



**VARIABILIDADE ESPACIAL DE
ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DE UM
SOLO HIDROMÓRFICO NO MUNICÍPIO DE
LAVRAS-MG**

EDSON SADAYUKI EGUCHI

2001

EDSON SADAYUKI EGUCHI

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DE
UM SOLO HIDROMÓRFICO NO MUNICÍPIO DE LAVRAS-MG**

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

Orientador

Prof. Dr. Elio Lemos da Silva

Co-orientador

Prof. Dr. Marcelo Silva de Oliveira

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2001

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

Eguchi, Edson Sadayuki

Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no município de Lavras-MG. / Edson Sadayuki Eguchi. -- Lavras : UFLA, 2001.

85 p. : il.

Orientador: Elio Lemos da Silva.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

I. Geoestatística. 2. Infiltração. 3. Condutividade hidráulica. 4. Solo. 5. Várzea. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-631.587

-311.2

EDSON SADAYUKI EGUCHI

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DE
UM SOLO HIDROMÓRFICO NO MUNICÍPIO DE LAVRAS-MG**

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

APROVADA em 10 de julho de 2001

Prof. Dr. Antônio Marciano da Silva	UFLA
Prof. Dr. Marcelo Silva de Oliveira	UFLA
Prof. Dr. Mozart Martins Ferreira	UFLA

Elio Lemos da Silva

Prof. Dr. Elio Lemos da Silva
UFLA
(Orientador)

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL

A DEUS,

por sempre iluminar o meu caminho,

OFEREÇO

Aos meus pais, Mituro e Nobuco, pelo amor sempre pleno,

A Cláudia Harumi Nishida e família,

Aos meus irmãos,

Aos meus amigos,

A todos aqueles que acreditaram,

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus Pai, presente em todos os momentos, pela fé, pela saúde, pela esperança e pela alegria de viver.

Ao Professor Dr. Elio Lemos da Silva pela orientação e amizade.

Ao Professor Dr. Marcelo Silva de Oliveira, pela co-orientação e pelo apoio oferecido.

Aos colegas, professores e funcionários do Departamento de Engenharia da UFLA, por todas as colaborações.

Aos colegas e funcionários do Laboratório de Hidráulica da UFLA, pela ajuda prestada durante a realização do trabalho.

À Universidade Federal de Lavras e ao Departamento de Engenharia pela oportunidade de realização do curso.

Aos colegas de curso, pelo convívio e amizade.

À CAPES, pela concessão da bolsa durante a realização do curso.

A todos que colaboraram para que este trabalho fosse realizado.

SUMÁRIO

	Páginas
RESUMO.....	i
ABSTRACT	ii
1 INTRODUÇÃO	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO	4
2.1 Aspectos gerais.....	4
2.2 Atributos físico-hídricos do solo	5
2.3 Infiltração e a irrigação por superfície	8
2.4 Condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) "in situ" (permeâmetro de Guelph).....	13
2.5 Estatística clássica	14
2.6 Teoria das variáveis regionalizadas (geoestatística).....	19
2.6.1 Semivariograma.....	23
2.6.2 Ajuste do semivariograma.....	26
2.7 Variabilidade espacial em solo.....	30
2.7.1 Plano amostral	30
2.8 Variabilidade espacial dos atributos de solo e a irrigação	32
3 MATERIAL E MÉTODOS	37
3.1 Localização e clima do município	37
3.2 Característica da área em estudo	37
3.3 Amostragem	38
3.3.1 Condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) e velocidade de infiltração básica (I).....	40
3.3.2 Textura do solo e densidade de partícula (D_p).....	42
3.3.3 Outros atributos	43

3.4	Análise estatísticas.....	43
3.4.1	Análises descritivas e inferências da estatística clássica.....	44
3.4.2	Aplicação da teoria das variáveis regionalizadas	44
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	46
4.1	Análise descritiva e inferências clássicas.....	47
4.1.1	Condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) e velocidade de infiltração básica (I).....	47
4.1.2	Textura do solo e densidade de partícula (D_p).....	52
4.1.3	Outros atributos	57
4.2	Análise da variabilidade espacial por meio de semivariogramas	63
4.2.1	Condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) e velocidade de infiltração básica (I).....	63
4.2.2	Textura do solo e densidade de partícula (D_p).....	66
4.2.3	Outros atributos	70
5	CONCLUSÕES	77
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	78

RESUMO

EGUCHI, EDSON SADAYUKI. Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no município de Lavras-MG. Lavras: UFLA, 2001. 85p. (Dissertação - Mestrado em Engenharia Agrícola/Irrigação e Drenagem)*

Com o objetivo de identificar a variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos de um solo aluvial, realizou-se uma amostragem sistemática ao longo de uma transeção de 100m de comprimento com espaçamentos regulares entre pontos variando de 0,25m a 20,00m, totalizando 51 pontos amostrais. Em cada ponto amostral foram feitas medições "in situ" da condutividade hidráulica do solo saturado e da velocidade de infiltração básica, por meio do permeâmetro de Guelph e retiradas amostras para determinação em laboratório dos demais atributos de solo. Amostras deformadas foram utilizadas para a análise granulométrica e de densidade de partícula. Amostras indeformadas foram utilizadas para determinação da densidade do solo, poros bloqueados, macroporosidade, microporosidade, volume total de poros calculado e volume total de poros determinado. Foram utilizados métodos da estatística clássica e da geoestatística na caracterização da variabilidade pelo coeficiente de variação e da estrutura de variabilidade espacial pelo semivariograma. Os atributos mais variáveis foram a condutividade hidráulica do solo saturado e a velocidade de infiltração básica, sendo influenciados por inúmeros parâmetros e que apresentaram um ajuste de modelo esférico e exponencial com alcance de 4,00m e 16,00m, respectivamente. O atributo que apresentou a maior dependência espacial foi o teor de argila, com 49,50m de alcance. A menor dependência espacial identificada foi para a macroporosidade com alcance de 2,00m apenas. A estrutura de variabilidade espacial de 16,00m da velocidade de infiltração básica permite a divisão da transeção em subseções, para fins de manejo e amostragem de solo. Os resultados, de modo geral, mostram que em solo aluvial os atributos físico-hídricos são espacialmente dependentes mesmo em transeção paralela ao curso d'água considerada sujeita a condições semelhantes de sedimentação de partículas.

* Comitê Orientador: Elio Lemos da Silva - UFLA (Orientador), Marcelo Silva de Oliveira - UFLA (Co-orientador).

ABSTRACT

EGUCHI, Edson Sadayuki. **Spatial variability of a hydromorphic soil water properties in Lavras-MG.** LAVRAS: UFLA, 2001. 85p. (Thesis - Master of Science in Agricultural Engineering/Irrigation and Drainage)*

It was carried out a study with the objective of identifying spatial variability of water soil properties in a hydromorphic soil, using the classic statistics and the geostatistics in the characterization of the variability. It was done determination *in situ* in 51 samples points with regular spacing along of a 100 meters long transect. Measurements of saturated soil hydraulic conductivity and final constant infiltration rate were done, by using Guelph permeameter, before taking soil samples for determination of other soil attributes in laboratory. Disturbed samples were used for the particle-size distribution and particle density analysis. Undisturbed samples were used for determination of bulk density, blocked pores, macro porosity and micro porosity and total volume of pores. The most variable attributes were the saturated soil hydraulic conductivity and final constant infiltration rate that presented an adjustment of spherical and exponential model with range of 4,00m and 16,00m, respectively. The attribute that presented the largest spatial dependence was the clay with 49,50m of range. The smallest spatial dependence identification was for the macro porosity with 2,00m of range. The structure of space variability of 16,00m of the final constant infiltration rate allows the division of the transect in subsection, for handling ends and soil sampling. The results, in general, show that in hydromorphic soil the water soil properties are actually spatial dependent even in a transect parallel to a small river considered subject to similar conditions of particles sedimentation.

* Guidance Committee: Elio Lemos da Silva - UFLA (Adviser), Marcelo Silva de Oliveira - UFLA.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil, por ser um país muito extenso, apresenta uma grande diversidade de clima, solo e sistemas agrícolas. Também existem diferentes métodos e sistemas de irrigação e de irrigantes de diversos portes, em aproximadamente 2,87 milhões de hectares irrigados. O método de irrigação por superfície continua a ser o mais utilizado no país, com cerca de 1,7 milhão de hectares, 59% predominantemente nas regiões norte e sul, enquanto a irrigação por aspersão com 1,0 milhão de hectares 35% prevalece nas demais regiões. A irrigação localizada ocupa de menor área, com cerca de 176 mil hectares 6% em fase de crescimento, especialmente nas regiões nordeste e sudeste e cinturões verdes das cidades de maior porte (Christofidis, 1999).

As várzeas, com 30 milhões de hectares irrigáveis, dos quais 10 milhões estão próximos aos dos grandes centros, constituem um comprovado potencial para exploração. Devido à sua origem diversa quanto à granulometria, à composição mineralógica e ao conteúdo de matéria orgânica, estes solos apresentam, normalmente, grande variação, com diferentes limitações e aptidão de uso. Este fato, aliado à falta de informações sobre suas propriedades e características, tem comprometido o sucesso da incorporação destas áreas para a produção de alimentos e expansão do meio urbano (Machado, 1994).

Na busca de maior eficiência de uso e manejo racional do solo para o aumento da produtividade, o estudo das características e propriedades que influem no comportamento da água no solo tem um papel importante no desenvolvimento de projetos de irrigação e drenagem, bem como na recomendação para um manejo eficiente da água.

Embora o método de irrigação por superfície seja o mais comum e mais antigo que se tem notícia, há milhares de anos vem sofrendo aperfeiçoamentos

cada vez mais promissores. A essência dos métodos modernos de irrigação consiste no controle da água para tornar mais eficiente o seu uso, bem como no trabalho humano, evitando os perigos de alagamento, salinidade do solo e contaminação do lençol freático (Withers e Vipond, 1977).

A irrigação por superfície envolve inúmeros atributos físico-hídricos, devido ao fato de a condução da água de irrigação ocorrer sobre a superfície do solo ao mesmo tempo que a infiltração de água se processa. O planejamento, a escolha e o manejo eficiente de uma sistema dependem em grande extensão, do conhecimento antecedente das características e propriedades físico-hídricos do solo, de tal forma que a sua determinação deve ser feita "in situ", com amostragem realmente representativa e com um mínimo possível de erro.

A variabilidade espacial das características e propriedades do solo vem sendo uma das preocupações na ciência do solo desde o início do século vinte. No Brasil ainda são poucos os trabalhos desenvolvidos nesta área. A variabilidade espacial do solo, quando não é bem observada, pode comprometer o planejamento do seu uso e manejo, a eficiência de projetos de irrigação e drenagem e a conservação do solo.

A grande variabilidade do solo, relacionada com o processo de infiltração de água, sempre foi objeto de estudo entre os pesquisadores que trabalham em irrigação, principalmente de superfície. Futuramente, porém, é certo que a variabilidade espacial despertará uma atenção maior, em especial na área ambiental, que envolve água e solo.

Neste trabalho, utilizam-se métodos da estatística clássica e da geoestatística em estudos físico-hídricos de um solo aluvial. De maneira geral, três objetivos foram delineados. O primeiro foi apresentar o comportamento das características e propriedades ao longo de uma transeção paralela ao curso d'água. O segundo foi mostrar aplicação da estatística clássica e da geoestatística ao conjunto de dados, relacionando a irrigação por superfície. O terceiro foi

discutir os diversos dados, compreendendo a sua estrutura de variabilidade e definindo algumas estratégias de manejo deste solo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Aspectos gerais

O solo e a água são recursos de difícil renovação num curto prazo, distribuídos de forma desigual pelas regiões geográficas. A degradação do solo, apesar de suas características de resiliência, é um problema grave, particularmente nas regiões tropicais e subtropicais, devido ao progressivo aumento da pressão demográfica, ao cultivo de terras marginais, ao uso e manejo incorreto do solo e água e ao esgotamento de sua fertilidade (Lal, 1999).

Os solos de várzea têm um comprovado potencial nas questões agrícolas, com 13,5 milhões de hectares na incorporação de novas áreas ao sistema produtivo e em meio urbano na ampliação de sua zona (Christofidis, 1999). Devido à complexidade de sua formação sedimentar, torna-se imprescindível um estudo inicial de suas propriedades e características físicas, principalmente com relação ao movimento de água no solo, para fins de eficiência de projetos de irrigação, drenagem e conservação, sem comprometer o planejamento do uso e manejo do solo e visando à otimização dos recursos hídricos ali existentes.

O solo apresenta uma heterogeneidade natural, a qual pode ser agravada pela ação do homem. Uma das principais limitações para a utilização dos atributos de solo-água é esta variabilidade espacial e temporal. Embora seja uma tarefa muitas vezes trabalhosa, é fundamental que se dedique boa parte do tempo à obtenção e entendimento dos dados, que são de interesse fundamental para o planejamento dos sistemas de irrigação.

O processo de irrigação por superfície requer múltiplas análises de dados de campo, na tentativa de definir um valor ótimo como parâmetro de projeto.

Segundo Strelkoff e Clemmens (1994), o grande número de variáveis independentes causa a perda de um entendimento do processo. Segundo Cressie (1993), a geoestatística chega modelando duas partes, a função da distribuição dos valores medidos e as suas relações espaciais, que diminuem o número de dados e aumentam a percepção em campo.

Para o estudo da variabilidade espacial podem-se utilizar duas metodologias que diferem basicamente na forma de análise da variação de dados, a estatística clássica e a geoestatística. Segundo Cressie (1993), estatística clássica requer para a sua aplicação, assumir algumas hipóteses básicas, como a independência entre observações e distribuição normal dos dados. Segundo Sales (1992), a geoestatística permite a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade espacial, dentro do espaço de amostragem. Juntas, a estatística clássica e a geoestatística são ferramentas poderosas nas análises dos atributos físico-hídricos do solo, podendo auxiliar na compreensão e definição de estratégias para fins de projeto e manejo da irrigação e drenagem.

2.2 Atributos físico-hídricos do solo

A partir do momento em que o solo começa a ser formado, até que o mesmo atinja um estado de equilíbrio dinâmico, a variabilidade espacial dos atributos físicos, químicos, biológicos, morfológicos e mineralógicos começa a existir, sendo mais acentuada nos solos mais jovens (Resende, Curi e Santana, 1988). Segundo Machado (1994), se essa variação não for corretamente observada, pode comprometer o planejamento do manejo do solo, bem como a eficiência de projetos de irrigação, de drenagem e de conservação do solo, influenciando nos resultados de pesquisa. Segundo Webster e Olivier (1990), a dependência espacial das características e propriedades do solo pode ser avaliada

e modelada por meio de ferramentas derivadas da teoria das variáveis regionalizadas.

Segundo Nielsen, Biggar e Ehr (1973), áreas aparentemente uniformes podem apresentar grande variação, seja qual for o atributo analisado, sendo necessária uma correlação entre os parâmetros da água no solo, a densidade aparente e o tamanho de partículas. Ainda, segundo os autores, não deve haver um estudo isolado da condutividade hidráulica em relação às demais propriedades físicas do solo, devido à grande dependência que existe entre elas.

Segundo ABID (1978), a condutividade hidráulica saturada representa a vazão da água através de uma unidade de seção transversal de solo, sobre gradiente hidráulico unitário, a uma determinada temperatura. Segundo Queiroz (1995), este é um dos principais parâmetros utilizados no cálculo do espaçamento entre linhas de drenos, seja ela para condições de fluxo em regime permanente ou variável. Segundo Guimarães (2000), associada a outras propriedades, a condutividade hidráulica saturada é de fundamental importância no planejamento do uso agrícola dos solos.

A infiltração é a passagem de água da superfície para o interior do solo, movendo-se para baixo através dos vazios, sob a ação da gravidade (Bernardo, 1989). É um processo que depende fundamentalmente da água disponível para infiltrar, da natureza do solo, temperatura, cobertura vegetal, do estado de sua superfície e das quantidades de água e ar, inicialmente presentes no seu interior. Segundo Tucci (1993), à medida que a água infiltra pela superfície, as camadas superiores do solo vão se umedecendo de cima para baixo, alterando gradativamente o perfil de umidade. Enquanto há aporte de água, o perfil de umidade tende à saturação em toda a profundidade, sendo a superfície, naturalmente, o primeiro a se saturar.

Segundo Purcino (1983), quanto maior o conteúdo de água no solo, menor será a taxa de infiltração (I) e mais rapidamente será atingida a

velocidade de infiltração básica (VIB), que é geralmente independente do teor inicial de água no solo. A infiltração de água, em solo inicialmente seco, ocorre sob a ação combinada dos gradientes de altura da gravidade e da sucção mátrica. À medida que a umidade se aprofunda no solo, o gradiente médio de sucção mátrica diminui, até que, eventualmente, este se torna desprezível, deixando o gradiente constante de gravidade como a única força remanescente para movimentar a água verticalmente para baixo. Como o gradiente da altura gravitacional é igual à unidade, o fluxo tende a se igualar-se com a condutividade hidráulica. Em solo uniforme, sob prolongado encharcamento, o teor de água da zona umedecida aproxima-se da saturação e, portanto, o regime final de infiltração aproxima-se da condutividade hidráulica da saturação.

Segundo Dias, Bertoni e Bastos (2000) e Ferreira et al. (2000), a textura do solo constitui-se numa das características físicas mais estáveis e representa a distribuição quantitativa das partículas do solo quanto ao tamanho (argila, areia e silte), sendo considerada elemento de grande importância na decisão, identificação e classificação do solo.

Segundo Reichardt (1985), a densidade de partícula de um solo expressa a relação entre a massa de partículas sólidas e o volume ocupado pelas mesmas e, como depende de sua constituição mineral, varia relativamente pouco de um solo para outro. Já a densidade de solo é considerada uma propriedade do solo e relaciona a massa de partículas sólidas ao volume total do solo, levando em consideração o volume de vazios, ou seja, os espaços que podem estar ocupados por água e/ou ar, portanto, um índice do grau de compactação do solo. Segundo o mesmo autor, a densidade do solo, para um solo arenoso, oscila entre 1,40 g/cm³ a 1,80 g/cm³ e para solo argiloso entre 0,90 g/cm³ a 1,60 g/cm³.

Segundo Queiroz (1995), a relação de poros existentes em um dado volume do solo é chamada de porosidade total, a qual está diretamente relacionada com o tamanho de suas partículas sólidas e podem ser classificadas

em macro e microporosidade. Segundo Oliveira (1968), utiliza-se como limite de separação entre a macro e microporosidade uma tensão de 6 kPa, a qual corresponde aos poros com diâmetros da ordem de 50 μm .

A porosidade do solo está relacionada com sua textura, estrutura e teor de matéria orgânica. Solos de textura fina possuem maior volume total de poros (VTP) e seu alto volume de microporos lhe confere boa retenção de umidade e menor drenagem. Apesar de um solo arenoso apresentar porosidade total relativamente reduzida, a movimentação da água e do ar é mais rápida devido ao predomínio de macroporos, que permitem maior movimento da água e do ar (Buckman e Brady, 1989).

