

**Universidade de São Paulo  
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Distribuição espacial dos parâmetros da equação da condutividade  
hidráulica em função da umidade do solo**

**Laércio Alves de Carvalho**

**Tese apresentada para obtenção do título de Doutor  
em Agronomia. Área de concentração: Solos e  
Nutrição de Plantas**

**Piracicaba  
2006**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**Laércio Alves de Carvalho**  
**Engenheiro Agrônomo**

**Distribuição espacial dos parâmetros da equação da condutividade  
hidráulica em função da umidade do solo**

Orientador:

Prof. Dr. **PAULO LEONEL LIBARDI**

**Tese apresentada para obtenção do título de Doutor  
em Agronomia. Área de concentração: Solos e  
Nutrição de Plantas**

**Piracicaba**

**2006**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)  
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Carvalho, Laércio Alves de

Distribuição espacial dos parâmetros da equação da condutividade hidráulica em função da umidade do solo / Laércio Alves de Carvalho. - - Piracicaba, 2006.  
179 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2006.  
Bibliografia.

1. Condutividade hidráulica do solo 2. Distribuição espacial 3. Sonda de nêutrons 4. Variabilidade espacial 5. Variabilidade temporal I. Título

CDD 631.432

**“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”**

## OFEREÇO

A Deus por me conceder o dom da vida  
e me proporcionar tanta felicidade.

Ao meu pai e esposa, Argemiro e Lita,  
à minha mãe e esposo, Rita e Eraldo,  
pelo amor, apoio e ensinamentos durante toda minha vida.

Aos meus irmãos,  
Agenor e Cristiane, pela amizade, amor, e constante  
incentivo durante todos os momentos de minha vida.

Ao meu orientador e esposa, Paulo e Cristina,  
pelo tratamento sempre fraterno.

Ao casal de amigos, Edmilson (Gavião) e Jurema,  
pelo companheirismo e apoio em todos os momentos

## AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Paulo Leonel Libardi pelo incentivo, confiança, amizade, dedicação, companheirismo e orientação durante o curso.

Ao Prof. Dr. Álvaro Pires da Silva pela amizade, ensinamentos e incentivo.

Aos Professores Dr. Sérgio Oliveira Moraes e Dr. Jarbas Honório Miranda, pelo companheirismo e amizade.

À Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, em especial, ao Programa de Pós-graduação em Solos e Nutrição de Plantas pela oportunidade oferecida.

Aos professores do Departamento de Solos e Nutrição de Plantas que demonstraram competência e responsabilidade com o futuro da educação do nosso país.

Ao Prof. Dr. Genelício Crusoé Rocha pela colaboração e sugestões apresentadas.

Aos colegas e amigos de república, Marcelo e Geraldo, pela amizade e companheirismo durante todos os momentos da realização deste trabalho e em especial ao grande amigo Edmilson que vem desde a graduação nos ajudando a lutar por um ideal de vida.

Aos colegas de pós-graduação pelo convívio durante o curso em especial: Lilian, Camila, Lígia, Aline, Herdjânia, Aline, Lúcia, Fernanda, Karina, Adriano, Júnior.

Aos colegas que contribuíram de diversas formas para a realização deste trabalho: Edmilson, Flávia, Mônica, Dolorice.

Aos funcionários do Departamento de Ciências Exatas Francisco Bernardo Dias e Luiz Fernando Novello pelo convívio durante a realização do curso.

Às bibliotecárias da DIBD/ESALQ/USP, Eliana M. Garcia Sabino e Sílvia Zinsly, pela revisão das referências bibliográficas.

Aos anônimos que muito contribuíram para realização deste trabalho.

Ao consulado baiano por ter proporcionado momentos de muita alegria e descontração e mostrado que a amizade é duradoura e sincera quando as pessoas se respeitam e se gostam, em especial, ao Sr. Pedro Louça e família por nos receber de uma forma bastante amigável.

À minha família, que sempre esteve junto em todos os momentos de minha carreira, e é por ela que procuro esquecer a distância que nos separa tentando buscar a realização do meu sonho: Argemiro, Rita, Agenor Netto, Cristiane, Carmelita, Eraldo, Teresinha.

## SUMÁRIO

RESUMO.....	8
ABSTRACT.....	10
1 INTRODUÇÃO.....	11
2 DESENVOLVIMENTO.....	14
2.1 Revisão Bibliográfica.....	14
2.1.1 Conteúdo de água no solo.....	14
2.1.2 Geoestatística e estabilidade temporal.....	17
2.1.3 Variabilidade espacial e condutividade hidráulica do solo.....	30
2.2 MATERIAL E MÉTODOS.....	36
2.2.1 Localização e descrição da área experimental.....	36
2.2.2 Clima e solos.....	36
2.2.3 Parcela experimental.....	37
2.2.4 Coleta e preparo das amostras para determinação da armazenagem de água.....	37
2.2.5 Caracterização física do solo.....	38
2.2.6 Determinação da densidade do solo.....	40
2.2.7 Determinação do conteúdo de água.....	40
2.2.8 Conteúdo de água a base de massa.....	40
2.2.8 Conteúdo de água a base de volume.....	40
2.2.10 Armazenagem de água no solo.....	41
2.2.11 Ensaio do perfil instantâneo.....	43
2.2.12 Considerações teóricas sobre a condutividade hidráulica do solo	45



pelo método do perfil instantâneo.....	
2.2.13 Análise dos dados.....	48
2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	52
2.3.1 Perfis de conteúdo de água e armazenagem em função do tempo no método do perfil instantâneo.....	52
2.3.2 Parâmetros da equação representativa da função $K(\theta)$ .....	59
2.3.3 Análise geoestatística dos parâmetros da equação $K(\theta)$ .....	67
2.3.3.1 Estudo estatístico e análise exploratória da variável $\theta_0$ das profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm.....	67
2.3.3.2 Estudo estatístico e análise exploratória das variáveis $K_0$ e $\gamma$ das profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm.....	98
2.3.4 Análise da estabilidade temporal para armazenagem da água no solo.....	142
3 CONCLUSÃO.....	160
REFERÊNCIAS .....	162
ANEXO.....	178

## RESUMO

### Distribuição espacial dos parâmetros da equação da condutividade hidráulica em função da umidade do solo

O objetivo do presente trabalho foi estudar a variabilidade espacial dos parâmetros da equação da condutividade hidráulica determinada no campo em função do conteúdo de água no solo, pelo método do perfil instantâneo, e avaliar a estabilidade temporal da armazenagem da água no solo, com vistas a identificação de um local de amostragem ótimo para a determinação da densidade de fluxo da água pela equação de Darcy-Buckingham. O estudo foi desenvolvido num Latossolo Vermelho Amarelo, textura areno-argiloso, em área experimental do Campus "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, município de Piracicaba, Estado de São Paulo, Brasil. Suas coordenadas geográficas são: 22° 42' 43,3" de latitude sul, 47° 37' 10,4" de longitude oeste e 456 m de altitude. A parcela experimental apresentava um comprimento de 45 m e uma largura de 15 m, na qual foram instalados 40 tubos de alumínio para acesso de uma sonda de nêutrons para medida do conteúdo da água no solo nas profundidades 0,20 m; 0,40 m; 0,60 m; 0,80 m e 1,00 m e cálculo da armazenagem da água no perfil 0- 1,0 m. A distribuição desses tubos foi feita na forma de uma grade de quatro colunas por dez linhas, com cada tubo distando de seu vizinho de 5 m. As funções  $K(\theta)$  nos 40 pontos foram determinadas a partir das análises de regressão de  $\theta$  em função de  $\ln t$  e  $h_z$  em função de  $\ln t$ , durante o processo de redistribuição da água no solo. De posse das 40 funções  $K(\theta)$  nas cinco profundidades estudadas, foram aplicadas as técnicas geoestatísticas para o estudo da variabilidade espacial dos parâmetros  $\theta_0$ ,  $K_0$  e  $\gamma$  da função. Foi realizada também a análise da estabilidade temporal da armazenagem da água no solo, ao longo do período de redistribuição da água no solo para verificar quais e quantos são os locais adequados para o monitoramento da água precisão aceitável e reduzido esforço amostral. Pelos resultados obtidos, pôde-se concluir que: a) os métodos geoestatísticos utilizados foram adequados para descrever a estrutura de dependência espacial dos parâmetros da relação da condutividade hidráulica em função da umidade do solo:  $\theta_0$ ,  $K_0$  e  $\gamma$ ; b) para as três variáveis estudadas ( $\theta_0$ ,  $K_0$  e  $\gamma$ ) houve estrutura de dependência espacial dos parâmetros na escala utilizada com alcances máximos de 8,33, 19,09 e 10,35 m; c) a técnica da estabilidade temporal que possibilita identificar, no campo, o ponto, ou os pontos, que representam a média e os pontos que superestimam ou subestimam a média real de determinada variável, identificou, para os valores de armazenagem da água no solo do presente estudo, os pontos 19, 20 e 21 como os mais representativos da média geral do campo; d) a metodologia com base nos coeficientes de correlação de Spearman também permitiu concluir que os valores de armazenagem da água no solo, foram estáveis no tempo, para os 40 pontos amostrados.

Palavras-chave: perfil instantâneo, estabilidade temporal, sonda de nêutrons, armazenagem

## ABSTRACT

### Spatial distribution of the parameters of the equation relating hydraulic conductivity to soil water content

The objective of this work was to study the spatial variability of the parameters of the hydraulic conductivity equation determined in the field as a function of soil water content, by the instantaneous profile method, and to evaluate the soil water storage time stability, in order to identify a sampling location for the determination of soil water flux by means of Darcy-Buckingham equation. The study was carried out in a clay sandy Oxisol in the country of Piracicaba, State of São Paulo, Brazil (22°42' 43,3" S, 47° 37' 10,4" W, 546 m). The dimensions of the experimental plot were 45 m x 15 m in which 40 aluminium tubes were installed to access a neutron probe to measure the soil water content at the depths of 0.2, 0.4, 0.6, 0.8 and 1.0 m and, then, calculate the soil water storage of the 0 - 1.0 m soil layer. The distribution of these tubes were made in grid of four columns by ten lines in spacing of 5m x 5m. The  $K(\theta)$  functions were determined in the 40 points from regression analyses of  $\theta$  as function  $Int$  and  $h_z$  as a function of  $Int$ , being  $K$  the hydraulic conductivity,  $\theta$  the volumetric soil water content,  $h_z$  the soil water storage in the 0 - Z m layer and t the soil water redistribution time. With the 40  $K(\theta)$  functions in the five studied soil depths, geostatistical techniques were used to evaluate the spatial variability of the parameters  $\theta_0$ ,  $K_0$  and  $\gamma$  of the function  $[K = K_0 \exp \gamma(\theta - \theta_0)]$ , where the subindex 0 means  $Int = 0$ . Soil water storage time stability analysis were also carried out along the soil water redistribution period in order to verify which and how many are the adequate locations for water monitoring with acceptable precision and reduced sample effort. From the results, the following could conclude: (i) the used geostatistical methods were adequate to describe the spatial dependence structure of the parameters  $\theta_0$ ,  $K_0$  and  $\gamma$ ; (ii) there were a spatial dependence structure of the parameters in the used scale with maximum ranges of 8.33, 19.09 and 10.35 m; (iii) from the time stability technique, it was possible to identify the points 19,20 and 21 as the more representative of the field overall mean; (iv) the rank Spearman coefficients also showed that the soil water storage of the 40 sampled points were in the time.

Key-words: instantaneous profile, time stability neutron probe, soil water storage

## 1 INTRODUÇÃO

A água é um bem comum de grande importância para todas as formas de vida existente no planeta. O desenvolvimento da agricultura e da urbanização, com conseqüências na estrutura social ao longo da história da humanidade, está estritamente ligado à oferta dos recursos hídricos. Tendo em vista uma possível escassez de água num futuro próximo, torna-se necessário maximizar seu uso. Dessa forma, o entendimento e a quantificação do fluxo de água no solo são essenciais em projetos de irrigação e drenagem, poluição e conservação do solo e da água.

A disponibilidade de água no solo para as plantas influencia diretamente a produção de alimentos, por isso, o estudo do teor e do movimento da água no solo torna-se importante para que se consiga a máxima capacidade de infiltração e armazenagem da água no solo proveniente das chuvas ou irrigação. Além disso, a quantificação da água e de seu movimento no solo é de grande importância no monitoramento hídrico de áreas agrícolas, bem como em qualquer estudo que enfoque a relação solo-água-planta.

Os valores do conteúdo de água no solo obtidos por diferentes métodos, freqüentemente apresentam desvios consideráveis com relação ao seu verdadeiro valor, o qual, na realidade, nunca é conhecido. Entre os métodos de determinação da água no solo, o da atenuação de nêutrons destaca-se por permitir a medida do conteúdo de água no solo com o mínimo de alteração do perfil, e a qualquer momento, de forma extremamente rápida e prática. No entanto, é pouco sensível a variações muito pequenas de umidade.

A capacidade do solo em reter e transmitir água é medida pelas propriedades hídricas do solo. A necessidade da determinação dessas propriedades relaciona-se com o transporte de água, de nutrientes e de defensivos agrícolas para a água subterrânea e os seus impactos potenciais ao ambiente.

Uma dessas propriedades é a condutividade hidráulica do solo, a qual é simplesmente a constante de proporcionalidade entre a densidade de fluxo e o gradiente de potencial total da água na equação de Darcy-Buckingham. A condutividade

hidráulica é, portanto, um parâmetro que traduz a intensidade com que o solo conduz a água.

A determinação das propriedades físicas do solo e as hídricas, com muito mais intensidade, é normalmente complicada devido a grande variabilidade espacial dessas propriedades (NIELSEN; BIGGAR; ERH, 1973).

A variabilidade espacial é entendida como variação das propriedades do solo dentro das unidades taxonômicas e/ou do mapeamento de solos. A mesma variabilidade espacial pode ser agrupada em duas categorias: variabilidade sistemática e variabilidade aleatória. A variabilidade sistemática é uma mudança gradual ou acentuada das propriedades do solo em função da paisagem, aspectos morfológicos, fatores de formação e/ou do próprio manejo do solo pelo homem. A variabilidade aleatória constitui-se nas mudanças das propriedades do solo que não podem ser relacionadas a uma causa conhecida podendo ser decorrência de diversos fatores como: intensidade do intemperismo, erosão, fatores biológicos, erros analíticos e de amostragem (WILDING; DREES, 1983).

O estudo da variabilidade espacial das propriedades do solo constitui-se, entre os exemplos de aplicação, um dos fatores que possibilita uma melhor tomada de decisão em manejo do solo e da água por exemplo, numa agricultura irrigada. Warrick e Nielsen (1980) apresentam dados com coeficiente de variação de cerca de 100 % e 400 % para a condutividade hidráulica do solo não saturado.

Considerando a variabilidade espacial desta propriedade, um estudo da distribuição de seus valores e a escolha sobre a utilização de um único valor para representá-la deve ser feito com maior atenção procurando minimizar os erros; pode-se ainda usar tal variabilidade para identificar interações importantes com as demais propriedades do solo e/ou também para subdividir a área em partes mais homogêneas, adequando melhor o manejo.

Contudo, devido à elevada dispersão espacial que a condutividade pode assumir, a utilização da média pode ser deficiente, em função da não normalidade que a distribuição dos valores pode apresentar, portanto, alternativas devem ser consideradas além dos procedimentos usuais da estatística para melhor caracterizar a

propriedade em estudo. Na busca de soluções para este problema, métodos geoestatísticos e a teoria do escalonamento têm sido muito utilizados ultimamente, para análise das observações a campo (VACHAUD et al. (1985); VAN PELT e WIERENGA 2001).

Essas técnicas, entretanto requerem um número de observações muito grande para serem utilizadas (VIEIRA; NIELSEN; BIGGAR, 1981) e métodos alternativos têm sido pesquisados como o do “bootstrap” (MELO FILHO, 2002) e o do escalonamento de observações individuais com relação a média, as quais, embora variem com o tempo e o local, mantêm um padrão de variabilidade espacial que não varia com o tempo. A esse fenômeno Vachaud et al. (1985) denominou estabilidade temporal e definiu-o como a associação invariante no tempo entre locais no espaço de valores paramétricos da estatística clássica de propriedades do solo.

Kachanoski e de Jong (1988) expandiram a definição da estabilidade temporal para incluir a ocorrência de variações temporais dependentes da escala por meio da análise da coerência espacial utilizando, a semelhança de Vachaud et al. (1985), variações espacial e temporal da armazenagem da água no solo.

A utilização de ferramentas geoestatísticas, além de identificar a existência ou não de dependência espacial entre as observações, pode ser aplicada em mapeamento, orientação de futuras amostragens e modelagem. Se os valores próximos são dependentes entre si, pode-se usar ferramentas mais sofisticadas de interpolação e estimação de valores em lugares não medidos, como no processo de Krigagem citado por Isaaks e Srivastava, (1989); Vieira, (1997). Mais recentemente, Van Pelt e Wierenga (2001) desenvolveram um trabalho muito semelhante ao de Vachaud et al. (1985) mas analisando o potencial mátrico, com o intuito de encontrar um local no campo que fornecesse uma medida consistente com a média para o campo todo, para fins de irrigação.

A hipótese básica deste trabalho é de que apesar de os valores de condutividade hidráulica do solo não saturado em uma determinada área apresentar grande variabilidade espacial, é possível, pelos estudos estatísticos, geoestatísticos e técnicas de estabilidade temporal, identificar pontos em que a variação da condutividade hidráulica não irá interferir na quantificação do movimento da água no solo.

Com isso, o objetivo do presente trabalho é estudar a variabilidade espacial dos parâmetros da equação da condutividade hidráulica determinada no campo em função do conteúdo de água no solo, pelo método do perfil instantâneo e avaliar a estabilidade temporal da variabilidade espacial da armazenagem da água no solo, com vistas a identificação de um local de amostragem ótimo para sua determinação da densidade de fluxo pela equação de Darcy-Buckingham.

## **2. DESENVOLVIMENTO**

### **2.1. Revisão Bibliográfica**

#### **2.1.1 Conteúdo de água no solo**

O conteúdo de água no solo é um parâmetro importante no estudo da água na agricultura e, dependendo das condições, pode se tornar difícil de ser medido. As taxas de muitos processos biológicos variam com a paisagem agrícola em resposta a padrões espaciais da umidade do solo na zona de cultivo. Embora a umidade do solo varie ao longo da estação de cultivo, os efeitos combinados de fatores do solo, paisagem, do cultivo, da posição relativa da linha de plantio, na variação temporal do padrão espacial da umidade do solo não são bem entendidos (SILVA; NADLER; KAY, 2001).

Técnicas que envolvem a utilização de instrumentação agrônômica para determinar o conteúdo de água no solo são de grande importância para a pesquisa científica. Independentemente da técnica utilizada, é importante que, na determinação da função  $K(\theta)$ , por exemplo, a umidade volumétrica seja determinada de forma precisa e, de preferência, que haja facilidade na sua obtenção (TEIXEIRA; MORAES; SIMONETE, 2005).

Existem métodos diretos e indiretos para a determinação do conteúdo de água no solo, os quais apresentam vantagens e limitações. O método de atenuação de nêutrons é um método indireto não destrutivo que se destaca por permitir a aferição do conteúdo de água no solo com o mínimo de alteração do perfil a qualquer momento, de forma rápida e prática.



A sonda de nêutrons consiste basicamente de uma fonte radioativa que emite nêutrons rápidos, de um detector de nêutrons lentos de um medidor de nêutrons lentos. O sinal do pré-amplificador do sistema eletrônico de medida é conduzido por um cabo com certo comprimento ao sistema de contagem. As características da sonda como geometria, tipo e atividade da fonte de nêutrons, tipos de detectores e pré-amplificadores variam consideravelmente, segundo o fabricante. O princípio de funcionamento da sonda é discutido com maiores detalhes em Gardner e Kirkham (1952), mas de uma maneira simplificada, nêutrons rápidos são emitidos por uma fonte emissora de nêutrons e interagem com a matéria ao redor da fonte. Um dos processos que pode ocorrer é a dispersão dos nêutrons por colisões elásticas ou inelásticas. Através das colisões, os nêutrons rápidos de alta energia (cerca de 2 MeV), perdem energia (moderação) e se tornam lentos ou térmicos, de baixa energia (cerca de 0,025 eV). O hidrogênio é considerado o isótopo mais eficiente na redução de energia de um nêutron rápido, tornando-se, então um bom moderador de nêutrons. Como o hidrogênio é o principal constituinte da água, em um solo com elevada umidade, maior será a quantidade de nêutrons lentos presentes ao redor da fonte de nêutrons rápidos e maior será a taxa de contagem por unidade de tempo (contagem por segundo, cps ou contagem por minuto, cpm), fornecida pelo sistema eletrônico de contagem.

A calibração da sonda de nêutrons consiste em obter uma relação entre a leitura (cpm) e conteúdo de água do solo ( $\theta$ ). Para a realização de uma boa calibração, devem-se tomar amostras nos mesmos pontos e profundidades de leitura com a sonda. As medidas de umidade são feitas pelo método clássico de gravimetria. É um procedimento simples mas trabalhoso.

Em um solo homogêneo, tomam-se várias amostras ao redor do tubo de acesso para determinar a umidade volumétrica do solo  $\theta$ , tratando-se assim de obter um valor de umidade representativo do volume amostrado pela sonda.

Para um solo heterogêneo, a calibração da sonda compreende a instalação de tubos de acesso diretamente no campo, onde as medidas são feitas com a sonda em diferentes pontos e condições de umidade, que podem ser provocadas artificialmente ou considerando as variações naturais. Para a umidade  $\theta$ , tomam-se amostras de solos

ao redor dos tubos de acesso, a mesma profundidade, leva-se ao laboratório, e determina-se a umidade pelo método gravimétrico. Seguindo este procedimento basta obter-se um número desejado de repetições em diferentes situações de umidade para obter um amplo leque de variação de  $\theta$ .

Na literatura são encontrados basicamente três métodos para a calibração da sonda de nêutrons: calibração teórica, em tanques e em campo (GARDNER et al., 1991), sendo o mais comum o método de campo. Esse método apresenta alguns inconvenientes como a necessidade da retirada de várias amostras de solo para a determinação da umidade gravimétrica, o volume amostrado pela sonda não constitui o mesmo da amostra coletada e a pequena variação da umidade volumétrica em uma mesma amostra de solo (BACCHI; REICHARDT; NIELSEN, 1998). Aliado a isso existe ainda a influência da variabilidade espacial do solo (TURATTI et al., 1990), representada pela umidade gravimétrica e a densidade do solo. Em função disso, estudos têm surgido com o intuito de facilitar a calibração da sonda de nêutrons, pois na maioria dos casos, as relações entre as contagens no solo e a umidade volumétrica, não apresentam coeficientes de correlação considerados adequados (TURATTI, et al., 1990).

Santos; Carlesso e Vilas Boas (1999) utilizaram uma metodologia simplificada, que trata somente de pontos extremos do conteúdo de água do solo (úmido e seco) e encontraram que a calibração simplificada da sonda de nêutrons apresentou melhor estimativa do conteúdo de água no solo com maior rapidez e simplicidade.

