio, respectivamente. Verifica-se, para matéria orgânica, na camada de 0 a 20 cm, maior concentração na região sul da microbacia, o que se deve, principalmente, à existência de pastagem (Tisdall & Oades, 1979; Goss & Reid, 1979; Reid & Goss, 1980; Tisdall & Oades, 1979). Essas condições proporcionam maiores teores de matéria orgânica na camada superficial, aumentando a estabilidade de agregados do solo. Este atributo também apresenta boa relação com o mapa de declividade, em que os maiores valores de (MO) coincidem com as áreas de relevo menos movimentados, de menor declividade (5 a 10 %). Salienta-se que há forte redução no teor de (MO) em profundidade, porém presente em toda a microbacia.

Analisando-se o comportamento da saturação por alumínio (m), verificaram-se menores valores na região sul da microbacia, que significa uma região de menor acidez. Esta condição está, também relacionada aos maiores teores de matéria orgânica, oriundos da melhor condição de cobertura vegetal na área, proporcionado pela pastagem, um solo bem drenado (menor mineralização de MO) e pelo histórico de uso da área, que em um passado recente foi ocupado por uma lavoura de café com todos seus tratos culturais de calagem e adubações.

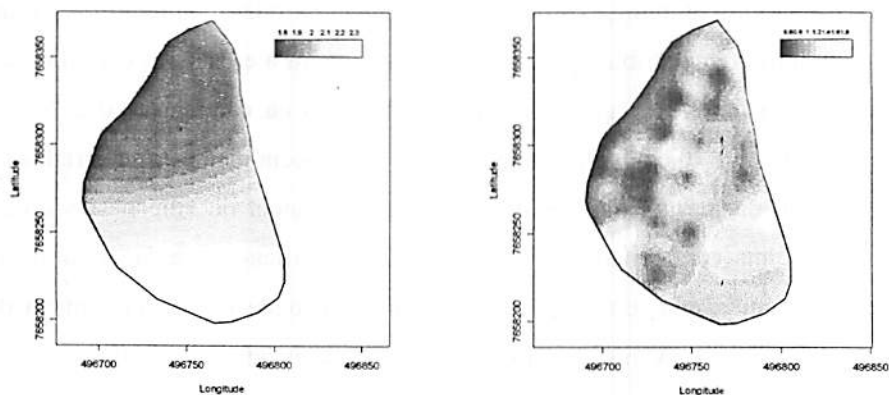


FIGURA 34 Mapas de krigagem de matéria orgânica (MO), nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

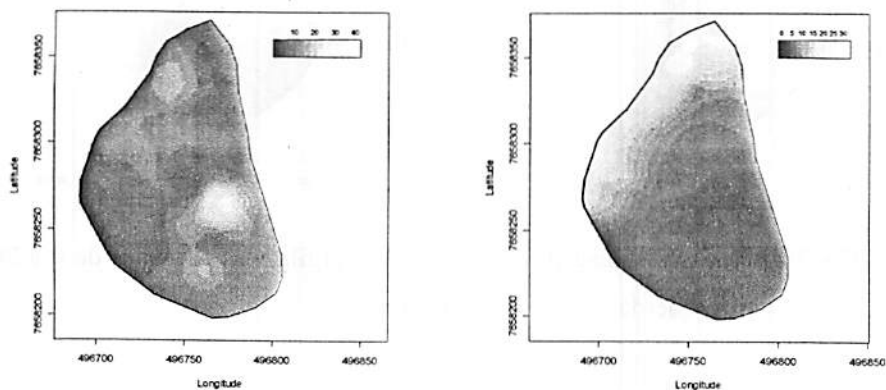


FIGURA 35 Mapas de krigagem de % de saturação de alumínio (m), nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

Analisando-se o comportamento espacial dos mapas de krigagem dos teores de argila, silte, (ADA) relação silte/argila e o mapa de declividade da

microbacia, consegue-se definir os limites exatos entre o Cambissolo e o Argissolo (Figuras 6, 29, 30, 33 e 36).

Na figura 36 tem-se os mapas de krigagem da relação silte/argila. Trata-se de um importante atributo para estudos relacionados à erosão e à classificação de solos. Verificam-se regiões da microbacia, tanto na camada de 0 a 20 cm quanto na de 20 a 40 cm, valores maiores que 1,0 especialmente concentrados na região oeste da mesma. Isto evidencia a predominância de silte nestas áreas, sendo esta uma característica dos Cambissolos. Verifica-se, ainda, redução da relação à medida que se avança para a região sul, onde há predominância de Argissolos, solo relativamente mais velho na área de estudo.