2.3 Infiltração e a irrigação por superfície

A infiltração de água no solo é um dos processos mais importantes na irrigação. A irrigação por superfície caracteriza-se pela distribuição e condução de água, feita diretamente sobre a superfície do solo. Durante o processo de infiltração, a água pode ser acumulada, acumulada e movimentada e ou somente movimentada sobre a superfície do solo (Bernardo, 1989).

Irrigação por sulco consiste na condução de água em pequenos canais ou sulcos situados paralelamente às fileiras das plantas, durante o tempo necessário para que a água infiltre ao longo do sulco em quantidade suficiente para umedecer o solo na zona radicular da cultura. Em contraste com outros métodos, molha de 30% a 80% da superfície total, diminuindo as perdas por evaporação, reduzindo a formação de crostas na superfície dos solos argilosos e tornando possível cultivar o solo e realizar colheitas após a irrigação. Adapta-se à maioria das culturas, principalmente às cultivadas em fileiras como as olerícolas, milho, feijão, algodão e as frutíferas.

Irrigação por faixa é aquela em que a aplicação de água é realizada por meio de faixas de terreno compreendidas entre diques paralelos que possuem pouca ou nenhuma declividade transversal, mas determinada declividade longitudinal que determinará a direção do movimento da água sobre a faixa. É um método de irrigação que se adapta melhor às culturas que cobrem toda a superfície do solo, tais como, pastagens, alfafa, capineiras e algumas culturas em fileiras.

Um processo descritivo de irrigação por superfície pode ser caracterizado por quatro fases: avanço, reposição, depleção e recesso (Figura 1).

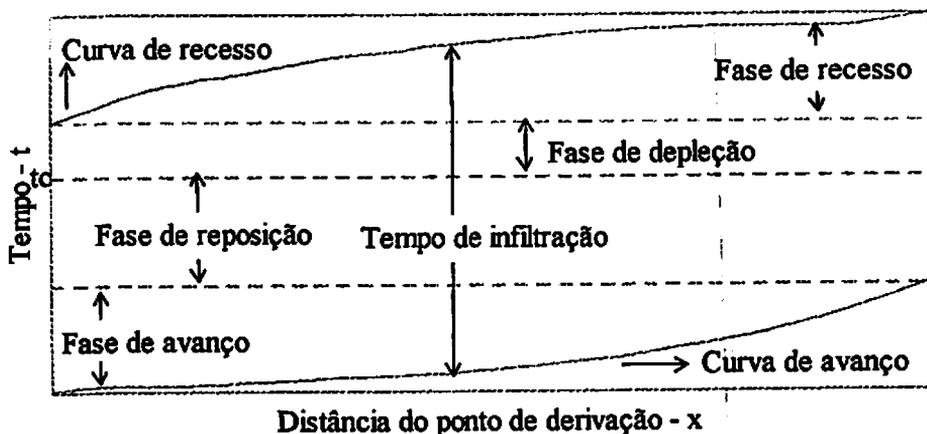


FIGURA 1. Fases características de processo típico de irrigação por superfície.

Segundo Scaloppi (1986), o início da fase de avanço coincide com o próprio início da irrigação, no momento em que a vazão é derivada à parcela a ser irrigada e prolonga-se até que a frente de avanço atinja a extremidade final dela. Nesse instante, verifica-se a ocorrência de deflúvio superficial nessa extremidade, o que pode ou não ser caracterizado como perda de água, dependendo de sua eventual reutilização para irrigação. Esta fase, aqui identificada por reposição, deve prolongar-se até que a quantidade de água requerida tenha sido reposta ao solo, por infiltração, em considerável extensão

da parcela irrigada. Esta condição determina o encerramento da aplicação de água à parcela, terminando assim a fase de reposição e iniciando-se a fase de depleção. Esta, quase sempre, apresenta curta duração, encerrando-se no momento em que a lâmina de água no ponto de derivação é removida da superfície, por escoamento superficial e infiltração, quando tem início a fase de recesso. O deslocamento de uma ou mais frentes recessivas em toda extensão molhada, até que nenhuma lâmina de água ocorra na superfície, define a fase de recesso e o final do processo de irrigação.

A infiltração ocorre em todas as fases do processo, mas apenas nas fases de reposição e depleção é que a infiltração ocorre em todo o comprimento. A lâmina infiltrada ao longo do sulco é função do tempo de oportunidade de infiltração em cada ponto. O tempo de oportunidade de infiltração é a diferença, em tempo, entre a curva de recessão e a curva de avanço, nos diversos pontos ao longo do sulco (Bernardo, 1989).

Segundo Resende e Scaloppi (1985), as características da infiltração de água no solo constituem um dos principais atributos requeridos no dimensionamento, operação, manejo e avaliação de sistemas de irrigação superficial. Segundo Walker e Skogerboe (1984), a infiltração é de difícil determinação por causa de sua variabilidade espacial e temporal.

A medição da infiltração no campo pode ser feita por diversos métodos, com fluxo superficial e sem fluxo superficial. Entretanto, a seleção do método mais adequado depende principalmente dos objetivos do trabalho e do tipo de irrigação a ser utilizado. Segundo Scaloppi (1986), a determinação das características de infiltração do solo deve ser efetuada por métodos simples e capazes de fornecer resultados representativos. Para tanto, recomenda-se adotar métodos cuja determinação baseia-se em condições semelhantes às observadas durante o desenvolvimento normal das irrigações, relativamente ao teor médio de água no solo, à vazão adotada e ao período de determinações. Porém, o

comprimento da parcela é definido com relação a alguns atributos que desconsideram a variabilidade espacial do solo.

Segundo Bernardo (1989), o método baseado na determinação das vazões de entrada e saída em um segmento de sulco consiste em colocar dois medidores afastados, em função da textura do solo. Para solos arenosos e argilosos os medidores devem estar afastados em, no máximo, de 20m e 40m de distância, respectivamente. O primeiro medidor de vazão deve ser instalado no ponto de derivação de água e o segundo no ponto de determinação de vazão de saída. A vazão derivada ao sulco deve ser mantida constante durante todo o processo de realização do teste e quando as leituras da vazão de entrada e saída forem constantes, a área experimental atingiu a velocidade de infiltração básica.

Resende e Scaloppi (1985) avaliaram experimentalmente as características de infiltração de água em sulcos, utilizando os métodos de balanço volumétrico e da vazão de entrada e saída, com espaçamento de 20m, entre o ponto de derivação de água e o ponto de determinação da vazão de saída. Bautista e Wallender (1985) utilizaram sulcos infiltrômetros de 1m para caracterização da variabilidade espacial da infiltração em sulcos de irrigação. Testezlaf (1988) utilizou um infiltrômetro recirculante para avaliação das características de infiltração em irrigação por sulcos, com comprimento da seção de teste variando de 3m a 5m, dependendo da infiltração de água no solo.

Embora a irrigação por superfície seja o mais comum e mais antigo método de irrigação de que se tem notícia, é também o que apresenta menores níveis de desempenho. Segundo Azevêdo (1989), provavelmente a principal razão seja a grande variabilidade espacial e temporal das características de infiltração de água no solo. O processo de infiltração, que segue uma função não-linear, é afetado pelas mudanças anuais nos atributos físico-hídricos da área de cultivo, pelos tratos culturais em si e por outros fatores complementares.

Segundo Zapata e Playán (2000), a caracterização espacial das propriedades físicas do solo poderia melhorar na avaliação do desempenho da irrigação por superfície. Para Bautista e Wallender (1985), em todas as avaliações de irrigação por superfície deveriam ser incluídas as características de variabilidade espacial de infiltração.

Or e Walker (1996) salientam a importância da uniformidade e da eficiência de irrigação em impacto ambiental. Segundo estes autores, o principal fator a afetar a uniformidade da irrigação por sulcos é a trajetória de avanço. Consideram ainda a importância de se complementar os muitos trabalhos desenvolvidos na modelagem desse fenômeno com a variabilidade dos parâmetros de infiltração de água no solo. Por fim, descrevendo as propriedades do solo por meio de suas funções de covariância espacial, os autores desenvolveram ferramentas úteis ao dimensionamento de sistemas de irrigação, com vistas à otimização da uniformidade de irrigação.

Segundo Trout (1990), é habitual fixar tempos iguais de vazão de entrada para o mesmo comprimento de sulco. Trout e Mackey (1988), medindo o CV da vazão de alimentação em sulcos, encontraram uma variabilidade de 15% para tubos de sifão, 25% para tubos perfurados e 29% para alimentação com técnicas de aplicação de água através de canais. Esta variabilidade de alimentação de água, combinada com a variabilidade na taxa de infiltração de um sulco para outro, causa, de antemão, uma variação no fluxo de água, acarretando diferentes tempos de oportunidade de infiltração, podendo ou não ocorrer perdas por escoamento no final do sulco.

A variabilidade espacial é uma característica da maioria dos fenômenos naturais, podendo-se incluir entre eles os parâmetros relacionados com o movimento de água no solo (Queiroz, 1995). O estudo do processo de infiltração de água no sulco é um dos atributos mais importantes no início de um projeto de irrigação por superfície. Esse processo afeta não apenas a quantidade de água

que infiltra no sulco mas também o avanço da água no mesmo (Walker e Skogerboe, 1984).

2.4 Condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) "in situ" (permeâmetro de Guelph)

Segundo Reynolds e Zebchuk (1996), infiltração, drenagem e contaminação do solo por produtos químicos são fortemente influenciadas pela magnitude e distribuição espacial da condutividade hidráulica do solo saturado (K_o). O método do permeâmetro de Guelph, mostra-se como um dos meios mais efetivos de medição de K_o e sua distribuição, mas a sua precisão para solos com textura de média à fina ainda não foi bem estabelecida.

A determinação de K_o com o permeâmetro de Guelph está baseada na suposição do regime estacionário da velocidade de infiltração básica tridimensional de um orifício cilíndrico perfurado no solo (Reynolds e Elrick, 1985). Segundo Gupta et al. (1993), o permeâmetro funciona com o princípio de "Mariotte", fornecendo água sob carga constante através de dois tubos concêntricos. O tubo interno "ar-inlet" provê o ar e os tubos externos servem como reservatório e de saída de água.

Segundo Reynolds e Elrick (1985), o permeâmetro de Guelph utiliza, para as medições "in situ" de K_o e fluxo matricial (ϕ_m), um raio de 0,02m a 0,03m. Segundo Reynolds e Zebchuk (1996), a abertura do poço no solo com baixa umidade (abaixo da capacidade de campo) reduz a compactação das paredes.

Gupta et al. (1993) realizaram um estudo comparativo em campo da medida de condutividade hidráulica saturada utilizando quatro métodos. Verificaram que as médias de condutividade hidráulica saturada obtidas pelo método dos anéis concêntricos e pelo permeâmetro de Guelph foram

estatisticamente iguais, assim como para o simulador de chuva e o infiltrômetro de Guelph. Entretanto, os dois grupos se diferenciaram entre si. Concluíram também os autores que o permeâmetro de Guelph e o infiltrômetro de Guelph necessitam de maior número de amostras para a estimativa da média com determinada precisão, quando comparados com o infiltrômetro de anéis e o simulador de chuvas. Isto se deve ao fato de que aqueles métodos apresentam maior coeficiente de variação em relação aos dois últimos.

Reynolds e Zebchuk (1996), comparando duas técnicas de medições da condutividade hidráulica em um solo argiloso, numa malha de 68 pontos, concluíram que os métodos (permeâmetro de Guelph e "auger hole") fornecem resultados equivalentes, com média geométrica semelhante ($P < 0,001$) e semivariograma similar, com o mesmo ajuste de modelo exponencial e alcance variando de 17,50m e 20,90m. Os autores atribuíram estes resultados à estabilidade estrutural do local.

Diante do exposto se verifica que os parâmetros envolvidos na irrigação e drenagem relativos à água e ao solo, exibem um comportamento variável no espaço e no tempo, requerendo uma boa análise estatística para interpretação dos dados, seja ela por meio de técnicas estatísticas descritivas gerais ou espaciais.

2.5 Estatística clássica

A estatística clássica assume que um valor medido é em parte explicado por uma média e em parte pela variação ao acaso. Como representado por Trangmar, Yost e Uehara (1985), o valor realizado z de uma propriedade Z é medido em uma posição x da área e pode ser representado por:

$$z(x) = m + e(x) \quad (1)$$

em que m é a média populacional ou a esperança de Z e $e(x)$ são os desvios dos valores em torno da média, assumidos como sendo independentes e com distribuição normal de média zero e variância σ^2 .

Segundo Gonçalves (1997), assumindo essas hipóteses (corroborada por uma distribuição de frequência da propriedade Z aproximadamente normal), a média aritmética dos dados amostrais é adotada como sendo bom estimador da posição central dos valores da população. A média é então tomada como estimativa da propriedade em locais não amostrados, tomando necessário identificar o nível de precisão dessa média como estimador. Para tanto, têm sido utilizadas estatísticas que quantificam a dispersão dos dados em torno da média, como o desvio padrão, o coeficiente de variação ou os limites de confiança para a média.

Libardi et al. (1996) caracterizaram a variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico em que a análise dos dados foi efetuada em duas etapas: na primeira, o resumo estatístico para conhecer as medidas de posição e dispersão dos dados; na segunda, a análise exploratória dos dados partindo de uma depuração que deu mais confiabilidade à análise da variabilidade com base nas medidas de posição e dispersão.

Dentro do exposto, a estatística clássica contribui com duas medidas: a de posição ou de tendência central e a de dispersão dos dados. Segundo Fonseca e Martins (1993), as medidas de posição são utilizadas para representar um determinado fenômeno por meio de valores, em torno dos quais tende a haver uma maior concentração dos dados observados.

Segundo García (1997), as medidas de posição usuais nos estudos de solo são: moda, a média aritmética (Equação 2) e a mediana (Equação 3). Segundo Costa Neto (1990) e Libardi et al. (1996), se os valores das três medidas coincidem, tem-se uma distribuição simétrica. Outra medida de posição

bastante utilizada, em dados de distribuição lognormal, é a média geométrica, (Equação 4).

mod = valor mais freqüente

$$m = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (2)$$

$$md = \frac{1}{2} [x_k + x_{k+1}] \quad (3)$$

$$mg = \sqrt[n]{x_1 \cdot x_2 \cdot x_3 \cdot \dots \cdot x_n} = \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\frac{1}{n}} \cong \exp(\bar{y}) \quad (4)$$

em que x_i é o i -ésimo valor observado; x_k e x_{k+1} é o intervalo que contém o ponto mediano dos dados ordenados; n é número de dados; $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ são valores desde $i=1$ até n e \bar{y} é média aritmética dos valores com transformação logarítmica neperiana.

Segundo Libardi et al. (1996), as medidas de dispersão ou variabilidade são a amplitude total (Equação 5), desvio padrão (Equação 6), o coeficiente de variação (Equação 7), a assimetria (Equação 8) e a curtose (Equação 9).

$$R = x_{\text{máx}} - x_{\text{mín}} \quad (5)$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m)^2}{(n - 1)}} \quad (6)$$

$$CV(\%) = \frac{s}{m} \cdot 100 \quad (7)$$

$$b_1 = \frac{m_3}{m^2} \quad (8)$$

$$b_2 = \frac{m_4}{m^2} \quad (9)$$

em que x_{\max} e x_{\min} correspondem aos valores máximos e mínimos dos dados e s^2 , m_3 e m_4 são, respectivamente, o segundo, terceiro e quarto momentos centrados na média.

A utilização de várias medidas de dispersão tem diversas razões que são amplamente explicadas (Libardi et al., 1996). Após a ordenação dos conjuntos de dados, obtém-se a amplitude total R , cuja conveniência de utilização está ligada à simetria da distribuição ou à presença de dados periféricos. O desvio-padrão (s) é particularmente recomendável como estatística de avaliação da variabilidade, pois, embora seja obtido da variância dos dados (s^2), apresenta a variabilidade dos dados na unidade de medida original e não ao quadrado, facilitando a interpretação dos resultados. O coeficiente de variação (CV) tem a vantagem de apresentar a dispersão, independente das unidades de medidas envolvidas, permitindo, portanto, a comparação da dispersão entre diferentes variáveis. O coeficiente de curtose, uma vez verificada a simetria ou simetria admissível, completa a identificação da distribuição empírica como normal.

O coeficiente de variação (CV), por ser uma medida adimensional, tem sido bastante utilizado para expressar o grau de variabilidade de dados em estudo do solo. No entanto, para Dourado Neto (1989), o CV, a variância e a média de um conjunto de dados não dizem muita coisa por si só. Para o autor, é preciso compreender o fenômeno físico, ter noção de seu comportamento, conhecer as limitações dos instrumentos de medida e os conceitos estatísticos.

De acordo com Warrick e Nielsen (1980), conforme a propriedade do solo considerada, o coeficiente de variação pode variar de valores menores que 10% a maiores que 1000%. De modo geral, dados da densidade do solo e porosidade apresentam CV de até 10% (baixa variação), condutividade hidráulica saturada tem gerado CV com valores da ordem de 100% a 200% (alta variação), as frações granulométricas têm apresentado CV entre 10% a 100%,

enquanto valores de umidade, a uma dada tensão, tendem a fornecer valores de CV da ordem de 10% a 50%.

Nielsen, Biggar e Ehr (1973), ao avaliarem a magnitude da variabilidade de alguns atributos físicos do solo, concluíram que os valores de condutividade hidráulica e difusidade da água no solo apresentam distribuição log-normal. Em condições de saturação, os valores de condutividade hidráulica apresentam variação de 100% e, em condições de não saturação, podem apresentar variação de até 400%.

A alta variabilidade espacial de infiltração de água no solo sempre foi motivo de estudos (Vieira, Nielsen e Biggar, 1981; Sisson e Wierenga, 1981; Izadi e Wallender, 1985), os quais comumente encontraram CV variando entre 20% e 60%. Bautista e Wallender (1985) encontraram o CV do volume de água infiltrado e velocidade de infiltração final, com variações de 53% e 21% respectivamente, com teste de 180 minutos em subseções de 1m, ao longo de 30m de comprimento de sulco. Tarbonton e Wallender (1989) encontraram um CV de 24%, no cálculo da infiltração acumulada, medida em um grid retangular de 100 seções de sulcos bloqueados com 1 m de comprimento.

Nesta metodologia da estatística clássica, o coeficiente de variação (CV), que mede a variabilidade em relação à média, é a estatística que resume a variabilidade do atributo, não distinguindo o número de amostras e nem a sua posição espacial (Guimarães, 2000).

Segundo Libardi et al. (1986), a maioria dos métodos da estatística clássica (de Fisher) baseia-se em determinadas hipóteses que ocorrem na observância de alguns procedimentos generalizados, tais como: a seleção de um local típico ou representativo, a retirada de amostras ao acaso para minimizar o efeito de tendências e evitar locais espacialmente variáveis para evitar erros.

Segundo Trangmar, Yost e Uehara (1985), a estatística clássica assume que o valor médio de uma propriedade de solo em uma região amostrada é igual

ao valor da esperança em qualquer ponto dentro da região, com um erro de estimativa correspondente à variância dos dados amostrais. Isto corresponde a assumir que a variabilidade em torno da média é aleatória e independente da posição espacial dos valores amostrais. No entanto, Vieira, Nielsen e Biggar (1981) mostraram que a variabilidade de propriedades do solo é espacialmente dependente, ou seja, dentro de um certo domínio, as diferenças entre valores de uma propriedade do solo podem ser expressas como uma função da distância de separação entre estes pontos medidos.