A calibração também pode ser feita em laboratório. As amostras de solo são colocadas em reservatórios onde são mantidos valores conhecidos de  $\theta$  e de densidade do solo. Grandes quantidades de solo são colocadas em tambores de 80 a 120 cm de diâmetro e de 100 a 150 cm de altura. A colocação de solo e aplicação de água nos tambores deve ser feita cuidadosamente com o fim de obter um sistema homogêneo tanto em umidade como em densidade do solo, o que não é muito fácil. O tubo de acesso para a sonda é instalado no centro do tambor onde serão tomadas as medidas. Muitos fabricantes de sondas têm um conjunto de tambores ditos “selados”, os que são utilizados para a calibração de cada sonda nova. Esses dados são oferecidos ao usuário e geralmente denominados curva de calibração da fábrica.

Outro aspecto importante a ser considerado na utilização da sonda de nêutrons é a sua esfera de influência, que varia em função do conteúdo de água no solo. Para cada conteúdo de água no solo, a sonda amostra diferentes volumes de solo e como o número de nêutrons lentos detectados pelo sistema de contagem varia em função do conteúdo de água, a esfera de influência será maior em solos secos do que em solos mais úmidos. Esse fato poderá acentuar os problemas causados pela utilização da sonda de nêutrons em camadas superficiais do solo, ocorrendo a fuga de nêutrons para a atmosfera.

A utilização da sonda de nêutrons para o monitoramento contínuo da água no solo tem sido restrita, apesar da relativa facilidade do equipamento ser acoplado a um sistema automático de aquisição de dados. O principal inconveniente reside na presença de uma fonte radioativa e de leis e normas que regulamentam e fiscalizam o uso desses materiais, constituindo uma grande desvantagem da sonda de nêutrons quando comparada, por exemplo, ao TDR. A possibilidade de roubo e/ou vandalismo da fonte nesse caso, é uma questão que pode dificultar a utilização da sonda de nêutrons para monitoramento contínuo da água no campo.

Teixeira; Moraes e Simonete (2005) desenvolveram um experimento com o objetivo de comparar a performance da sonda de nêutrons e do TDR com o tensiômetro, buscando verificar a sensibilidade destes equipamentos na obtenção da umidade do solo e da função condutividade hidráulica  $K(\theta)$ , a partir dos dados da curva de retenção de água no solo. O trabalho mostrou que as umidades e as condutividades hidráulicas não saturadas obtidas pelo TDR foram mais próximas das obtidas pelo tensiômetro, quando comparadas às da sonda de nêutrons, na profundidade de 0,70 m. Além disso, na profundidade de 1,00 m, a sonda de nêutrons mostrou-se mais eficiente na determinação da umidade do solo e da condutividade hidráulica não saturada.

### **2.1.2 Geoestatística e estabilidade temporal**

Estudos nos quais se utiliza a geoestatística para caracterizar a variabilidade de solos têm se tornado cada vez mais freqüentes e são encontrados na literatura de Ciências do Solo de forma sistemática. O conhecimento da variabilidade de um solo

além de caracterizar uma região, pode indicar o número e a distribuição de amostras a serem retiradas, possibilitando ainda melhor detalhamento da área e dos resultados.

A aplicação de tecnologia associada à variabilidade espacial e temporal faz-se necessária, sobretudo na pesquisa agrícola que estuda o solo e a sua capacidade produtiva. O conhecimento da variabilidade das propriedades do solo e das culturas, no espaço e no tempo, é considerado, atualmente, o princípio básico para o manejo preciso das áreas agrícolas, qualquer que seja sua escala (GREGO; VIEIRA, 2005).

Segundo Endale; Fisher e Schomberg (2006) a importância de estudos com diversas técnicas geoestatísticas e outros modelos deve-se ao fato de que a variabilidade espacial e temporal da água no solo está relacionada, dentre outros fatores, às diferentes propriedades do solo, vegetação, topografia e manejo.

A metodologia proposta da geoestatística difere da proposta da estatística clássica, basicamente, na forma de avaliar a variação dos dados. A aplicação das ferramentas da estatística clássica de Fischer na experimentação agrícola, está vinculada à observação dos pressupostos básicos da análise de variância, tais como: a) independência entre observações; b) independência e homogeneidade entre os erros entre observações; c) aditividade dos efeitos; d) normalidade dos resíduos. No entanto, vários trabalhos têm demonstrado que observações vizinhas, de variáveis do solo apresentam correlação ou dependência espacial (VIEIRA et al., 1983; PREVEDELLO, 1987; SCOTT et al., 1994; CAMBARDELLA et al., 1994; CAHN; HUMMEL; BROUER, 1994; SOUZA, 1999).

Segundo Fietz (1998), a estatística clássica assume que a variabilidade do valor de uma propriedade do solo 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 certo domínio, as diferenças entre os valores de uma propriedade do solo podem ser expressas em função da distância de separação entre as observações medidas.

Conseqüentemente, os valores em locais mais próximos entre si são mais semelhantes, até um determinado limite, que aqueles tomados a maiores distâncias.

Caso isto ocorra, os dados não podem ser tratados como independentes e um tratamento estatístico mais adequado será necessário (EGUCHI, 2003).

O problema está em que é impossível saber, antes de amostrar, de que maneira as amostras vão se comportar (dependente ou independente uma da outra). Devido a essas limitações da estatística clássica e pelo fato dos solos serem heterogêneos, pois a maioria de seus atributos varia no espaço e no tempo, torna-se necessária a utilização de procedimentos estatísticos adicionais, que considerem e reflitam essas variações (SILVA, 1988).

Assumindo as hipóteses exigidas pela estatística clássica, pode-se dizer que um valor medido é em parte explicado por uma média e em parte pela variação ao acaso, com os desvios dos valores em torno da média assumidos como independentes e com distribuição normal de média zero e variância  $\sigma^2$ , ou seja, 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, tornando necessário identificar o nível de precisão dessa média como estimador, o que na estatística clássica é realizado através das medidas de dispersão (TRANGMAR; YOST; UEHARAA, 1985; GONÇALVES, 1997).

Não assumindo estas hipóteses, os experimentos de uso e manejo do solo estariam violando os pressupostos básicos da análise de variância, devido à variabilidade do solo não ser aleatória e a não normalidade dos dados, o que poderia implicar em uma interpretação errônea dos resultados, reduzindo a conveniência da aplicação da clássica análise de variância (BHATTI et al., 1991).

A pesquisa agrônômica tem, constantemente, lançado mão de ferramentas da estatística clássica para testar diferenças entre tratamentos. Porém, quando se depara com uma situação na qual a variabilidade da variável estudada é muito grande, encara-a como uma dificuldade e, normalmente, muitos dados deixam de ser analisados e publicados, por se considerar que esta variabilidade é um erro, ou resíduo, fruto de fatores não controlados e ao acaso (REICHARDT; VIEIRA; LIBARDI, 1986).

Quando é verificado que a componente residual da variância é relativamente grande, o que normalmente é indicado por um alto valor do coeficiente de variação experimental (CV), o experimento fica prejudicado, sendo que a causa pode ser a

variabilidade do solo, assumido como homogêneo no início, ao se estabelecer o experimento (MATA, 1997).

Se existir distribuição espacial em amostras e se isso for levado em consideração, em muitos casos será possível tirar vantagem da variabilidade espacial (MATA, 1997). É oportuna a observação de Reichardt; Vieira e Libardi, (1986) de que a estatística clássica e a geoestatística, ou estatística espacial, se completam. Uma não exclui a outra, e perguntas não respondidas por uma, muitas vezes podem ser respondidas pela outra.

Todos os trabalhos envolvendo conceitos geoestatísticos, em Ciência do Solo, apresentaram maior desenvolvimento na década de 80 apontando como principal preocupação o estudo da variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas do solo, destacando-se Burgess e Webster (1980) e Mc Bratney e Webster (1986).

A metodologia proposta pela geoestatística difere da proposta pela estatística clássica, basicamente, na forma de avaliar a variação dos dados. Enquanto a estatística clássica pressupõe não haver relação entre a variação e a distância entre pontos de amostragem, isto é, as variações são aleatórias no espaço, a geoestatística considera existir uma dependência da variação com o espaço de amostragem e que, em parte, essas variações são sistemáticas (SILVA, 1988).

Essas técnicas, entretanto requerem um número de observações muito grande para serem utilizadas (VIEIRA; NIELSEN; BIGGAR, 1981) e métodos alternativos têm sido pesquisados como o do “bootstrap” (MELO FILHO, 2002) e o do escalonamento de observações individuais com relação a média, as quais, embora variem com o tempo e o local, mantêm um padrão de variabilidade espacial que não varia com o tempo.

A utilização de ferramentas geoestatísticas, além de identificar a existência ou não de dependência espacial entre as observações, pode ser aplicada em mapeamento, orientação de futuras amostragens e modelagem. Se os valores próximos não são dependentes entre si, podem-se usar ferramentas mais sofisticadas de interpolação e estimação de valores em lugares não medidos, como no processo de Krigagem (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989; VIEIRA; LONBARDI NETO, 1995). Mais recentemente, Pelt e Wierenga (2001) desenvolveram um trabalho muito semelhante ao de Vachaud et al. (1985) mas analisando o potencial mátrico, com o intuito de encontrar

um local no campo que fornecesse uma medida consistente com a média para o campo todo, para fins de irrigação.

Sendo assim, a variabilidade espacial das variáveis pode ser estudada por meio das ferramentas da geoestatística, que se fundamenta na teoria das variáveis regionalizadas, segundo a qual os valores de uma variável estão, de alguma maneira, relacionados à sua disposição espacial e, portanto, as observações tomadas a curta distância se assemelham mais do que aquelas tomadas a distâncias maiores (VIEIRA; NIELSEN; BIGGAR, 1981; VAUCLIN et al., 1983). Uma premissa básica é que em todas as áreas existem regiões mais ricas do que outras, para uma determinada variável. Logo, amostras tomadas numa região mais rica seriam, em média, mais ricas do que aquelas tomadas numa região mais pobre, ou seja, o valor da variável regionalizada depende de sua localização (SOUZA, 1992; MATA, 1997), isto é, o valor da variável regionalizada  $f(x)$  depende da posição espacial  $x$  (MATA, 1997).

Com a utilização de ferramentas geoestatísticas pode-se analisar, adequadamente, dados de experimentos, com a possibilidade de obter informações não reveladas pela estatística clássica (SALVIANO, 1996). Segundo Folegatti (1996), para o ajuste de semivariogramas a normalidade dos dados não é necessária, mas desejável. Caso a distribuição não seja normal, mas seja razoavelmente simétrica, podem-se admitir as hipóteses necessárias à construção do semivariograma. De acordo com Vieira e Lombardi Neto (1995) os cálculos utilizados em geoestatística não requerem o conhecimento da distribuição de freqüências da variável analisada.

A obtenção de informações a respeito da variabilidade espacial das propriedades do solo e das plantas é de grande importância para a avaliação da fertilidade; levantamento, mapeamento e classificação de solos; desenvolvimento de esquemas mais adequados de amostragens, entre outros, visando a melhoria das condições de manejo e o incremento de produtividade das culturas (SOUZA, 1992).

Para aplicação da geoestatística, um conjunto de amostras homogeneamente distribuído na região-alvo seria o ideal, mas isto poderia vir acompanhado por um viés provocado pela presença de algum padrão embutido no próprio perfil da região (LAMPARELLI, 2001). Por essa razão, uma certa aleatorização sempre é preferida. Apesar da aleatorização vir acompanhada por uma certa dificuldade de localização das

amostras, e talvez uma incompleta cobertura da área estudada quando o número de amostras não é suficientemente grande, estimadores de estatísticas como média e variância não são viciados nesse caso. Uma mistura dos dois esquemas, regular e aleatório, seria o ideal para que se mantivessem os principais benefícios de cada esquema em separado.

Antes da aplicação das ferramentas geoestatísticas, os dados devem ser analisados inicialmente através dos procedimentos da análise estatística descritiva, para visualizar o comportamento geral dos dados e identificar possíveis valores discrepantes, fundamental para a tomada de decisões sobre os procedimentos a serem realizados (SALVIANO, 1996).

Outros autores como Libardi et al. (1996) e Ribeiro Júnior (1995) denominaram este procedimento como análise exploratória dos dados, em que foi possível obter uma primeira idéia das medidas de posição e variabilidade do conjunto em estudo, acompanhada da análise dos gráficos de ramos e folhas e "boxplot", para verificação da adequação das medidas obtidas em face de problemas de valores periféricos, "outliers".

A dispersão dos valores dos dados numa análise geoestatística pode ser expressa pela amplitude interquartilica, que indica a concentração de dados próximos a média. A relação amplitude interquartilica/amplitude total define o quanto a participação de 50% dos dados representa na dispersão total dos valores do conjunto, evidenciando ou não a suscetibilidade da amplitude total a valores extremos. A pequena dispersão dos valores dos dados é expressa por um valor baixo da amplitude interquartilica, que indica uma grande concentração de dados próximos a média. Valores baixos resultantes da relação entre amplitude interquartilica/amplitude total indicam que a participação de 50% dos dados representou pouco da dispersão total dos valores, evidenciando a grande suscetibilidade da amplitude total a valores extremos (FIETZ, 1998).

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

O coeficiente de variação (CV) é uma relação entre o desvio padrão e a média do conjunto de dados e expressa o grau de variabilidade do atributo, não refletindo sua



forma (GROSSI SAD, 1986). No trabalho de Nielsen; Biggar e Erh (1973) em uma área de 150ha com 120 pontos de amostragem, foi obtido CV para densidade do solo com valor de 8% (considerado baixo), para retenção de água, 17%, enquanto que para argila, silte e areia os valores deste coeficiente foram de 42%, 22% e 17%, respectivamente. A variabilidade dos dados pode ser classificada de acordo com os critérios propostos por Warrick e Nielsen (1980), que consideram os valores do coeficiente de variação entre 12% e 60% como de média variabilidade e os valores abaixo e acima deste intervalo como de baixa e alta variabilidade, respectivamente.

O desvio padrão e o CV dão idéia da magnitude de variabilidade de propriedades químicas e físicas dos solos, porém nada informam quando a estrutura de dependência espacial dessas propriedades, o que só é possível através de técnicas geoestatísticas (SOUZA, 1999).

A normalidade dos dados pode ser avaliada por um teste paramétrico, como o de Shapiro-Wilk (W), ou não-paramétrico, como o Kolmogorov-Smirnov (KS). O ajuste pode também ser avaliado pelos coeficientes de assimetria e de curtose, utilizando testes de hipóteses para verificar se os referidos coeficientes diferem estatisticamente dos valores ideais de uma distribuição normal. Para verificar se estes coeficientes desviam significativamente de zero e, portanto da normalidade, Beiguelman (1994) apresenta um teste, em que quando o resultado é igual ou maior que 1,96 indicará que os coeficientes são estatisticamente maiores do que zero e, portanto, apresentam assimetria positiva e distribuição leptocúrtica. Por outro lado, valores iguais ou menores que - 1,96, indicarão assimetria negativa e distribuição platicúrtica. A análise exploratória dos dados é um estágio inicial para verificar e descrever as medidas estatísticas e matemáticas dos dados o que, melhora a eficiência da análise estatística (FARIAS, 1999) e para auxiliar na decisão das hipóteses de estacionaridade que podem ser assumidas (HAMLETT; HORTON; CRESSIE, 1986; FOLEGATTI, 1996).

A dispersão dos dados pode ser observada pelos gráficos de caixa, através da representação visual de um conjunto de cinco números: limites inferior e superior; quartis inferior e superior e média ou mediana, podendo ainda apresentar valores discrepantes. Cada gráfico de caixa mostra as seguintes características da estrutura do grupo: a) posição, resumida pela mediana; b) dispersão, dada pela dispersão-F e

mostrada pelo comprimento da caixa; c) assimetria, em função das posições da mediana e dos quartos; d) distribuição; e) valores discrepantes (QUEIROZ, 1995; LIBARDI et al., 1996).

A estimativa da dependência entre amostras vizinhas no espaço pode ser realizada através da autocorrelação que é de grande utilidade quando se está fazendo amostragem em uma direção. Quando a amostragem envolve duas direções (x,y) o instrumento mais indicado na estimativa da dependência entre amostras é o semivariograma (SILVA, 1988).

O semivariograma analisa o grau de dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental, além de definir parâmetros necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados, através da técnica de krigagem (SALVIANO, 1996). Ele é definido a partir da semivariância das medidas feitas em amostras espaçadas no campo de determinada distância  $h$ , ou seja, o "*lag*" (WEBSTER, 1985). Supondo que no local  $x$  onde cada  $x$  representa um par de coordenadas (x,y),  $Z(x)$  é o valor obtido para um atributo do solo e para o local  $x+h$  o valor  $Z(x+h)$  para o mesmo atributo (onde  $h$  é o "*lag*"), a variância para este par de valores é a soma do quadrado da diferença de cada valor com a média  $Z$ .

O gráfico de  $\lambda(h)$  versus  $h$  representa o semivariograma, que permite obter a estimativa do valor de semivariância para as diferentes combinações de pares de pontos e assim analisar o grau de dependência espacial da variável estudada e definir os parâmetros necessários para a estimativa de suas características em locais não amostrados (SOUZA, 1999).

À medida que  $h$  aumenta  $\lambda(h)$  também aumenta, pois é de se esperar que amostras tiradas a uma pequena distância entre si apresentem  $Z(x)-Z(x+h)^2$  menores que aquelas tiradas a distâncias maiores (SILVA, 1988; CAMARGO, 1997). O ajuste do modelo matemático aos dados no gráfico, ou seja, a uma função, define os parâmetros do semivariograma, que são: efeito pepita (**C<sub>o</sub>**), que é o valor de  $\lambda$  do  $h=0$ ; quando  $h$  aumenta freqüentemente, aumenta até uma distância **a**, chamada de alcance da dependência espacial; e a partir da qual  $\lambda(h)$  neste ponto é chamado de patamar (**C+C<sub>o</sub>**), cujo valor é aproximadamente igual à variância dos dados, se ela existe, e é obtido pela soma do efeito pepita e a variância estrutural (**C**).

Amostras separadas por distâncias menores do que o alcance, são espacialmente dependentes, enquanto aquelas separadas por distâncias maiores, não são, ou seja, um semivariograma igual à variância dos dados implica em variação aleatória. O alcance também é utilizado para definir o raio de ação máximo de interpolação por krigagem, onde os pesos utilizados na ponderação podem afetar os valores estimados (SOUZA, 1992).

Num semivariograma ajustado típico, o valor da semivariância aumenta à medida que aumenta a distância de separação entre os pontos, até estabilizar-se, ou seja, atingir um patamar (SILVA JUNIOR, 2001). O patamar é atingido quando a variância dos dados se torna constante com a distância entre as amostras. Para a análise do grau de dependência espacial das variáveis pode-se utilizar a classificação de Cambardella et al. (1994), pela qual são considerados de forte dependência espacial os semivariogramas que têm efeito pepita  $\leq 25\%$  do patamar, moderada quando entre 25 e 75% e de fraca quando  $>75\%$ .

Quando uma variável aleatória assume diferentes valores em função da localização onde é amostrada no campo, caracteriza-se uma variável regionalizada, e considerando-se o conjunto de todas as possíveis realizações da variável aleatória, em todos os locais do campo, tem-se uma função aleatória (CARVALHO, 1991; LAMPARELLI; ROCHA; BORCHI, 2001). Para os modelos com patamar são encontrados, basicamente, quatro funções teóricas que se ajustam aos modelos de semivariograma empírico: a) linear; b) esférico; c) exponencial; d) gaussiano (VIEIRA et al., 1983).

Na maioria das vezes o interesse da análise geoestatística não se limita à obtenção de um modelo de dependência espacial, desejando-se também prever valores em pontos não amostrados. O interesse pode ser em um ou mais pontos específicos da área ou obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável na região através de um mapa de isolinhas ou de superfície. Para se obter esse maior detalhamento da área em estudo é necessária a aplicação de um método de interpolação, como a krigagem (SILVA JUNIOR, 2001).

Segundo Gonçalves (1997) e Silva Junior (2001) esse interpolador pondera os vizinhos do ponto a ser estimado, obedecendo aos critérios de não tendenciosidade e

mínima variância. Existem diversos tipos de krigagem: simples, ordinária, universal, indicadora, probabilística etc.

De acordo com Silva Junior (2001) o método de krigagem ordinária se distingue dos demais tipos por seu objetivo de minimizar a variância dos erros. Os ponderadores de dados na krigagem são proporcionais às "distâncias estatísticas", significando que, além de ponderar pelas distâncias euclidianas entre o ponto a ser estimado e os demais pontos conhecidos, incorporam também a estrutura de variabilidade na região de estimação. Um caso em que isto ocorre é quanto a anisotropia, ou seja, dois pontos separados pela mesma distância euclidiana do ponto a ser estimado possuem influência diferente na estimação dependendo da direção onde estão situados, uma vez que a dependência é distinta nas diferentes regiões (RIBEIRO JUNIOR, 1995). Salienta-se ainda que as distâncias consideradas não são somente as distâncias entre o ponto a ser predito e os vizinhos, mas também as distâncias entre os vizinhos (SILVA JUNIOR, 2001).

Através da análise de mapas de contorno ou de superfície, gerados por meio da krigagem, pode-se tomar decisões importantes, por exemplo, em relação ao aumento da eficiência na utilização de fertilizantes, com redução de custo e aumento de produtividade. Isto porque a aplicação de recomendações médias de fertilizantes, usualmente utilizadas pelos silvicultores, pode resultar em uma super ou subfertilização de uma área, com implicações negativas no ambiente e na relação custo-benefício (MULLA et al., 1992). O mapeamento da variabilidade espacial das propriedades do solo, permite a aplicação de fertilizantes por zonas de manejo, de forma diferenciada, favorecendo a otimização da produtividade, aumentando a eficiência do insumo, maximizando os benefícios e reduzindo custos. No presente estudo esse tipo de metodologia foi aplicado para parâmetros hídricos do solo num processo de drenagem interna.

Muitos trabalhos têm sido publicados sobre a variabilidade espacial de propriedades do solo mas muito pouco se sabe sobre a sua variabilidade temporal. Apesar disto, nos últimos anos têm-se aumentado o interesse pela análise da dinâmica temporal, principalmente da umidade do solo, especialmente após a publicação do artigo de Vachaud et al. (1985); Martinez-Fernández e Ceballos, (2003).

Vachaud et al. (1985), buscando representar adequadamente as medidas de umidade do solo, com reduzido esforço amostral, propõem duas técnicas. A primeira, denominada de diferença relativa, faz uma análise dos desvios entre os valores observados individualmente e a média deles, medidos espacialmente. De acordo com os autores, igualdades ou pequenas variações da diferença relativa entre posições ao longo do tempo indica a estabilidade temporal. A segunda técnica é o teste não paramétrico de Spearman (CAMPOS, 1983), que é utilizado como uma ferramenta estatística para indicar o grau de concordância da variabilidade espacial obtida em diferentes tempos. Os autores realizaram um estudo de estabilidade temporal dos valores de armazenagem da água, calculados a partir de medidas de umidade do solo, em pontos distribuídos espacialmente.