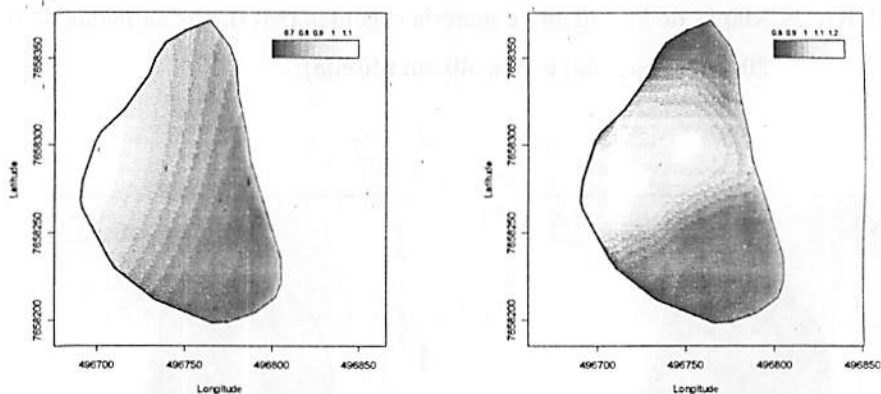


FIGURA 36 Mapas de krigagem da relação silte/argila, nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

Nas figuras 37, 38 e 39 apresentam-se os mapas de krigagem para os atributos DMG, DMP e coeficiente b/a , respectivamente, para as camadas de 0 a 20 cm e 20 a 40 cm. Primeiramente, é possível observar os maiores valores (predominância de áreas mais claras nos mapas) na camada de 0 a 20 cm, para os 3 atributos. Os mapas de DMG e DMP são bastante próximos uma vez que a obtenção dos mesmos em laboratório parte dos mesmos dados de estabilidade de

agregados. É interessante destacar que há uma região no centro da microbacia, na qual se constata os menores valores destes atributos. Possivelmente isto ocorreu porque nesta região há uma elevada concentração do teor de areia, conforme demonstrado pela figura 28, especialmente na camada mais superficial. A predominância de areia produz agregados mais susceptíveis a ruptura pela água, sendo, portanto, de menores valores do DMG e DMP. Este comportamento foi observado para o coeficiente (b/a), o qual produziu os menores valores na região sul da microbacia, tanto em superfície quanto em profundidade. Vale ressaltar que quanto maior o coeficiente de desagregação (b/a), menor a resistência dos agregados, o que está relacionado aos teores de areia.

Ao se analisar o comportamento dos atributos DMG e DMP verificaram-se maiores valores destes para a região oeste da microbacia, que contradiz a tendência desta ser a região mais susceptível à erosão, inferida pela análise do índice de floculação, argila dispersa em água, teor de silte e relação silte/argila. Entretanto, o fato de que os diâmetros de agregados terem sido menores, não implica em menor estabilidade de agregados, uma vez que estes agregados poderiam ser de menor tamanho, porém estáveis. Há de se considerar outras relações, especialmente no tocante ao uso atual e histórico de uso da região na microbacia, onde atualmente o teor de matéria orgânica, produzido pela pastagem nativa existente há vários anos, condiciona agregados mais estáveis e faz com que o solo na região sul da microbacia seja a de maior resistência à erosão, que é expresso pelo coeficiente (b/a), além de ser uma região de menor declividade.

Na região noroeste da microbacia, como relevo mais movimentado e com Cambissolo, há predominância de eucaliptos com idade de 7 anos e em condições ruins de desenvolvimento. O solo exposto por pastagem degradada entre os eucaliptos associados ao Cambissolo e elevada declividade, torna esta

área altamente susceptível à erosão, como demonstram os atributos mencionados anteriormente, confirmado pelo alto grau de degradação apresentado pela vegetação presente nesta área. Os maiores valores de DMG e DMP, verificados nas figuras 37 e 38, são devidos, provavelmente, à existência de uma melhor cobertura vegetal e relevo menos movimentado na região oeste da microbacia, que possibilita maior resistência à erosão nas áreas mais aplainadas próximas ao divisor de águas. Este comportamento está em consonância com os valores obtidos pelo coeficiente (b/a) , conforme se constata na figura 39.

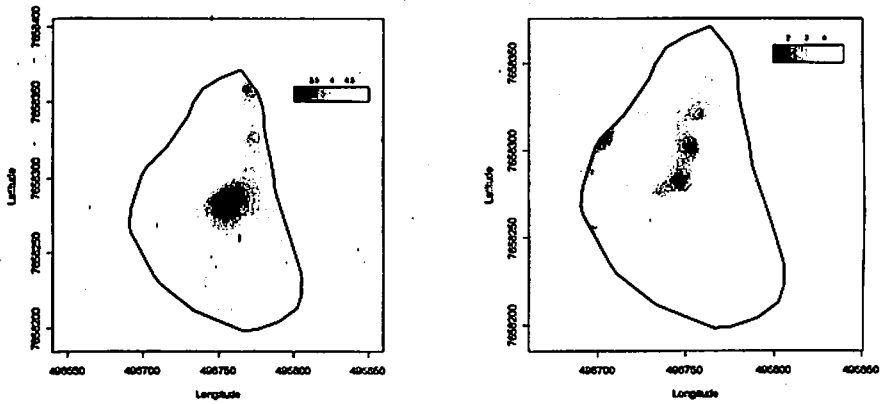


FIGURA 37 Mapas de krigagem de Diâmetro Médio Geométrico (DMG), nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