Webster e Olivier (1990) afirmam que muitas propriedades do solo variam continuamente no espaço. Consequentemente, os valores em locais mais próximos entre si são mais semelhantes, até um determinado limite, correspondente ao domínio destas propriedades, que aquelas tomadas a maiores distâncias. Caso isto ocorra, os dados não podem ser tratados como independentes e um tratamento estatístico mais adequado será necessário.

2.6 Teoria das variáveis regionalizadas (geoestatística)

A geoestatística surgiu na África do Sul, quando Krige, em 1951 (citado por Webster e Olivier, 1990), trabalhando com os dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras. Matheron, baseado nessas observações, em 1963 e 1971, desenvolveu em Fontaineblau uma teoria, a qual chamou de Teoria das Variáveis Regionalizadas e que contém os fundamentos da geoestatística, isto é, os conceitos variável regionalizada, funções aleatórias e estacionaridade (Vieira, 2000).

Segundo Vieira (2000), para a posição fixa x_i , identificada por uma coordenada no espaço ou no tempo, cada valor medido da variável em estudo, $z(x_i)$ pode ser considerado como uma realização de certa variável aleatória,

$Z(x_i)$. O conjunto de variáveis aleatórias $\{Z(x_i), \text{ para todo } x_i \text{ dentro de } S\}$, é denominado função aleatória e é simbolizado por $Z(\cdot)$ (Journel e Huijbregts, 1991). De acordo com Isaaks e Srivastava (1989), assume-se que a dependência espacial nesta função aleatória é especificada por algum mecanismo probabilístico.

De acordo com Ribeiro Junior (1995), a geoestatística é constituída com base em conceitos básicos de estatística, em particular de processos estocásticos (ou função aleatórias), em especial medidas de covariâncias, correlações e de semivariância, as quais assumem papel fundamental na análise.

Antes de qualquer aplicação da teoria, torna-se indispensável o conhecimento de algumas de suas hipóteses em relação a estacionaridade do fenômeno estudado, considerando que os dados são uma realização de um processo estocástico.

Hipótese de estacionaridade de ordem 1:

Segundo Trangmar, Yost e Uehara (1985), a estacionaridade de primeira ordem é definida como sendo a hipótese de que o momento de primeira ordem da distribuição da função aleatória $Z(\cdot)$ é constante em toda a área.

Considere uma variável aleatória $Z(x_i)$ no ponto x_i . Se a função de distribuição de $Z(x)$ tem uma esperança, então esta esperança geralmente é uma função de x , constante $\forall x$ escrita como:

$$E\{Z(x_i)\} = m(x_i) = m \quad (10)$$

em que m é estimada pela média dos valores amostrais.

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

$$E[Z(x_i) - Z(x_i + h)] = 0 \quad (11)$$

Hipótese de estacionaridade de ordem 2:

Considera-se que a função aleatória $Z(\cdot)$ é estacionária de ordem 2, se as seguintes condições são satisfeitas:

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

$$E\{Z(x_i)\} = m, \forall x_i \in S \quad (12)$$

(Esta é a estacionaridade de ordem 1)

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

$$Cov(h) = E\{Z(x_i)Z(x_i+h)\} - m^2, \forall x_i \in S \quad (13)$$

Segundo Journel e Huijbregts (1991), a estacionaridade da covariância implica na estacionaridade da variância e do variograma e as relações são evidentes:

$$Var\{Z(x_i)\} = E\{[Z(x_i) - m]^2\} = Cov(0), \forall x_i \in S \quad (14)$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2}E\{[Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2\} = Cov(0) - Cov(h), \forall x_i \in S; \quad (15)$$

A Equação 14 indica que, sob a hipótese de estacionaridade de ordem 2, a covariância $Cov(h)$ e o variograma $2\gamma(h)$ são duas ferramentas equivalentes para caracterizar a autocorrelação entre duas variáveis $Z(x_i+h)$ e $Z(x_i)$ separadas por uma distância h , podendo definir uma terceira ferramenta (correlograma):

$$\rho(h) = \frac{Cov(h)}{Cov(0)} = 1 - \frac{\gamma(h)}{Cov(0)} \quad (16)$$

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

Hipótese intrínseca:

A hipótese de estacionaridade de ordem 2 implica a existência de uma variância finita de valores medidos, $Var\{Z(x_i)\} = Cov(0)$. Esta hipótese pode

não ser satisfeita para alguns fenômenos físicos que têm a capacidade infinita de dispersão. Para tais situações aplica-se a hipótese intrínseca menos restritiva. Uma função aleatória é dita intrínseca quando:

i) a expectativa matemática $E\{Z(x_i)\}$ existe e não depende de sua posição x :

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

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

$$\text{Var} \{Z(x_i)-Z(x_i+h)\} = E\{[Z(x_i)-Z(x_i+h)]^2\} = 2\gamma(h), \forall x_i \in S \quad (17)$$

Journel e Huijbregts (1991) salientam que a hipótese intrínseca simplesmente é a hipótese estacionária de ordem 2 das diferenças $[Z(x_i)-Z(x_i+h)]$ e, em termos físicos, significa que dentro de uma região S , a estrutura de variabilidade entre dois pontos medidos, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$ é constante e independe de x . Isto seria verdade se, dentro de toda a região amostrada, S fosse homogêneo.

Como em cada posição x usualmente tem-se apenas uma realização da variável aleatória, apenas um par de valores $[Z(x_i), Z(x_i+h)]$ existe para cada posição x . Para contornar esse problema, segundo Journel e Huijbregts (1991), é introduzida a hipótese intrínseca, segundo a qual a função de semivariância é função apenas do vetor de separação h e não da localização na região. Isto torna possível estimar a semivariância $\gamma(h)$ partindo dos dados disponíveis, definindo-se um estimador $\gamma^*(h)$ igual à média aritmética das diferenças quadradas entre dois valores experimentais $[Z(x_i), Z(x_i+h)]$, em todos os pontos separados pela distância h :

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (18)$$

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por uma vetor h .

2.6.1 Semivariograma

O sentido físico do semivariograma $\gamma(h)$ pode ser percebido quando se analisa a sua definição: ele mede a variabilidade das diferenças entre as realizações da variável aleatória de interesse, de tal maneira que quanto menor a semivariância, menor a variação dessas diferenças. A compreensão deste fato pode ser melhorada quando se considera um conjunto de processos estocásticos que satisfazem à hipótese intrínseca: o conjunto dos processos estacionários de ordem 2 ou estacionário com respeito à covariância: i) $E[Z(x_i)] = m; \forall x_i \in S$ e ii) $Cov[Z(x_i), Z(x_i+h)] = Cov[(Z(x_i), Z(x_i+h))] = Cov[Z(x_i) - Z(x_i+h)]; \forall x_i, x_i+h \in S$. Nesse caso, pode-se mostrar que: $\gamma(h) = Cov(0) - Cov[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$. Segundo Oliveira (1991), essa relação permite ver que, enquanto $Cov[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ cresce (os pontos ficam mais correlacionados), a semivariância $\gamma(h)$ decresce.

No estudo da geoestatística, dois elementos principais podem ser discernidos:

i) a necessidade de considerar explicitamente as relações de dependência entre os valores de uma variável em pontos vizinhos;

ii) a construção de preditores (ou estimadores), utilizando a dependência acima e a informação fornecida por dados amostrais.

O estimador "clássico" do semivariograma, também dito estimador de Matheron, vem sendo largamente utilizado na literatura de geoestatística, nada mais sendo que um estimador obtido pelo método do momento, o qual tem, sob hipótese intrínseca, a desejável qualidade de não viesado (Ribeiro Junior, 1995).

O semivariograma por definição é:

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

e pode ser estimado por:

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

em que $N(h)$ é o número de pares de pontos defasados pelo vetor h .

O gráfico de $\gamma^*(h)$ em função dos valores correspondentes de h , chamado semivariograma (Equação 18), é uma função do vetor h e, portanto, de ambos, magnitude e direção de h .

De acordo com Journel e Huijbregt (1991), se $E[Z(x_i)] = m$, ou seja, valor de m é função da posição de S , então a estacionaridade não se confirma, podendo o semivariograma experimental assumir forma totalmente diferente da verdadeira para a propriedade em estudo. Seu comportamento representa o que, intuitivamente, deve esperar de dados de campo. As diferenças $\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}$ decrescem assim que h , a distância que os separa, decresce. É esperado que as medições localizadas próximas sejam mais parecidas entre si do que aquelas separadas por grandes distâncias. Dessa maneira, é de se esperar que $\gamma(h)$ aumente com a distância h . Pela equação do semivariograma e por definição $\gamma(0) = 0$, isto é, para um "lag" zero ($h = 0$), a semivariância é zero. Entretanto, na prática, à medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita ("nugget effect") e que recebe o símbolo de C_0 . Segundo Machado (1994), tal fato representa uma variância inexplicada ou aleatória, sendo causada por erros de determinação ou uma variabilidade da propriedade que não pode ser identificada pelo espaço de amostragem.

À medida que h aumenta, $\gamma(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza. Esse valor no qual $\gamma(h)$ se estabiliza chama-se patamar ("sill") e, segundo Silva (1988), corresponde, aproximadamente, à variância da população. A distância na qual $\gamma(h)$ atinge o patamar é chamada de alcance ("range") e recebe o símbolo α , que é a distância limite de dependência espacial.

Segundo Vieira (2000), medições localizadas a distâncias maiores que a têm distribuição espacial aleatória e, por isso, são independentes entre si. Para essa amostra, a estatística clássica pode ser aplicada sem restrição. Por outro lado, amostras separadas por uma distância menor que a são correlacionadas umas às outras e permitem interpolação para espaçamentos menores do que os amostrados. Dessa maneira, o alcance a é a "linha divisória" para a aplicação da geoestatística e da estatística clássica e, por isso, o cálculo do semivariograma deveria ser feito rotineiramente para amostragem dos dados de campo, para garantir as hipóteses estatísticas sob as quais serão analisados.

Segundo Vieira (2000), quando o gráfico do semivariograma é idêntico para qualquer direção de h , ele é chamado de isotrópico. Mas, como na maioria das vezes, as variáveis em ciência do solo apresentam um comportamento anisotrópico, é aconselhável analisar o semivariograma nas principais direções: 0° na direção do eixo x ; 90° na direção do eixo y ; 45° e -45° nas duas diagonais, mas, quando os dados forem coletados em transecto, o semivariograma é unidirecional e nada pode ser dito com relação a anisotropia.

Segundo Silva (1988), um dos aspectos mais limitantes da geoestatística está exatamente no semivariograma. A limitação está relacionada ao ajuste da função aos pontos. A aplicação de qualquer método matemático tem uma série de restrições, como o fato dos pontos a serem ajustados terem sido calculados com base em diferentes pares de observações. Assim, no cálculo da $\gamma(h)$ com pequenas distâncias (lag) utiliza-se um maior número de pontos em relação ao $\gamma(h)$ calculado a distâncias maiores (lag). Quanto maior o lag, menor o número de pares de pontos e menor a precisão do $\gamma(h)$.

Uma outra limitação nos efeitos da variabilidade do atributo em estudo no semivariograma é percebida pelo alto efeito pepita C_0 em relação ao patamar. Trata-se de uma variabilidade grande dos valores calculados das semivariâncias (ora valores altos e ora valores baixos), provocando uma alternância nos seus

valores experimentais. Este fato dificulta a determinação do modelo de semivariograma da variável, o que pode provocar erros de inferências (Guimarães, 2000).

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 efeito pepita menor ou igual 25% do patamar apresentam forte dependência espacial. Quando essa relação variar de 25% a 75%, a dependência espacial será moderada, sendo fraca quando o efeito pepita for superior a 75% do patamar.

2.6.2 Ajuste do semivariograma

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

Escolher um modelo mais adequado não é um procedimento automático. Segundo Gonçalves (1997), em geoestatística é comum o ajuste visual do modelo selecionado aos pontos experimentais, o que carece de sustentação estatística.

Porém, existem condições que definem uma classe de modelos válidos. Estas condições surgem da necessidade dos termos do sistema de krigagem, que são medidas de covariância e semivariância de variáveis separadas por uma certa distância que não necessariamente pode ser estimada partindo-se dos pontos amostrais. Segundo McBratney e Webster (1986); Isaaks e Srivastava (1989); Journel e Huijbregts (1991) e Cressie (1993), a matriz de covariância no

processo de Krigagem deve ser positiva definida, ou seja, o seu determinante deve ser positivo ou zero, garantindo que o sistema de krigagem tenha solução única. Se, em vez da covariância for empregada a semivariância, como é usual, o modelo de semivariograma deve ser negativo definido condicional (NDC).

Segundo Ribeiro Junior (1995), embora aparentemente restritivas, estas condições não têm sido empecilho nas análises geoestatística. Também não é necessário que se busquem a cada instante modelos que atendam às condições mencionadas. Contudo, existem modelos adequados, descritos na literatura e que têm atendido a contento às necessidades de modelagem do variograma.

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.

Modelos com patamar

São, normalmente, ajustes que representam a estacionaridade de segunda ordem (Machado, 1994). A semivariância aumenta com o aumento da distância entre amostras, até atingir o patamar, onde se estabiliza. Com isso, apresenta um modelo com os seguintes parâmetros: C_0 como efeito pepita; C_0+C_1 é o patamar e a é o alcance de semivariograma (Figura 2).

i) Modelo linear:

$$\gamma(h) = C_0 + \frac{C_1}{a} h ; 0 < h < a \quad (19)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 ; h \geq a \quad (20)$$

em que C_1/a é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Segundo Vieira (2000), o patamar é determinado por inspeção; C_1/a é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos do $\gamma(h)$, dando-se maior peso àqueles que correspondem ao maior número de pares; o efeito pepita (C_0) é determinado pela

interseção da reta no eixo $\gamma(h)$; o alcance (a) é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar; $C_1 = (\text{patamar} - C_0)$.

ii) Modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; 0 < h < a \quad (21)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1; h \geq a \quad (22)$$

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

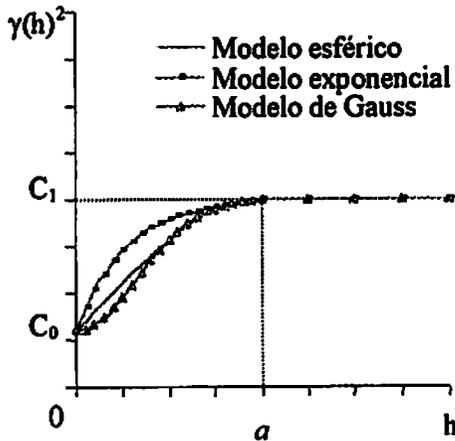


FIGURA 2. Representação gráfica dos modelos esférico, exponencial e Gauss. Fonte: Modificado de (Isaaks e Srivastava, 1989).

iii) Modelo exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(-3 \frac{h}{a} \right) \right]; 0 < h < d \quad (23)$$

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

iii) Modelo gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(-3 \left(\frac{h}{a} \right)^2 \right) \right]; 0 < h < d \quad (24)$$

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

Modelos sem patamar

Segundo Vieira (2000), esses modelos correspondem aos fenômenos que têm uma capacidade infinita de dispersão e, por isso, não têm variância finita e a covariância não pode ser definida. Os semivariogramas podem ser definidos, mas não se estabilizam em nenhum patamar (Figura 3).

i) Modelos potenciais:

$$\gamma(h) = C + I \cdot h^B; 0 < B < 2 \quad (25)$$

em que "I" representa a inclinação do modelo

Obtido o semivariograma experimental para o conjunto de valores de uma propriedade e ajustado um modelo matemático para este, tem-se uma função contínua que descreve a dependência espacial da propriedade, sendo de grande utilidade para a compreensão de vários aspectos de variabilidade espacial. Trangmar, Yost e Uehara (1985) apresentam discussão muito útil sobre estas aplicações.

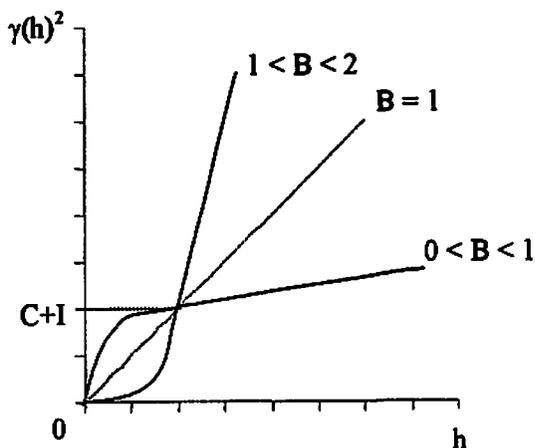


FIGURA 3. Representação gráfica do modelo potencial em h^B (Journel e Huijbregts, 1991).

De maneira geral, o ajuste de modelos deve levar em consideração o número de pares de pontos (lag) que compõem o semivariograma $\gamma^*(h)$. Não se deve dar importância excessiva às pequenas flutuações, que podem ser artifícios referentes a um pequeno número de dados. É importante que o modelo ajustado represente a real tendência de $\gamma(h)$ em relação a h , que está diretamente ligado à forma de amostragem no campo e sua relação espacial.

2.7 Variabilidade espacial em solo

2.7.1 Plano amostral

Segundo Journel (1988), dados espaciais caracterizam-se por apenas um dado em cada locação e dados em locações diferentes são dependentes de uma função de distância. A dependência espacial não é uma inconveniência

estatística, mas um verdadeiro benefício que permite informar sobre locais não amostrados, partindo de dados em localizações ao redor do ponto desejado.

Baseado nas amostras $\{z(x_1), z(x_2), z(x_3), \dots, z(x_n)\}$ da população $\{Z(x_i): x_i \in S\}$, a análise dos dados que medem os aspectos da variabilidade espacial dependem essencialmente da amostragem empregada. Esta, por sua vez, está ligada ao delineamento amostral escolhido e aos custos e objetivos da amostragem.

A variabilidade do solo pode ser agrupada em duas categorias: sistemática e ao acaso (Sales, 1992). A variabilidade sistemática se caracteriza por uma mudança gradual ou acentuada das propriedades do solo, em função das formas da paisagem, elementos geomórficos, fatores de formação e ou interação desses aspectos. Enquanto que variabilidade ao acaso constitui-se nas mudanças das propriedades do solo que não podem ser relacionadas a uma causa conhecida, podendo ser decorrentes da litologia diferencial, intensidade diferencial do intemperismo, erosão e adição diferenciais, fatores biológicos, hidrologia diferencial, erros analíticos e de amostragem.

Segundo Reichardt, Vieira e Libard (1986), as duas principais formas de amostragem a serem utilizadas são a configuração casualizada e a configuração sistemática. A primeira é a coleta de amostras de forma inteiramente casualizada, considerando cada observação como independente das demais. Neste caso, a posição relativa de cada amostragem não é levada em consideração. A configuração sistemática, ou medida regionalizada, é: i) segundo transeções em dada direção x , podendo ser cada local de amostragem ou medidas equidistantes, separadas por uma distância h (lag); ii) segundo um "grid"(malha) nas direções x , y , podendo cada medida ser espaçada de h constante ou não.