Kachanoski e De Jong (1988) refinaram o conceito de estabilidade temporal como definido por Vachaud et al. (1985), considerando dependência espacial entre as medidas. Concluíram que a armazenagem de água em um determinado local resulta da ocorrência de um conjunto de processos hidrológicos que operam em diferentes escalas espaciais e então, demonstraram que análises de coerência espacial poderiam ser usadas para examinar a estabilidade temporal como uma função da escala espacial de qualquer variável do solo. Suas conclusões significaram um avanço e ao mesmo tempo simplificaram a proposta de Vachaud et al. (1985). Estes autores examinaram a persistência temporal da armazenagem da água no solo (0-1,7 m) medidas a cada 10 m ao longo de uma transeção de 720 m, em períodos de recarga e secagem. Segundo os autores, a estabilidade temporal é dependente da escala espacial, durante o período de recarga da água no solo; mas torna-se independente da escala espacial no período de secagem, demonstrando que a armazenagem, até certo ponto, é resultante de vários processos hidrológicos. Ainda, segundo os autores, a análise de coerência espacial pode ser utilizada para examinar a estabilidade temporal como uma função da escala espacial para qualquer variável do solo.

Outros autores já fizeram uso destas técnicas. Van Pelt e Wierenga (2001), estudaram a estabilidade temporal do potencial mátrico da água no solo, dentro e entre ciclos de irrigação. Os resultados mostraram estabilidade temporal dos padrões

espaciais da armazenagem da água no solo e também indicaram estabilidade temporal dos padrões espaciais de potencial mátrico ( $\phi_m$ ) da água no solo.

Recentemente, Silva; Nadler e Kay (2001) aplicando as modificações propostas por Kachanoski e De Jong (1988) ao método de Vachaud et al. (1985) e análises de regressão múltipla, determinaram o conteúdo da água no solo (0-20 cm) ao longo de três anos agrícolas, comparando dois sistemas de cultivo do solo (convencional e mínimo), com o objetivo de identificar fatores com forte influência no padrão espacial da umidade do solo. Concluíram que o padrão espacial do conteúdo de água durante os eventos de umedecimento e secagem foi temporalmente estável, indicando que o conteúdo de água, determinado em todas as datas de medida, foi positivamente correlacionado com o teor de argila e carbono orgânico, e foi menor na linha de cultivo do que na entre linha.

Mertínez-Fernandez e Ceballos (2003) traz o trabalho de Martinez em que foi analisada a estabilidade temporal da umidade do solo em uma área de 1285 km<sup>2</sup>, em uma malha de 23 estações de coleta de umidade do solo durante um período de 36 meses, esses pontos de medidas foram distribuídos seguindo critérios fisiográficos e pedológicos. Para a medida da umidade, os autores usaram da técnica da TDR (“time domain reflectometry”). As estações foram agrupadas segundo as características de umidade do solo. Para as estações representativas para condições mais secas, a estabilidade temporal foi muito maior para todas as profundidades estudadas (5, 25, 50, e 100 cm), independentemente do período. Este comportamento também foi observado quando do re-umedecimento do solo, sendo este o período mais crítico quanto à estabilidade temporal.

Vários outros autores têm estudado a variabilidade espaço-temporal da umidade do solo (VAN WESENBEECK; KACHANOSKI, 1988; COMEGNA; BASILIE, 1994; HUPET; VANCLOOSTER, 2002). Os esquemas de amostragens e de análise são variados. Um procedimento comum tem sido o uso de transeções (KACHANOSKI; DE JONG, 1988; FAMIGLIETTI; RUDNICK; RODELL, 1998). Ocasionalmente outros sistemas de amostragens tem sido adotados, como a amostragem em malha (GOOVAERTS; CHIANG, 1993; GRAYSON; WESTERN, 1998; SILVA, 2001; VAN

PELT; WIERENGA, 2001; HUPET; VAN-CLOOSTER, 2002). Outros autores têm combinado esquemas de transeções com amostragens em malha (COMEGNA; BASILE, 1994).

O tamanho da área estudada também tem variado, desde poucos metros a algumas centenas de metros (KACHANOSKI; DE JONG, 1988; FAMIGLIETTI; RUDNICK; RODELL, 1998) para o caso de amostragens em transeções, e áreas menores que 1 ha (VACHAUD et al., 1985; GOOVAERTS; CHIANG, 1993; COMEGNA; BASILE, 1994; VAN PELT; WIERENGA, 2001; HUPET; VANCLOOSTER, 2002) a poucos hectares (FAMIGLIETTI; RUDNICK; RODELL, 1998; GRAYSON; WESTERN, 1998) em trabalhos envolvendo amostragens em malha, e muitos poucos trabalhos com áreas superiores a 1 km<sup>2</sup> (GRAYSON; WESTERN, 1998). Desta forma está claro que se torna necessário conhecer a dinâmica temporal das propriedades hídricas do solo em períodos de tempo e em área maiores.

Uma das metas elaborada por Vachaud et al. (1985), com propósito de analisar a estabilidade temporal, era oferecer um método que pudesse reduzir o número de locais de medidas necessários para analisar o comportamento de um determinado solo. A determinação da umidade do solo requer técnicas que consomem tempo e custo. Alternativas de medida direta no campo são estimativas por sensores remotos ou o uso de modelos de simulação (ALBERTSON; KIELY, 2001). Ambos os métodos requerem medidas “in situ” para calibração e validação dos dados juntamente com informações sobre a dinâmica temporal da variabilidade da umidade do solo. Por outro lado, a variabilidade temporal da umidade do solo pode introduzir erros sistemáticos em dados de umidade do solo obtidos por sensores remoto (MOHAMTY; SKAGGS 2001). Apesar dos diversos trabalhos publicados envolvendo estabilidade temporal, percebe-se ainda que na literatura são escassos os estudos estabilidade temporal da armazenagem da água no solo.

### 2.1.3 Variabilidade espacial e condutividade hidráulica do solo

A condutividade hidráulica do solo é uma propriedade cuja quantificação é essencial para qualquer estudo que envolva o movimento da água no solo. Os métodos para sua determinação baseados na drenagem interna, como o do perfil instantâneo – MPI, são os mais empregados, restringindo-se à determinação da condutividade hidráulica entre a condição de solo saturado e a umidade na capacidade de campo (HURTADO; CICHOTA E JONG VAN LIER, 2005).

A equação de fluxo desenvolvida por Darcy (1856) apud Libardi (2000), para meios porosos saturados, estabelece que a quantidade de água que passa por unidade de tempo e de área através de um meio poroso é proporcional ao gradiente hidráulico. A constante de proporcionalidade, denominada condutividade hidráulica, caracteriza o meio poroso quanto à transmissão de água na condição de saturação.

Buckingham (1907) introduziu os conceitos de condutividade hidráulica do solo não saturado e de potencial mátrico, isto é, verificou a relação funcional entre  $K$  e  $\theta$  e entre  $\phi_m$  e  $\theta$  e com base nas equações de fluxo de calor e de eletricidade, teorizou uma equação de fluxo semelhante à de Darcy, para solo não saturado, desconsiderando o efeito da gravidade. A consideração desse efeito foi feita por Richards (1928) com a definição do potencial total pela soma do potencial mátrico com o potencial gravitacional. Atualmente essa equação tem sido chamada de equação de Darcy-Buckingham, sendo válida tanto para solo saturado como para solo não-saturado (LIBARDI, 2000).

Foi também Richards (1931) apud Libardi (2000), quem combinou a equação de Darcy-Buckingham com a equação da continuidade, obtendo a equação diferencial geral que descreve o movimento da água no solo conhecida pelo seu nome, equação de Richards. A condutividade hidráulica envolve o conhecimento da permeabilidade intrínseca, relacionada ao volume total e distribuição do tamanho de poros, além da tortuosidade, e das características do fluido como densidade e viscosidade (CINTRA, 1997).

Reichardt (1988) analisando o conceito de capacidade de campo observou que o principal fator de redução do fluxo de drenagem é a condutividade hidráulica do solo e



não o gradiente de potencial. O principal problema de basear os critérios para definir a capacidade de campo em condutividade hidráulica, está na dificuldade de sua estimativa.

O elevado nível de variabilidade espacial de observações experimentais de campo da condutividade hidráulica do solo dificulta o planejamento de amostragem e a utilização e extrapolação de valores médios, em estudos de campo de dinâmica da água no solo (MELO FILHO; LIBARDI, 2005).

Em geral, os valores de condutividade hidráulica não-saturada são resultados pontuais e com uma variabilidade para um mesmo local muito grande, de modo que não representam toda a área considerada. Assim, faz-se necessário um estudo de um melhor valor para representar a condutividade hidráulica da área que não sua média. A obtenção de valores médios representativos é assunto de grande interesse na Física do Solo, porém recente, tendo-se iniciado em meados da década de setenta com os trabalhos de Nielsen; Biggar e Erh (1973); Warrick; Nielsen, (1980), entre outros. Para isso, é recomendado grande número de dados que permita a determinação de sua distribuição real, para que métodos estatísticos adequados sejam utilizados. Acredita-se que nas camadas mais profundas o solo se torna mais homogêneo e a variabilidade espacial menos pronunciada, de maneira que os valores médios obtidos segundo uma distribuição normal podem ser viáveis (CADIMA; LIBARDI; REICHARDT, 1980).

A determinação da curva de retenção da água no solo é parte fundamental da caracterização das propriedades hidráulicas do solo. O conhecimento da variabilidade permite um planejamento adequado de experimentos, com menor esforço de amostragem. Cichota e Jong Van Lier (2004) estudando a variabilidade espacial de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo, concluiu que a eliminação criteriosa de dados discrepantes, por meio da análise preliminar e utilizando o critério de Chauvenet, pode melhorar a descrição estatística de dados da curva de retenção da água no solo, sem perda significativa do número de dados.

Estudos que envolvem o fluxo da água no solo em condições de não saturação precisam ser mais explorados, pois representam a situação mais comum no âmbito agrícola. Esses estudos assumem um papel importantíssimo no entendimento do

movimento da água no solo, principalmente durante os processos de infiltração, redistribuição e no fornecimento de água para as plantas.

O solo por ser naturalmente formado apresenta variabilidade em suas propriedades e características, variabilidade esta que se reflete nos resultados obtidos na determinação da condutividade hidráulica não-saturada do solo. Muitos estudos reconhecem o significativo efeito da textura e estrutura do solo de alterações da amostra e do local de estimativa da condutividade hidráulica não-saturada no campo influenciando sua variabilidade e implicando em altos coeficientes de variação (KUTILEK; NIELSEN, 1994; ARYA ET AL., 1999).

Conhecer a variabilidade espacial de atributos do solo que controlam a produtividade das culturas e os riscos de contaminação do ambiente e investigar as causas dessa variabilidade são fatores importantes em um sistema de produção que vise sustentabilidade por meio do manejo regionalizado de insumos e práticas agrícolas, como é o sistema de agricultura de precisão (CORÁ et al., 2004).

Corá et al. (2004). estudando a variabilidade espacial de atributos químicos e teor de argila dos horizontes superficial e subsuperficial de Latossolos em áreas de intenso cultivo com cana-de-açúcar, concluiu que os alcances de dependência espacial para os atributos químicos do solo na camada de 0,60–0,80 m de profundidade foram bem menores, quando comparados àqueles referentes à camada de 0,00– 0,20 m. Estes resultados demonstraram maior descontinuidade na distribuição espacial dos atributos do solo na camada de 0,60–0,80 m de profundidade dos Latossolos, indicando que essa classe de solos não apresentou homogeneidade de seus atributos como conceituadamente a ela foi atribuída.

O conhecimento da variabilidade da condutividade hidráulica do solo é de grande importância, principalmente para áreas maiores. Os valores elevados de coeficiente de variação parecem estar associados à heterogeneidade das amostras no que diz respeito à distribuição de partículas, proporcionando grande variação na porosidade do solo, o que influencia diretamente os valores de condutividade hidráulica.

A condutividade hidráulica comporta-se de maneira diferente para cada tipo de solo segundo Barbosa; Tavares Filho e Fonseca (2004). Esses autores avaliando os efeitos de diferentes doses de lodo de esgoto na condutividade hidráulica de um

Latossolo Vermelho eutroférico, observaram que a dose de 12 Mg ha<sup>-1</sup> de lodo de esgoto aumentou a condutividade hidráulica nos potenciais 0 e -1 kPa, respectivamente.

Souza; Marques Júnior e Pereira (2004) estudando a variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar, conclui que todas as variáveis (resistência a penetração e umidade do solo) apresentaram estrutura de dependência espacial com grau forte, exceto a variável densidade do solo na profundidade de 0,2–0,4 m que apresentou dependência espacial com grau moderado.

Grego e Vieira (2005) estudando a variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental, observaram que a parcela experimental apresentou variabilidade espacial com razão de dependência moderada para a maioria das variáveis, principalmente na camada superficial (0–25 cm) e alcance variando de 8 a 20 m e ainda a região central da parcela, na direção do declive, apresentou maior densidade do solo, maior resistência à penetração e maior teor e retenção de água.

Na análise de duas malhas de dados instaladas em Selvíria (MS), usadas no estudo da variabilidade espacial de alguns atributos físicos de um Latossolo Vermelho distrófico semeado com feijão, sob plantio direto (SOUZA et al., 2001) e sob preparo convencional (CARVALHO; SILVEIRA; VIEIRA, 2002), com amostragem de solo idêntica nos dois casos, nas profundidades de 0,00-0,05 m e 0,15-0,20 m, verificou-se que a resistência mecânica do solo à penetração e a umidade gravimétrica seguiram a distribuição lognormal na maioria dos casos. A resistência apresentou variabilidade muito alta também na maioria dos casos, ao passo que a umidade apresentou variabilidade média e baixa. Foi observada, ainda, dependência espacial moderada para todos os atributos, com exceção do plantio convencional na profundidade de 0,15 a 0,20 m, que foi alta.

Santos et al. (2005) estudando a correlação linear e espacial entre o rendimento de grãos do feijoeiro e a resistência mecânica à penetração em um latossolo vermelho distrófico, observaram que a resistência mecânica à penetração e o rendimento de grãos do feijoeiro não variaram aleatoriamente, mas seguiram padrões espaciais bem definidos e inter-relacionados, ora direta ora inversamente.

Estudos objetivando otimização nos procedimentos experimentais têm sido desenvolvidos, porém as análises de solo são bastante complexas, pois há de se considerar a grande heterogeneidade dos solos. Como alternativa surgem discussões visando melhor eficiência de aplicação de métodos estatísticos e matemáticos para tratamento dos dados obtidos pelas análises de solos e assim se chegar a informações mais precisas (KUTILEK; NIELSEN, 1994, LIBARDI et al., 1996).

Os altos coeficientes de variação e desvio padrão da condutividade hidráulica podem levar a subestimativas ou superestimativas da condutividade hidráulica do solo, até mesmo para as medidas obtidas em laboratório, as quais seriam de se esperar serem menos sujeitas à variabilidade, devido ao volume e tamanho padrão para todas as amostras (HURTADO, 2004). Warrick e Nielsen (1980) citam coeficientes de variação da condutividade hidráulica saturada superiores a 100% e classificam o parâmetro como de alta variação.

Fuentes et al. (2005) procuraram deduzir um modelo fractal de predição da condutividade hidráulica dos solos não saturados, utilizando uma nova formulação para a distribuição bidimensional dos tamanhos de poro a fim de demonstrar sua validade, aplicando este modelo a dois tipos distintos de solos. Os autores criaram um modelo versátil para estimar a condutividade hidráulica em solos a partir de um modelo conceitual baseado na geometria fractal e nas leis fundamentais de Laplace e Poiseuille e comparando os resultados obtidos do modelo da condutividade e os da curva experimental da condutividade de dois solos: um Latossolo Vermelho-Amarelo e um Argissolo Amarelo, verificaram que o modelo proposto mostrou-se simples em sua utilização, sendo capaz de prever satisfatoriamente a condutividade hidráulica dos solos não saturados.

Grande variabilidade indica que um grande número de amostras deve ser analisado ou um reduzido grau de precisão deve ser esperado, dependendo da intenção de uso dos dados. Logston et al., (1990) apud Hurtado (2004) encontraram que a condutividade hidráulica foi altamente variável entre as posições analisadas em um mesmo solo e ainda concluíram que, geralmente, quando a média geométrica da condutividade decresceu, o coeficiente de variação aumentou (coeficiente de variação

maior que 100%) e a variabilidade foi maior na superfície do solo onde o número esperso de fendas e bioporos foi maior.

O uso de medidas estatísticas, que vão representar a dispersão, podem auxiliar o pesquisador a visualizar, caracterizar, analisar e interpretar adequadamente as diferentes unidades de mapeamento. Métodos estatísticos, no entanto, têm sido aplicados sem a completa atenção para seus fundamentos e limitações.

## **2.2 MATERIAL E MÉTODOS**

Considerando todos os estudos citados anteriormente e tendo em vista a grande importância a variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo, foi selecionada uma malha experimental para um detalhamento mais específico, considerando as características físico-hídricas do local. Com isso, descreve-se a metodologia abaixo que foi adotada no estudo, destacando os componentes do sistema utilizado, no intuito de inferir sobre a melhor forma de se obter os resultados desejáveis, considerando os equipamentos e o solo estudado.

### **2.2.1 Localização e descrição da área experimental**

O local da instalação do experimento foi o campo experimental do Departamento de Produção Vegetal, Campus da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, município de Piracicaba, Estado de São Paulo, Brasil. Suas coordenadas geográficas são: 22° 42' 43,3" de latitude sul, 47° 37' 10,4" de longitude oeste e 546 m de altitude. O relevo local é plano com declive na área experimental menor que 0,01 m m<sup>-1</sup>.

### **2.2.2 Clima e solos**

O clima do município de Piracicaba é do tipo Cwa, conforme a classificação de Köppen, conhecido como "tropical de altitude". Caracteriza-se por apresentar um inverno seco, em que a temperatura média do mês mais frio é inferior a 17°C e a do mês mais quente ultrapassa 23°C. As médias anuais de temperatura, precipitação e umidade relativa são de 21,1°C, 1.257 mm e 74 %, respectivamente. A estação seca ocorre entre os meses de abril e setembro, sendo julho o mês mais seco. O mês mais chuvoso oscila entre janeiro e fevereiro e o total das chuvas do mês mais seco não ultrapassa 30 mm.

O solo foi classificado, de acordo com EMBRAPA (1999), como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico (Typic Hapludox). A classificação pedológica pode ser observada no anexo A.

### 2.2.3 Parcela experimental

A parcela experimental apresentava um comprimento de 45 m e uma largura de 15 m, na qual foram instalados 40 tubos de alumínio para acesso de uma sonda de nêutrons para medida do conteúdo da água no solo. O tubo de alumínio (para acesso de uma sonda de nêutrons) tinha 1,5 m de comprimento (1,3 m no solo) com 45 mm de diâmetro interno e 1,5 mm de espessura de parede; a instalação desses tubos foi realizada com auxílio de um trado tipo holandês e, por ocasião da instalação, amostras de solos foram coletadas a cada 0,20 m de profundidade para posterior caracterização física.

As medidas com a sonda foram feitas desde 0,20 m até 1,0 m de profundidade do solo em cada tubo, para a determinação da armazenagem da água no perfil 0,20 - 1,0 m. A distribuição desses tubos foi feita na forma de uma grade de quatro colunas por dez linhas, com cada tubo distando de seu vizinho de 5 m (Figura 1).

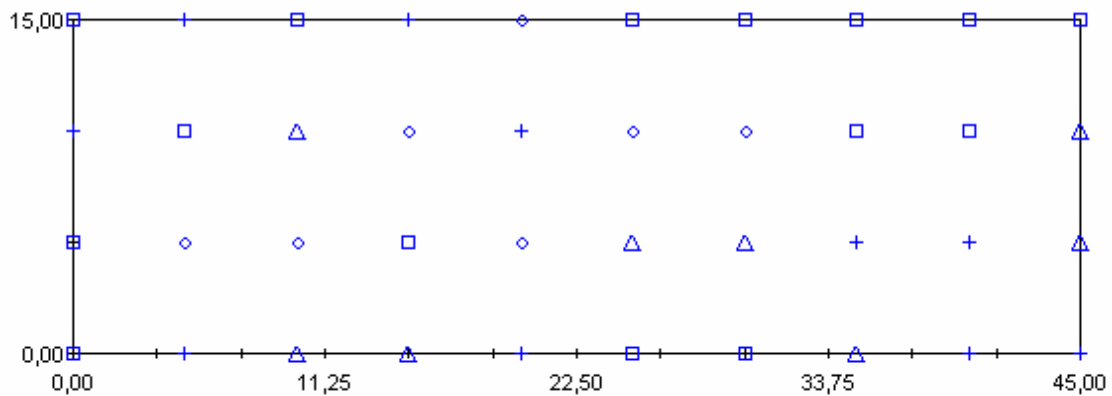


Figura 1 - Distribuição dos tubos de acesso na malha experimental

### 2.2.4 Coleta e preparo das amostras para determinação da armazenagem de água

Foram coletadas amostras com estrutura indeformada ao longo do perfil de cada ponto da malha experimental (a 1 m de cada tubo). Cada anel de coleta media 0,05 m de altura e 0,048 m de diâmetro. Foi retirada 1 amostra de cada uma das seguintes profundidades: 0,2; 0,4; 0,6; 0,8 e 1,0, perfazendo um total de 200 amostras (5 amostras x 40 pontos). O amostrador utilizado foi do tipo Uhland (Figura 2), conforme Moraes (1991).



Figura 2 - Amostrador do tipo Uhland utilizado para a coleta das amostras indeformadas

No que se refere ao acondicionamento dessas amostras, foram embrulhadas com papel alumínio e em seguida embainhadas com parafina derretida, sendo posteriormente armazenadas em geladeira, mantendo assim o mínimo possível de alteração estrutural e perda de água. No laboratório foram preparadas retirando-se o excesso de solo de ambos os lados, com auxílio de um estilete.

### **2.2.5 Caracterização física do solo**

Foram realizadas as seguintes determinações: análise granulométrica - no laboratório de Física do Solo do Departamento de Ciências Exatas - determinação química e de óxidos por ataque sulfúrico - no laboratório do Departamento de Solos e Nutrição de Plantas da ESALQ/USP. Os valores de argila, silte e areia, classe textural, para as profundidades de interesse, são apresentados na Tabela 1. Os resultados da análise com ataque sulfúrico estão apresentados na Tabela 2.

O método utilizado para a determinação das frações granulométricas nas amostras de solo coletadas a cada 0,10 m de profundidade de cada ponto de



observação foi o de Bouyoucos (densímetro), conforme as recomendações de EMBRAPA (1999). Esse método baseia-se na velocidade de sedimentação das partículas sólidas do solo, em que são realizadas duas leituras, a primeira informa sobre o conteúdo de areia, a segunda sobre o conteúdo de argila e, por diferença, obtém-se o conteúdo de silte. Detalhe da caracterização morfológica do solo pode ser vista no Anexo A.