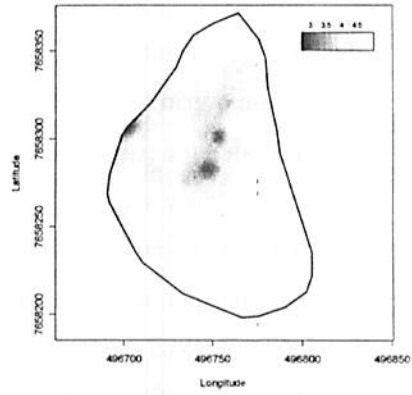
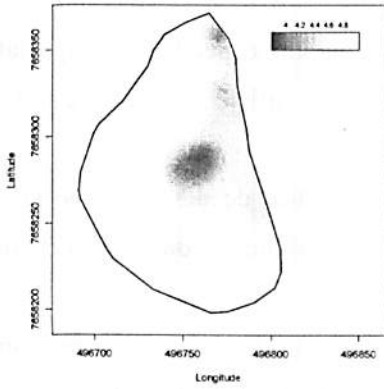


FIGURA 38 Mapas de krigagem de Diâmetro Médio Ponderado (DMP), nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

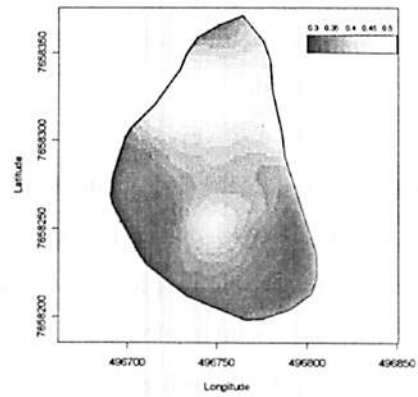
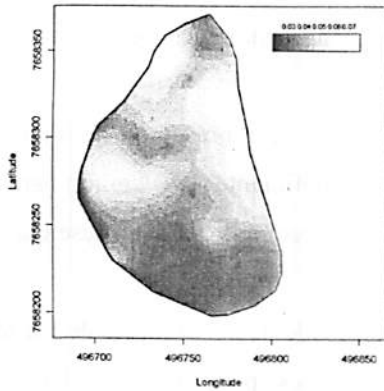


FIGURA 39 Mapas de krigagem do coeficiente de desagregação b/a , nas camadas de 0 a 20 cm (esquerda) e 20 a 40 cm (direita).

5 CONCLUSÕES

Todos os atributos estudados apresentaram dependência espacial, demonstrando que o grid retangular de 20 x 20 m foi suficiente para os estudos propostos, especialmente para a camada de 20-40 cm.

O coeficiente de desagregação (b/a) e o índice de desagregação (ID) representam melhor a variabilidade espacial da estabilidade de agregados do solo em microbacias que os índices DMG e DMP.

Os índices DMG e DMP não apresentaram boas correlações com atributos do solo que influenciam diretamente sobre sua erodibilidade como o teor de matéria orgânica.

O uso da energia ultra-sônica para determinação de índices de desagregação (ID) e coeficientes de desagregação (b/a) mostrou-se uma metodologia rápida e prática podendo ser utilizada como procedimento de rotina em laboratórios para avaliação da estabilidade de agregados, especialmente no contexto espacial.

O ID, a níveis de energia de $59,7 \text{ J mL}^{-1}$, representou melhor a desagregação do solo na camada de 0 a 20 cm e o coeficiente (b/a) gerado para a camada de 20 a 40 cm apresenta-se como mais adequado para representar a desagregação do solo no presente estudo.

O melhor intervalo para estudos da estabilidade de agregados é de 8 a 60 J mL^{-1} , podendo ser utilizados os valores mais baixos, próximos de 8 J mL^{-1} , para camadas mais profundas do solo, solos com menor teor de matéria orgânica e com B incipiente, e valores próximas 60 J mL^{-1} , para as camadas mais superficiais e ou com maior teor de matéria orgânica.