Oliveira (1991), estudando planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística com validade na hipótese intrínseca, mostrou a

conveniência de se utilizar uma malha quadrada na amostragem para fins de mapeamento quando o semivariograma é não decrescente e isotrópico. O autor verificou uma pequena diminuição da variância máxima de krigagem de aproximadamente 6%, ao trocar tal malha por uma triangular.

Segundo Queiroz et al. (1997), além destas formas de amostragem, pode-se citar também a amostragem sistemática estratificada não alinhada, na qual a área é subdividida em células e, dentro destas, de forma não alinhada, os pontos amostrais são distribuídos sistematicamente. Outra forma é a amostragem desigual, em que subáreas são mais intensamente amostradas.

2.8 Variabilidade espacial dos atributos de solo e a irrigação

O conhecimento da variabilidade espacial de propriedades e características do solo é uma das preocupações dos pesquisadores desde o início do século vinte. Os registros históricos antigos podem ser encontrados em Silva (1988), Oliveira (1991), Gonçalves (1997), Vieira (2000), entre outros.

A introdução de métodos de análise baseados na teoria das variáveis regionalizadas na Ciência do Solo parece ser atribuída, principalmente, ao Prof. Dr. Nielsen, da Universidade da Califórnia, EUA (Reichardt, Vieira e Libard 1986). Ao passar de estudos de laboratório para experimentação em condições de campo, Nielsen, Biggar e Ehr (1973), trabalhando com uma área de 150 ha de solo aluvial, depararam-se com um problema da variabilidade espacial. Devido ao enorme número de dados obtidos, os autores verificaram que muitas propriedades do solo obedecem a uma distribuição normal, mas que outras, como a condutividade hidráulica do solo, seguem distribuições assimétricas, geralmente log-normais.

Machado (1994), ao estudar a variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de uma hidrossequência de solos de bem a muito mal drenados,

concluiu que a condutividade hidráulica saturada foi o atributo mais variável e que mostrou maior desorganização na estrutura da variabilidade espacial, nas duas camadas dos três solos estudados. Segundo o mesmo autor, a forte dependência espacial no solo orgânico, extrapolando os limites da área experimental (9m x 9m) e a maior "organização" na estrutura da variabilidade espacial, ocorreram devido à sua formação em um ambiente "fechado", com a permanência quase constante de uma lâmina d'água que ocasiona uma deposição mais homogênea de materiais sedimentares.

A variabilidade espacial do processo de infiltração de água em solos foi abordada por Vieira, Nielsen e Biggar (1981). Aplicando um total de 1.280 determinações da taxa de infiltração de água, efetuadas em uma malha de 160m x 55m, em um solo considerado homogêneo, constataram uma dependência espacial a uma distância de 50m. Os mesmos autores concluíram que o número de amostras poderia ser reduzido para 128, sem comprometimentos para obter um valor médio estatisticamente igual à média dos dados.

Bautista e Wallender (1985) compararam valores de infiltração obtidos ao longo de um sulco de 240m, por infiltrômetro de anel, sulco infiltrômetro com água estagnada, sulco infiltrômetro com água corrente e irrigação intermitente com pulso. Os autocorrelogramas para infiltração acumulada mostraram correlação de espaço de 16m, 8m, 24m e 32m, respectivamente.

Cressie (1993) utilizou a função raiz quadrada para transformar dados de infiltração, reduzindo a dependência entre a média e a variância. A distribuição dos dados transformados ajustou-se à normal e o autor constatou que o semivariograma para esses corresponde ao semivariograma escalonado dos dados originais.

Izadi e Wallender (1985) examinaram as características hidráulicas espaciais e temporais em irrigação por sulco e relacionaram com as características de infiltração. Eles utilizaram o modelo de irrigação "zero de

inércia" em condições de campo, para simular diferentes taxas de aplicação de água. A conclusão foi de que um terço da variabilidade de infiltração poderia ser atribuída à variação no perímetro molhado ao longo do sulco e os dois terços restantes, à variabilidade do solo e a erros de medições.

Carvalho (1991), estudou a variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho Amarelo Húmico através da geoestatística. A amostragem foi feita com espaçamento regular entre os pontos, formando uma malha quadriculada de 10m x 10m. A capacidade de infiltração básica foi determinada pelo método dos anéis infiltrômetros e a condutividade hidráulica saturada avaliada a partir de amostras indeformadas. Os modelos ajustados aos semivariogramas para os dois atributos na camada de 0-0,20m, apresentaram um comportamento semelhante, com modelo esférico e alcances de 35m e 40m na direção 0 e nas demais direções ausência de estrutura com efeito peita puro.

Lascano e Hatfield (1992) definiram duas transeções de 50m, perpendiculares entre si e cruzando no início com espaçamento de 1m entre pontos. Após irrigação pesada, mediram a evaporação durante 4 dias. Em cada ponto, determinaram densidade do solo e textura. Constataram crescimento do CV para evaporação com o tempo, não apresentando normalidade dos dados. A textura mostrou um CV entre 5% e 12% e densidade do solo da ordem de 6,5%. Os semivariogramas mostraram-se sem estrutura.

Libardi et al. (1986) trabalharam com amostras retiradas a cada 0,50m, ao longo de uma transeção de 150m, buscando avaliar a variação espacial da umidade, da textura e da densidade de partículas, em uma Terra Roxa Estruturada (Alfisol). Após análise dos semivariogramas, concluíram pelos valores de alcance de 16m para umidade, 15m para argila, 10m para areia e 40m para o silte.

Queiroz (1995) adotou um esquema de amostragem sistemática numa área de 10m x 90m, quadriculada, com espaçamento de 3,33m entre colunas e

5,00m entre linhas, totalizando 84 pontos, para avaliar os parâmetros hidrodinâmicos de um solo de várzea para fins de drenagem subterrânea. As análises estatísticas mostraram que a condutividade hidráulica do solo saturado apresentou distribuição log-normal, alta variabilidade e estrutura de dependência espacial com alcance médio de 14m, enquanto que a porosidade drenável apresentou distribuição normal, variabilidade elevada, porém inferior à condutividade hidráulica e dependência espacial com alcance médio de 22m.

Gonçalves (1997) estudou a variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação. Para isso, foi feita uma amostragem sistemática, com espaçamento de 20m x 20m (larga escala), até 180m e bissetriz desse quadrante foi amostrada a cada 2,83m (curta escala). Chegou-se à conclusão que a densidade de partículas e porosidade total não mostrou dependência espacial. A densidade do solo e as frações texturais mostraram dependência espacial na curta escala, com alcances de 25m; para areia, argila e silte, alcances iguais de 20m.

Farias (1999) diagnosticou a necessidade de drenagem no perímetro irrigado de São Gonçalo, instalando 90 poços de observações, obedecendo a uma malha com espaçamento de 30m x 30m. A condutividade hidráulica apresentou uma variabilidade alta ($153,55\% < C_v < 228,92\%$) e não apresentou estrutura de dependência espacial definida. A profundidade do lençol freático, quando analisada após o evento da chuva e da irrigação, apresentou variabilidade média ($30,59\% < C_V < 56,64\%$) e estrutura de dependência moderada, com alcance de 65m a 122m para uma das subáreas.

Zapata e Playán (2000), caracterizaram a variabilidade espacial de infiltração de água em um solo aluvial e variação da superfície através de sua cota, após irrigação por inundação. Utilizaram das interações da estatística clássica e da geoestatística como ferramenta na análise das variáveis. Os semivariogramas resultantes foram válidos na camada de 0-0,30m para as

variáveis da fração areia e silte, Ds e umidade na capacidade de campo e no ponto de murcha permanente, com ajuste do modelo esférico, mostrando alcances entre 6m a 10m. Foram excluídos desta análise a fração de argila, a condutividade hidráulica do solo saturado e os parâmetros de infiltração. A elevação de superfície do solo após a irrigação mostrou o mesmo modelo com um alcance de 4m.

Segundo Gonçalves (1997), quando dois dados são tomados em duas posições diferentes no espaço ou no tempo, existe um terceiro elemento, essencial, associado a eles: a sua relação, que pode se descrever por uma função do vetor de separação entre eles. A quantificação da variabilidade espacial é útil para o mapeamento da propriedade em questão e possibilita a estimativa dos erros associados ao modelo, o que permite avaliar a qualidade dos resultados e planejar amostragens futuras com menor ou maior intensidade, explorando toda a estrutura de variabilidade espacial do atributo em questão.

Segundo Corrêa (1986), no Brasil ainda são poucos os estudos que dimensionam a variabilidade espacial dentro de uma unidade de solo e entre unidades taxonômicas, com os principais parâmetros do solo.

A despeito dos trabalhos existentes sobre o assunto, o conhecimento sobre variabilidade espacial do solo é ainda disperso e não organizado. Faz-se necessário organizar e sistematizar esse conhecimento de maneira que as informações possam ser usadas para se tomar as melhores decisões possíveis.

↳ Gonçalves (1997) .

3 MATERIAL E MÉTODOS

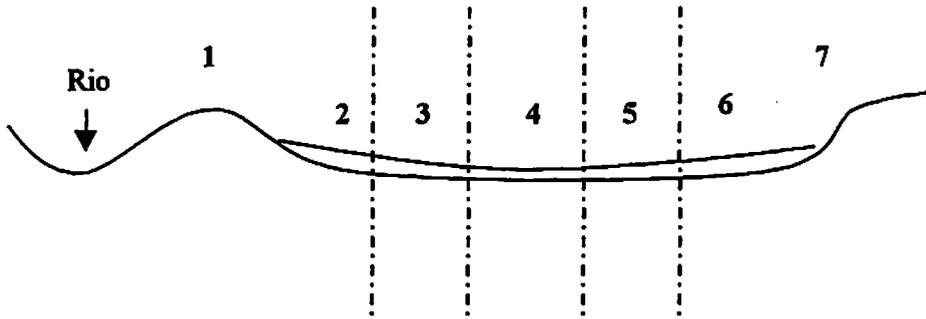
3.1 Localização e clima do município

O município de Lavras está localizado na região Sul do Estado de Minas Gerais, a 21°15' de latitude sul e a 45° de longitude oeste. O tipo climático da região, segundo a classificação de Koppen, é Cwb, com chuvas irregularmente distribuídas ao longo do ano, havendo excesso de água nos meses de novembro a março e deficiência no período de abril a agosto (Villela e Ramalho, 1981).

3.2 Característica da área em estudo

A área estudada localiza-se na margem direita do Ribeirão Santa Cruz, próximo a uma antiga Estação Elevatória da COPASA. Esta área vem sendo utilizada, atualmente, para pastagem, estando coberta por vegetação natural. Toda a margem do ribeirão está protegida por uma mata ciliar e a transeção foi traçada em solo aluvial, paralelamente ao curso d'água, a uma distância de aproximadamente 35 metros, evitando as influências do sistema radicular da mata ciliar sobre os atributos analisados.

Segundo estudos realizados por Machado (1994), a área em estudo possui características típicas de várzea, com suas hidroseqüências, compreendendo as classes de Latossolo Vermelho-Amarelo (LV) e os solos de várzea: Glei Pouco Húmico (HGP), Orgânico (HO) e o aluvial (Figura 4).



Legenda:

Número	Solo	Classes de Drenagem
1	Aluvial	Bem drenado
2 e 6	Glei Pouco Húmico	Mal drenado
3 e 5	Glei Húmico	Mal drenado
4	Orgânico	Muito mal drenado
7	Latossolo Vermelho Amarelo	Bem drenado

FIGURA 4. Esquema da hidrossequência e classes de drenagem (Machado, 1994).

3.3 Amostragem

A amostragem foi feita de forma sistemática, com espaçamento regular, variando de 0,25m a 20,00m, constituindo uma transeção de 100m de comprimento e um total de 51 pontos amostrais (Figura 5). O fato de se utilizar distâncias mínimas é para evitar que os ajustes do modelos aos semivariogramas apresentassem efeito pepita puro, fato este evidenciado quando o alcance a é menor do que o menor espaçamento entre amostra. O comprimento de 100m de transeção é para que o ajuste ao modelo do semivariograma nos vários atributos estudados não atinja o patamar fora da área amostral, fato este evidenciado por Silva (1988), Carvalho (1991), Sales (1992) e Machado (1994).

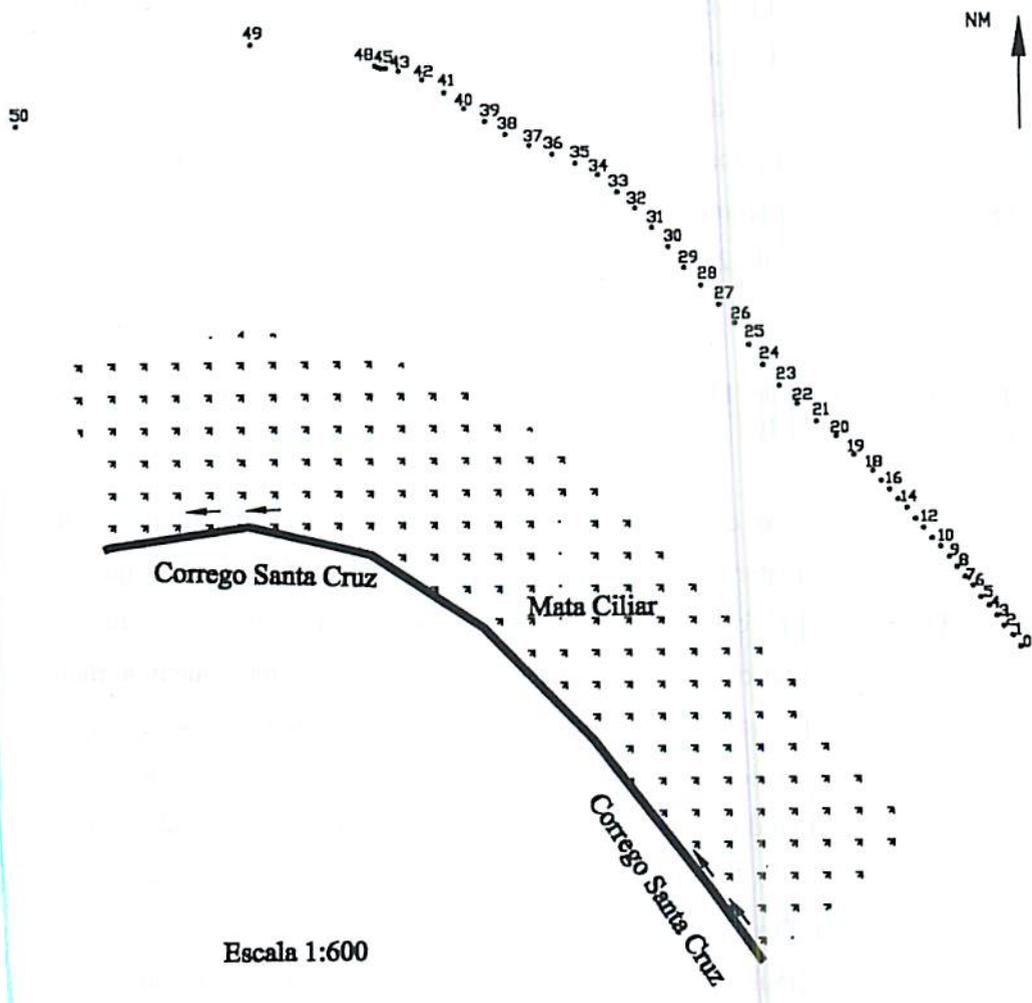


FIGURA 5. Esquema de amostragem na transeção. Lavras, MG 2000.

Em cada ponto experimental representado na Figura 5, efetuaram-se as medições com o permeâmetro de Guelph e procedeu-se à coleta das amostras (deformadas e indeformadas), seguindo os procedimentos recomendados para cada atributo, conforme descrito a seguir.

Os procedimentos para a coleta de amostras e as análises de laboratório foram realizados de acordo com recomendações de Dias Júnior, Bertoni e Bastos (2000) e Ferreira et al. (2000).

3.3.1 Condutividade hidráulica do solo saturado (K_0) e velocidade de infiltração básica (I)

Nos métodos diretos, a condutividade hidráulica é determinada em condições de laboratório ou de campo. Kamra e Rao (1985) afirmam que os métodos de campo fornecem resultados com variações menores do que os métodos de laboratório. Para Millar (1988), os métodos de campo, além de mais precisos, fornecem resultados mais reais. Segundo Reynolds e Zebchuk (1996), o método desenvolvido com permeâmetro de Guelph mostra ser simples e versátil, representando com precisão as reais condições da condutividade hidráulica do solo. As amostragens foram realizadas "in situ", com o emprego do permeâmetro de fluxo constante (permeâmetro de Guelph), nas medidas de condutividade hidráulica do solo saturado e da velocidade de infiltração básica, adotando-se os procedimentos descritos por Guimarães (2000):

i) em cada ponto de amostragem foi feito um furo de 0,03m de raio e 0,15m de profundidade, com trados apropriados, sempre realizado pela mesma pessoa, visando homogeneizar a condição de fluxo;

ii) fixaram-se alturas de colunas de água de 0,05m e 0,10m dentro do furo para a realização das leituras de fluxo;

iii) com o permeâmetro de fluxo constante instalado, foram feitas as leituras de tempo e altura de água no reservatório, até leituras aproximadamente constantes com o tempo, para cada coluna de água estipulada.

As leituras de fluxos constantes de água no solo foram transformadas em condutividade hidráulica saturada de campo (K_o), por meio da equação proposta por Reynolds e Elrick (1985).

$$Q = \left(\frac{2\pi H^2}{C} + \pi a^2 \right) K_o + \left(\frac{2\pi H}{C} \right) \phi_m \quad (26)$$

em que:

Q é a recarga, vazão necessária para manter a altura de água (H) constante em ($\text{cm}^3 \cdot \text{min}^{-1}$).

H é a altura de água no furo (cm).

a é o raio do furo (cm).

C é o coeficiente de forma que considera a textura do solo.

ϕ_m é o fluxo matricial ($\text{cm}^2 \cdot \text{min}^{-1}$) ($\phi_m = K_o/\alpha$).

α é o gradiente de $\ln K$ versus a curva de pressão potencial.

O coeficiente de forma C é obtido por uma representação gráfica: H/a , de acordo com a textura do solo, desenvolvida por Elrick et al. (1987).

Na Equação 26 tem-se uma equação com duas incógnitas, resolvida simultaneamente para a condutividade hidráulica do solo saturado e fluxo matricial. Utilizando-se duas alturas de água (H) em cada furo, obtêm-se duas equações com duas incógnitas. Resolvendo o sistema, têm-se os respectivos valores de K_o e ϕ_m .

A velocidade de infiltração básica foi obtida utilizando o fluxo constante do permeâmetro com carga hidráulica de 0,10m, conhecidas a geometria do orifício, a relação entre o volume de água infiltrada e a área molhada do orifício, resultando na equação:

$$I = 60 \left(\frac{D_p^2}{D_o^2 + 4D_o H_2} \right) Q \quad (27)$$

em que:

I é a velocidade de infiltração básica (mm.h⁻¹).

D_p é o diâmetro do reservatório do permeâmetro (cm).

D_o é o diâmetro do orifício (cm).

H₂ é a segunda carga hidráulica utilizada (10 cm).