Tabela 1- Granulometria (areia, silte e argila), densidade do solo e classe textural dos horizontes pedológicos

Horizontes Pedológicos	Ds kg m <sup>-3</sup>	Areia	Silte		Argila	Classe Textural
			(g kg <sup>-1</sup> )			
Ap (0 – 0,20 m)	1400	840	20	140	140	Areia Franca
A <sub>2</sub> (0,20 – 0,52 m)	1591	800	20	180	180	Franco – arenosa
AB (0,52 – 0,96 m)	1600	760	40	200	200	Franco – argilo – arenosa
BA (0,96 – 1,42 m)	1652	760	40	200	200	Franco – argilo – arenosa
Bw <sub>1</sub> (1,42 – 1,69 m)	1586	760	20	240	240	Franco – argilo – arenosa
Bw <sub>2</sub> (1,62 – 2,26+ m)	1545	760	20	240	240	Franco – argilo – arenosa

Tabela 2. Teores de óxidos de Silício, Alumínio, Ferro, Titânio e Manganês dos horizontes pedológicos

Hor.	Prof. (m)	SiO <sub>2</sub>	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>			TiO <sub>2</sub>	MnO	Ki	Kr
			Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub>						
		(% )							
Ap	0 – 0,20	5,80	4,28	2,85	0,77	0,03	2,40	1,70	
A <sub>2</sub>	0,20-0,52	7,80	6,88	3,70	0,88	0,02	1,93	1,43	
AB	0,52-0,96	7,80	6,87	3,69	0,87	0,02	1,94	1,45	
BA	0,96-1,42	7,70	6,80	3,58	0,82	0,01	1,93	1,44	
Bw <sub>1</sub>	1,42-1,69	8,90	6,84	3,72	0,80	0,01	2,21	1,64	
Bw <sub>2</sub>	1,69-2,26+	8,90	6,83	3,70	0,79	0,01	2,20	1,65	

### 2.2.6 Determinação da densidade do solo

A densidade do solo é definida como a massa de um volume de solo seco, no seu estado natural. Pode ser expressa como

$$D = \frac{M_{ss}}{V_t} \quad (1)$$

em que:

$M_{ss}$  = massa de solo seco (g)

$V_t$  = volume total do solo ( $m^{-3}$ )

### 2.2.7 Determinação do conteúdo de água

As amostras de solo foram coletadas em cilindros metálicos utilizando-se o amostrador descrito no item 2.24 (Figura 3) das profundidades 0,20; 0,40; 0,60; 0,80 e 1,00 m. A amostra úmida foi pesada e posteriormente secada em uma estufa a uma temperatura de 105 °C até atingir peso constante.

### 2.2.8 Conteúdo de água a base de massa

O conteúdo de água a base de massa foi determinado pela seguinte equação

$$UB_{ss} = \frac{Mu - Ms}{Ms} \quad (2)$$

em que:

$Mu$  = massa de solo úmido ( g);

$Ms$  = massa de solo seco a 105° C durante 24 horas (g).

### 2.2.9 Conteúdo de água a base de volume

O conteúdo de água do solo expresso em unidade de volume ( $\theta$ ) foi determinado pela seguinte equação

$$\theta = \frac{D}{Da} U, \quad (3)$$

considerando  $D_a$ , a densidade da água igual a  $1000 \text{ Kg m}^{-3}$ .

### 2.2.10 Armazenagem de água no solo

Para a avaliação da armazenagem de água no solo, utilizou-se do método da moderação de nêutrons por meio de uma sonda de nêutrons com fonte de Amerício-Berílio (50mCi), modelo 503 Hydroprobe da CPN Corporation (Figura 3).



Figura 3 - Sonda de nêutrons modelo 503 Hydroprobe da CPN Corporation

Este método tem a vantagem de ser um método de campo não destrutivo e funciona, resumidamente, assim: nêutrons rápidos (10keV a 20MeV) são emitidos de uma fonte de Am-Be que interagindo com os átomos de hidrogênio no solo são termalizados isto é, desacelerados ou tornados nêutrons lentos (0,01 a 0,3 eV). Esses nêutrons termalizados são identificados no interior do solo por outro componente presente na sonda, o detector de cintilação de lítio, e registrados por meio de um sistema eletrônico de contagem localizado na caixa de blindagem, na superfície do solo. Quanto maior a concentração de hidrogênio no solo (maior umidade do solo), maior a contagem de nêutrons no registrador (Figura 4). Após a elaboração de uma curva de calibração da contagem versus umidade do solo, mede-se a umidade do solo em qualquer profundidade no campo de maneira não destrutiva e em qualquer tempo.

Com a sonda de nêutrons foram feitas leituras no momento da inundação do perfil às profundidades de 0,2 m, 0,4 m, 0,6 m, 0,8 m e 1,00 m. Sempre antes e depois das

leitura realizava-se uma contagem padrão com a sonda dentro da blindagem. Essa contagem servia para calcular a contagem relativa, isto é, relação entre a contagem atual e a padrão.

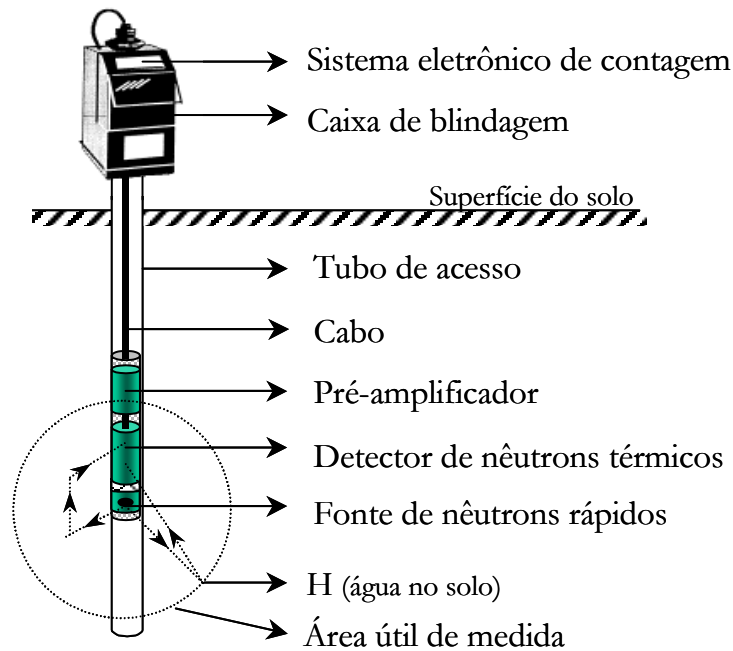


Figura 4 - Componentes e funcionamento da sonda de nêutrons

Para a calibração da sonda coletaram-se amostras deformadas de solo por meio de um trado tipo holandês para determinação da umidade gravimétrica, em pontos previamente escolhidos de acordo com a contagem da sonda, escolhendo-se os que apresentavam maiores e menores leituras. Ao longo de dois anos de leituras foram coletadas 230 amostras de solo em datas e pontos diferentes, obtendo-se dados de umidade do solo desde os mais baixos aos mais altos valores de umidades. Correlacionando-se esses dados com os respectivos dados de contagem relativa da data e do ponto amostrado foi obtida uma equação de correlação:

$$Y = aX + b \quad (4)$$

em que  $Y$  é a umidade gravimétrica,  $X$  é a contagem relativa e  $a$  e  $b$  os coeficientes angular e linear da equação da reta, respectivamente. Por meio desta equação foram obtidos valores de umidade gravimétrica para as profundidades de medida.

A equação utilizada na transformação dos dados desse trabalho foi obtida em área próxima à área experimental e está descrita abaixo:

$$U = 8,55488CR + 0,5299 \quad (r^2 = 0,71) \quad (5)$$

em que  $U$  é a umidade gravimétrica e  $CR$  a contagem relativa. Por meio desta equação obtiveram-se os valores de umidade gravimétrica para as profundidades de medida. No caso do presente trabalho, como os valores de umidade medidos o foram à base de massa ( $U$ ), a transformação à base de volume foi feita, depois das leituras, por meio da equação (3).

### 2.2.11 Ensaio do perfil instantâneo

Para aplicar o método do perfil instantâneo no campo, foi utilizada uma estrutura de chapa galvanizada (2 mm de espessura) de 0,50 m de altura e 3,00 m de diâmetro que foi introduzida no solo até 0,30 m de profundidade a fim de evitar qualquer fluxo de água lateralmente quando da inundação e durante a redistribuição (Figura 5).



Figura 5 - Apresentação de um ponto estudado da área experimental

Anteriormente à inundação e início das leituras a área destinada ao experimento foi devidamente preparada de forma a ficar relativamente plana e livre de vegetação. Os valores de umidade ao longo do perfil do solo, com o tempo de redistribuição, foram obtidos a partir das leituras da sonda de nêutrons as quais posteriormente foram convertidas para umidade gravimétrica por meio da equação (5) e, então, para umidade volumétrica por meio da equação (3).

A saturação do perfil do solo foi iniciada colocando água na parcela por meio de uma mangueira munida de registro a partir de um caminhão pipa até que se umedecesse o máximo possível a camada de 0 – 1,0 m do solo. Terminada essa operação, a parcela foi coberta com uma capa plástica para evitar qualquer fluxo de água através da superfície e capim seco para diminuir o aquecimento.

O momento da colocação do plástico foi considerado como o tempo zero de redistribuição (Figura 7 e 8). Depois das leituras da sonda de nêutrons em  $t = 0$ , durante os primeiros dias, essas leituras foram feitas a cada seis horas e, a partir daí, diariamente, até quando a drenagem praticamente cessou. De posse dos resultados, o método foi aplicado seguindo os procedimentos experimental e teórico descritos a seguir.



Figura 7 - Demonstração de uma linha de dez pontos estudados da área experimental





Figura 8 - Visualização de um ponto estudado com a colocação do plástico após a saturação do perfil

### 2.2.12 Considerações teóricas sobre a condutividade hidráulica do solo pelo método do perfil instantâneo

A equação do fluxo da água em meio poroso não-saturado é conhecida na literatura como equação de Darcy-Buckingham, que, na direção vertical, pode ser escrita como:

$$\vec{q} = -K(\theta) \frac{d\phi_t}{dz} \quad (6)$$

em que:  $q$  é a densidade de fluxo da água,  $K$  é a condutividade hidráulica do meio não-saturado, função de umidade  $\theta$ ,  $\phi_t$  é o potencial total da água no solo, igual à soma dos potenciais mátrico ( $\phi_m$ ) e gravitacional ( $\phi_g$ ),  $z$  é a coordenada vertical de posição e o sinal negativo para seguir a convenção segundo a qual o sentido de  $\vec{q}$  e o inverso do sentido do gradiente de potencial total da água no solo,  $\frac{d\phi_t}{dz}$ .

A substituição da eq. (6) na equação da continuidade resulta na equação diferencial geral que governa o movimento da água no solo (equação de Richards), a qual, sujeita às condições experimentais (de contorno) descritas no item anterior dá, como solução, a equação (7) abaixo:

$$K(\theta)|_z = \frac{-\int_0^z \frac{\partial \theta}{\partial t} dz}{\left. \frac{d\phi_t}{dz} \right|_z} \quad (7)$$

Por meio de medidas simultâneas de conteúdo de água do solo e potencial total da água no solo, durante o período de redistribuição da água, determinam-se a integral da equação (2), que corresponde à densidade de fluxo de água na profundidade Z e o gradiente de potencial total na mesma profundidade, respectivamente.

De acordo com Libardi (2005), considerando que a função  $\theta(z,t)$  seja contínua e derivável,

$$\int_0^z \frac{\partial \theta(z,t)}{\partial t} dz = \frac{d}{dt} \int_0^z \theta(z,t) = \frac{dh_z}{dt} \quad (8)$$

em que  $h_z$  = armazenagem de água no solo na camada 0 - Z m de profundidade de solo e t = tempo de redistribuição.

Assumindo que o ajuste dos dados de  $h_z$  em função de t resulte, conforme Libardi et. al (1980), numa equação do tipo

$$h_z = A \ln t + B \quad (9)$$

é fácil perceber que

$$\frac{dh_z}{dt} = \frac{Ad(\ln t)}{dt} \text{ ou } \frac{dh_z}{dt} = -\frac{A}{t} \quad (10)$$

Por outro lado, assumindo que, na profundidade de interesse, também conforme Libardi et. al (1980),

$$\theta = a \ln t + b \quad (11)$$

então,



$$t = e^{\frac{\theta-b}{a}} \quad (12)$$

A substituição da equação (8) na equação (7), tendo em conta a equação (12) e considerando, ainda, que  $\frac{d\phi_t}{dz} = 1$  (LIBARDI et. al 1980), resulta:

$$K = \frac{-A}{\frac{\theta-b}{e^a}} \quad (13)$$

ou, rearranjando,

$$K = -Ae^{\frac{b-\theta}{a}} \quad (14)$$

Portanto, para a determinação de K em função de  $\theta$  pela equação (14), basta fazer a regressão de  $\theta$  em função de  $\ln t$  para a profundidade Z e de  $\ln h_z$  em função de t para a camada 0 - Z m de profundidade do solo. Sendo linear o ajuste, obtém-se, então, os parâmetros  $\underline{A}$  e  $\underline{a}$  para a profundidade de interesse Z e daí, automaticamente, a função  $K(\theta)$ .

Evidentemente, para o tempo praticamente zero de redistribuição ( $\ln t = 1$ ) em que  $\theta = \theta_0$ , a equação (14) se torna

$$K_0 = -Ae^{\frac{b-\theta_0}{a}} \quad (15)$$

em que  $K_0$  = condutividade hidráulica do solo na condição mais úmida com que se consegue colocar o solo no campo.

A divisão da equação (14) pela equação (15) fornece

$$K = K_0 e^{\frac{1}{a}(\theta_0 - \theta)} \quad (16)$$

### 2.2.13 Análise dos dados

De posse das 40 funções de condutividade hidráulica do solo feitas ao longo do campo, foram aplicadas as técnicas geoestatísticas para o estudo da variabilidade espacial dos parâmetros da função  $K(\theta)$ .

Antes da aplicação das ferramentas geoestatísticas, os dados foram analisados inicialmente através dos procedimentos da análise estatística descritiva, para visualizar o comportamento geral dos dados e identificar possíveis valores discrepantes (SALVIANO, 1996).

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

Em seguida foi realizada análise exploratória dos dados, pois representa o estágio inicial para verificar e descrever as medidas estatísticas e matemáticas dos dados o que, melhora a eficiência da análise estatística (FARIAS, 1999) e para auxiliar na decisão das hipóteses de estacionaridade que podem ser assumidas (HAMLETT; HORTON; CRESSIE, 1986; FOLEGATTI, 1996).

Dentre os recursos gráficos utilizados na análise exploratória da variabilidade espacial de um conjunto de dados e na identificação de valores discrepantes podemos destacar: gráficos de caixa ("*box-plot*"), o dispositivo de ramos e folhas (HOAGLIN; MOSTELLER; TYKEY, 1983; SOUZA, 1999), os gráficos por linhas e por colunas, os quais podem auxiliar na interpretação dos dados obtidos e na tomada de decisões com relação a retirada ou não de dados ou na remoção de tendências (SOUZA, 1999).

A dispersão dos dados pode ser observada pelos gráficos de caixa, através da representação visual de um conjunto de cinco números: limites inferior e superior;

quartis inferior e superior e média ou mediana, podendo ainda apresentar valores discrepantes.

Foram construídos semivariogramas para analisar o grau de dependência espacial entre os 40 pontos dentro da malha experimental, para definir parâmetros necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados, através da técnica de krigagem (SALVIANO, 1996). O escalonamento do semivariograma foi feito pela variância, com isso esperou-se que o efeito pepita se torna-se automaticamente uma fração do patamar (VIEIRA; DECHEN; MARIA, 1998), facilitando as interpretações e comparações entre semivariogramas, já que assim se pode verificar se contam com o mesmo padrão de variabilidade espacial, uma vez que assumem valores em uma escala padronizada.

Para se obter um maior detalhamento da área em estudo foi necessária a aplicação de um método de interpolação, como a krigagem (SILVA JUNIOR, 2001). Isso porque, pode existir futuramente interesse em um ou mais pontos específicos da área. Com isso nesse trabalho obteve-se uma malha de pontos interpolados que permitiram visualizar o comportamento da variável na região através de um mapa de isolinhas ou de superfície.

Foi realizada também a análise da estabilidade temporal da armazenagem da água no solo, ao longo do período de redistribuição da água no solo (VACHAUD et al. 1985) para verificar quais e quantos são os locais adequados para ao monitoramento com precisão aceitável e reduzido esforço amostral. Estes autores introduziram o conceito de estabilidade temporal utilizando a técnica da diferença de uma medida num dado ponto em relação a média dos diversos pontos num dado tempo.

Para diversos tempos de medida em cada ponto pode-se calcular as diferenças relativas médias as quais, associadas ao respectivo desvio-padrão no tempo e ordenadas da menor para a maior, permitem identificar “a” ou “as” posições que representam a média geral do campo, ou as que superestimam ou subestimam essa média, em qualquer momento. Quanto menor o desvio padrão, maior a confiabilidade da medida naquele ponto em estimar a média geral, ou pontos extremos.

Essa técnica, portanto, diz respeito à diferença  $\Delta_{ij}$  entre uma determinação individual da armazenagem de água no solo  $S_{ij}$  no local  $i$  ( $i = 1, 2, 3 \dots, y$  sendo  $y$  o número de pontos de amostragem) no tempo  $j$  ( $j = 1, 2, 3 \dots, x$  sendo  $x$  o número de leituras) e a armazenagem da água média dos valores medidos  $\bar{S}_j$  no mesmo tempo:

$$\Delta_{ij} = S_{ij} - \bar{S}_j \quad (17)$$

com

$$\bar{S}_j = (1/y) \sum_{i=1}^{i=y} S_{ij} \quad (18)$$

com o que se tem a diferença relativa:

$$\delta_{ij} = \frac{\Delta_{ij}}{\bar{S}_j} \quad (19)$$

De acordo com Vachaud et al. (1985), uma pequena variação ou a igualdade de  $\delta_{ij}$ , ao longo do tempo, para cada posição  $i$ , é a indicação de estabilidade temporal, que, em outras palavras significa independência temporal.

Na seqüência aplicou-se o teste não paramétrico de Spearman. Este teste é um procedimento eficiente que possibilita calcular o grau de dependência entre duas variáveis aleatórias. Um valor do coeficiente de Spearman  $r_s$  igual 1 corresponderá a igualdade de posição para qualquer local ou estabilidade perfeita entre duas datas ou tempos. Quanto mais próximo de 1 for o  $r_s$  mais estável será o processo (Vachaud et al., 1985). O coeficiente de correlação de Spearman é dado por:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (R_{ij} - R_{ij'})^2}{n(n^2 - 1)} \quad (20)$$

sendo  $n$  o número de observações,  $R_{ij}$  a posição da variável  $S_{ij}$  observada no local  $i$  na data  $j$  e  $R_{ij}'$  a posição da mesma variável, no mesmo local, mas na data  $j'$ .

A estabilidade temporal, como definida por Vachaud et al. (1985) implica em uma relação linear entre a água armazenada em dois tempos diferentes, ao longo de todos os pontos de espaço em estudo. Tendo em vista esse comportamento, procurou-se correlacionar os dados obtidos de armazenagem da água no solo com os tempos de redistribuição. A simples correlação desse parâmetro em diferentes tempos pode ser adotada como teste para verificação da estabilidade temporal, conforme proposto por Kachanoski e De Jong (1988).

## 2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 2.3.1 Perfis de conteúdo de água e armazenagem em função do tempo no método do perfil instantâneo

A partir das leituras da sonda de nêutrons obtidas durante o processo de redistribuição da água, no método do perfil instantâneo, e das respectivas leituras padrões (leituras da sonda de nêutrons na blindagem feitas antes e depois das leituras no solo), foram determinadas as contagens relativas para cada profundidade em cada ponto. A contagem relativa foi obtida pela razão entre a leitura no solo e a leitura padrão e tem como finalidade minimizar oscilações das leituras devidas a alterações do aparelho. Em seguida, calcularam-se os valores de conteúdo de água gravimétrico para todos os tempos e profundidades da malha experimental, utilizando as equações (5) e (3).

Teixeira; Moraes e Simonete (2005) ressaltaram que a técnica da moderação de nêutrons pode ser utilizada para determinar o conteúdo de água em determinada profundidade no solo, apresentando como grande vantagem a sua natureza não-destrutiva. No entanto, em seu trabalho numa Terra Roxa Estruturada eles concluíram que os valores de conteúdo de água e da condutividade hidráulica obtidos pelo TDR foram mais próximo do obtido pelo tensiômetro, quando comparado aos da sonda de nêutrons, na profundidade de 0,70 m (horizonte B textural). Na profundidade de 1,00 m, horizonte latossólico, a sonda de nêutrons mostrou-se mais eficiente na determinação do conteúdo de água e da condutividade hidráulica. Esse fato deve-se principalmente ao fato de a sonda de nêutrons amostrar diferentes volumes do solo.

Obtidos os dados de conteúdo de água volumétrico para os 40 pontos e as 5 profundidades estudadas, elaboraram-se os gráficos de conteúdo de água volumétrico em função do tempo. Na Tabela 3, encontram-se os valores de conteúdo de água volumétrico do ponto 1 e para as profundidades estudadas. Nas Figuras 9, 10 e 11 pode-se observar as curvas de ajuste da umidade volumétrica em função de  $\ln t$  para estas profundidades estudadas no ponto 1.

Tabela 3 – Umidade volumétrica ( $m^{-3}m^{-3}$ ) do ponto 1 para as profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm

Tempo (h)	20	40	60	80	100
	(cm)				
1	0,315	0,283	0,294	0,255	0,268961
9	0,286	0,271	0,283	0,247	0,265382
18	0,279	0,257	0,264	0,237	0,250579
24	0,277	0,255	0,263	0,236	0,241545
26	0,273	0,253	0,264	0,233	0,246077
33	0,258	0,245	0,258	0,232	0,24919
53	0,252	0,244	0,259	0,230	0,248724
77	0,245	0,244	0,251	0,224	0,237773
101	0,239	0,241	0,249	0,216	0,236333
125	0,236	0,233	0,244	0,216	0,23173
149	0,235	0,227	0,241	0,215	0,225991
169	0,229	0,226	0,231	0,211	0,22519
193	0,228	0,224	0,230	0,208	0,219857
240	0,224	0,221	0,225	0,200	0,211279
361	0,222	0,217	0,224	0,199	0,20914
409	0,224	0,216	0,223	0,198	0,208187
484	0,223	0,216	0,223	0,198	0,20768
576	0,222	0,216	0,223	0,197	0,202377

Os dados de conteúdo volumétrico de água em função do tempo de redistribuição foram ajustados por meio de uma equação de primeiro grau ( $\theta = a \cdot \ln t + b$ ), obtendo-se para todas as profundidades um coeficiente de determinação  $R^2$  muito próximo da unidade o que demonstra o excelente ajuste dos dados (última coluna das Tabelas 5, 6, 7, 8 e 9). Este fato mostra que os dados experimentais seguem a equação da umidade em função do tempo proposta no item 2.2.12.