A redução no teor de matéria orgânica em profundidade resultou uma redução, em média, de 4 vezes no nível de energia necessário para a maioria das amostras de solo atingirem sua dispersão máxima.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLISON, F. E. *Soil organic matter and its role in crop production*. Amsterdam: Elsevier, 1973. p. 315-345.
- ANGULO, J. R. *Relações entre a erodibilidade e algumas propriedades de solos brasileiros*. 983. 154 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal rural do Paraná, Curitiba.
- ANGULO, R. J.; ROLOFF, G.; SOUZA, M. L. P. *Correlação entre diferentes formas de determinação e representação da estabilidade e resistência dos agregados do solo*. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 8, n. 1, p. 7-12, jan./abr. 1984.
- BARRAL, M. T.; ARIAS, M.; GNÉRIF, J. *Effects of iron and organic matter on the porosity and structural stability of soil aggregates*. *Soil and Tillage Research*, Amsterdam, v. 46, n. 3/4, p. 261-272, June 1998.
- BEARE, M. H.; BRUCE, R. R. *A comparison of methods for measuring water-stable aggregates: implications for determining environmental effects on soil structure*. *Geoderma*, Amsterdam, v. 56, n. 1, p. 87-104, Mar. 1993
- BECKETT, P. H. T.; WEBSTER, R. *Soil variability: review*. *Soil and Fertilizers*, Farnham Royal, v. 34, n. 1, p. 1-15, Feb. 1971.
- BERTOL, I.; BEUTLER J. F.; LEITE, D.; BATISTELA, O. *Propriedades físicas de um cambissolo húmico afetadas pelo tipo de manejo do solo*. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 58, n. 3, p. 555-560, jul./set. 2001.
- BERTOLONI, D.; BELLIZANNI JÚNIOR, R. *Levantamento do meio físico para determinação da capacidade de uso das terras*. 2. ed. Campinas: CATI, 1994. 29 p. (CATI. Boletim Técnico, 175).
- BERTONI, J.; LOMBARDI, F. *Conservação do solo*. Piracicaba: Livroceres, 1985. 392 p.
- BORGES, A. L.; KIEHL, J. C.; SOUZA, L. S. *Alteração de propriedades físicas e atividade microbiana de um Latossolo Amarelo álico após o cultivo com fruteiras perenes e mandioca*. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 23, n. 4, p. 1019-1025, out./dez. 1999.

BRUCE-OKINE, E.; LAL, R. Soil erodibility as determined by raindrop technique. *Soil Science*, Baltimore, v. 119, n. 2, p. 149-157, Feb. 1975.

BURGESS, T. M.; Webster, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II Block Kriging. *Journal of Soil Science*, Oxford, v. 31, n. 2, p. 333-341, June 1980b.

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

BURROUGH, P. *Principles of geographical information systems*. Oxford: Oxford University Press, 1986. 193 p.

CALIJURI, M. L.; MEIRA, A. D.; PRUSKI, F. F. Geoprocessamento aplicado aos Recursos Hídricos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 27., 1998, Poços de Caldas – MG. *Anais... Poços de Caldas, MG*, 1998.

CAMARGO, E. C. G. Disponível em: <www.ltid.inpe.br>. Acesso em: set. 2002

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

CAMPOS, B. C.; REINERT, D. J.; NICOLODI, R.; RUEDELL, J.; PETRERE, C. Estabilidade estrutural de um Latossolo Vermelho-Escuro distrófico após sete anos de rotação de culturas e sistemas de manejo de solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 19, n. 1, p. 121-126, jan./mar. 1995.

CARVALHO, A. F. *de Emprego da agitação horizontal na avaliação da estabilidade de agregados de cinco solos da região sudeste*. 1991, 73 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

CARVALHO, M. A. *Eficiência de dispersantes na análise textural dos solos com horizontes B latossólico e B textural*. 1985. 79 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

CASSEL, D. K.; BAUER, A. Spatial variability in soils below depth of tillage: bulk density and fifteen atmosphere percentage. **Soil Science of America Proceedings**, Madison, v. 39, n. 2, p. 247-250, Mar./Apr. 1975.

CERDÀ, A. Aggregate stability against water forces under different climates on agriculture land and scrubland in southern Bolivia. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 57, n. 3, p. 159-166, Nov. 2000.

CHRISTENSEN, B. T. Carbon and nitrogen in particle size fractions isolated from Danish Arable soils by ultrasonic disperion and gravity sedimentation. **Acta Agriculturae Scandinavica**, Copenhagen, v. 35, n. 2, p. 175-187, 1985.

CHRISTENSEN, B. T. Physical Fractionation of Soil and Organic Matter in Primary Particle Size and Density Separates. **Advances in Soil Science**, New York, v. 20, p. 2-76, 1992.

COELHO, M. A. Spatial variability of water related soil physical properties. 1974. 186 p. Thesis (Ph. Doctor) – University of Arizona, Tucson.