Q é o fluxo constante (mm.min⁻¹).

Segundo Guimarães (2000), o valor de I obtido pela Equação 27 é uma estimativa da velocidade de infiltração básica de água no solo sob fluxo tridimensional. Por tanto, difere do valor de K_o obtido pela solução da Equação 26, que é uma estimativa da condutividade hidráulica do solo saturado na condição unidimensional e considera as cargas hidráulicas de 0,05m e 0,10m.

3.3.2 Textura do solo e densidade de partícula (D_p)

Ao mesmo tempo em que se realizava o orifício cilíndrico com o trado de caneca no solo para utilização do permeâmetro de Guelph, as amostras deformadas foram retiradas em cada ponto amostral na camada de 0 a 0,15m. No Laboratório de Relação-Água-Solo-Planta, da Universidade Federal de Lavras, UFLA, determinou-se a densidade de partícula (D_p), pelo método do picnômetro, descrito por Blake (1965). Foram pesados 5 g de T.F.S.E., completando o volume com água destilada desaerada. Análise textural do solo foi feita pelo método da pipeta descrito por Day (1965), que trabalha com fração areia separada em tamiz de 0,053mm e com secagem em estufa da suspensão de argila coletada com pipeta, descontada a quantidade de hidróxido de sódio presente na amostra.



3.3.3 Outros atributos

A coleta de amostras indeformadas para a determinação de densidade do solo (Ds), poros bloqueados (PB), macroporosidade (Macro), microporosidade (Micro), volume total de poros calculado (VTPc) e volume total de poros determinado (VTPd) foi realizada com a utilização de anéis volumétricos (cilindro de Uhlend), com um volume médio de $312,2 \text{ cm}^3$. Seguindo todos os procedimentos, as amostras foram coletadas na camada superficial do solo de 0 a 0,15m, etiquetadas e encaminhadas ao Laboratório de Relação-Água-Solo-Planta, da UFLA onde, a partir de uma única amostra, foram realizadas as determinações laboratoriais dessas variáveis.

Para a densidade do solo (Ds), seguiu-se o método descrito por Blake (1965) e os demais atributos de acordo com Oliveira (1968), exceto para o volume total de poros calculado (VTPc). Este foi obtido indiretamente, pelos valores da densidade do solo e densidade de partículas, pela equação proposta por Vomocil (1965).

3.4 Análise estatísticas

Todos os dados dos atributos em estudo foram armazenados em planilhas eletrônicas com o seu respectivo posicionamento geográfico. Foram usados os recursos da estatística descritiva, das inferências clássicas e da geoestatística, para o estudo da dependência espacial.



3.4.1 Análises descritivas e inferências da estatística clássica

A análise das distribuições das características e propriedades do solo foi inicialmente realizada pela estatística clássica com as medidas de posição e dispersão.

A análise descritiva para as medidas de posição utilizou a média (equação 2), mediana (equação 3), moda e média geométrica (equação 4), seguindo critérios de García (1997) e Libardi et al. (1996). Para as medidas de dispersão, foram calculados os momentos de ordem até quatro, que permitiram caracterizar a posição central e a dispersão dos dados, além de expressar a forma de distribuição, por meio dos coeficientes de assimetria (equação 8) e curtose, (equação 9). Utilizando-se o software Sisvar, foi ainda determinada a distribuição gráfica da frequência, seguindo critério de Scott (1979). A normalidade das variáveis foi verificada pelo teste de Shapiro-Wilk (1965) e, por fim, os testes de hipótese da média amostral com os limites do intervalo de confiança para a média com coeficiente de confiança de 95%.

3.4.2 Aplicação da teoria das variáveis regionalizadas

Como descrito por Unlu, Kmvas e Nielsen (1989) e Cressie (1993), tem-se na área em estudo um processo estocástico ou aleatório, espacialmente distribuído. Para estudar este processo é necessário adotar algum tipo de estacionaridade, que não poderá ser diretamente testada. No presente trabalho, a análise da dependência espacial foi feita considerando que cada valor medido é uma realização de um processo estocástico no mínimo intrinsecamente estacionário.

A partir dessa hipótese, a geoestatística foi utilizada com o objetivo de definir o modelo de variabilidade espacial dos atributos do solo envolvidos na

pesquisa. Foram realizados os cálculos das semivariâncias e construídos os semivariogramas experimentais, cuja representação dos modelos foi mostrada por meio de gráficos da semivariância $\gamma(h)$ como função da distância (h).

O estimador do semivariograma utilizado foi o estimador "clássico" ou do métodos dos momentos, representado pela equação 18.

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

em que γ é a semivariância experimental obtida pelos valores amostrados $[Z(x_i), Z(x_i+h)]$; h é a distância entre pontos amostrais e $N(h)$ é o número total de pares de pontos possíveis, dentro da área de amostragem, com a distância h .

Os modelos teóricos básicos utilizados no ajuste da semivariância experimental foram: esféricos, exponencial, gaussiano e linear (Vieira, 2000).

Utilizando-se o software Variowin (Panatier, 1996), efetuou-se o cálculo da semivariância, bem como o melhor ajuste dos modelos teóricos.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Durante a execução do experimento em campo, na busca das medidas de condutividade hidráulica do solo saturado (K_0) e da velocidade de infiltração básica (I), entre a segunda quinzena de julho e a primeira de setembro, não ocorreram chuvas. Essa condição permitiu que, em cada ponto amostrado, a saturação do solo fosse promovida pelo permeâmetro de Guelph, necessitando de um tempo maior para a estabilização das leituras de fluxo. O tempo médio verificado em cada ponto amostral para a estabilização das leituras foi de 90 minutos, maior que o encontrado por Gupta et al. (1993), de 65 minutos. Esta necessidade é para que o bulbo formado com o permeâmetro estivesse saturado, evitando uma variação nos testes, fato este verificado por Nielsen, Biggar e Ehr (1973).

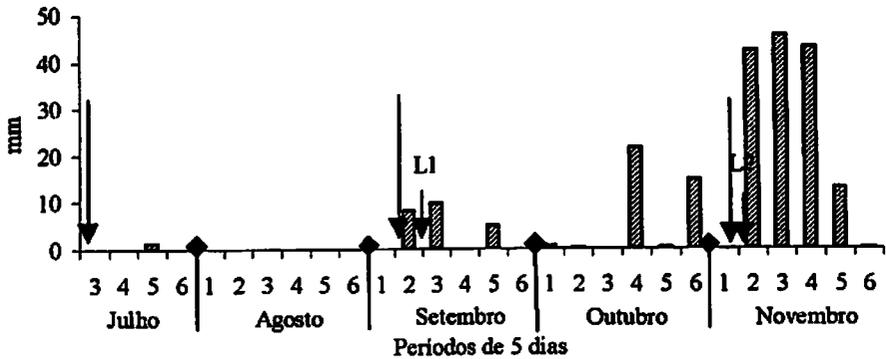


FIGURA 6. Distribuição da chuva no período em que foi realizado o experimento. As setas maiores fazem referências às medidas de campo com retiradas de amostras deformadas e indeformadas e as menores às análises laboratoriais. Lavras, MG, 2000.

No mês de novembro, quando foram retiradas as amostras indeformadas com anéis volumétricos (cilindro de Uhland), as chuvas foram mais intensas. Com a preocupação de preservar a estrutura do solo, a retirada das amostras em campo foram efetuadas no mesmo período.

Na Figura 6 estão representadas a distribuição da chuva, o período de coleta das amostras em campo e as análises laboratoriais (L1 para amostras indeformadas e L2 para amostras deformadas) que foram realizadas nos meses que as precipitações mais ocorreram.

4.1 Análise descritiva e inferências clássicas

4.1.1 Condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) e velocidade de infiltração básica (I)

Os valores medidos em campo da condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) e velocidade de infiltração básica (I) estão referenciados ao longo da transeção e apresentados graficamente na Figura 7, as relações da variação com os principais atributos físicos do solo são apresentados na Tabela 1 e as estatísticas descritivas para esses atributos são apresentado na Tabela 2.

Na Tabela 1, nenhuma relação da variação de valores de K_o e I com outros atributos físicos do solo pôde ser estabelecida, podendo ser devido a estratificação das camadas e também devido a coleta das amostras deformadas e indeformadas terem sido efetuadas na mesma profundidade.

Os resultados são também concordantes com aqueles obtidos por Zapata e Playán (2000), que não encontraram nenhuma correlação entre a condutividade hidráulica saturada e com outros parâmetros físicos do solo na camada de 0-0,30m, sendo impossibilitada a construção de uma modelo estatístico para a estimativas de condutividade hidráulica saturada em função dos atributos.

TABELA 1. Relação entre a condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) e velocidade de infiltração básica (I), com os principais atributos. Lavras, MG, 2000

Principais atributos	K_o		I	
	Equação	R^2	Equação	R^2
Argila	$K_o = 0,32x+37,84$	0,0102	$I = 0,01x+0,89$	0,0303
Areia	$K_o = -0,15x+51,92$	0,0115	$I = -0,01x+1,75$	0,0651
Silte	$K_o = 0,23x+37,31$	0,0101	$I = 0,02x+0,58$	0,0827
Ds	$K_o = -51,56x+98,70$	0,0913	$I = -2,27x+3,64$	0,1932
Macro	$K_o = 3,63x+13,27$	0,0875	$I = 0,18x-0,30$	0,2365
VTPc	$K_o = 1,24x-29,32$	0,0878	$I = 0,05x-2,00$	0,1864

K_o { O comportamento aleatório dos dois atributos ao longo da transeção, mostrado na Figura 7, pode ser devido a grandes influências que a camada superficial sofre ao longo do tempo, como o próprio pisoteio do gado, visto que o local experimental é utilizado como pastagem e também pela contribuição de cada enchente, quando as águas do ribeirão carregadas de elementos de suspensão adiciona materiais orgânicos e partículas minerais. Os resultados são, de certa forma, concordantes com aqueles obtidos por Queiroz (1995), em que a elevada variabilidade dos dados de condutividade hidráulica saturada pode ser explicada pela heterogeneidade textural e estrutural do solo em estudo, como também pela presença de raízes de plantas, atividade microbiana e rachaduras localizadas ocasionadas pelas épocas de estiagens, entre outros fatores.

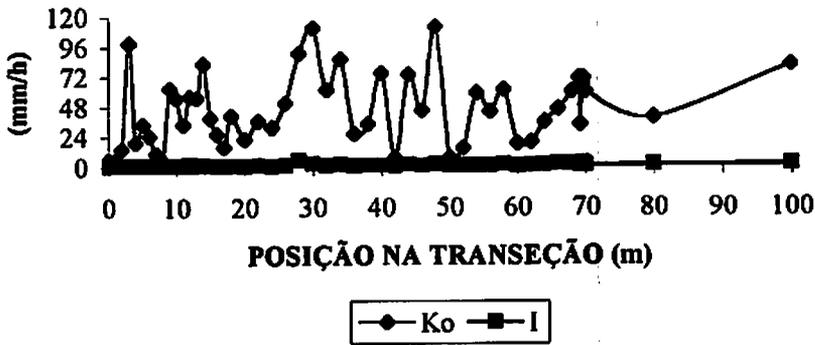


FIGURA 7. Valores referenciados de condutividade hidráulica do solo saturado (Ko) e velocidade de infiltração básica (I), expressos em mm/hora, medidos na transeção. Lavras, MG, 2000.

Observa-se, na Tabela 2, que não há semelhança, nas medidas de tendência central (média, mediana e moda), o que prova que a distribuição não é simétrica, conforme Costa Neto (1990) e Libardi et al. (1996). Pelo valor do CV, verifica-se que estes atributos apresentam alta variabilidade, ou seja, existe uma grande dispersão dos valores observados em torno da média aritmética. Esta alta variabilidade pode ser também verificada por meios dos valores extremos (Max. e Min.) ou pela amplitude (R). Os CV dos dois atributos são praticamente iguais, mas pelo valor da condutividade hidráulica do solo saturado máximo de 111,70 mm/h e mínimo de 5,29 mm/h, reflete uma alta amplitude.

Ko

TABELA 2. Estatística descritiva dos dados da condutividade hidráulica do solo saturado (Ko) em mm/h e velocidade de infiltração básica (I) em mm/h, ao longo da transeção, e dos dados transformados para ln(x) da condutividade hidráulica do solo saturado (ln Ko) e velocidade de infiltração básica (ln I). Lavras, MG, 2000.

Parâmetros estatísticos	Atributos			
	Ko	I	ln Ko	ln I
\bar{x}	45,77	1,31	3,57	0,06
md	41,69	1,06	3,69	0,22
mod	36,32	0,95	3,85	0,30
mg	35,65	1,06	3,46	1,06
s^2	786,82	0,72	0,64	0,49
s	28,05	0,84	0,80	0,70
CV	61,28	64,71	22,41	1081,91
b1	0,48	2,15	-0,84	-0,85
b2	2,51	11,45	2,93	3,95
Min.	5,29	0,15	1,66	-1,84
Max.	111,70	5,38	4,71	1,68
R	106,41	5,22	3,04	3,52
LI	37,88	1,07	3,34	-0,13
LS	53,66	1,55	3,79	0,26

\bar{x} - média; md - mediana; mod - moda; mg - média geométrica; s^2 - variância; s - desvio padrão; CV - coeficiente de variação; b1 - assimetria; b2 - curtose; Min. - mínimo; Max. - máximo; R- amplitude total; LI - limite inferior do intervalo de confiança para a média com coeficiente de confiança de 95%; LS - limite superior do intervalo de confiança para a média com coeficiente de confiança de 95%

Efetuuou-se a transformação logarítmica dos dados ln Ko e ln I, com o objetivo de verificar se estes atributos distribuem segundo uma log-normal. A redução do CV foi verificada apenas para o ln Ko, enquanto para ln I teve um

aumento expressivo e a comparação dos coeficientes de assimetria e curtose na verificação da distribuição log-normal, foi semelhante ao observado por Guimarães (2000).

As Figuras 8 e 9 apresentam o histograma associado ao teste de normalidade de Shapiro-Wilk, de Ko, I, ln Ko e ln I. Percebe-se que a normalidade foi verificada apenas na Ko, mostrando a tendência de concentração de frequência próxima à média. Quanto a I, esta foi altamente significativa, indicando, segundo Farias (1999), que a média aritmética pode ser uma medida bastante influenciada pelos valores extremos, não sendo uma medida de tendência central adequada para a representação dos dados. Pela análise de ln Ko e ln I, nota-se que houve uma redistribuição de frequência, que mostra uma tendência na distribuição log-normal.

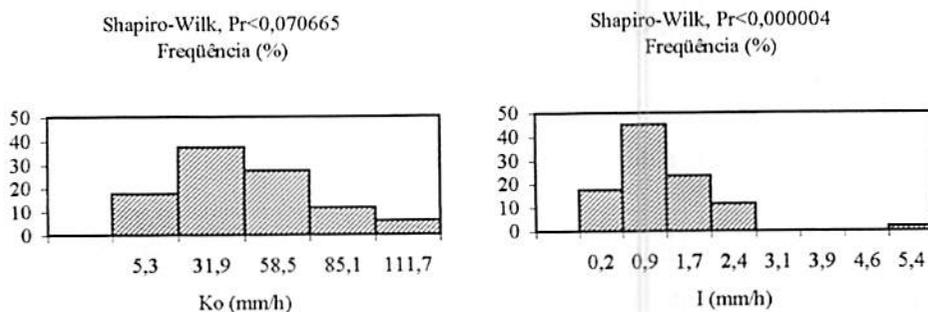


FIGURA 8. Histograma e teste de normalidade para condutividade hidráulica do solo saturado (Ko) e velocidade de infiltração básica (I) ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

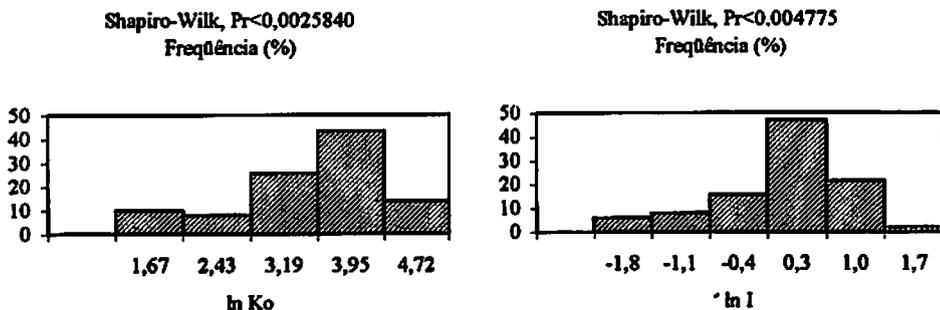


FIGURA 9. Histograma e teste de normalidade dos dados transformados para $\ln(x)$ da condutividade hidráulica do solo saturado ($\ln K_o$) e da velocidade de infiltração básica ($\ln I$). Lavras, MG, 2000.

Valores de CV acima de 60% para condutividade hidráulica saturada em campo com a utilização do permeâmetro de Guelph foram encontrados também por Gupta et al. (1993) e Guimarães (2000).

4.1.2 Textura do solo e densidade de partícula (D_p)

Os valores, medidos em laboratório, relativos a areia, argila, silte e densidade de partícula (D_p), referenciados ao longo da transeção, estão apresentados graficamente nas Figuras 10 e 11. As estatísticas descritivas para esses atributos encontram-se na Tabela 3.

Na classificação da USDA, pelos valores texturais médios encontrados, o solo se classifica como franco. Pela análise gráfica, Figura 10, verifica-se uma acentuada variação textural do solo ao longo da transeção. A princípio constata-se que as percentagens de areia são superiores aos teores de silte e de argila, mas, como há um certo crescimento linear da percentagem de silte, este se torna superior aos dois atributos texturais a uma distância de 40m e prosseguindo até o

final da transeção. Ainda se verifica que a percentagem de argila supera a de areia aos 44 metros de comprimento. Diante de tal variação textural, visando à eficiência dos projetos de irrigação, manejo e conservação ambiental do solo e água que dependem intimamente destes atributos, seria errôneo um trabalho que considera-se apenas os valores médios. Contudo, na Figura 11, a densidade de partícula se mostrou estável em toda a transeção.

Associando as Figura 14 e 16, percebe-se que as frações texturais exerceram uma forte influencia, nos últimos 60m restantes de transeção, na microporosidade e no volume total de poros, os quais sofreram aumento mais expressivos em seus valores. A densidade do solo é um outro atributo que poderia ter influenciado nestes valores, mas que será discutida mais adiante.

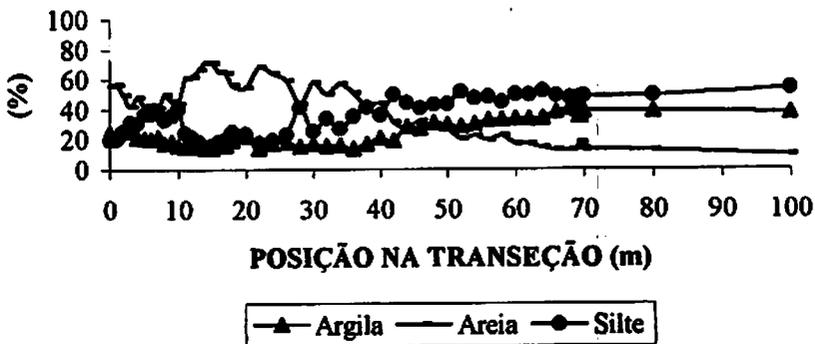


FIGURA 10. Valores referenciados da textura do solo, expressos em %, medidos na transeção. Lavras, MG, 2000.