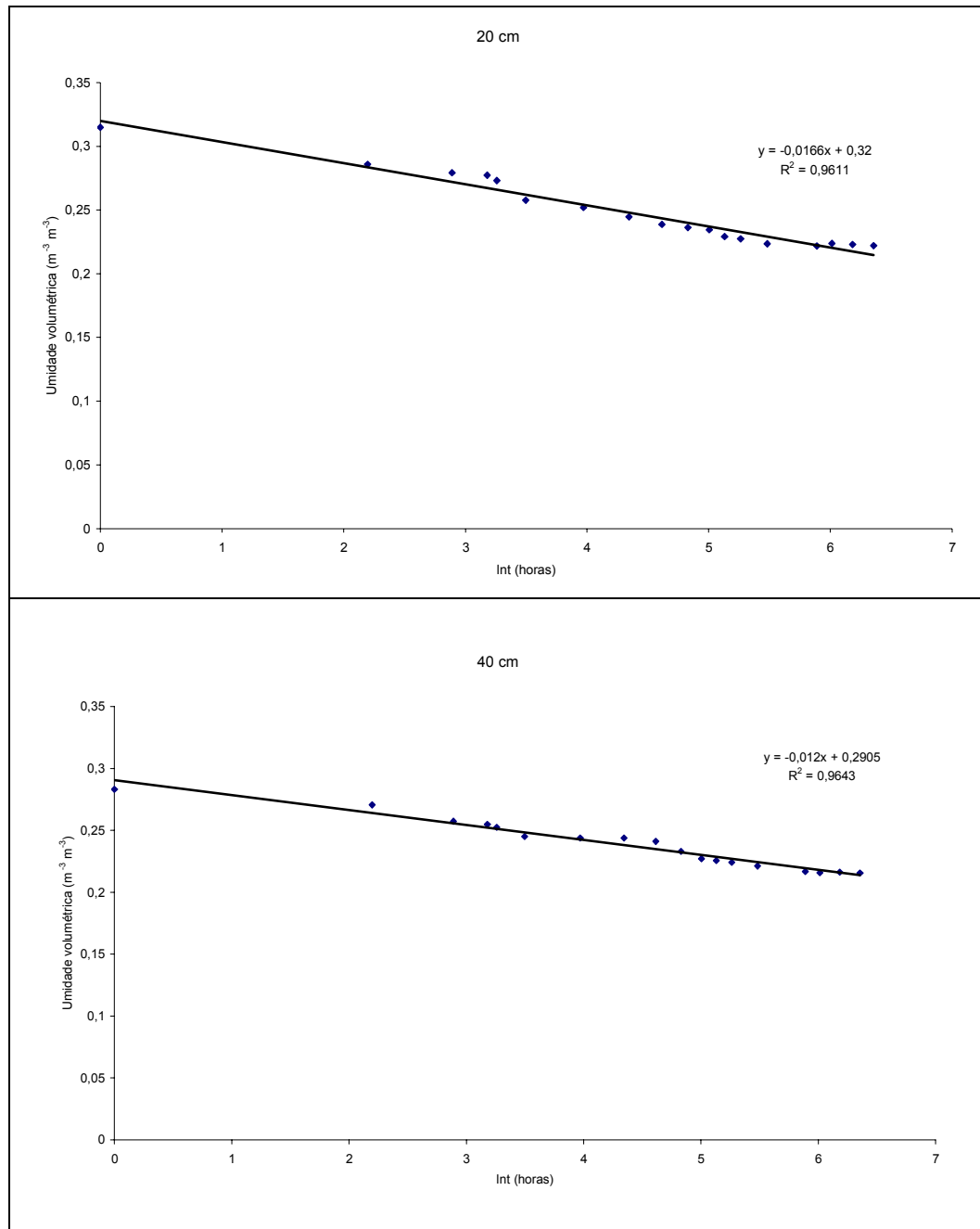


Figura 9 - Curvas de ajuste do conteúdo de água volumétrico em função do tempo de redistribuição da água no solo para as profundidades 20 e 40 cm no ponto 1



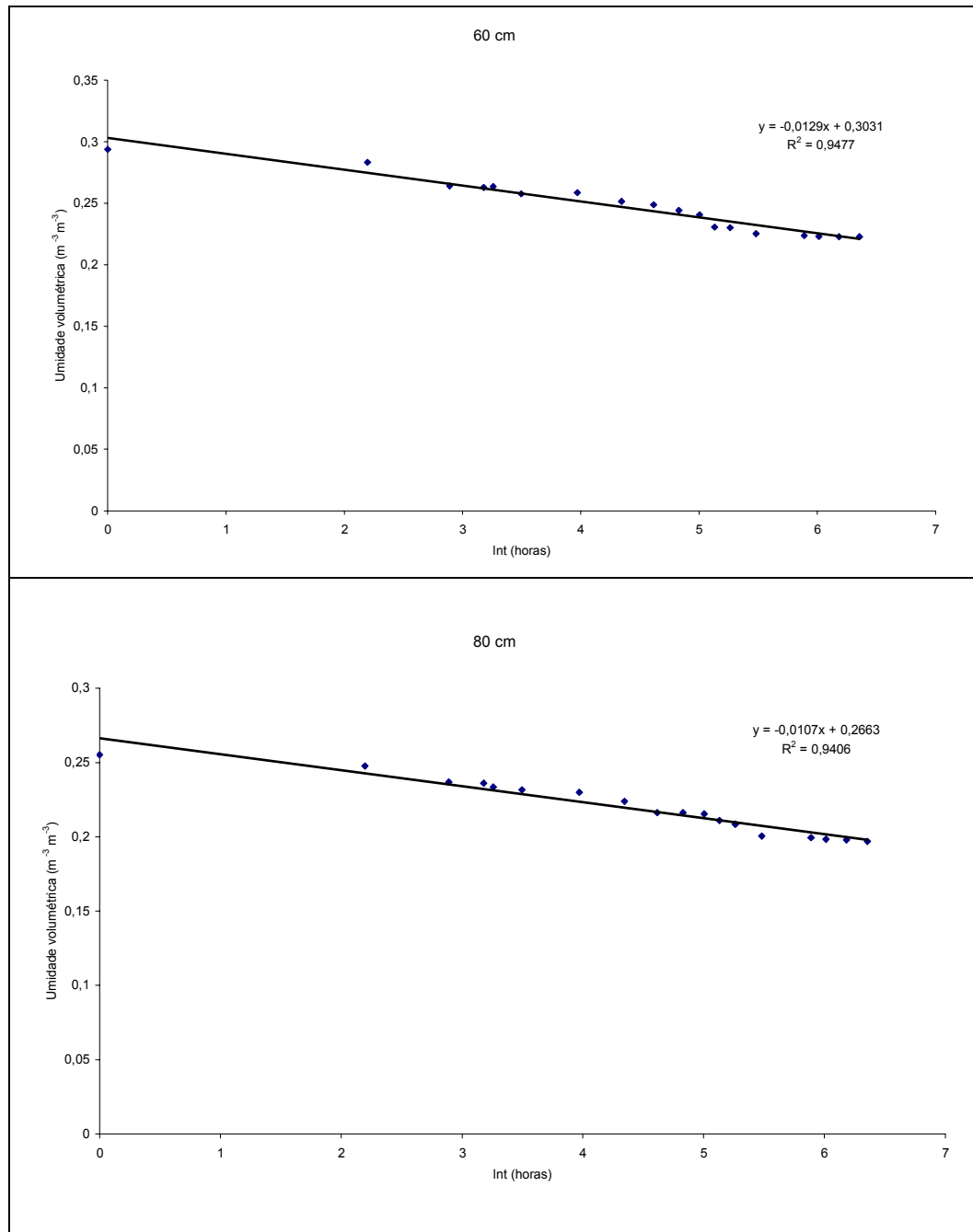


Figura 10 - Curvas de ajuste do conteúdo de água volumétrico em função do tempo de redistribuição da água no solo para as profundidades 60 e 80 cm no ponto 1

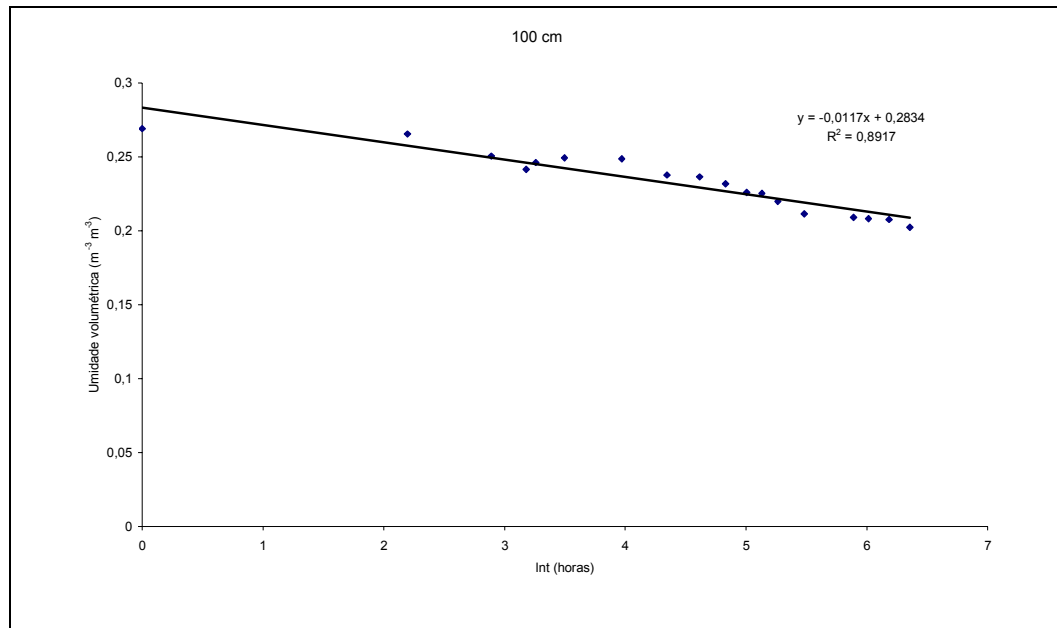


Figura 11 - Curvas de ajuste do conteúdo de água volumétrico em função do tempo de redistribuição da água no solo para a profundidade 100 cm no ponto 1

Netto e Fernandes (2005) estudando Condutividade hidráulica de um Latossolo Vermelho em pousio e cultivo intensivo conseguiram bons ajustes nos gráficos de conteúdo de água e armazenagem em função do tempo. Além disso, os resultados mostraram maior proximidade entre os perfis de conteúdo de água, em função do tempo, no solo em pousio do que no solo cultivado, especialmente próximo à saturação. Reichardt et al. (2004) trabalhando com condutividade hidráulica do solo no campo, também obtiveram ajustes lineares no gráfico de ajuste  $\theta$  versus Int, com valores de  $R^2 > 0,98$ .

Carvalho (2003) também obteve em seu trabalho coeficientes de determinação  $R^2$  próximo da unidade em gráficos de ajuste da umidade em função do tempo, porém diferentemente desse estudo, a equação que melhor ajustou foi de terceiro grau. Esse fato pode ser explicado pela diferença de metodologia adotada, pois em seu trabalho Carvalho (2003) utilizou tensiômetros e obteve os valores de umidade volumétrica a partir do ajuste da curva de retenção da água no solo para cada profundidade estudada, com o que, pela maior precisão dos tensiômetros, foi possível observar melhor a variação dos valores de umidade durante a redistribuição da água no solo.

A partir dos dados de umidade volumétrica, foram calculados os valores de armazenagem da água no solo os quais, pelos ajustes de  $\theta$  em função de  $\ln t$  obtidos para todas as profundidades dos 40 pontos, só poderiam ajustar-se também, a uma linha reta com o logaritmo do tempo de redistribuição. ( $h = A \ln t + B$ ): ver os coeficientes de determinação também nas Tabelas (5) a (9). Na tabela 4, encontram-se os valores para o ponto 1. É importante esclarecer que a armazenagem se refere à média aritmética das umidades medidas na camada de 0 a Z multiplicada por Z; por exemplo, neste trabalho a armazenagem de Z= 0 a Z= 0,4 m é igual a média aritmética das umidades em Z = 0,20 m e Z = 0,40 m, multiplicada pela profundidade Z = 0,40, para cada tempo de medida.

Trabalhando com condutividade hidráulica do solo no campo Reichardt et al. (2004) obtiveram ajustes lineares no gráfico de que relaciona h versus  $\ln t$ , com valores de  $R^2 > 0,90$ . Nesse trabalho os autores desenvolvem uma equação a qual, pelos resultados obtidos, pode ser aplicada para determinação da condutividade hidráulica de campo, pois inclui quantitativamente o efeito do gradiente hidráulico no cálculo da condutividade.

Netto et al. (2000) determinando a condutividade hidráulica, em regime de drenagem interna, de um Podzólico Amarelo, também obtiveram os valores de densidade de fluxo, para diferentes tempos, por meio de cálculo do estoque acumulado de água compreendido entre a superfície do solo e o nível de interesse Z, integrando-se os perfis de umidade e traçando-se a curva  $W(Z, t)$ , porém o ajuste foi feito com uma função tripla exponencial.

Vários fatores influenciam a retenção da água num solo, mas os mais relevantes são a textura e a estrutura do solo (FIETZ, 1998). A capacidade de reter água geralmente está relacionada com a composição granulométrica do solo, aumentando à medida que a textura se torna mais fina.

Tabela 4 – Armazenagem da água no solo (mca) do ponto 1 para as profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm

Tempo (h)	20	40	60	80	100
	(cm)				
1	0,062994	0,119645	0,178397	0,229414	0,283207
9	0,057188	0,111298	0,167942	0,217442	0,270518
18	0,055875	0,107375	0,160162	0,207514	0,25763
24	0,055456	0,106423	0,158964	0,20618	0,254489
26	0,054646	0,10516	0,157878	0,204571	0,253786
33	0,051523	0,100536	0,152045	0,198354	0,248192
53	0,050413	0,099209	0,150934	0,19693	0,246675
77	0,048927	0,097685	0,147967	0,192715	0,24027
101	0,047771	0,095987	0,145746	0,188987	0,236254
125	0,047263	0,093881	0,1427	0,185928	0,232274
149	0,046932	0,092376	0,140537	0,183602	0,2288
169	0,04582	0,090943	0,137079	0,179263	0,224301
193	0,045507	0,090361	0,136375	0,178051	0,222023
240	0,044707	0,088976	0,13401	0,174101	0,216357
361	0,044354	0,087726	0,132493	0,172346	0,214174
409	0,044744	0,087914	0,132505	0,172164	0,213801
484	0,044596	0,087872	0,13245	0,172031	0,213567
576	0,044404	0,087541	0,132108	0,171482	0,211957

As curvas da armazenagem de água no solo em função do tempo de redistribuição foram semelhantes em todas as profundidades. Isto pode estar relacionado à influência da estrutura e composição dos materiais em termos de matéria orgânica e argila, que determinam alterações na quantidade e distribuição de poros.

Resultados semelhantes foram obtidos por Silva et al. (2005) que, ao analisarem os efeitos de sistemas de preparo do solo de longa duração (17 anos), sobre os atributos físicos relacionados à armazenagem de água disponível de um Argissolo Vermelho de textura média, concluíram que do ponto de vista hídrico, as curvas de

retenção de água e a água disponível não foram afetadas pelos sistemas de preparo avaliados.

### 2.3.2 Parâmetros da equação representativa da função $K(\theta)$

Segundo Libardi (2005), a equação que melhor rege o movimento em regime estacionário da água em solos não saturados, é a equação de Darcy-Buckingham, a qual estabelece que a densidade de fluxo da água é diretamente proporcional ao gradiente de potencial total da água, sendo a função  $K(\theta)$ , isto é, a condutividade hidráulica  $K$ , função da umidade do solo  $\theta$ , a constante de proporcionalidade. Maciel Netto et al. (2000) observaram que a função  $K(\theta)$  para um Podzólico Amarelo é próxima a uma exponencial e que isso é muito comum na literatura.

A condutividade hidráulica envolve o conhecimento da permeabilidade intrínseca, relacionada ao volume total e distribuição dos tamanhos dos poros, além da tortuosidade e das características do fluido como densidade e viscosidade. O gradiente de potencial total da água no solo, por sua vez, é avaliado por meio de dois componentes do potencial de água sendo que um deles independente da matriz do solo, o componente gravitacional, e outro, que envolve as interações entre a água e a matriz do solo, o componente mátrico.

Muitos autores discutem sobre os métodos de determinação da condutividade hidráulica do solo não saturado, em função dos possíveis erros que podem surgir no valor final da condutividade em função da consideração do gradiente unitário proposto por Libardi (1980). Bacchi e Reichardt (1993) comparando valores finais da relação  $K(\theta)$  pelo método de Libardi (1980) que considera o gradiente unitário e o método de Hillel (1972) apud Carvalho (2003) que não considera o gradiente unitário, observaram que na prática não existe problemas em utilizar o gradiente unitário, porém destacou que deve ser aplicado de preferência em solos homogêneos. Ainda nesse estudo, eles observaram que num perfil de solo Haplustox homogêneo até os primeiros dias de redistribuição da água no solo, o gradiente aproximou-se de 1, porém a partir do 5º dia o valor do gradiente chegou a 0,52, ocasionando assim uma diferença significativa no valor final de  $K(\theta)$  entre os dois métodos.

Bacchi e Reichardt (1993), Hurtado; Cichota e Jong Van Lier (2005) obtiveram, em ensaio com perfil instantâneo, gradiente de potencial total variando desde valores em torno de 0, no início do experimento, a valores superiores a 10. Segundo os autores esse resultado era esperado em função do experimento ser realizado em condições de evaporação e equilíbrio dinâmico, em que a diminuição da umidade e da condutividade hidráulica é compensada pelo aumento do gradiente do potencial total.

Fuentes et al. (2005) propôs um modelo conceitual baseado na geometria fractal e nas leis fundamentais de Laplace e Poiseuille, para estimar a condutividade hidráulica em solos. Segundo os autores a comparação dos resultados obtidos do modelo da condutividade e os da curva experimental da condutividade de dois solos: um Latossolo Vermelho-Amarelo e um Argissolo Amarelo, verificou-se que o modelo proposto mostrou-se simples em sua utilização, sendo capaz de prever satisfatoriamente a condutividade hidráulica dos solos não saturados.

Vale ressaltar que independente do método utilizado, os valores obtidos de  $K(\theta)$  são afetados pelos erros inerentes à determinação das densidades de fluxo e dos gradientes de potencial, obtidos com base nos ajustes das umidades e dos potenciais totais. Deve-se prestar atenção ainda na transição entre a fase rápida e a fase lenta da drenagem, procurando ajustar os dados de maneira coerente para não influenciar no resultado final.

Corroborando com o que foi dito anteriormente Barbosa; Tavares Filho e Fonseca (2004) ressaltaram que a condutividade hidráulica comporta-se de maneira diferente para cada tipo de solo. Um exemplo disso foi observado por Cooper e Vidal-Torrado (2005) que ao analisar o comportamento físico-hídrico dos horizontes B nítico e B latossólico, concluíram que o grau de desenvolvimento da estrutura e a abundância e desenvolvimento da cerosidade são fundamentais na separação destes horizontes no Sistema Brasileiro de Classificação de Solos quando apresentam estrutura em blocos subangulares.

Nesse trabalho, conforme a teoria descrita em material e métodos, determinou-se a função  $K(\theta)$ , a partir das análises de regressão de  $\theta$  em função de  $\ln t$  e  $h_z$  em função de  $\ln t$ , com resultados obtidos nos diversos tempos de redistribuição da água no solo (Tabela 3).

O  $\theta_0$  foi obtido pela conversão da leitura da sonda de nêutrons em umidade volumétrica do solo no tempo 1 hora de redistribuição. As Tabelas (5) a (9) apresentam os valores dos parâmetros da equação (16) nas cinco profundidades dos 40 pontos estudados. A seguir são discutidos e analisados geoestatisticamente os dados de  $\theta_0$ ,  $\ln K_0$  e  $\gamma$  dessas tabelas.