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

DAY, P. R. Particle fractionation and particle size analysis. In: BLACK, C. A. (Ed.). **Methods of soil analysis: physical and mineralogical properties, including statistics of measurement and sampling**. Madison: American Society of Agronomy, 1965. pt. 1, p. 545-567.

DE CESARE, F.; GARZILLO, A. M. V.; BUONOCORE, V.; ADALUCCO, L. Use of sonication for measuring acid phosphatase activity in soil. **Soil Biology and Biochemistry**, Oxford, v. 32, n. 6, p. 825-832, June 2000.

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

DERPSCH, R.; ROTH, C. H.; SIDIRAS, N.; KÖPKE, U. **Controle da erosão no Paraná, Brasil: Sistemas de cobertura do solo, plantio direto e preparo conservacionista do solo**. Eschborn: GTZ-IAPAR, 1990

DERPSCH, R.; ROTH, C. H.; SIDIRAS, N.; KÖPKE, U. **Controle da erosão no Paraná, Brasil: sistemas de cobertura do solo, plantio direto e preparo**

GREGORY, K. J.; WALLING, D. E. **Drainage basin for and process: a geomorphological approach.** New York: John Wiley and Sons, 1973. 458 p.

GROHMANN, F. Superfície específica. In: MONIZ, A. C. **Elementos de pedologia.** São Paulo: USP, 1972. p. 111-121.

GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional.** Brasília: Departamento Nacional da Produção Mineral. Ministério das Minas e Energia, 1988. 144 p.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo.** 1993. 138 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Campinas, Campinas.

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

HADAS, A.; RAWITZ, E.; ETKIN, H.; MARGOLIN, M. Short-term variations of soil physical properties a function of the amount and C/N ratio of decomposing cotton residues. I. Soil aggregation and aggregate tensile strength. *Soil Tillage Research*, Amsterdam, v. 32, n. 2/3, p. 183-198, Nov. 1994.

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

IGWE, C. A.; AKAMIGBO, F. O. R.; MBAGWU, J. S. C. Physical properties of soils of southern nigeria and the role of some aggregating agents in their stability. *Soil Science*, Baltimore, v. 60, n. 6, p. 431-441, Dec. 1995.

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

ISLAM, K. R.; WEIL, R. R. Soil quality indicator properties in mid-Atlantic soils as influenced by conservation management. *Journal of Soil Water Conservation*, Ankeny, v. 55, n. 1, p. 69-78, 2000.

JONES, A. J. **Methods for assessing soil quality.** Madison: Soil Science Society of America, 1996. p. 61-82. (SSSA Special publication, 49).

JORGE, J. A. **Física e manejo dos solos tropicais**. Campinas: Instituto Campineiro de Ensino Agrícola, 1986. 328 p.

JOURNEL, A. C.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.

JOURNEL, A. G. **Fundamentals of geostatistics in five lessons**. Washington: American Geophysical Union, 1989. 40 p.

KARLEN, D. L.; STOTT, D. E. A framework for evaluating physical and chemical indicators of soil quality. In: DORAN, J. W.; COLEMAN, D. C.; BEZDICEK, D. F.; STEWART, B. A. **Defining soil quality for a sustainable environment**. Madison: Soil Science Society of America, 1994. p. 53-72 (SSSA Special publication, 35).

KEMPER, W. D.; CHEPIL, W. S. Size distribution of aggregates. In: BLACK, C. A. (Ed.). **Methods of soil analysis**. Madison: American Society of Agronomy, 1965. p. 499-510.

KEMPER, W. D.; ROSENAU, R. C. Aggregate stability and size distribution. In: KLUTE, A. (Ed.). **Methods of soil analysis**. Madison: ASA, 1986. v. 1, p. 425-442.

KIEHL, E. J. **Manual de edafologia**. São Paulo: Agronômica Ceres, 1979. 262 p.

KITANIDIS, P. K.; VOMVORIS, E. G. A geostatistical approach to the inverse problem in groundwater modelling (steady state) and one dimensional simulations. **Water Resources Research**, Baltimore, v. 19, n. 3, p. 677-690, June 1983.

KRETZSCHMAR, R.; ROBARGE, W. P.; STERLING, B. W. Flocculation of Kaolinitic soil clays: effects of humic substances and iron oxides. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 57, n. 5, p. 1277- 1283, Sept./Oct. 1993.

LIMA, J. M. **Relação entre erosão, teor de ferro, parâmetros físicos e mineralógicos de solos da região de Lavras (MG)**. 1987. 86 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

LIMA, J. M.; ANDERSON, S. J. Aggregation and aggregate size effects on extractable iron and aluminium in two Hapludoxs. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v. 61, n. 3, p. 965-970, May/June 1997.

LOAGUE, K.; GANDER, G. A. Spatial variability of infiltration on a small rangeland catchment. *Water Resources Research*, Washington, v. 26, n. 5, p. 957-971, May 1990.