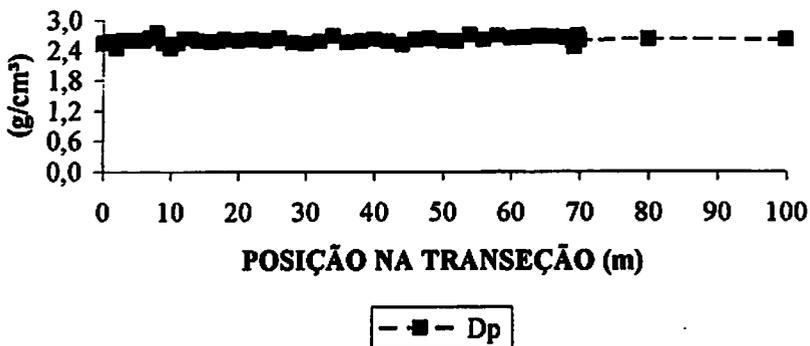


FIGURA 11. Valores referenciados de densidade de partícula (D_p), expressos em g/cm^3 , medidos na transeção. Lavras, MG, 2000.

Observa-se, na Tabela 3, que os valores das medidas de tendência central (média, mediana e moda) são semelhantes apenas na densidade de partícula, o que prova que a distribuição é simétrica para esse atributo do solo, confirmando o que foi constatado por Costa Neto (1990) e Libardi et al. (1996). Também por meio das medidas de dispersão assimetria e curtose se verifica que a normalidade se confirma, pois apresentam resultados próximos de 0 e 3, respectivamente, conforme Farias (1999).

* Pelos limites de coeficiente de variação proposto por Warrick e Nielsen (1980) para a classificação de variáveis do solo ($CV < 12\%$), ($12\% < CV < 60\%$) e ($CV > 60\%$) para baixa, média e alta variabilidade, respectivamente, pode-se dizer que os atributos texturais tiveram variabilidade média e a densidade de partícula teve uma variabilidade baixa. Pelo fato da transeção ser paralela ao curso d'água, onde todos os pontos amostrados estão sujeitos às mesmas condições de sedimentação, os CVs dos atributos texturais deveriam ser baixos.

TABELA 3. Estatística descritiva dos dados da areia em %, argila em %, silte em % e densidade de partícula (Dp) em g/cm³, ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

Parâmetros estatísticos	Atributos			
	Areia	Argila	Silte	Dp
\bar{x}	39,73	24,39	35,86	2,59
md	44,66	22,81	38,08	2,60
mod	50,97	16,39	47,11	2,60
mg	34,05	22,92	33,62	1,01
s ²	378,40	76,14	143,34	0,003
s	19,45	8,72	11,97	0,06
CV	48,95	35,76	33,38	2,38
b1	-0,08	0,42	-0,26	-0,45
b2	1,62	1,72	1,64	3,91
Min.	9,27	13,54	14,84	2,42
Max.	71,20	40,38	53,57	2,74
R	61,93	26,83	38,72	0,31
LI	34,26	21,94	32,49	2,57
LS	45,20	26,85	39,23	2,61

\bar{x} - média; md - mediana; mod - moda; mg - média geométrica; s² - variância; s - desvio padrão; CV - coeficiente de variação; b1 - assimetria; b2 - curtose; Min. - mínimo; Max. - máximo; R- amplitude total; LI - limite inferior do intervalo de confiança para a média com coeficiente de confiança de 95%; LS - limite superior do intervalo de confiança para a média com coeficiente de confiança de 95%

O fator de variação, poderia vir das épocas de enchentes, quando todas as áreas baixas da várzea se inundam, a velocidade e a força de arraste da água são maiores quanto mais se aproximam do curso original do rio e vai diminuindo

à medida que se afasta do seu leito, onde as partículas com maior tamanho e peso, tendem a se precipitar em um tempo menor e se distribuir geralmente próximas à sua calha. Mas, como a área em que se desenvolveu o experimento vem sendo utilizada como pastagem natural, visto que na transeção se compõe de uma vegetação variada, o que poderia ter influenciado na velocidade de arraste da água e na sedimentação textural variada, bem como no seu coeficiente de variação. Estas afirmações estão de acordo com as observadas por Guimarães (2000), em que as frações granulométricas são pouco dependentes do uso e manejo a que o solo é submetido, indicando ser este atributo bastante fixo e que variação é proveniente da própria formação natural do solo.

Nas Figuras 12 e 13 são apresentados os histogramas, associados ao teste de normalidade de Shapiro-Wilk, da argila, areia, silte e densidade de partícula. Pode-se visualizar a distribuição de freqüência dos atributos, sendo que a normalidade foi verificada apenas na densidade de partícula. Estes resultados diferem daqueles obtidos por Nielsen, Biggar e Ehr (1973), que observaram uma distribuição normal para argila e areia e uma distribuição muito irregular e diferente da normal para silte.

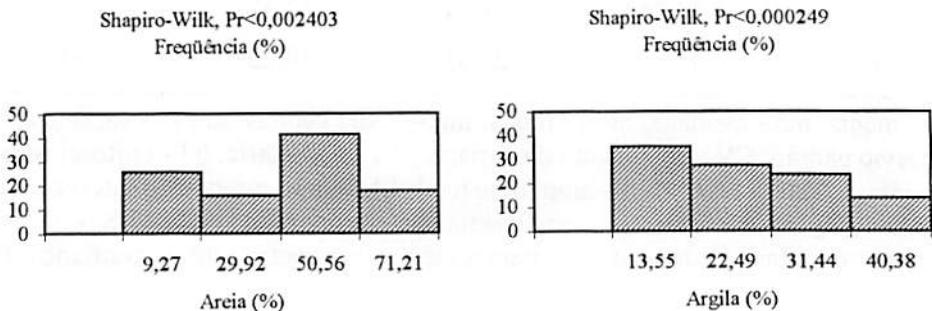


FIGURA 12. Histograma e teste de normalidade para areia e argila ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

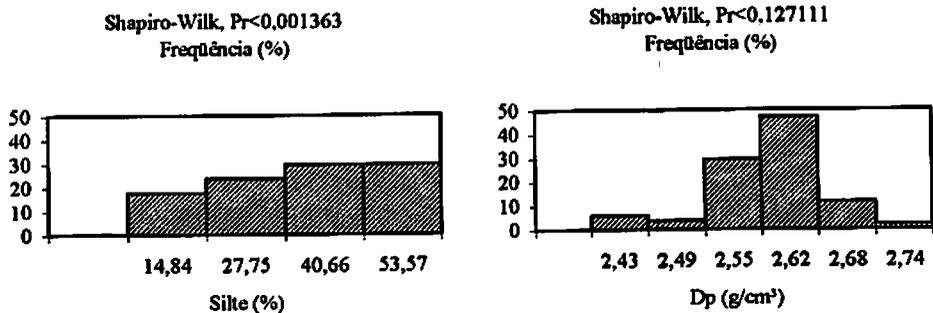


FIGURA 13. Histograma e teste de normalidade para silte e densidade de partícula (Dp) ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

4.1.3 Outros atributos

Os valores, determinados em laboratório da densidade do solo (Ds), poros bloqueados (PB), macroporosidade (Macro), microporosidade (Micro), volume total de poros calculado (VTPc) e volume total de poros determinado (VTPd), estão referenciados ao longo da transeção e apresentados graficamente nas Figuras 14, 15 e 16. As estatísticas descritivas para esses atributos encontram-se na Tabela 4.

Da análise gráfica apresentada na Figura 14, a relação da variação aleatória dos valores altos e baixos da densidade do solo nos primeiros 40m da transeção reflete a influência do comportamento da fração areia que, em conjunto, apresentou uma aleatoriedade nos valores da macroporosidade, volume total de poros calculado e volume total de poros determinado. A diminuição da densidade do solo nos 60m restantes da transeção pode estar na presença de materiais orgânicos, visto que, na coleta, foi verificado escurecimento do solo ao final da transeção. Buckman e Brady (1989) afirmam que a presença de matéria orgânica causa a diminuição da densidade do solo.

Também os aumentos de macroporosidade e microporosidade e volume total de poros, ocorreram devido aos aumentos da fração de silte e de argila. Os resultados estão de acordo com os de Machado (1994), que encontrou altos valores da densidade do solo, relacionados à redução na porosidade total, macro e microporos.

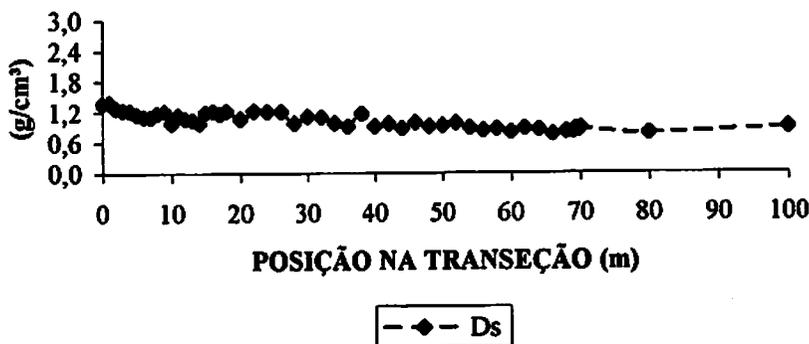


FIGURA 14. Valores referenciados de densidade do solo (Ds), expressos em g/cm^3 , medidos na transeção. Lavras, MG, 2000.

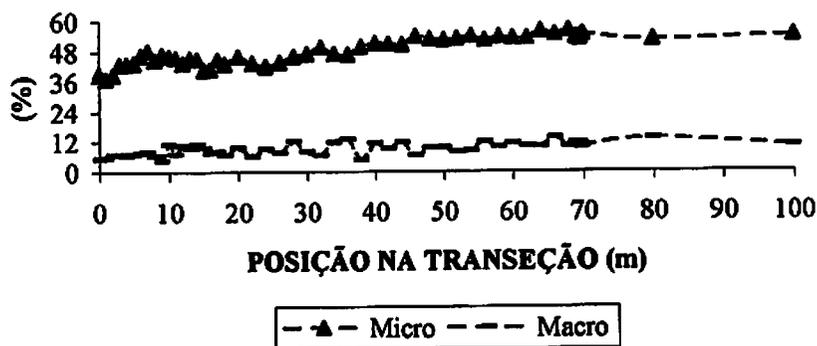


FIGURA 15. Valores referenciados de macroporosidade (Macro) e microporosidade (Micro), expressos em %, medidos na transeção. Lavras, MG, 2000.

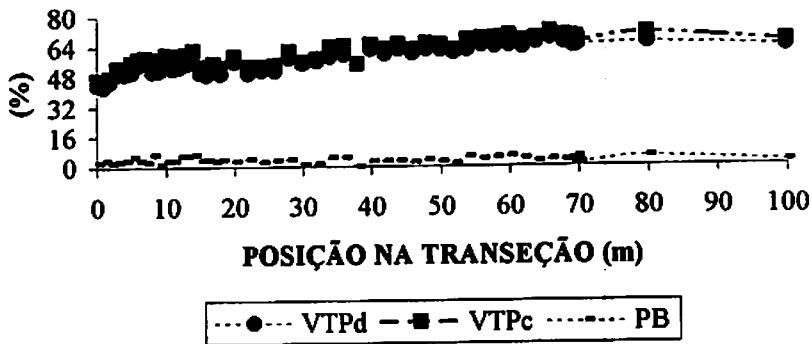


FIGURA 16. Valores referenciados de volume total de poros calculado (VTPc), volume total de poros determinado (VTPd) e poros bloqueados (PB), expressos em %, medidos na transeção. Lavras, MG, 2000.

Observa-se, na Tabela 4, que os valores das medidas de tendência central (média, mediana e moda) são semelhantes para poros bloqueados, o que prova que a distribuição é simétrica, conforme Costa Neto (1990) e Libardi et al. (1996). Também pelas medidas de dispersão assimetria e curtose se verifica que a distribuição de normalidade se confirma, pois apresentam resultados próximos de 0 e 3, respectivamente, para este atributo.

Os CVs dos atributos obtidos com amostras indeformadas são de média variação, o que contraria os resultados obtidos por Warrick e Nielsen (1980), que classificam de modo geral os dados da densidade do solo e porosidade de baixa variação $CV < 10\%$. Vale lembrar que os solos aluviais são provenientes de depósitos aluviais, possuem um horizonte escurecido sobre camadas estratificadas, muito variáveis a pequenas distâncias, tanto na horizontal como na vertical (Resende, Curi e Santana, 1988). E que a camada analisada é a superficial (0-0,20m), sujeita a grandes influências.

TABELA 4. Estatística descritiva dos dados da densidade do solo (Ds) em g/cm³, poros bloqueados (PB) em %, macroporosidade (Macro) em %, microporosidade (Micro) em %, volume total de poros calculado (VTPc) em % e volume total de poros determinado (VTPd) em %, ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

Parâmetros estatísticos	Atributos					
	Ds	PB	Macro	Micro	VTPc	VTPd
\bar{x}	1,02	3,35	8,93	48,10	60,39	57,04
md	0,98	3,24	8,79	48,41	61,12	57,70
mod	0,92	2,95	8,77	49,87	64,02	60,34
mg	1,01	2,80	8,63	47,82	60,02	56,66
s^2	0,02	2,05	5,21	26,33	44,66	42,85
s	0,16	1,43	2,28	5,13	6,68	6,54
CV	16,01	42,74	25,53	10,66	11,06	11,47
b1	0,26	0,27	-0,06	-0,22	-0,28	-0,26
b2	1,96	2,90	2,09	1,89	2,08	1,99
Min.	0,76	0,01	4,45	37,05	46,08	42,58
Max.	1,39	6,68	13,40	56,04	71,41	67,95
R	0,62	6,67	8,94	18,99	25,33	25,36
LI	0,98	2,94	8,29	46,66	58,51	55,20
LS	1,07	3,75	9,58	49,54	62,27	58,88

\bar{x} - média; md - mediana; mod - moda; mg - média geométrica; s^2 - variância; s - desvio padrão; CV - coeficiente de variação; b1 - assimetria; b2 - curtose; Min. - mínimo; Max. - máximo; R- amplitude total; LI - limite inferior do intervalo de confiança para a média com coeficiente de confiança de 95%; LS - limite superior do intervalo de confiança para a média com coeficiente de confiança de 95%

Outra análise importante é a avaliação do grau de precisão da média. Para tal, com base no do erro padrão da média, foram calculados os limites de confiança da média com 95% de probabilidade. Observa-se, para todos os atributos na Tabela 4 e para a densidade de partícula na Tabela 3, que a variação da média, partindo dos limites de confiança, é bastante pequena. Esse fato pode ser explicado tanto pela pequena variação dos dados, como por um número relativamente grande de amostras utilizadas, o que diminui o desvio padrão da média. Com isso, os valores médios obtidos são uma estimativa com um alto grau de significância da amostra da população avaliada.

Nas Figuras 17 a 19 são apresentados os histogramas associados ao teste de normalidade de Shapiro-Wilk, da densidade do solo (D_s), poros bloqueados (PB), macroporosidade (Macro), microporosidade (Micro), volume total de poros calculado (VTPc) e volume total de poros determinado (VTPd). A não observância de distribuição normal para os dados de densidade do solo contraria a expectativa em relação aos resultados apresentados por Nielsen, Biggar e Ehr (1973), concordando, no entanto, com Silva (1988).

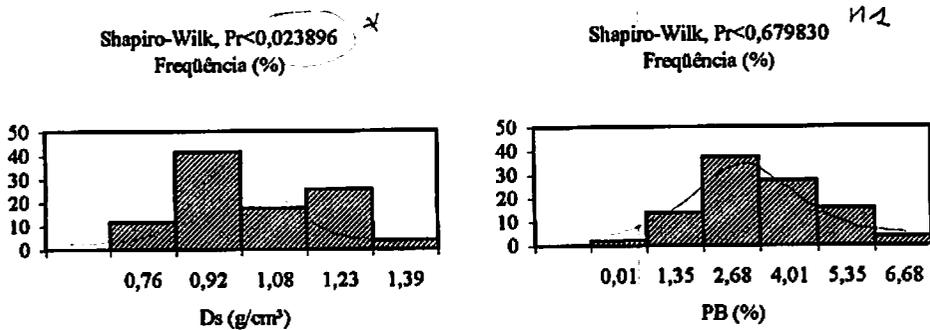


FIGURA 17. Histograma e teste de normalidade para densidade do solo (D_s) e poros bloqueados (PB) ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

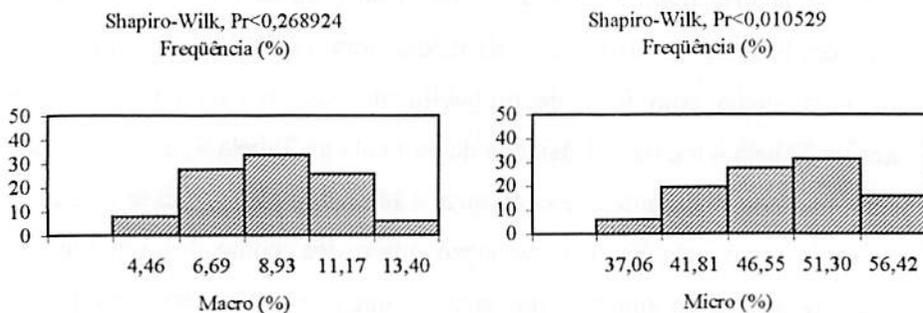


FIGURA 18. Histograma e teste de normalidade para macroporosidade (Macro) e microporosidade (Micro), ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

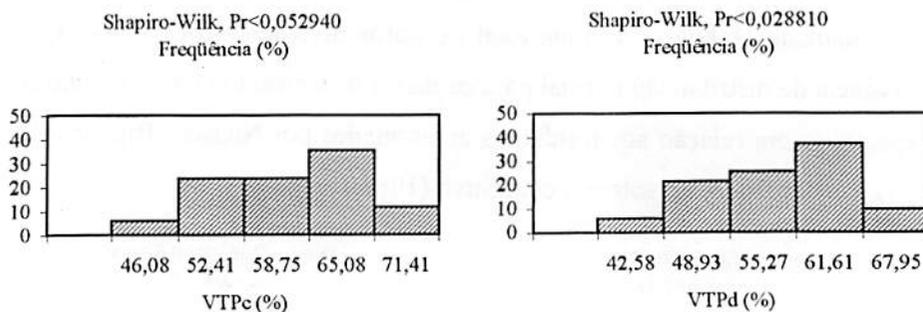


FIGURA 19. Histograma e teste de normalidade para volume total de poros calculado (VTPc) e volume total de poros determinado (VTPd), ao longo da transeção. Lavras, MG, 2000.

4.2 Análise da variabilidade espacial por meio de semivariogramas

4.2.1 Condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) e velocidade de infiltração básica (I).

Na Tabela 5 são apresentados os parâmetros característicos dos modelos ajustados aos semivariogramas, mostrando a dependência espacial obtida de K_o e I , ao longo da transeção. Os semivariogramas experimentais são apresentados nas Figuras 20 e 21.