Tabela 5 – Valores de  $\theta_o$ ,  $\ln K_0$  e  $\gamma$  da profundidade 20 cm utilizados na análise geoestatística e os respectivos  $r^2$  dos gráficos h versus Int e  $\theta$  versus Int

Pontos	$\theta_o$ ( $m^{-3}m^{-3}$ )	$\ln k_0$ ( $mm\ h^{-1}$ )	$\gamma = \left(\frac{1}{a}\right)$	$r^2$ h versus Int	$r^2$ $\theta$ versus Int
Ponto 1	0,30	0,89	60,24	0,96	0,96
Ponto 2	0,41	1,56	32,79	0,96	0,96
Ponto 3	0,44	1,55	28,99	0,97	0,97
Ponto 4	0,46	1,93	26,74	0,95	0,95
Ponto 5	0,42	2,13	42,02	0,91	0,91
Ponto 6	0,36	0,98	43,10	0,92	0,92
Ponto 7	0,37	1,46	69,44	0,93	0,93
Ponto 8	0,43	0,89	59,52	0,96	0,96
Ponto 9	0,42	0,69	61,73	0,96	0,96
Ponto 10	0,42	0,82	60,98	0,96	0,96
Ponto 11	0,31	0,89	59,35	0,96	0,96
Ponto 12	0,45	0,70	36,63	0,88	0,88
Ponto 13	0,40	0,89	60,02	0,96	0,96
Ponto 14	0,30	0,89	60,24	0,96	0,96
Ponto 15	0,40	1,39	29,24	0,93	0,93
Ponto 16	0,45	1,43	32,79	0,96	0,96
Ponto 17	0,46	1,55	28,99	0,97	0,97
Ponto 18	0,42	1,26	57,14	0,96	0,96
Ponto 19	0,43	1,50	60,24	0,96	0,96
Ponto 20	0,46	0,98	43,10	0,92	0,92
Ponto 21	0,39	0,72	49,26	0,96	0,96
Ponto 22	0,33	0,86	60,24	0,96	0,96
Ponto 23	0,47	0,75	38,91	0,89	0,89
Ponto 24	0,37	1,39	39,22	0,97	0,97
Ponto 25	0,40	0,82	61,35	0,96	0,96
Ponto 26	0,41	0,90	58,82	0,96	0,96
Ponto 27	0,38	1,27	57,14	0,96	0,96
Ponto 28	0,38	1,42	51,55	0,95	0,95
Ponto 29	0,35	0,96	58,48	0,96	0,96
Ponto 30	0,43	1,56	32,79	0,96	0,96
Ponto 31	0,34	0,81	50,76	0,94	0,94
Ponto 32	0,39	1,55	28,99	0,97	0,97
Ponto 33	0,39	0,79	45,87	0,92	0,92
Ponto 34	0,41	0,75	38,91	0,89	0,89
Ponto 35	0,40	1,53	49,26	0,95	0,95
Ponto 36	0,32	1,85	59,52	0,96	0,96
Ponto 37	0,36	1,91	42,02	0,91	0,91
Ponto 38	0,35	0,98	43,10	0,92	0,92
Ponto 39	0,36	1,16	56,18	0,96	0,96
Ponto 40	0,35	1,56	32,79	0,96	0,96



Tabela 6 – Valores de  $\theta_o$ ,  $\ln K_0$  e  $\gamma$  da profundidade 40 cm utilizados na análise geoestatística e os respectivos  $r^2$  dos gráficos h versus Int e  $\theta$  versus Int

Pontos	$\theta_o$ ( $m^{-3}m^{-3}$ )	$\ln k_0$ ( $mm\ h^{-1}$ )	$\gamma = \left(\frac{1}{a}\right)$	$r^2$ h versus Int	$r^2$ $\theta$ versus Int
Ponto 1	0,28	1,13	83,33	0,97	0,96
Ponto 2	0,38	2,05	38,46	0,96	0,96
Ponto 3	0,41	4,37	33,33	0,97	0,96
Ponto 4	0,43	2,48	30,40	0,95	0,95
Ponto 5	0,39	2,82	52,08	0,9	0,88
Ponto 6	0,33	1,33	53,48	0,93	0,94
Ponto 7	0,34	2,10	102,04	0,95	0,95
Ponto 8	0,40	1,36	52,63	0,97	0,96
Ponto 9	0,39	1,11	86,21	0,97	0,96
Ponto 10	0,39	1,18	76,92	0,97	0,96
Ponto 11	0,32	0,95	56,18	0,95	0,92
Ponto 12	0,31	1,73	51,02	0,89	0,89
Ponto 13	0,35	1,69	55,56	0,96	0,96
Ponto 14	0,31	1,06	65,79	0,96	0,95
Ponto 15	0,35	1,80	58,82	0,95	0,96
Ponto 16	0,42	2,05	38,46	0,96	0,96
Ponto 17	0,43	2,05	33,33	0,97	0,96
Ponto 18	0,39	1,65	76,92	0,98	0,98
Ponto 19	0,38	1,13	83,33	0,97	0,96
Ponto 20	0,43	1,34	53,48	0,93	0,94
Ponto 21	0,36	0,94	63,29	0,95	0,94
Ponto 22	0,30	1,14	79,37	0,97	0,96
Ponto 23	0,44	1,07	47,17	0,89	0,89
Ponto 24	0,34	1,83	47,62	0,97	0,97
Ponto 25	0,40	1,83	29,67	0,87	0,8
Ponto 26	0,35	1,27	75,76	0,97	0,96
Ponto 27	0,34	1,50	78,13	0,98	0,97
Ponto 28	0,33	1,35	66,67	0,96	0,96
Ponto 29	0,33	1,62	76,34	0,98	0,97
Ponto 30	0,40	2,05	38,46	0,96	0,96
Ponto 31	0,31	1,09	66,23	0,95	0,95
Ponto 32	0,36	2,05	33,33	0,97	0,96
Ponto 33	0,31	1,16	69,93	0,94	0,95
Ponto 34	0,38	1,07	47,17	0,89	0,89
Ponto 35	0,35	2,14	59,88	0,96	0,95
Ponto 36	0,28	0,95	76,92	0,97	0,96
Ponto 37	0,33	2,46	52,08	0,9	0,87
Ponto 38	0,32	1,34	53,48	0,93	0,94
Ponto 39	0,32	1,44	72,46	0,97	0,96
Ponto 40	0,32	2,05	38,46	0,96	0,96

Tabela 7 – Valores de  $\theta_o$ ,  $\ln K_0$  e  $\gamma$  da profundidade 60 cm utilizados na análise geoestatística e os respectivos  $r^2$  dos gráficos h versus Int e  $\theta$  versus Int

Pontos	$\theta_o$ ( $m^{-3}m^{-3}$ )	$\ln k_0$ ( $mm\ h^{-1}$ )	$\gamma = \left(\frac{1}{a}\right)$	$r^2$ h versus Int	$r^2$ $\theta$ versus Int
Ponto 1	0,29	1,39	77,52	0,96	0,94
Ponto 2	0,39	2,38	37,31	0,96	0,96
Ponto 3	0,42	2,39	32,36	0,96	0,96
Ponto 4	0,44	2,82	29,59	0,96	0,96
Ponto 5	0,40	3,04	49,75	0,89	0,89
Ponto 6	0,34	1,65	51,02	0,94	0,94
Ponto 7	0,34	1,60	93,46	0,96	0,96
Ponto 8	0,41	1,39	76,92	0,97	0,94
Ponto 9	0,40	1,51	64,10	0,97	0,94
Ponto 10	0,40	2,14	71,94	0,97	0,94
Ponto 11	0,33	1,31	53,48	0,94	0,92
Ponto 12	0,34	1,36	48,78	0,89	0,88
Ponto 13	0,36	2,03	52,91	0,97	0,96
Ponto 14	0,32	1,38	62,11	0,96	0,94
Ponto 15	0,36	1,68	84,10	0,96	0,94
Ponto 16	0,43	2,38	37,31	0,96	0,96
Ponto 17	0,44	2,39	32,36	0,97	0,96
Ponto 18	0,40	1,89	71,94	0,98	0,96
Ponto 19	0,39	1,48	67,57	0,97	0,94
Ponto 20	0,44	1,65	51,02	0,94	0,94
Ponto 21	0,37	1,26	59,88	0,95	0,92
Ponto 22	0,31	1,41	74,07	0,97	0,94
Ponto 23	0,45	1,41	45,25	0,89	0,88
Ponto 24	0,35	2,14	45,87	0,97	0,96
Ponto 25	0,41	2,31	28,90	0,85	0,82
Ponto 26	0,36	1,55	70,92	0,97	0,95
Ponto 27	0,35	1,73	73,53	0,98	0,96
Ponto 28	0,34	1,34	90,09	0,96	0,94
Ponto 29	0,34	1,86	71,94	0,98	0,96
Ponto 30	0,41	2,38	37,31	0,96	0,96
Ponto 31	0,32	1,38	62,50	0,95	0,95
Ponto 32	0,37	2,39	32,36	0,97	0,96
Ponto 33	0,32	1,42	65,79	0,94	0,94
Ponto 34	0,39	1,41	45,25	0,89	0,88
Ponto 35	0,36	0,10	57,14	0,96	0,95
Ponto 36	0,29	1,53	45,05	0,97	0,94
Ponto 37	0,34	2,73	49,75	0,89	0,88
Ponto 38	0,33	1,65	51,02	0,94	0,94
Ponto 39	0,33	1,71	68,03	0,97	0,95
Ponto 40	0,33	2,38	37,31	0,96	0,96

Tabela 8 – Valores de  $\theta_o$ ,  $\ln K_0$  e  $\gamma$  da profundidade 80 cm utilizados na análise geoestatística e os respectivos  $r^2$  dos gráficos h versus Int e  $\theta$  versus Int

Pontos	$\theta_o$ ( $m^{-3}m^{-3}$ )	$\ln k_0$ ( $mm\ h^{-1}$ )	$\gamma = \left(\frac{1}{a}\right)$	$r^2$ h versus Int	$r^2$ $\theta$ versus Int
Ponto 1	0,26	1,30	93,46	0,97	0,94
Ponto 2	0,36	2,52	40,49	0,96	0,96
Ponto 3	0,39	2,54	34,84	0,97	0,96
Ponto 4	0,41	3,01	31,65	0,95	0,95
Ponto 5	0,36	3,18	55,87	0,89	0,89
Ponto 6	0,31	1,97	57,47	0,94	0,93
Ponto 7	0,31	1,50	117,65	0,97	0,95
Ponto 8	0,38	1,31	92,59	0,97	0,94
Ponto 9	0,36	1,31	92,17	0,97	0,94
Ponto 10	0,36	1,31	91,74	0,97	0,94
Ponto 11	0,29	1,33	60,61	0,94	0,9
Ponto 12	0,32	2,16	54,64	0,88	0,85
Ponto 13	0,32	2,14	59,88	0,97	0,97
Ponto 14	0,28	1,35	71,94	0,96	0,93
Ponto 15	0,33	1,61	90,91	0,96	0,94
Ponto 16	0,39	2,52	40,49	0,96	0,96
Ponto 17	0,40	2,54	34,84	0,97	0,96
Ponto 18	0,37	1,90	85,47	0,98	0,97
Ponto 19	0,36	2,08	63,29	0,97	0,94
Ponto 20	0,40	1,68	57,47	0,94	0,93
Ponto 21	0,34	1,20	68,97	0,94	0,89
Ponto 22	0,27	1,67	60,24	0,97	0,94
Ponto 23	0,41	1,43	50,25	0,89	0,85
Ponto 24	0,32	2,24	50,76	0,96	0,97
Ponto 25	0,37	2,55	30,86	0,83	0,8
Ponto 26	0,32	1,50	84,03	0,97	0,95
Ponto 27	0,31	1,71	86,96	0,98	0,96
Ponto 28	0,31	1,34	93,46	0,96	0,94
Ponto 29	0,31	1,88	84,75	0,98	0,97
Ponto 30	0,37	2,52	40,49	0,96	0,96
Ponto 31	0,28	1,33	72,46	0,95	0,95
Ponto 32	0,33	2,54	34,84	0,97	0,96
Ponto 33	0,28	1,36	76,92	0,94	0,92
Ponto 34	0,35	1,43	50,25	0,89	0,85
Ponto 35	0,32	2,53	64,94	0,96	0,96
Ponto 36	0,25	1,77	94,34	0,97	0,94
Ponto 37	0,30	2,90	55,87	0,89	0,88
Ponto 38	0,29	1,68	57,47	0,94	0,93
Ponto 39	0,29	1,71	80,00	0,97	0,96
Ponto 40	0,29	2,52	40,49	0,96	0,96

Tabela 9 – Valores de  $\theta_o$ ,  $\ln K_0$  e  $\gamma$  da profundidade 100 cm utilizados na análise geoestatística e os respectivos  $r^2$  dos gráficos h versus Int e  $\theta$  versus Int

Pontos	$\theta_o$ ( $m^{-3}m^{-3}$ )	$\ln k_0$ ( $mm\ h^{-1}$ )	$\gamma = \left(\frac{1}{a}\right)$	$r^2$ h versus Int	$r^2$ $\theta$ versus Int
Ponto 1	0,27	1,31	85,47	0,96	0,89
Ponto 2	0,37	2,62	39,06	0,96	0,95
Ponto 3	0,40	2,67	33,67	0,96	0,95
Ponto 4	0,42	3,13	30,67	0,96	0,95
Ponto 5	0,37	2,99	52,91	0,89	0,88
Ponto 6	0,32	1,77	54,35	0,94	0,93
Ponto 7	0,32	1,54	105,26	0,97	0,9
Ponto 8	0,39	1,33	84,03	0,96	0,89
Ponto 9	0,38	1,82	50,00	0,96	0,89
Ponto 10	0,38	1,38	80,65	0,96	0,89
Ponto 11	0,30	1,45	57,14	0,93	0,88
Ponto 12	0,33	2,03	51,81	0,88	0,85
Ponto 13	0,34	2,21	56,50	0,97	0,96
Ponto 14	0,29	1,43	67,11	0,95	0,9
Ponto 15	0,34	1,73	72,99	0,96	0,89
Ponto 16	0,41	2,62	39,06	0,96	0,95
Ponto 17	0,42	2,67	33,67	0,96	0,94
Ponto 18	0,38	1,89	78,74	0,98	0,93
Ponto 19	0,37	1,74	60,24	0,96	0,89
Ponto 20	0,42	1,77	54,35	0,94	0,93
Ponto 21	0,35	1,28	64,52	0,93	0,86
Ponto 22	0,29	1,45	87,72	0,96	0,89
Ponto 23	0,43	1,56	47,85	0,88	0,86
Ponto 24	0,33	2,32	48,31	0,97	0,94
Ponto 25	0,38	2,70	29,94	0,83	0,82
Ponto 26	0,33	1,54	77,52	0,97	0,92
Ponto 27	0,33	1,71	80,65	0,98	0,92
Ponto 28	0,32	1,41	81,97	0,96	0,89
Ponto 29	0,32	2,20	75,19	0,98	0,93
Ponto 30	0,39	2,62	39,06	0,96	0,95
Ponto 31	0,29	1,39	67,57	0,95	0,9
Ponto 32	0,35	2,67	33,67	0,96	0,94
Ponto 33	0,30	1,40	71,43	0,94	0,89
Ponto 34	0,37	1,56	47,85	0,88	0,85
Ponto 35	0,34	2,54	61,35	0,97	0,94
Ponto 36	0,26	0,91	70,42	0,96	0,89
Ponto 37	0,32	2,93	52,91	0,89	0,88
Ponto 38	0,31	1,77	54,35	0,94	0,94
Ponto 39	0,31	1,73	74,07	0,97	0,92
Ponto 40	0,30	2,62	39,06	0,96	0,95

### 2.3.3 Análise geoestatística dos parâmetros da equação $K(\theta)$

A análise dos dados foi dividida em dois estágios: i) análise descritiva clássica (média, mediana, máximo, mínimo, quartil superior, quartil inferior, amplitude total, amplitude interquartil, variância, desvio padrão, coeficiente de variação e curtose), que assume implicitamente que as observações são independentes uma da outra dentro da área de estudo; e ii) semivariogramas, que foram calculados para investigar qualquer existência de dependência espacial.

#### 2.3.3.1 Estudo estatístico e análise exploratória da variável $\theta_0$ das profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm

Os valores de  $\theta_0$  foram obtidos pela conversão das leituras da sonda de nêutrons em umidade volumétrica do solo, utilizando as equações (3) e (5), para  $t = 1$  hora de redistribuição.

Os valores de média, desvio-padrão, coeficiente de variação e curtose foram calculados em relação à variável  $\theta_0$ , e procurou-se ajustar os dados às leis da distribuição Normal ou Log-Normal, com nível de significância inferior ou igual a 5%, escolhendo a distribuição de frequência de melhor ajuste. Na Tabela 10 são apresentados os valores obtidos para as medidas estatísticas descritivas da variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ ) para todas as profundidades do solo estudado.

Para verificar a normalidade da distribuição dos dados foi aplicado o teste de Shapiro e Wilk (1965), o qual foi proposto para amostras  $n \leq 50$  (LAWLESS, 1982), e que se aplicou muito bem ao conjunto de dados obtidos neste trabalho. Os valores do Teste de Shapiro-Wilk para as profundidades estudadas podem ser visualizados nos gráficos de histogramas de respectiva profundidade. Observa-se que todas as profundidades apresentaram distribuição normal para a variável  $\theta_0$ , a 5% de significância, visto que o valor de  $\text{Prob}\{W < W_c\}$  e  $W$  é maior que 0,05. Segundo Lawless (1982), valores pequenos de  $W$  indicam um afastamento da normalidade. A análise dos pontos percentuais de  $W$  para o teste de Shapiro-Wilk para normalidade foi baseada em tabela apresentada por Rees (1995), embora esta apresente valores de  $(W)$  somente

para conjunto de amostras de  $n=30$ . Resultados semelhantes obtiveram Nielsen; Biggar e Erh (1973), constatando distribuição normal para a variável umidade do solo.

Melo Filho e Libardi (2005) também observaram em seu estudo que os valores da variável  $\theta$  ( $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ ) estiveram muito próximos durante o período de avaliação nas três profundidades, indicando que, tanto a saturação inicial do solo quanto a secagem durante o processo de redistribuição, foram bem uniformes. Segundo os autores esta homogeneidade das condições experimentais foi confirmada pelos baixos coeficientes de variação apresentados por  $\theta$  nas três profundidades. Verificou-se também que  $\theta$  seguiu uma distribuição normal para os quatro tempos de avaliação em três profundidades.

Em relação aos valores da média e mediana, observa-se na Tabela 9 que, de um modo geral, a razão média/ mediana está acima 1 com exceções nas três primeiras profundidades. Eguchi; Silva e Oliveira (2003) em estudo feito para avaliar a variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo saturado, obtiveram valores diferentes das medidas de tendência central (média, mediana), tanto para ( $K_0$ ), quanto para (VIB), o que identifica uma distribuição assimétrica, conforme constatado também por Costa Neto (1990) e Libardi et al. (1996).

Tabela 9 - Resumo estatístico para as variáveis  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) nas profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm na área de estudo

Medidas estatísticas	20 cm	40 cm	60 cm	80 cm	100 cm
Média	0,39	0,35	0,36	0,33	0,34
Mediana	0,40	0,35	0,36	0,32	0,33
Máximo	0,47	0,44	0,45	0,41	0,42
Mínimo	0,30	0,28	0,29	0,25	0,26
Amplitude total	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16
Quartil superior	0,42	0,39	0,40	0,36	0,37
Quartil inferior	0,35	0,33	0,33	0,29	0,31
Ampl. Interquartil	0,06	0,07	0,06	0,06	0,06
Variância	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001
Desvio padrão	0,04	0,04	0,04	0,043	0,04
Coef.	11,57	12,32	11,85	13,19	12,71
Variação (%)					
Curtose	-0,78	-0,95	-0,91	-0,88	-0,83

Corroborando com esses resultados Corá et al. (2004) estudando a variabilidade espacial de atributos do solo observaram que os valores da média e da mediana para todas as variáveis foram similares, com as medianas apresentando valores um pouco menores que a média, apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas. Segundo Cambardella et al. (1994), isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição.

Souza; Marques Júnior e Pereira (2004) estudando variabilidade espacial de atributos físicos do solo observaram após a análise descritiva, que as variáveis resistência à penetração do solo, umidade e densidade do solo indicaram distribuição normal. Os valores da média e mediana, para todas as variáveis, estão próximos, mostrando distribuições simétricas, o que pode ser confirmado pelos valores de assimetria próximos de zero. Os resultados do teste de normalidade Kolmogorov-

Smirnov indicaram normalidade para todas variáveis nas profundidades de 0,0–0,2 m e 0,2–0,4 m.

A mediana é o valor da abscissa que divide o histograma de uma distribuição em duas partes iguais, portanto é uma medida que indica a simetria da distribuição dos dados, não sendo influenciada por valores extremos como a média (VIEIRA, 1999).

Isso mostra que, dentre os valores obtidos de  $\theta_0$ , existem valores extremos que fazem com que a média seja maior ou menor que a mediana. Em uma distribuição normal, a razão média/mediana equivale a 1, o que implica que os dados obtidos não possuem esse tipo de distribuição, com exceção das profundidades 40 e 60 cm que foi exatamente igual a 1. Faulin (2005) não observou medidas atípicas de umidade do solo e concluiu que a distribuição dos dados apresentou-se com boa simetria, em que a média e a mediana aproximaram-se de uma constante.

A média e a mediana descrevem o equilíbrio ou o centro de uma distribuição (SILVEIRA JUNIOR et al., 1989), e o termo central deve-se ao fato de que, na maioria dos conjuntos de dados, o valor típico se situa na região central (GOÉS, 1980). Segundo Costa Neto (1990); Libardi et al. (1996); Salviano (1996) e Farias (1999), valores das três medidas aproximadamente iguais, sugerem um possível ajuste dos dados a distribuição normal. Através delas, pode-se confirmar se um dado é realmente um valor discrepante ou não; se sim, a sua retirada implicaria numa modificação dos valores da média e mediana, que tornariam mais semelhantes (SALVIANO, 1996). Geralmente as medidas de tendência central são insuficientes para descrever plenamente um conjunto de dados, sendo necessário utilizarem as medidas de dispersão para enriquecer essa descrição (FIETZ, 1998).

Um exemplo disso foi constatado por Ortiz (2003) que mesmo encontrando algumas variáveis do solo com normalidade confirmada pelos testes estatísticos, apresentaram média e mediana com valores significativamente distantes, como teor de cobre e Areia muito grossa, sendo o valor da média maior que o da mediana 1,37 e 1,34 vez em cada qual, respectivamente.

Ao contrário do trabalho de Ortiz (2003); Cichota; Jong Van Lier e Rojas (2003) obtiveram alta variação na taxa de infiltração da água no solo, nos tempos inicial e final, que foram demonstrados pelos elevados valores do coeficiente de variação. Essas



diferenças entre os valores da média e mediana e especialmente os altos valores de assimetria e curtose mostraram a não-normalidade da distribuição, conforme também indicado pelo teste de Shapiro-Wilk.

Procurando discutir melhor os dados procurou-se seguir as recomendações de Libardi et al. (1996). Os autores salientam que a determinação de medidas de dispersão ou variabilidade dos dados em torno da média, o desvio padrão, amplitude total (dada pela diferença entre o valor mínimo e máximo), variância, coeficiente de variação e curtose são fundamentais para o enriquecimento da descrição estatística. As medidas de dispersão visam fornecer o grau de variabilidade das observações, geralmente utilizando como padrão uma medida de tendência central (Silveira Junior et al., 1989).

Observa-se na Tabela 9 que os coeficientes de curtose da variável  $\theta_0$  para todas as profundidades foram valores próximos de zero, indicando uma distribuição mais simétrica. A curtose segundo Assis; Arruda e Pereira (1996), é uma medida do grau de achatamento da curva de distribuição de probabilidade, definida pelo quarto momento centrado na média. Segundo Beiguelman (1994), para investigar o tipo de curtose, Fisher (1958) elaborou um coeficiente de curtose que será zero para a distribuição normal, mesocúrtica. Quando este for positivo, indicará uma distribuição relativamente em cume, leptocúrtica, e quando negativo indicará uma distribuição relativamente plana, platicúrtica.

Para os dados da variável  $\theta_0$  em todas as profundidades os coeficientes de curtose foram negativos inferiores à unidade, variando de -0,95 a -0,78. Isso indica um comportamento platicúrtico da curva de distribuição, ou seja, a assimetria pode não ter sido afetada por valores extremos não existindo a necessidade de substituí-la por outra medida de tendência central (WEBSTER, 1985). Essa distribuição relativamente plana pode ser visualizada nas Figuras 12 a 16.