MACEDO, J. R. de; OTONNI FILHO, T. B.; MENEGUELLI, N. do A. Variabilidade de características físicas, químicas e físico-hídricas em solo podzólico vermelho-amarelo de seropédica, RJ. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 33, n. 12, p. 2043-2053, dez. 1998.

MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos em uma hidrossequência de solos bem a muito mal drenados. 1994. p. 88. Dissertação (Mestrado) Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.

MALTONI, K. L. Alterações físicas e químicas decorrentes do manejo ocorridas em Latossolo Vermelho Amarelo do município de Diamantina. Viçosa: UFV. 1988. 102 p.

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

MARQUES, J. J. G. de S. e M. Estimativas e comparações dos fatores erosividade das chuvas e erodibilidade de solos com horizonte B textural no Brasil. 1996. 119 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

MARTINEZ-MENA, M.; WILLIAMS, A. G.; TERNAN, J. L.; FITZJOHN, C. Role of antecedent soil water content on aggregates stability in a semi-arid environment. *Soil Tillage Research*, Amsterdam, v. 48, n. 1/2, p. 71-80, Sept. 1998.

MAZURAK, A. P.; MOSHER, P. N. Detachment of soil aggregates by simulated rainfall. *Soil Science Society of America Proceedings*, Madison, v. 34, n. 5, p. 798-800, Sept./Oct. 1970.

MAZURAK, A. P.; MOSHER, P. N. Detachment of soil particles in simulated rainfall. **Soil Science Society of America Proceedings**, Madison, v. 32, n. 5 p. 716-719, Sept./Oct. 1968.

McCALLA, T. M. Water drop method of determining the stability of soil structure. **Soil Science Society of America Proceedings**, Madison, v. 7, n. 3, p. 209-214, May/June 1944.

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

MELLO, J. M. **Estatística espacial aplicada ao inventário florestal**. 2004. 150 p. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

MINGOTI, S.A.; SILVA, A. F. Um exemplo de aplicação de técnicas de geoestatística. **Revista da Escola de Minas, Ouro Preto**, v. 49, p. 96-100, 1995.

MULLA, D. J.; BATÍ, A. U.; HAMMOND, M. W.; BENSON, J. A. A comparison of winter wheat yield and quality under uniform versus spatially variable fertilizer management. **Agriculture Ecosystems & Environment**, Amsterdam, v. 38, n. 4, p. 301-311, Mar. 1992.

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

NIKIFOROFF, C. C. **Morphological classification soil structure**. **Soil Science**, Baltimore, v. 52, p. 193-212, 1941.

NIMER, E. **Climatologia do Brasil**. Rio de Janeiro. : Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1989. 421 p.

NORTH, P. F. Assessment of the ultrasonic method of determining soil structural stability in relation to soil management properties. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 30, n. 3, p. 463-472, Sept. 1979

NORTH, P. F. Towards an absolute measurement of soil structural stability using ultrasound. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 27, n. 4, p. 451-459, Dec. 1976.

OLIVEIRA, M. S. Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística. 1990. p. 100. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Campinas, Campinas, SP.

ORTIZ G. C. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo. 2002. p. 75. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz", Piracicaba.

PANATIER, Y. Variowin: software for spatial data analysis. 2. ed. New York: Springer-Verlag, 1996: 93 p.

PEDROTTI, A. Relação entre atributos físicos e o alumínio do solo. 2000. 60 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

POJASOK, T.; KAY, B. D. Assessment of a combination of wet sieving and turbidimetry to characterize the structural stability of moist aggregates. Canadian Journal of Soil Science, Ottawa, v. 70, n. 1, p. 33-42, Feb. 1990.

PONCE, V. M. Engineering hydrology: principles and practice. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 1989. 640 p.

RAINE, S. R.; SO, B. An energy based parameter for the assessment of aggregate bond energy. Journal of Soil Science, Oxford, v. 44, n. 2, p. 249-259, June 1993.

RAINE, S. R.; SO, B. Ultrasonic dispersion of soil in water: the effect of suspension properties on energy dissipation and soil dispersion. Australian Journal of Soil Research, London, v. 32, n. 6, p. 1157-1174, 1994.

REICHARDT, K. et al. Soil spatial variability and the estimation of the irrigation water depth. Scientia Agricola, Piracicaba, v. 58, n. 3, p. 549-553, jul./set. 2001.

REICHARDT, K. Processos de transferência no sistema solo planta atmosfera. Campinas: Fundação Cargill, 1985. 445 p.

REICHARDT, K.; VIEIRA, S. R.; LIBARD, P. L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. Revista Brasileira de Ciência do Solo. Campinas, v. 10, n. 1, p. 1-6, jan./abr. 1986.