O semivariograma experimental dos dados de K_o foi ajustado a um modelo esférico, com alcance de dependência espacial de 4,00m. Para I foi ajustado um modelo exponencial, com alcance de dependência espacial de 16,00m. De acordo com os resultados, o delineamento escolhido, visando proporcionar um grande número de pares de pontos (lag) a curta distância, no cálculo da $\gamma(h)$, contribuiu para maior precisão no ajuste dos modelos. Também pelo comprimento de 100m de transeção. Foi possível determinar a maior dependência espacial deste solo, que pelos resultados obtidos por Silva (1988), Carvalho (1991), Sales (1992) e Machado (1994), não conseguiram determinar para a maioria dos atributos um alcance para as dimensões do campo amostral. Isto porque os modelos ajustados atingiram o patamar com um alcance maior que as suas dimensões, comprometendo a conclusão de seus resultados.

TABELA 5. Modelos de semivariogramas ajustados aos dados experimentais de condutividade hidráulica do solo saturado (K_o) em mm/h e da velocidade de infiltração básica (I) em mm/h.

Atributos	Geoestatística				
	Modelo	C_0	C_0+C_1	a	$C_0/(C_0+C_1)$
K_o	ESF	279,99	818,22	4,00	34,22
I	EXP	0,28	0,87	16,00	32,49

ESF - modelo esférico; EXP - modelo exponencial; C_0 - efeito pepita; C_0+C_1 - patamar; a - alcance (m); $C_0/(C_0+C_1)$ - efeito pepita relativo (%).

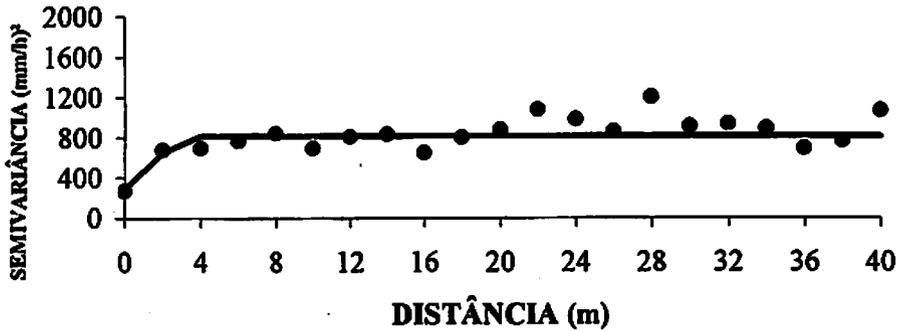


FIGURA 20. Semivariograma experimental dos dados de condutividade hidráulica do solo saturado. Lavras, MG, 2000.

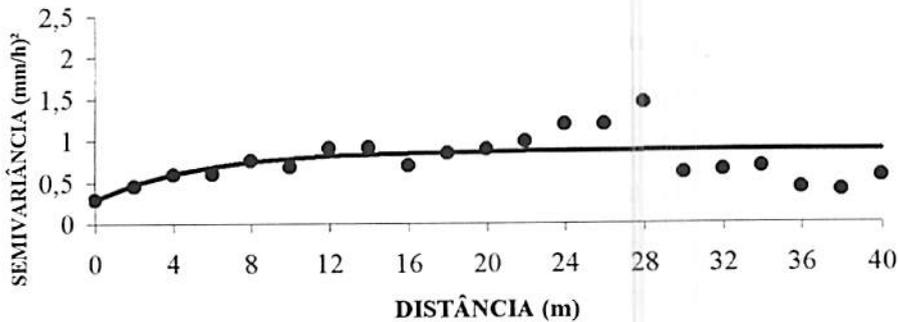


FIGURA 21. Semivariograma experimental dos dados da velocidade de infiltração básica. Lavras, MG, 2000.

Segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), esses semivariogramas apresentam um nível moderado de dependência espacial, com relação ao efeito pepita/patamar.

O efeito pepita diferente de zero, encontrado para K_o e I , reflete a descontinuidade do semivariograma próximo à origem para a menor distância amostrada. Os resultados, em que C_0 é 279,99 para K_o e 0,28 para I , mostram que K_o tem uma alta variabilidade, que poderia ser ocasionada pela variabilidade local e não por erros de medição, visto que os dois atributos foram medidos pelo mesmo aparelho. Tal constatação está, de certa forma, de acordo com Machado (1994), que afirma que a descontinuidade pode ser causada por erros de medição ou por uma variabilidade da propriedade que não pode ser identificada pelo espaço de amostragem.

Segundo resultados obtidos por Guimarães (2000), a alta variabilidade desses atributos reflete a grande dispersão dos dados verificada nas semivariâncias experimentais, que também dificulta o ajuste do modelo teórico de semivariograma.



A generalização na exploração dos resultados em solos classificados e mapeados com menor critério pode induzir a sérios erros na avaliação de parâmetros físicos relacionados à água no solo. Isto ocorre, segundo Corrêa (1986), porque pequenas variações na textura e porosidade podem induzir a grandes variações na infiltração, condutividade hidráulica e fluxo de água no solo. Algumas recomendações feitas por Bernardo (1989), do espaçamento entre os medidores de vazão em função da textura do solo, serviriam apenas de um parâmetro inicial de avaliação da infiltração, de acordo com os objetivos e a precisão que se quer buscar. A variabilidade espacial existe para todos os parâmetros físicos do solo e deveria ser estimada, sendo que o alcance, como principal resultado geoestatístico, deverá ser utilizado como parâmetro de amostragem.

Como o alcance a é "linha divisória" que correlaciona a dependência entre as amostras ou não, o alcance de 16,00m da velocidade de infiltração básica para este solo poderia ser usado no método de entrada e saída de água no sulco, na amostragem do processo de infiltração em irrigação por superfície. Os medidores de vazão devem, neste caso, ser instalados espaçados em subseção com o mesmo comprimento, que é a distância limite de dependência espacial e na avaliação da eficiência da irrigação por superfície, segundo as considerações feitas por Bautista e Wallender (1985). Obtendo-se assim a vantagem de uma redução no tempo de avaliação do processo de infiltração de água ao longo do sulco, devido à redução principalmente no tempo de avanço e também na redução de aplicação de água.

4.2.2 Textura do solo e densidade de partícula (Dp)

Na Tabela 6 são apresentados os parâmetros característicos dos modelos ajustados aos semivariogramas, mostrando a dependência espacial obtida de

areia, argila, silte e D_p , ao longo da transeção. Os semivariogramas experimentais encontram-se nas Figuras 22 a 25.

TABELA 6. Modelos de semivariogramas ajustados aos dados experimentais de areia, argila e silte em % e de densidade de partícula (D_p) em g/cm^3 . Lavras, MG, 2000.

Atributos	Geoestatística				
	Modelo	C_0	C_0+C_1	a	$C_0/(C_0+C_1)$
Areia	ESF	3,47	132,72	15,00	2,61
Argila	GAU	2,97	128,33	49,50	2,31
Silte	EXP	0,10	74,76	14,50	0,14
D_p	S/A	-	-	-	-

ESF - modelo esférico; GAU - modelo de Gauss; EXP - modelo exponencial; S/A - sem ajuste; C_0 - efeito pepita; C_0+C_1 - patamar; a - alcance (m); $C_0/(C_0+C_1)$ - efeito pepita relativo (%).

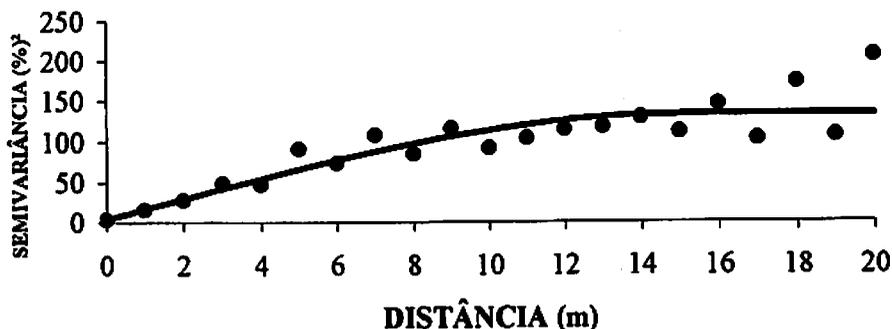


FIGURA 22. Semivariograma experimental dos dados de areia. Lavras, MG, 2000.

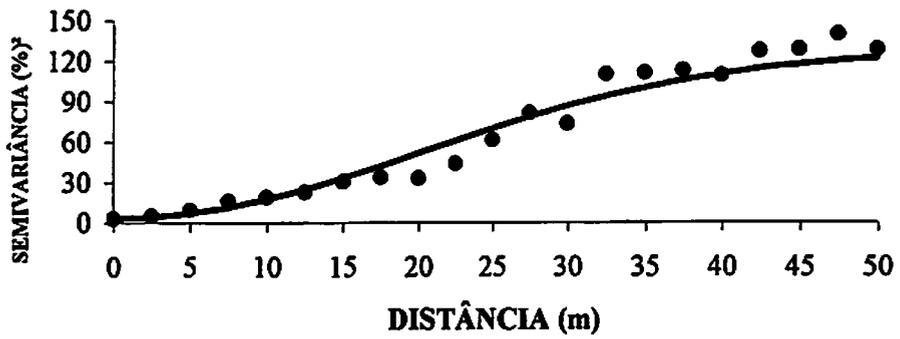


FIGURA 23. Semivariograma experimental dos dados de argila. Lavras, MG, 2000.

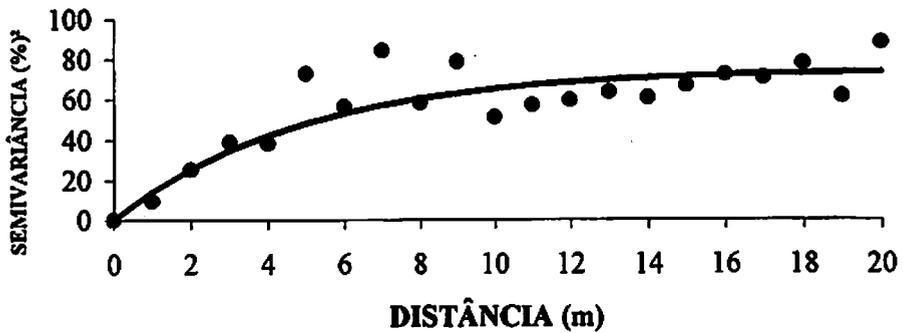


FIGURA 24. Semivariograma experimental dos dados de silte. Lavras, MG, 2000.

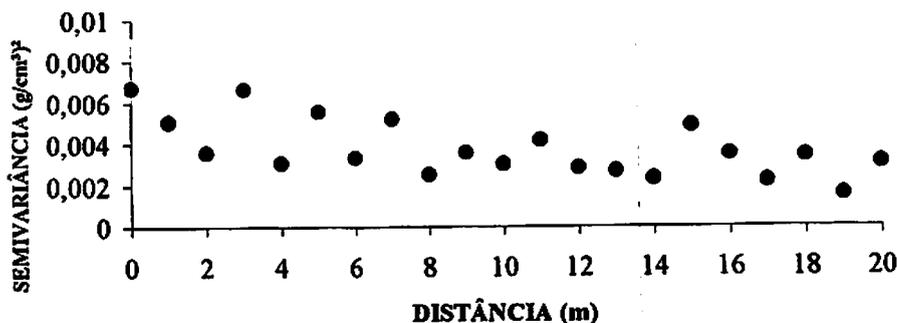


FIGURA 25. Semivariograma experimental dos dados de densidade de partícula Lavras, MG, 2000.

O semivariograma experimental dos dados de amostras deformadas foi ajustado a três modelos (esférico, Gauss e exponencial), com alcances de 15,00m, 49,50m e 14,5m para areia, argila e silte, respectivamente. Para densidade de partícula não foi possível um ajuste. Nota-se uma grande diversidade nos modelos de semivariogramas ajustados para as variáveis relacionadas com as amostras texturais. Este fato mostra que possíveis contribuições ligadas aos processos naturais de formação do solo, podem ter influenciado na estrutura do semivariograma.

As frações granulométricas e densidade de partícula são atributos que raramente sofrem influências do manejo do solo. Elas são influenciadas pelas contribuições originado do material depositado, como as enchentes e os ventos, que transportam materiais sedimentares e os depositam em locais onde a velocidade de arraste diminui e o peso e tamanho da partícula age na precipitação. Na análise dos semivariogramas experimentais, os alcances foram praticamente iguais para areia e silte, devido às enchentes ocasionais que a área amostral vem sofrendo ao longo do tempo, criando uma possível contribuição com as moderadas dependências espaciais. Uma vez que a transeção se encontra

paralela ao curso d'água, percebe-se uma condição semelhante de sedimentação. Para a argila, a alta dependência espacial deve-se à possível sedimentação em locais distantes do curso original do rio fora da área amostral, em que a velocidade de arraste da água é menor.

A maior dependência espacial encontrada para a argila neste solo está de acordo com as afirmações de Isaaks e Srivastava (1989). Segundo estes autores, o comportamento parabólico do modelo de Gauss próximo a origem é reflexo de boa continuidade, ou seja, a dependência entre amostras é alta, resultando em um maior alcance encontrado entre todos os atributos estudados.

Segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), esses semivariogramas apresentaram um nível forte de dependência espacial, com relação ao efeito pepita/ patamar menor ou igual a 25%.

Apesar de não encontrar um ajuste de um modelo teórico para a densidade de partícula, verifica-se que existe uma forte tendência para se atingir o efeito pepita puro ou a ausência total de dependência espacial. Segundo Vieira (2000), significa que o alcance α , para os dados em questão, é menor do que o menor espaçamento entre amostras. Segundo Silva (1988), para esses dados, tem-se uma distribuição completamente aleatória e a única estatística aplicável é a estatística clássica.

4.2.3 Outros atributos

Na Tabela 7 são apresentados os parâmetros característicos dos modelos ajustados aos semivariogramas, mostrando a dependência espacial obtida de Ds, PB, Macro, Micro, VTPc e VTPd, ao longo da transeção. Os semivariogramas experimentais são apresentados nas Figuras 26 a 31.

O semivariograma dos dados das amostras indeformadas foi ajustado ao modelo exponencial para Ds, Micro, VTPc e VTPd, com alcances variando entre

8,00m e 13,00m. Para Macro, um modelo esférico foi ajustado, no qual se definiu um alcance de 2,00m e, por fim, para PB não foi encontrado nenhum ajuste. O grande número de atributos ajustados aos mesmos modelos pode ser explicado pelo fato de serem determinados por meio de uma única amostra indeformada, coletada através do cilindro de Uhland, que tem uma íntima relação de variação, seja ela de manejo do solo ou pela sua formação pedogenética.

TABELA 7. Modelos de semivariogramas ajustados aos dados experimentais de densidade do solo (Ds) em g/cm³, poros bloqueados (PB) em %, macroporosidade (Macro) em %, microporosidade (Micro) em %, volume total de poros calculado (VTPc) em % e volume total de poros determinado (VTPd) em %. Lavras, MG, 2000.

Atributos	Geoestatística				
	Modelo	C ₀	C ₀ +C ₁	a	C ₀ /(C ₀ +C ₁)
Ds	EXP	0,00035	0,01	8,00	0,34
PB	S/A	-	-	-	-
Macro	ESF	0,52	4,11	2,00	12,69
Micro	EXP	0,28	7,82	12,50	3,59
VTPc	EXP	2,30	18,91	12,00	12,18
VTPd	EXP	0,30	14,06	13,00	12,15

EXP - modelo exponencial; S/A - sem ajuste; ESF - modelo esférico; C₀ - efeito pepita; C₀+C₁ - patamar; a - alcance (m); C₀/(C₀+C₁) - efeito pepita relativo (%).

A densidade de solo é uma propriedade inerente ao processo evolutivo que o solo vem sofrendo com o passar dos anos como o manejo, compactação e tempo de implantação de uma determinada lavoura. A forte dependência espacial com alcance de 8,00m para este atributo pode estar ligada ao pisoteio do

gado, uma vez que a área experimental vem sendo utilizada como pastagem ou alguma característica de formação. Para os outros atributos com o mesmo ajuste de modelo não houve uma variação maior de alcance, sendo que a microporosidade responsável pela armazenamento e distribuição de água no solo, não foi influenciada pela argila, visto que o seu alcance foi de 49,50m.

Para a macroporosidade, responsável pela aeração, por meio de um ajuste de modelo esférico apresentou um alcance de 2,00m. Tal comportamento pode estar sendo influenciado pela presença de raízes e de matéria orgânica, bem como pela redução da densidade do solo ao longo da transeção. Estes resultados são, de certa forma, semelhantes aos encontrados por Machado (1994), segundo o qual, por um modelo esférico, a macroporosidade do solo orgânico na camada de 0-0,20m foi o atributo possível de determinar o alcance, mostrando que amostras separadas por uma distância de até 4,00m são dependentes no espaço.

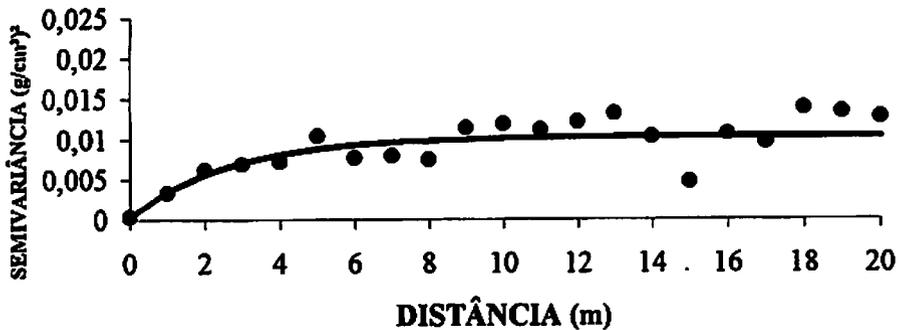


FIGURA 26. Semivariograma experimental dos dados de densidade do solo. Lavras, MG, 2000.

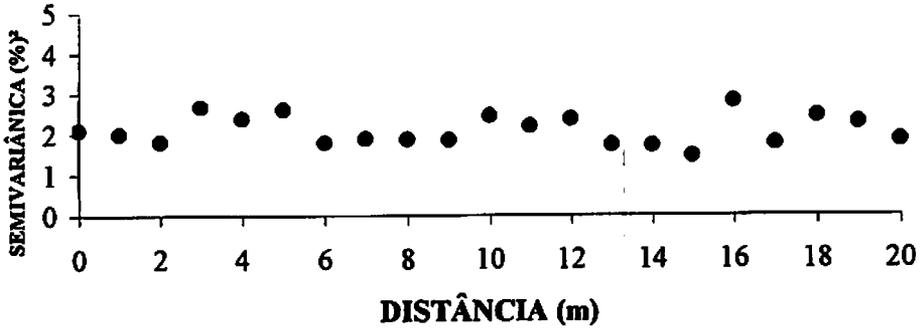


FIGURA 27. Semivariograma experimental dos dados de poros bloqueados. Lavras, MG, 2000.