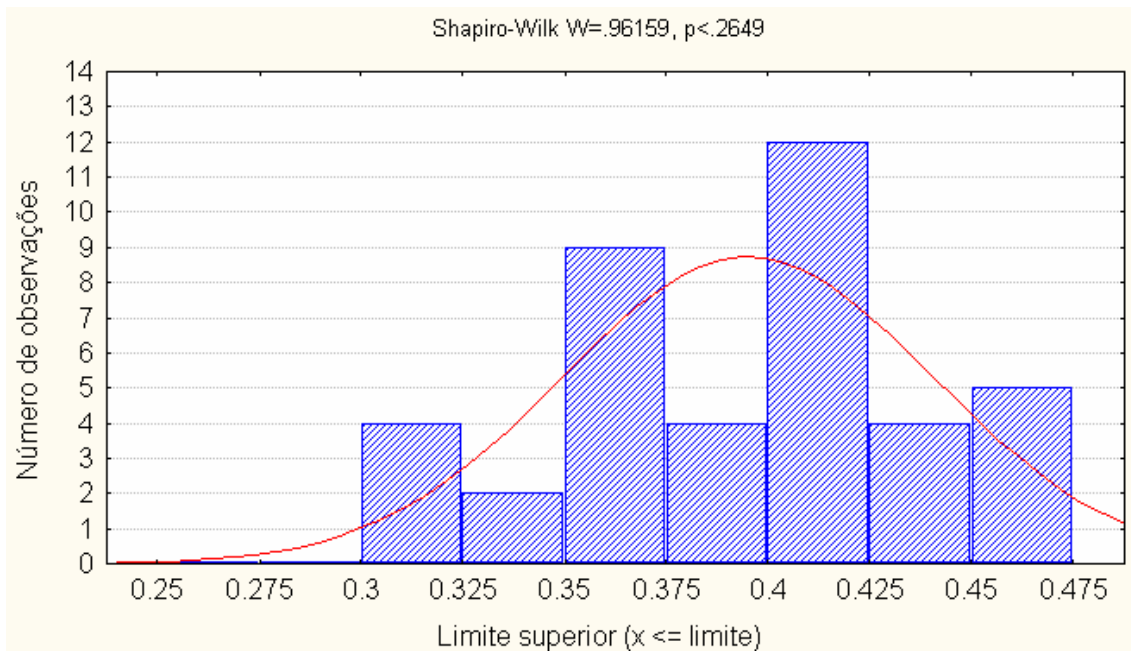


Figura 12 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 20 cm

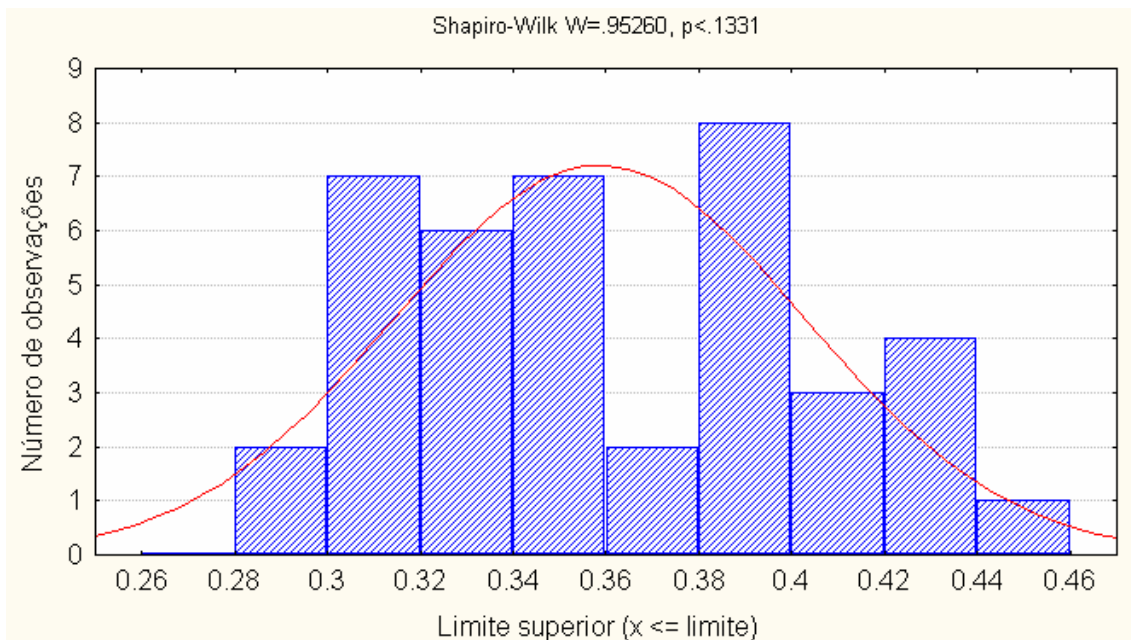


Figura 13 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 40 cm

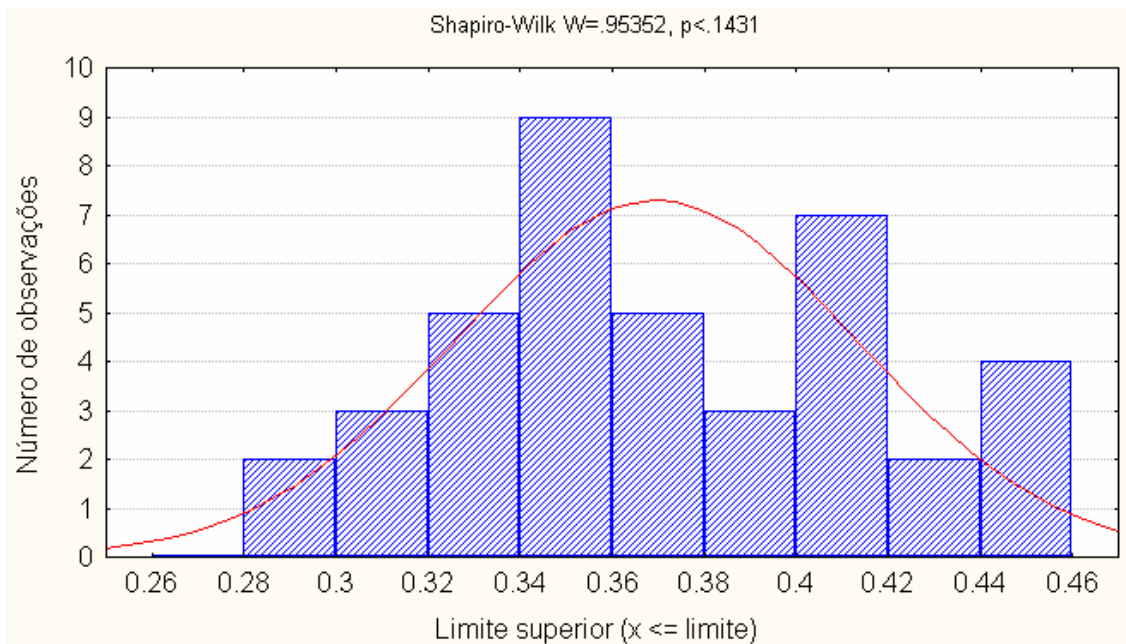


Figura 14 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 60 cm

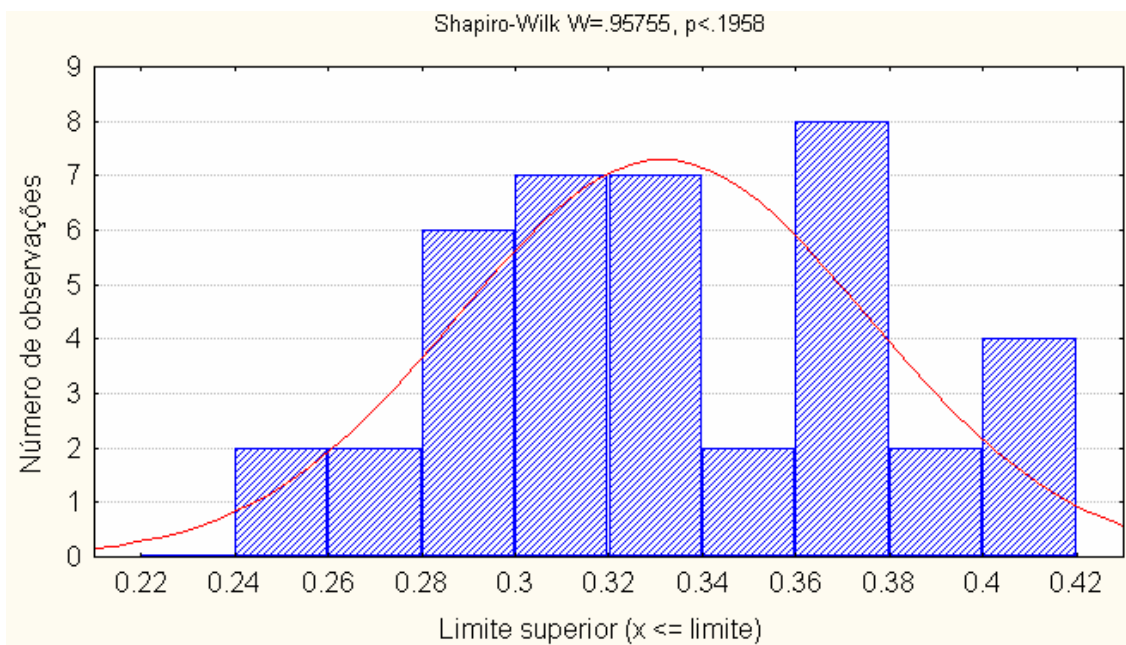


Figura 15 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 80 cm

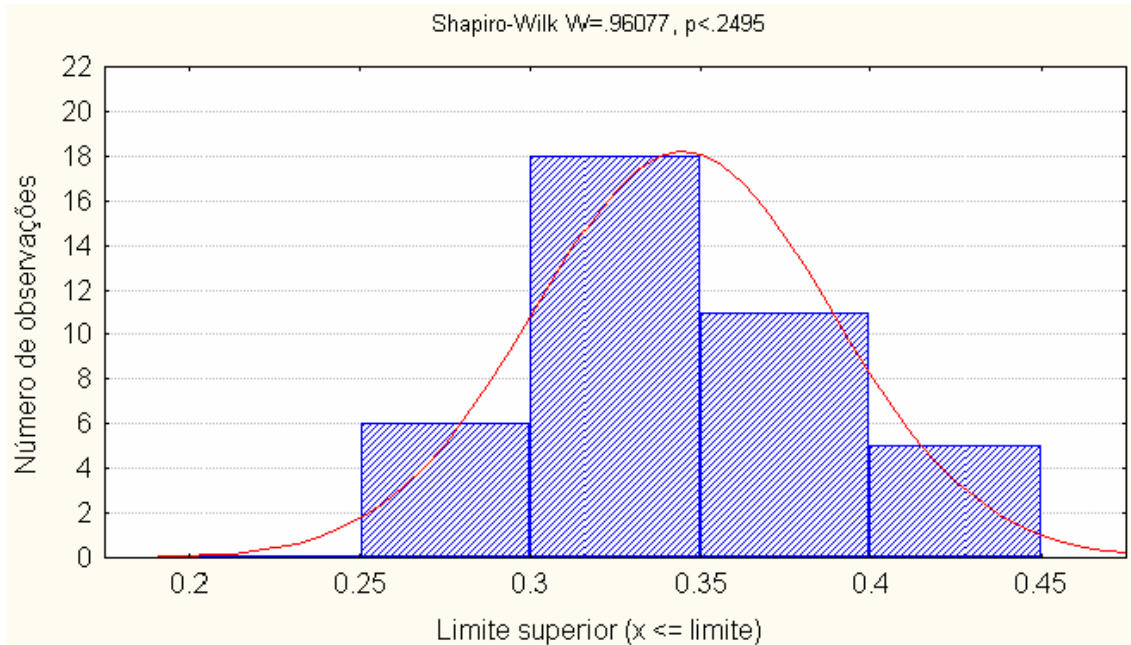


Figura 16 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 100 cm

Resultado semelhante foi obtido por Faulin (2005) que estudando a variabilidade espacial do teor de água no solo e sua influência na condutividade elétrica, observou valores de curtose altos, porém esses valores apresentaram uma caracterização de distribuição normal. Segundo o autor, a amostra possuía um grande número de dados e um pequeno número de valores extremos perante ao total de dados.

Segundo Ortiz (2003) os coeficientes de curtose são utilizados para avaliar se os dados seguem uma distribuição normal. Para dados que seguem perfeitamente a curva de distribuição normal os valores do coeficiente de curtose, obtidos por meio do *software* SAS (SAS Institute, 1993), devem ser nulos, sendo aceito valores entre +2 e -2. Segundo Souza (1999), uma acentuada assimetria à direita ou à esquerda pode ser verificada para as variáveis indicando que há uma elevada frequência de valores abaixo ou acima da média, respectivamente. Neste trabalho, mesmo com valores negativos para a variável  $\theta_0$  (Tabela 9), pode-se constatar que estão dentro da faixa aceitável descrita por Ortiz (2003).

Ao analisarem a variabilidade espacial de atributos físicos do solo, Nielsen; Biggar e Erh (1973) concluíram que, para as variáveis argila, areia, densidade do solo e teor de água, os dados apresentaram uma distribuição normal. Vários trabalhos confirmam distribuição normal dos dados para densidade do solo (COELHO, 1974), granulometria (GUMA, 1978) e teor de água na saturação (CAMERON, 1978). Sendo assim, percebe-se que a variável  $\theta_0$  enquadra-se perfeitamente dentro de uma distribuição normal, pois nas Figuras (12) a (16) observa-se que a linha traçada praticamente passa por todos os pontos ou valores obtidos, não inclinado-se para nenhum dos lados. Na profundidade de 20 cm observa-se uma ligeira inclinação para a direita, porém mesmo assim foi obtido o menor valor de curtose quando comparado com as demais profundidades estudadas.

É importante salientar que a inundação de todos os pontos praticamente foram idênticas, ou seja, como o experimento foi no campo, existiu uma dificuldade muito grande para conseguir uma fonte de água para inundação dos 40 pontos. O caminhão pipa que fazia tal atividade não poderia ficar a disposição do experimento até a completa saturação do perfil na profundidade de 100 cm. Com isso, foi estipulado duas idas do caminhão: uma no início da manhã e outra no final da manhã. Correu-se o risco neste trabalho do perfil não ter atingido o máximo de saturação, isso porque, por outro lado, a sonda de nêutrons não apresenta uma sensibilidade suficiente para detectar pequenas variações de umidade do solo.

Essa observação em relação à sonda de nêutrons é muito pertinente e é também relatada em vários trabalhos. Teixeira; Moraes e Simonete (2005) comparando desempenho do tensiômetro, TDR e sonda de nêutrons na determinação da umidade e condutividade hidráulica do solo, obtiveram os seguintes valores médios de umidade volumétrica próximos ao tempo zero: 0,51 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>, para o tensiômetro, de 0,57 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>, para a sonda de nêutrons e de 0,50 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>, para o TDR, na profundidade de 0,70 m. Segundo os autores os valores obtidos pelo tensiômetro, seguidos pelo TDR, foram próximos daqueles obtidos pelo ajuste (0,52 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>) da equação de van Genuchten, ao passo que a sonda de nêutrons superestimou os valores de umidade.

Turatti et al. (1990) consideram que, como a sonda de nêutrons amostra diferentes volumes do solo, variando de acordo com o tipo de solo e distribuição da

densidade do solo e da umidade, o uso dela torna-se dependente da variabilidade dessas características. Provavelmente, esses maiores valores de umidade estão relacionados com maior densidade do solo nessa profundidade, que foi de 1.310 kg m<sup>-3</sup>.

Essa hipótese levantada é válida para entender não só esses resultados ( $\theta_0$ ), mas também os resultados dos outros parâmetros que serão discutidos posteriormente. Normalmente, adota-se a relação entre os valores de  $K(\theta)$  e a umidade como sendo exponencial do tipo  $K(\theta) = K_0 e^{\gamma(\theta - \theta_0)}$  (Libardi, 1980), assim, as oscilações na determinação de  $q$  pelos equipamentos fornecem valores bastante discrepantes de  $K(\theta)$ . Segundo Warrick & Nielsen (1980), a condutividade hidráulica do solo não saturado é uma das características físicas do solo que apresenta um dos maiores coeficientes de variação, chegando a 400 %. Villagra et al. (1988), trabalhando com tensiometria e variabilidade espacial no mesmo solo, demonstraram que erros de 1 a 2 % no valor absoluto de  $q$  ocasionam erros de mais de 100 % na condutividade hidráulica, já que  $q$  é obtida indiretamente pela relação entre a contagem relativa da sonda de nêutrons e a umidade gravimétrica.

Como  $\theta_0$  é considerado como o valor máximo de umidade do solo e como existiu uma dificuldade muito grande na execução do experimento, o que resultou numa padronização da metodologia (inundação), fica fácil entender a normalidade dos dados e praticamente a simetria observada nesse parâmetro em todas as profundidades do solo. Isso porque, se a sonda de nêutrons apresentasse uma melhor sensibilidade e se fosse possível disponibilizar uma fonte de água para atender somente o experimento, provavelmente poderia ocorrer de, em um determinado ponto, o  $\theta_0$  ter sido diferente do encontrado. Ao mesmo tempo em que este fato prejudicou o experimento, por outro lado, contribuiu para uniformizar as inundações em todas as profundidades estudadas.

Seguindo essa explicação do parágrafo anterior, observa-se ainda na Tabela 9 que o maior valor da variável  $\theta_0$  foi de 0,47 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>, obtido na profundidade de 20 cm e os menores nas profundidades 80 e 100 cm, variando de 0,41 e 0,42 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup> respectivamente (Figura 17). Pode-se dizer que em função da sua localização dentro do perfil (acima das demais), no momento da saturação do perfil e com todas as

dificuldades na obtenção de água, essa profundidade certamente não teve problema com a saturação. Mesmo assim no ponto 1 foi obtido um valor de  $0,30 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$  para a variável  $\theta_0$ . Como esse ponto foi o primeiro dos 40 estudados, três hipóteses podem ser levantadas: i) o alto índice de formigueiros na área; ii) um possível movimento horizontal da água e iii) um problema na sonda de nêutrons referente à leitura padrão.

Trabalhando com condutividade hidráulica do solo no campo Reichardt et al. (2004) obtiveram ajustes lineares no gráfico que relaciona  $\theta$  com  $\text{Int}$ , com valores de  $R^2 > 0,90$ . Nesse trabalho os autores encontraram valores de  $\theta_0$  variando entre 0,37 e 0,41. Esta variação de umidade evidencia a dificuldade que normalmente é encontrada em estudos de drenagem interna, particularmente no solo estudado, no qual o movimento da água é bastante lento, fato também observado por Jong van Lier e Libardi (1999).

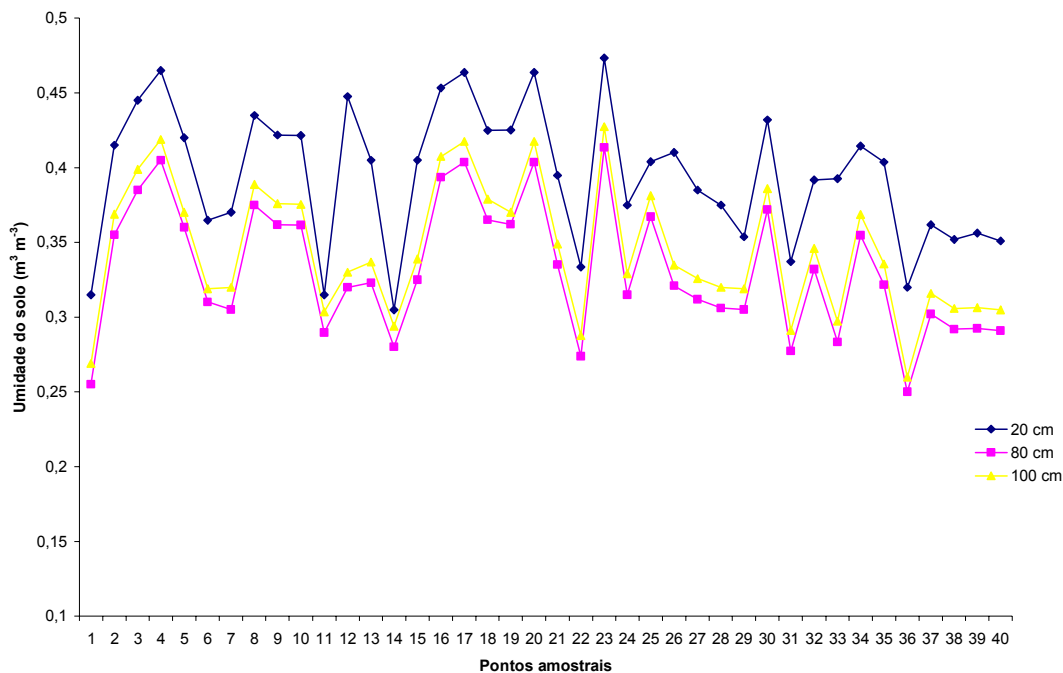


Figura 17 – comparação da variável  $\theta_0$  nas profundidade 20, 80 e 100 cm

Oliveira et al. (2004), trabalhando com a caracterização química e físico-hídrica de um latossolo vermelho, após vinte anos de manejo e cultivo, observaram que a maior retenção de água ocorreu também até a profundidade de 20 cm. Segundo os

autores o solo cultivado sofreu redução na macroporosidade e aumento na porosidade de retenção de água, em toda a profundidade analisada, concordando com Bertol et al. (2001), trabalhando em um Cambissolo Húmico. Este resultado está coerente com os maiores valores de densidade obtidos na profundidade de 20 cm ( $1,83 \text{ kg dm}^{-3}$ ). Segundo estes autores, nos Latossolos mais intemperizados, com baixa capacidade de armazenagem de água para as plantas, a compactação do solo poderia ser benéfica em termos de retenção de água, pela transformação de parte dos macroporos em microporos.

Concordando com esses resultados Cichota e Jong Van Lier (2004), em estudo da variabilidade espacial de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo observaram que a umidade de saturação é maior na camada mais superficial, não havendo tendência definida relacionada com o aumento da profundidade para nenhuma outra tensão.

Pode-se dizer que as propriedades físico-hídricas do solo são altamente influenciadas pelo manejo. Netto e Fernandes (2005) em seu estudo de condutividade hidráulica de um Latossolo Vermelho em dois sistemas de manejo, observaram que no solo em pousio houve decréscimo uniforme do teor de água entre suas profundidades, especialmente até aproximadamente 50 horas do início do processo de drenagem. Porém, decorridas 24 horas, a profundidade de 0,4 m apresentou os maiores conteúdos de água no solo durante toda a fase experimental. Por sua vez, na profundidade de 0,2 m do solo cultivado, a umidade foi mais elevada, em ambos os tratamentos, exceto no tempo de drenagem zero, em que o solo em pousio apresentou maior quantidade de água. Corroborando com estes resultados Sommer et al. (2003) observaram que a maior armazenagem de água ocorreu até a profundidade de 20 cm em todas as estações do ano.

A amplitude total foi semelhante para todas as profundidades. Segundo Ortiz (2003), a amplitude total não é uma medida apropriada para representar a dispersão dos dados, pois é muito influenciada por valores perturbadores, além de considerar apenas dois valores do conjunto de dados. Toledo e Ovalle (1982) afirmam que a amplitude total, por levar em conta apenas os valores extremos de um conjunto de



dados, apresenta grande instabilidade, sendo muitas vezes afetada de forma bastante acentuada pela ocorrência de apenas um valor particularmente anormal.