REICHERT, J. M.; VEIGA, M. da; CABEDA, M. S. V. Índices de estabilidade de agregados e suas relações com características e parâmetros de solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 17, n. 2, p. 283-290, maio/ago. 1993.

REID, J. B.; GOSS, M. J. Changes in the aggregate stability of a sandy loam effected by growing roots of perennial ryegrass (*Lolium perenne*). *Journal of the Science of Food and Agriculture*, London, v. 31, n. 3, p. 325-328, Mar. 1980.

RESENDE, M. Aplicações de conhecimentos pedológicos a conservação de solos. *Informe agropecuário*, Belo Horizonte, v. 11, n. 128, p. 27-37, ago. 1985.

RESENDE, M. *Modelo de evolução dos solos*. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1977. 11 p.

RESENDE, M.; CURTI, N.; REZENDE, S. B. de; CORRÊA, G. F. *Pedologia 3*. ed. Viçosa: NEPUT, 1999. 338 p.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. *Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo*. 1995. p. 99. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

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

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

ROTH, C. H.; CASTRO FILHO, C. de; MEDEIROS, G. B. de. Análise de fatores físicos e químicos relacionados com a agregação de um Latossolo Roxo distrófico. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 15, n. 3, p. 241-248, set./dez. 1991.

ROTH, C.; HAAS, U. *O efeito das interações físico-químicas do solo na agregação de um Latossolo Roxo*. Berlin: Technische Universität Berlin, 1989. 20 p. Relatório final.

SÁ, M. A. C. **Energia ultra-sônica, uso e erodibilidade de solos**. 2002. 95 p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

SÁ, M. A. C. **Quantificação da energia para dispersão dos agregados de Latossolo Roxo e Terra Roxa Estruturada**. 1998. 92p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

SÁ, M. A. C.; LAGE, G.; LIMA, J. M. **Calibração da potência emitida pelo sonificador para uso em análises de solo**. Lavras: Editora UFLA, 2001, 17 p. (Boletim Agropecuário, 41).

SÁ, M. A. C.; LIMA, J. M. de; MELLO, C. R. de. Nível de energia ultra-sônica para o estudo da estabilidade de agregados de um Latossolo sob diferentes usos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 11, p. 1649-1655, nov. 2002.

SÁ, M. A. C.; LIMA, J. M. de; SILVA, M. L. N.; DIAS JUNIOR, M. S. Índice de desagregação do solo baseado em energia ultra-sônica. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 23, n. 3, p. 525-531, jul./set. 1999.

SÁ, M. A. C.; LIMA, J. M.; CURTI, N.; MASSAROTO, J. A.; MARQUES, J. J. G. S. M. Estimativa da desagregação por ultra-som e atributos de solos com horizonte B textural. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 11, p. 1649-1655, set. 2004.

SÁ, M. A. C.; LIMA, J. M.; LAGE, G. Procedimento-padrão para medida da potência liberada pelo aparelho de ultra-som. **Comunicação. Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 24, n. 1, p. 300-306, jan./mar. 2000a.

SÁ, M. A. C.; LIMA, J. M.; SILVA, M. L. N.; DIAS JÚNIOR, M. S. Comparação entre métodos para o estudo da estabilidade de agregados em solos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 9, p. 1825-1834, set. 2000b.

SALES, L. E. O. **Variabilidade especial da velocidade de infiltração básica associada a propriedades físicas das camadas superficial e subsuperficial de dois solos da região de Lavras (MG)**. 1992. p. 103. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.

SALY, R. Use of ultrasonic vibration for dispersing soil samples. *Soviet Soil Science*, New York, v. 11, p. 1547-1559, 1967.

SANTOS, D. **Perdas de solo e produtividade de pastagens nativas melhoradas sob diferentes práticas de manejo em Cambissolo distrófico (Epiálico) dos campos da Mantiqueira, MG.** 1993. 99 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, LAVRAS, MG.

SILVA, A. P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo.** 1988. p. 105. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

SILVA, I. F.; ANDRADE, A. P.; CAMPOS FILHO, O. R. Erodibilidade de seis solos do semi-árido paraibano obtida com chuva simulada e método nomográfico. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 10, p. 283-287, 1986.

SILVA, I. F.; MIELNICZUK, J. Ação do sistema radicular de plantas na formação e estabilização de agregados do solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 21, p. 113-117, 1997.

SILVA, I. F.; MIELNICZUK, J. Sistemas de cultivo e características do solo afetando a estabilidade de agregados. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 22, p. 311-317, 1998.

SILVA, J. R. C. **Erodibilidade dos solos do Ceará: distribuição espacial e avaliação de métodos para sua determinação (1ª aproximação).** 1994. 60 p. Tese (Professor Titular) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.

SILVA, M. L. N. **Erodibilidade e impacto direto de gotas de chuva simulada sobre a superfície de latossolos sob cerrado.** 1994a. 109 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.