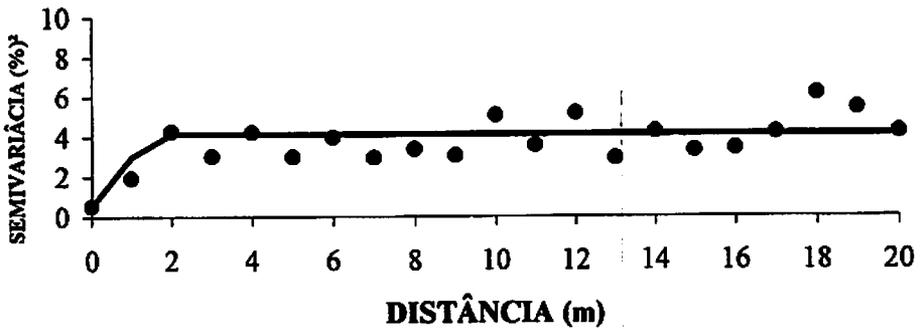


FIGURA 28. Semivariograma experimental dos dados de macroporosidade. Lavras, MG, 2000.

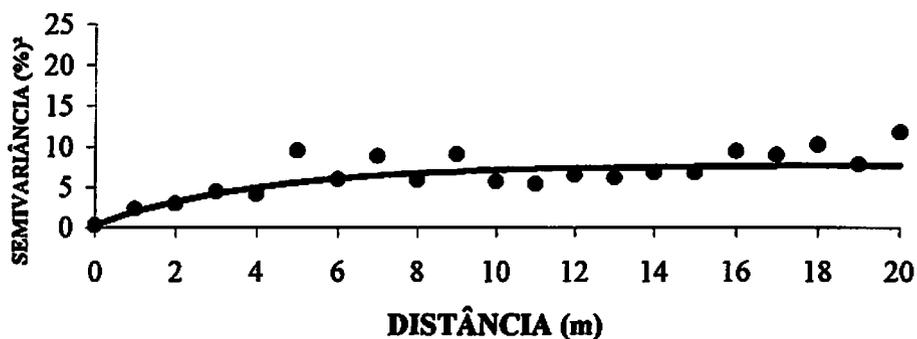


FIGURA 29. Semivariograma experimental dos dados de microporosidade. Lavras, MG, 2000.

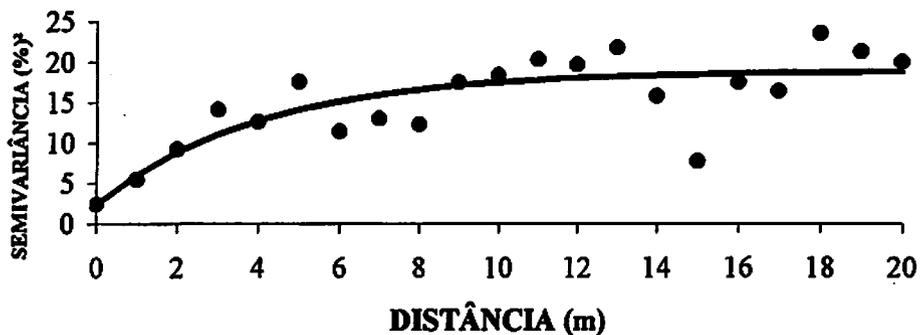


FIGURA 30. Semivariograma experimental dos dados de volume total de poros calculado. Lavras, MG, 2000.

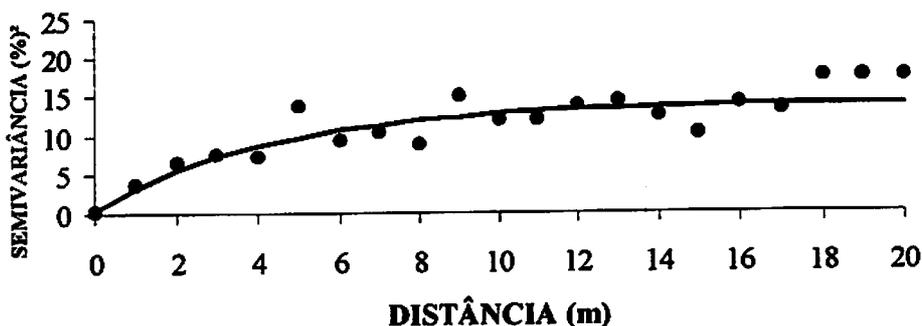


FIGURA 31. Semivariograma experimental dos dados de volume total de poros determinado. Lavras, MG, 2000.

O mesmo ajuste de modelo e praticamente o mesmo alcance apresentado pelo VTPc e VTPd mostram ser parâmetros muito parecidos. Isto, apesar de o VTPc ser calculado em função da densidade do solo e de partículas, segundo critério de Vomocil (1965) e o VTPd ser determinado em função da umidade, com base em volume, quando o solo se encontra saturado.

Segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), os semivariogramas das amostras indeformadas apresentam um nível forte de dependência espacial, com relação ao efeito pepita/patamar menor ou igual a 25%.

A determinação de parâmetros físicos volumétricos é de extrema importância para estudos destinados à física e/ou mecânica de solos, conservação e manejo do solo, bem como aplicações vitais em projetos e avaliações da eficiência de irrigação e drenagem, principalmente com relação ao alcance apresentado pelo semivariograma. Levando-se em conta a aplicação da geoestatística, dentro da coleta de dados da infiltração em subseções de sulco de 16,00m, o comprimento determinado pelos atributos com amostras

indeformadas poderia variar de 2,00m a 13,00m, com real confiabilidade na amostragem.

5 CONCLUSÕES

Não foi encontrada nenhuma relação da condutividade hidráulica do solo saturado e da velocidade de infiltração básica, medidas "in situ", com os demais atributos analisados ao longo da transeção.

Os atributos condutividade hidráulica do solo saturado e velocidade de infiltração básica foram os mais variáveis ao longo da transeção, com base no coeficiente de variação.

As semivariâncias dos atributos condutividade hidráulica do solo saturado e velocidade de infiltração básica permitiram ajuste dos modelos esférico e exponencial de semivariogramas, com alcance de 4 e 16m, respectivamente.

Existe uma notória dependência espacial dos atributos obtidos com amostragens deformada e indeformadas. A argila foi a variável textural que apresentou maior dependência espacial, com base na relação alcance e patamar, com ajuste do modelo de Gauss e alcance de 49,50m; a macroporosidade com ajuste ao modelo esférico apresentou o menor alcance, igual a 2,00m.

Não foi possível encontrar um ajuste de modelo teórico de semivariograma para a densidade de partícula e poros bloqueados, além do efeito pepita puro, indicando, portanto, a ausência total de dependência espacial para estes atributos neste solo.

A estrutura de variabilidade espacial de 16,00m da velocidade de infiltração básica permite a divisão da transeção em subseções, para fins de manejo e amostragem de solo.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE IRRIGAÇÃO E DRENAGEM. Dicionário de termos técnicos de irrigação e drenagem. Viçosa: UFV, 1978. p.615.**
- AZEVÊDO, M.A.S.B de. Estudo das características de avanço e infiltração da água em sulcos, num solo aluvial eutrófico, para os escoamentos contínuos e intermitente. Viçosa: UFV, 1989. p.105. (Dissertação – Mestrado em Engenharia Agrícola).**
- BAUTISTA, E.; WALLENDER, W.W. Spatial variability of infiltration in furrows. Transaction of the ASAE, St. Joseph, v.28, n.6, p.1846-11851, 1855, Nov./Dec. 1985.**
- BERNARDO, S. Manual de irrigação. 5.ed. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1989. p.596.**
- BLAKE, G.R. Bulk density. In: BLACK, C.A. Methods of soil analysis: physical and mineralogical properties, including statistics of measurement and sampling. Madison: American Society of Agronomy, 1965. pt.1, p.374-390.**
- BUCKMAN, H. O.; BRADY, N. C. Natureza e propriedades dos solos. 4.ed. São Paulo: Freitas Bastos, 1989. p.594, 1989.**
- 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, Nov./Dec. 1994.**
- CARVALHO, T.M. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho Amarelo através da geoestatística. Lavras: ESAL, 1991. p.84. (Dissertação – Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas).**
- CHRISTOFIDIS, D. Situação das áreas irrigadas métodos e equipamentos de irrigação - Brasil. Brasília: UnB, 1999. p.26.**

- CORRÊA J.B.D. Variabilidade espacial de características e propriedades físicas de latossolo roxo do Município de Lavras - MG. Lavras: ESAL, 1986. p.83. (Dissertação – Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas).
- COSTA NETO, P.L.O. Estatística. 10.ed. São Paulo: Edgard Blücher, 1990. p.264.
- 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.
- DIAS JUNIOR, M.S.; BERTONI, J.C.; BASTOS, A.R.R. *Física do solo: curso de pós-graduação em solos e nutrição de plantas*. Lavras: UFLA, 2000. p.147. (Notas de aula teórica)
- DOURADO NETO, D. *Variabilidade espacial das alturas de chuvas e irrigação e de potenciais da solução do solo*. Piracicaba: ESALQ, 1989. p.180. (Dissertação – Mestrado em Irrigação e Drenagem).
- ELRICK, D.E.; REYNOLDS, W.D.; BAUM GARTNER, K.A.; BRADSHAW, K.L. In-situ measurements of hydraulic properties of using Guelph permeameter and Guelph infiltrometer. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON LAND DRAINAGE, 3., 1987, Wooster. *Proceedings...* Wooster: Ohio State University, 1987. v.43, p.483-487.
- FARIAS, M.S.S.de. *Diagnóstico da necessidade de drenagem no perímetro irrigado de São Gonçalo*. Campina Grande: UFPB, 1999. 75p. (Dissertação – Mestrado em Irrigação e Drenagem).
- FERREIRA, M.M.; DIAS JUNIOR, M.S.; BERTONI, J.C.; BASTOS, A.R.R. *Física do solo: curso de pós graduação em solos e nutrição de plantas*. Lavras: UFLA, 2000. p.33. (Notas de aula prática)
- FONSECA, J.S.; MARTINS, G.A. *Curso de estatística*. São Paulo: Atlas, 1993. p.317.

GARCÍA, A.G.Y. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo e resposta espectral da cultura de feijão irrigado, em imagens aéreas digitais. Piracicaba: ESALQ, 1997. p.79.

GONÇALVES, A.C.A. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação. Piracicaba: ESALQ, 1997. p.118. (Tese – Doutorado Irrigação e Drenagem).

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. Campinas: UNICAMP, 2000. p.85 (Tese – Doutorado em Engenharia Agrícola).

GUPTA, R.K.; RUDRA, R.P.; DICKINSON, W.T.; PATINI, N.K.; WALL, G.J. Comparison of saturated hydraulic conductivity measured by various field methods. Transaction of the ASAE, St. Joseph, v.36, n.1, p.51-55, Jan./Feb. 1993.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. Applied geostatistic: an introduction to. New York: Oxford University Press, 1989. p.561.

IZADI, B.; WALLENDER, W.W. Furrow hydraulic characteristics and infiltration. Transaction of the ASAE, St. Joseph, v.28, n.5, p.1901-1908, Sept./Oct. 1985.

JOURNEL, A.G. Geoestatistic for enviromental science. Las Vegas: Enviromental Protection Agency, 1988.

JOURNEL, A.G.; HUIJBREGTS, Ch. J. Mining geostatistics. London: Academic Press, 1991. p.600.

KAMRA, S.K.; RAO, K.V.G.K. Selection of representative hydraulic conductivity value for drainage system design. Irrigation and Power, Simla, v.42, n.4, p.355-359, 1985.

LAL, R. Métodos para a avaliação do uso sustentável dos recursos solo água nos trópicos. Tradução e adaptação de Cláudia Conti Medugno e José Flávio Dynia. Jaguariúna: Embrapa Meio Ambiente, 1999. p.97. (Embrapa Meio Ambiente. Documento, 03).

- LASCANO, R.J.; HATFIELD, J.L. Spatial variability of evaporation along two transects of a bare soil. *Soil Science Society of American Journal*, Madison, v.56, n.2, p.341-346, Mar./Apr. 1992.
- LIBARDI, P.L.; MANFRON P.A.; MORAES, S.O.; TUON, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, SP, v.20, n.1, p.1-12, jan./abr. 1996.
- LIBARDI, P.L.; PREVEDELLO, C.L.; PAULETTO, E.A.; MORAES, S.O. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, SP, v.10, n.2, p.85-90, maio/ago. 1986.
- MACHADO, R.V. Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos em uma hidrosequência de solos bem à muito mal drenados. Lavras: ESAL, 1994. p.88. (Dissertação – Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas).
- McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. *Journal of Soil Science*, Oxford, v.37, n.4, p.617-639, Dec. 1986.
- MILLAR, A.A. *Drenagem de terras agrícolas: base agrônômicas*. São Paulo: Editerra, 1988. p.306.
- NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W.; EHR, K.T. Spatial variability of field-measured soil water properties. *Hilgardia*, Berkley, v.42, n.7, p.215-259, Nov. 1973.
- OLIVEIRA, L.B. Determinação da macro e microporosidade pela "mesa de tensão" em amostra de solo com estrutura indeformada. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.3, n.1, p.197-200, jan. 1968
- OLIVEIRA, M.S. Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística. Campinas: UNICAMP, 1991. p.100. (Tese de Mestrado).
- OR, D.; WALKER, W.R. Effects of spatially variable intake on surface irrigation advance. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, New York, v.122, n.2, p.122-129, Mar./Apr. 1996.
- PANATIER, Y. *Variowin: software for spatial data analysis in 2d*. New York: Springer-Verlag, 1996. p.93.

PURCINO, J.R.C. Uso dos parâmetros de irrigação por sulcos para a melhoria da eficiência. *Informe Agropecuário*, Belo Horizonte, v.9, n.100, p.42-47, abr. 1983.

QUEIROZ, J.E. Parâmetros hidro-dinâmicos de um solo de várzea para fins de drenagem subterrânea. Piracicaba: ESALQ, 1995. p.167. (Tese – Doutorado em Irrigação e Drenagem).

QUEIROZ, J.E.; GONÇALVES, A.C.; SOUTO, J.S.; FOLEGATTI, M.V. Avaliação e monitoramento da salinidade do solo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 26., 1997, Campina Grande. Anais... Campina Grande: UFPB, 1997. p.69-108.

REICHARDT, K. Processos de transferência no sistema solo planta atmosfera. 4.ed. Campinas : Fundação Cargill, 1985. p.473.

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

RESENDE, F.C.; SCALOPPI, E.J. Avaliação de métodos para determinação das características de infiltração em sulcos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.20, n.2, p.227-233, fev. 1985.

RESENDE, M.; CURI, N.; SANTANA, D. P. Pedologia e fertilidade do solo: interações e aplicações. Brasília: Ministério da Educação; Lavras: ESAL; Piracicaba: POTAFOS, 1988. p.81.

→ REYNOLDS, W.D.; ELRICK, D.E. In situ measurement of field-saturated hydraulic conductivity, sorptivity, and the α - parameter using the Guelph Permeameter. *Soil Science*, Baltimore, v.140, n.4, p.292-302, Oct. 1985.

→ REYNOLDS, W.D.; ZEBCHUK, W.D. Hydraulic conductivity in a clay soil: two measurement techniques and spatial characterization. *Soil Science of America Journal*, Madison, v.60, n.6, p.1679-1685, Nov./Dec. 1996.

RIBEIRO JUNIOR, P.J. Método geoestatístico no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo. Piracicaba: ESALQ, 1995. p.99. (Dissertação – Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).

- SALES, L.E.O. Variabilidade espacial da velocidade de infiltração básica associada a propriedades físicas das camadas superficial e subsuperficial de dois solos da região de Lavras (MG). Lavras: ESAL, 1992. p.103. (Dissertação – Mestrado Solos e Nutrição de Plantas).
- SCALOPPI, E.J. Sistema de irrigação por superfície. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v.12, n.139, p.12-26, jul. 1986.
- SCOTT, D.W. On optimal and data based histograms. **Biometrika**, London, v.66, n.3, p.605-610, Sept. 1979.
- SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete sample). **Biometrika**, London, v.52, n.3/4, p.591-611, Dec. 1965.
- SILVA, A.P. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo. Piracicaba: ESALQ, 1988. p.105. (Tese – Doutorado Solos e Nutrição de Plantas).
- SISSON, J.B.; WIERENGA, P.J. Spatial variability of steady-state infiltration rates as a stochastic process. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v.45, n.3, p.699-704, May/June 1981.
- STRELKOFF, T.S.; CLEMMENS A.J. Dimensional analysis in surface irrigation. **Irrigation Science**, New York, v.15, n.1, p.57-82, Sept. 1994.
- TARBONTON, K.C.; WALLENDER, W. Field-wide furrow infiltration variability. **Transaction of the ASAE**, St. Joseph, v.32, n.3, p.913-918, May/June 1989.
- TESTEZLAF, R. Infiltrômetro recirculante para avaliação das características de infiltração em irrigação por sulco. In: CONGRESSO NACIONAL DE IRRIGAÇÃO E DRENAGEM, 8., 1988, Florianópolis, SC. **Anais...** Florianópolis, SC., 1988. v.2, p.1219-1232.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geoestatistic to spatial studies of soil properties. **Advance in agronomy**, New York, v.38, p.45-94, 1985.
- TROUT, T.J. Furrow inflow and infiltration variability impacts on irrigation management. **Transaction of the ASAE**, St. Joseph, v.33, n.4, p.1171-1178, Mar./Apr. 1990.
- TROUT, T.J.; MACKKEY, B.E. Furrow inflow and infiltration variability. **Transaction of the ASAE**, St. Joseph, v.31, n.2, p.531-537, July/Aug. 1988.

- TUCCI, C.E.M. Hidrologia: ciência e aplicação. Porto Alegre: Ed da universidade: ABRH, Edusp, 1993. p.943. (Coleção ABRH de recursos hídricos, v.4)**
- UNLU, K.; KMAS, M.L.; NIELSEN, D.R. Stochastic analysis of field measured unsaturated hydraulic conductivity. Water Resources Research, Washington, v.12, n.12, p.2511-2519, 1989.**
- VIEIRA, S.R. Geostatística em estudo de variabilidade espacial do solo: tópicos em ciência do solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do solo, 2000. v.1, p.1-55.**
- VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. Soil Science Society of American Journal, Madison, v.45, n.6, p.1040-1048, Nov./Dec. 1981.**
- 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.**
- VOMOCIL, J.A. Porosity. 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.499-510.**
- WALKER, W.R.; SKOGERBOE, G.V. The theory and practice of surface irrigation: a guide for study in surface irrigation engineering. Logan: Utah, 1984. p.470..**
- 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.**
- WEBSTER, R.; OLIVIER, M.A. Statistical methods in soil and land resource survey. Oxford: Oxford University Press, 1990. p.316.**
- WITHERS, B.; VIPOND, S. Irrigação: projeto e prática. Tradução de Francisco da Costa Verdade. São Paulo: EPU. Ed. da Universidade de São Paulo, 1977. p.339.**

ZAPATA, M.; PLAYÁN, E. Elevation and infiltration in a level basin. I. Characterizing variability. *Irrigation Science*, New York, v.19, n.4, p.155-164, Sept. 2000.