SILVA, M. L. N.; BLANCANEUX, P.; CURI, N.; LIMA, J. M.; MARQUES, J. J. G. S. M.; CARVALHO, A. M. Estabilidade e resistência de agregados de Latossolo Vermelho-Escuro cultivado com sucessão milho-adubo verde. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 33, n. 1, p. 97-103, jan. 1998.

SILVA, M. L. N.; CURI, N.; FERREIRA, M. M.; LIMA, J. M. de; FERREIRA, D. F. Proposição de modelos para estimativa da erodibilidade de latossolos

brasileiros. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 34, n. 12, p. 2287-2298, Dec. 2000.

SILVA, M. L. N.; CURI, N.; MARQUES, J. J. G. S. M.; LIMA, J. M.; FERREIRA, M. M. Resistência ao salpico provocado por impacto de gotas de chuva simulada em latossolos e sua relação com características químicas e mineralógicas. *Ciência e Prática*, Lavras, v. 19, n. 2, p. 348-354, abr./jun. 1995.

SILVEIRA, P. M. et al. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um Latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 35, n. 10, p. 2057-2064, out. 2000.

SIMMONS, G. F. *Cálculo com geometria analítica*. São Paulo: McGraw-Hill, 1987. v. 2, 829 p.

SOUZA, E. G.; JOHANN, J. A.; ROCHA, J. V.; RIBEIRO, S. R. A.; SILVA, M. S.; URIBE-OPAZO, M. A.; MOLIN, J. P.; OLIVEIRA, E. F.; NÓBREGA, L. H. P. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em um Latossolo Roxo distrófico na região de Cascavel, PR. *Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v. 8, n. 3, p. 80-92, mar. 1999.

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

SUN, H.; LARNEY, F. J.; BULLOCK, M. S. Soil amendments and water-stable aggregation of a desurfaced Dark Brown Chernozem. *Canadian Journal of Soil Science*, Ottawa, v. 75, n. 3, p. 319-325, Aug. 1995.

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

TIPPKÖTTER, R. The effect of ultrasound on the stability of mesoaggregates (60–200 μm). *Zeitschrift Pflanzenernährung und Bodenkunde*, Deerfield Beach, v. 157, n. 2, p. 99-104, Apr. 1994.

TISDALL, J. M.; OADES, J. M. Organic matter and water-stable aggregates in soils. *Journal of Soil Science*, Oxford, v. 33, n. 1, p. 141-163, Mar. 1982.

TISDALL, J. M.; OADES, J. M. Stabilization of soil aggregates by the root systems of ryegrass. **Australian Journal of Soil Research**, Collingwood, v. 17, n. 3, p. 429-441, 1979.

TUCCI, C. E. M. **Hidrologia: ciência e aplicação**. 2. ed. Porto Alegre: Ed da universidade: ABRH, Edusp, Coleção ABRH de recursos hídricos 2001. p. 943.

VEIGA, M. da; CABEDA, M. S. V.; REICHERT, J. M. Erodibilidade em entressulcos de solos do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 17, n. 1, p. 121-128, jan./abr. 1993.

VIEIRA, S. R. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. In: **GIS Brasil'98**, Curitiba, PR, 1998, 53 p.

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

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

VIEIRA, S. R.; MARIA, I. C. Delineamento experimental e análise estatística na pesquisa em conservação do solo. In: CASTRO FILHO, C. C.; MUZILLI, O. (Ed.) **Manejo integrado de solos em microbacias hidrográficas**. Londrina: IAPAR/Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1996. p. 257-268.

VILELA, E. A.; RAMALHO M. A. P. análise das temperaturas e precipitações pluviométricas de Lavras-MG. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 3, n. 6, p. 71-79, nov./dez. 1981.

VITORINO, A. C. T.; FERREIRA, M. M.; CURI, N.; LIMA, J. M.; SILVA, M. L. N.; MOTTA, P. E. F. Mineralogia, química e estabilidade de agregados do tamanho de silte de solos da Região Sudeste do Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 1, p. 133- 141, jan. 2003.

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.

YODER, R. E. A direct method of aggregate analysis of soils and a study of the physical nature of erosion losses. *Journal of the American Society of Agronomy*, Madison, v. 28, n. 5, p. 337-251, May 1936.

ZANZINI, A. C. da S.; PRADO FILHO, J. F. Impacto da atividade agropecuária sobre a fauna silvestre. *Informe Agropecuário*, Belo Horizonte, v. 21, n. 202, p. 78-87, jan/fev. 2000.

ZIMBACK, C. R. L. Análise especial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo. 2001. 114 p. Tese (Livre-Docência) – Universidade Estadual Paulista. Faculdade de Ciências Agrônômicas, Botucatu.