Os valores do mínimo e do máximo para a variável  $\theta_0$  em todas as profundidades estão fora do intervalo dado pelos quartis inferior e superior, sugerindo possíveis candidatos a valores discrepantes (Tabela 9). Segundo Libardi et al. (1996) a decisão de excluí-los deve ser tomada após confrontar os candidatos a valor extremo com seus vizinhos mais próximos nos gráficos de distribuição espacial ("*postplot*"), que pode ser gerado no programa Surfer (GOLDEN SOFTWARE, 1995).

Observando os valores do CV %, segundo Warrick e Nielsen (1980) pode-se classificar as propriedades do solo como tendo baixa, média e alta variação. De maneira geral, os resultados da Tabela 9 apresentaram, para todas as profundidades estudadas, pequena magnitude de variação com coeficientes de variação menores ou aproximadamente iguais a 13% em que a menor dispersão das medidas em torno da média (CV=11,57%) foi observada para a profundidade de 20 cm. Ao contrário, o maior valor de Coeficiente de variação foi encontrado na profundidade de 80 cm (CV=13,19%), porém esse aumento não foi acompanhado pela amplitude total nem desvio padrão.

Igualmente, Cichota e Jong Van Lier (2004), em estudo da variabilidade espacial de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo, obtiveram coeficientes de variação da umidade em função da tensão da água no solo variando de 6,00 à 25,8%. Porém o maior valor de CV (%) foi obtido nas profundidades superficiais, ao contrário deste estudo onde o maior valor foi obtido na profundidade de 80 cm.

Resultado semelhante foi obtido por Santos et al. (2005) segundo os quais para a variável umidade do solo foi encontrada uma variabilidade média, nas profundidades de 0–0,10 m e 0,30–0,40 m, e baixa nas intermediárias (0,10–0,20 m e 0,20–0,30 m), com coeficientes de variação entre 9 e 12 %.

O desvio padrão e o CV dão idéia da magnitude de variabilidade dos parâmetros medidos, porém nada informam quando a estrutura de dependência espacial desse parâmetro, o que só é possível por meio de técnicas geoestatísticas (SOUZA, 1999).

No trabalho de Nielsen; Biggar e Erh (1973), em uma área de 150 ha com 120 pontos de amostragem, foi obtido CV para densidade do solo com valor de 8% (considerado baixo), para retenção de água, 17%, enquanto que para argila, silte e areia os valores deste coeficiente foram de 42%, 22% e 17%, respectivamente.

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

Segundo Souza et al. (2003) com a obtenção da estimativa dos valores da média, variância e coeficiente de variação, os dados podem ser avaliados com maior confiabilidade, podendo indicar, por meio do coeficiente de variação, classes de variabilidade ou maior e menor homogeneidade das propriedades do solo avaliadas. Em seu trabalho os autores observaram que a variabilidade medida pelo coeficiente de variação, em ambas as pedoformas, foi enquadrada em três classes, sendo alta para areia muito grossa, areia média, areia fina, areia muito fina e potencial natural de erosão (28,51 a 77,26 %), seguido por um grupo intermediário: silte, matéria orgânica e erodibilidade (13,83 a 23,93 %) e apenas argila enquadrou-se no grupo de baixa variabilidade. Segundo eles outros autores como Libardi et al. (1996); Souza et al. (1997) e Carvalho et al. (1998) associaram valores altos de CV a uma maior variabilidade das propriedades do solo.

Estudando variabilidade espacial da agregação do solo avaliada pela geometria fractal e geoestatística(1) Carvalho; Dechen e Dufranc (2004) concluíram que a distribuição espacial dos agregados de diferentes tamanhos não se deveu ao acaso, mas, sim, foi resultante de processos naturais e de práticas culturais que definem a correlação espacial no solo, influenciada pelo pré-tratamento. Nesse trabalho, os gráficos de probabilidade normal para a variável  $\theta_0$  em todas as profundidades

demonstraram que a maioria dos dados estavam sobre a reta com poucos pontos afastados, o que indica que não deve ser grande o número de valores periféricos candidatos a "outliers" (Figuras 18 a 22). Resultado semelhante obteve Faulin (2005) com valores de umidade do solo, para ambas as tensões estudadas, não se afastando sensivelmente da reta de probabilidade normal.

O gráfico de probabilidade normal, no qual uma das coordenadas (x) é apresentada com escala aritmética e, a outra (y), em porcentagem acumulada, constitui uma forma de visualização da aderência dos valores a distribuição gaussiana, confirmado por uma pequena dispersão dos dados em relação a reta de Henry (normal), ou seja, os dados representados por um símbolo tem que seguir o mais próximo da reta, o contrário reflete dados discrepantes, assimetria e indicação para negação da suposição de normalidade (GUERRA, 1988; LANDIM, 1988; QUEIROZ, 1995; LIBARDI et al., 1996; FIETZ, 1998).

Segundo Cichota e Jong Van Lier (2004) por ser a umidade uma propriedade contínua no solo e, em geral, apresentar certa organização espacial, sua análise de variabilidade espacial ficaria comprometida, pois uma das premissas da análise de dados geo-referenciados é sua distribuição aleatória: estabilidade da média, ou inexistência de tendências, o que significa que o valor esperado para a variável é a média em qualquer posição, o que não é o caso de dados organizados espacialmente, como valores de umidade do solo, especialmente em larga escala ou em terreno declivoso.

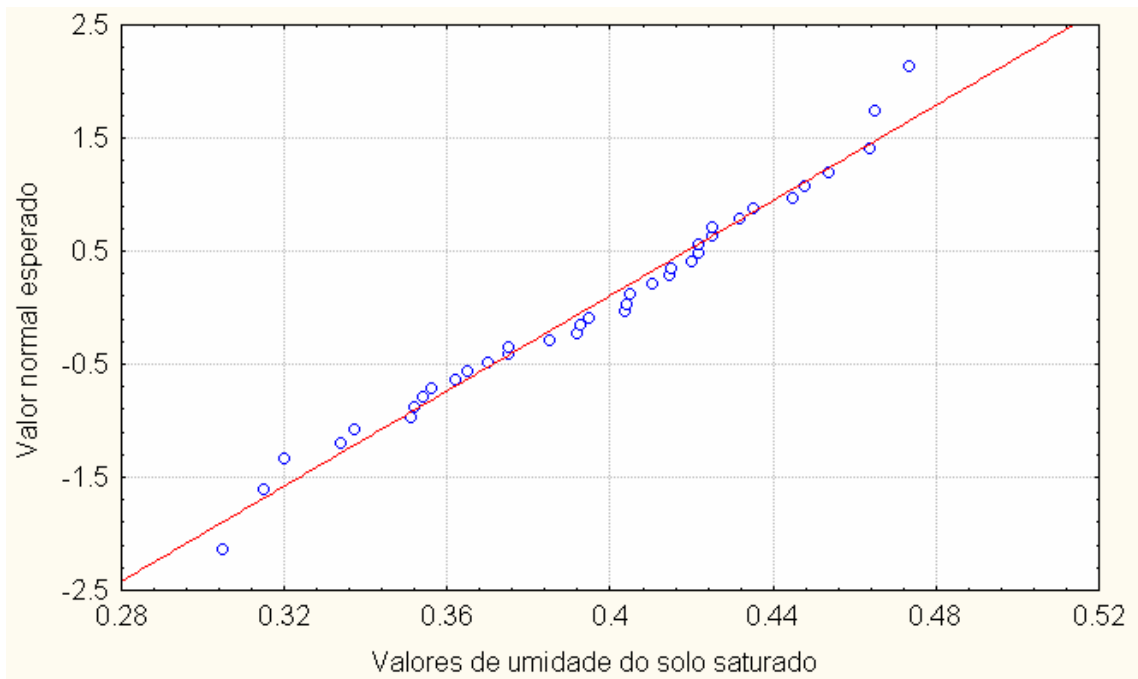


Figura 18 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 20 cm

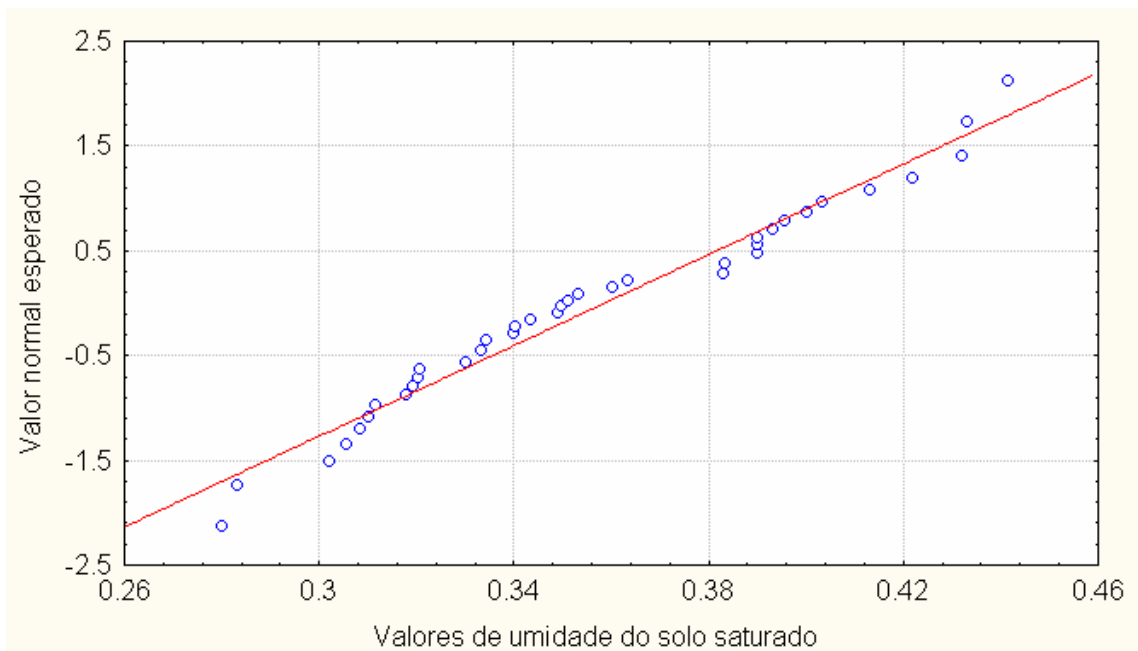


Figura 19 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 40 cm

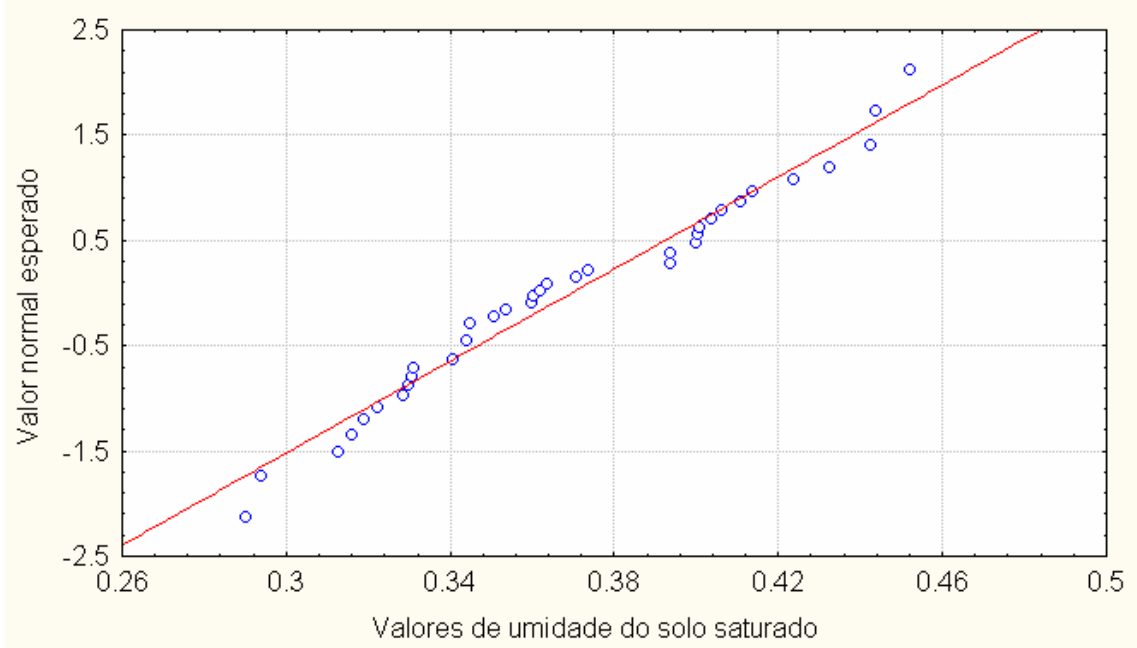


Figura 20 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 60 cm

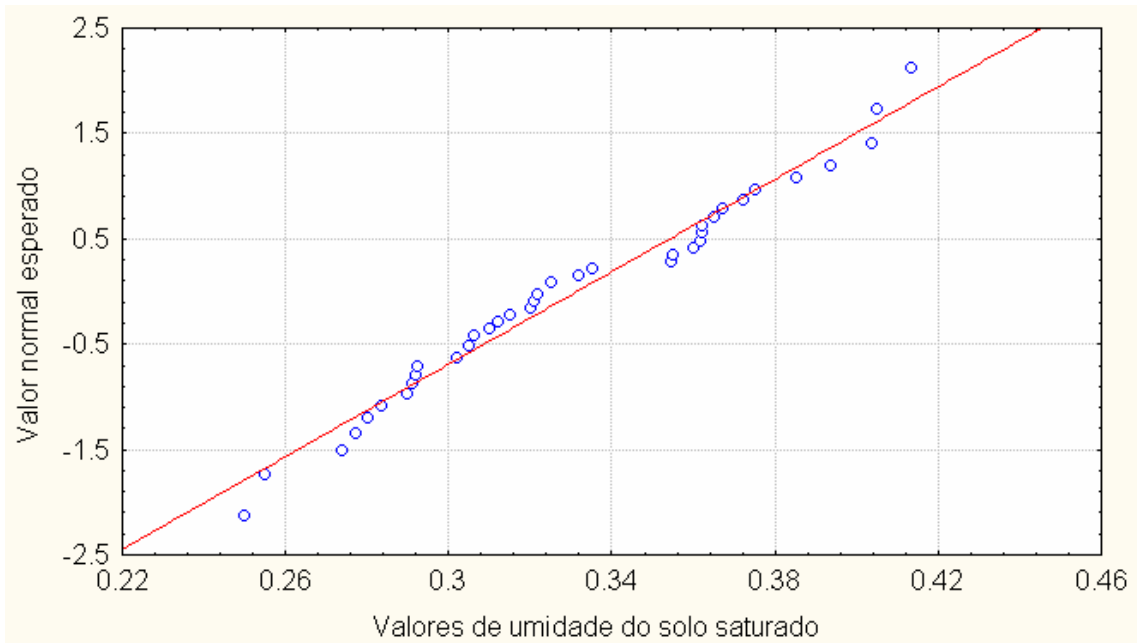


Figura 21 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 80 cm

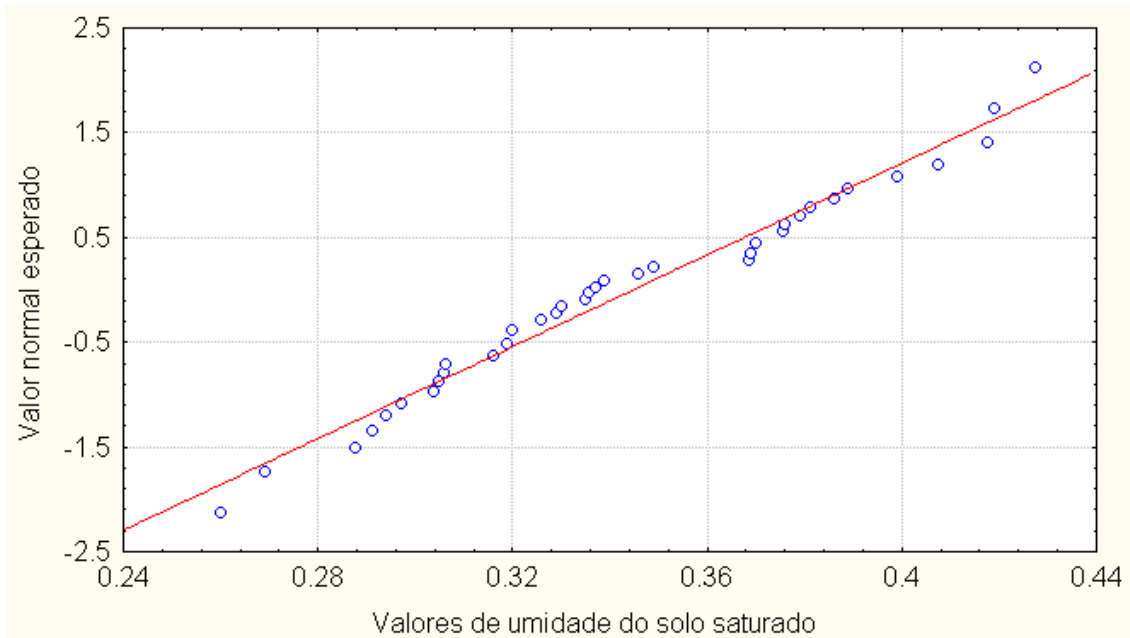


Figura 22 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 100 cm

Os gráficos “box-plot” apresentaram os valores da média e mediana coincidindo nas profundidades 40 e 60 cm, e não coincidindo nas demais (Figuras 23 a 27). Percebe-se porém, uma distribuição também normal a qual já havia sido constatada pelos histogramas e gráficos de probabilidade normal.

O gráfico de caixa é um dispositivo gráfico que é construído desenhando-se uma caixa, que representa a dispersão dos quartis ou amplitude interquartilica, com extremidades nos quartos inferior e superior e com uma barra na mediana, assumida como medida de posição central. Sendo assim, através do gráfico de caixa pode se ter idéia da configuração da distribuição de freqüência dos dados. Quando a distância do quartil superior ao valor máximo é maior que entre o quartil inferior e o valor mínimo a assimetria é significativamente maior que 0 e vice-versa (FIETZ, 1998).

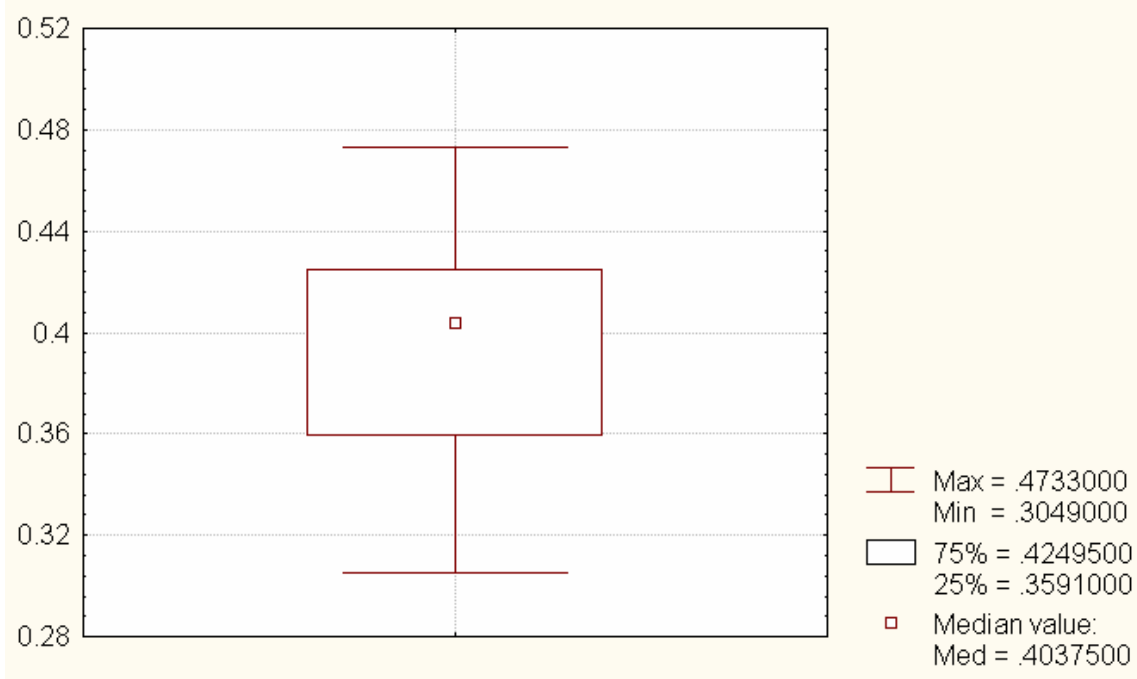


Figura 23 – Gráfico Box Plot para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 20 cm

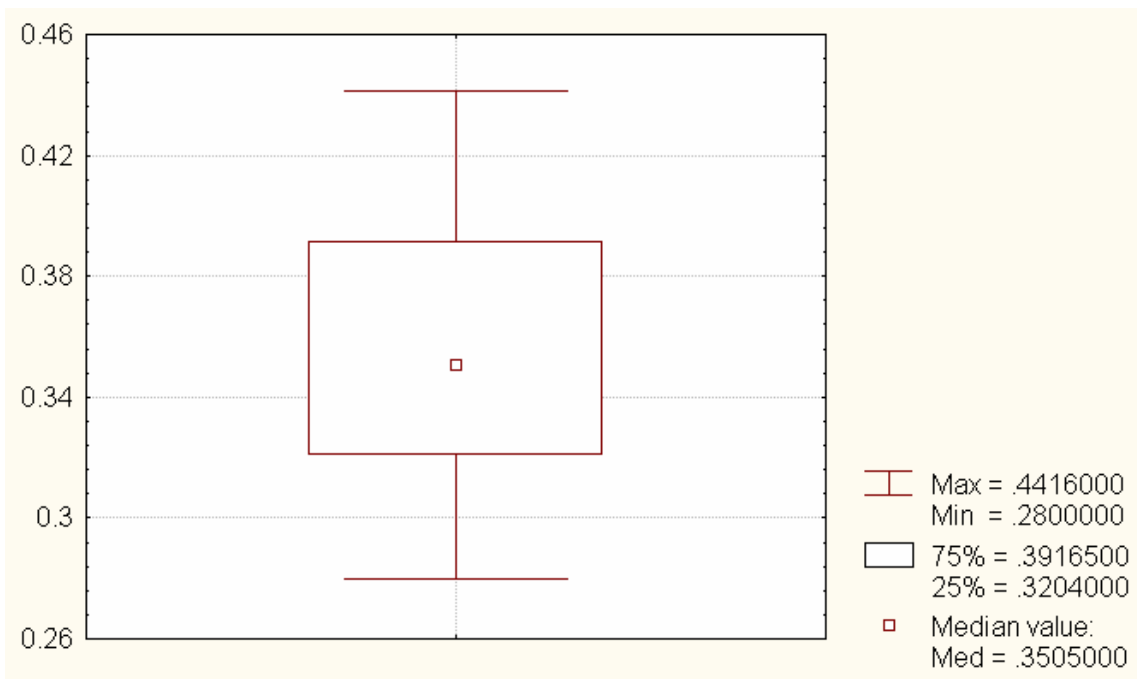


Figura 24 – Gráfico Box Plot para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 40 cm

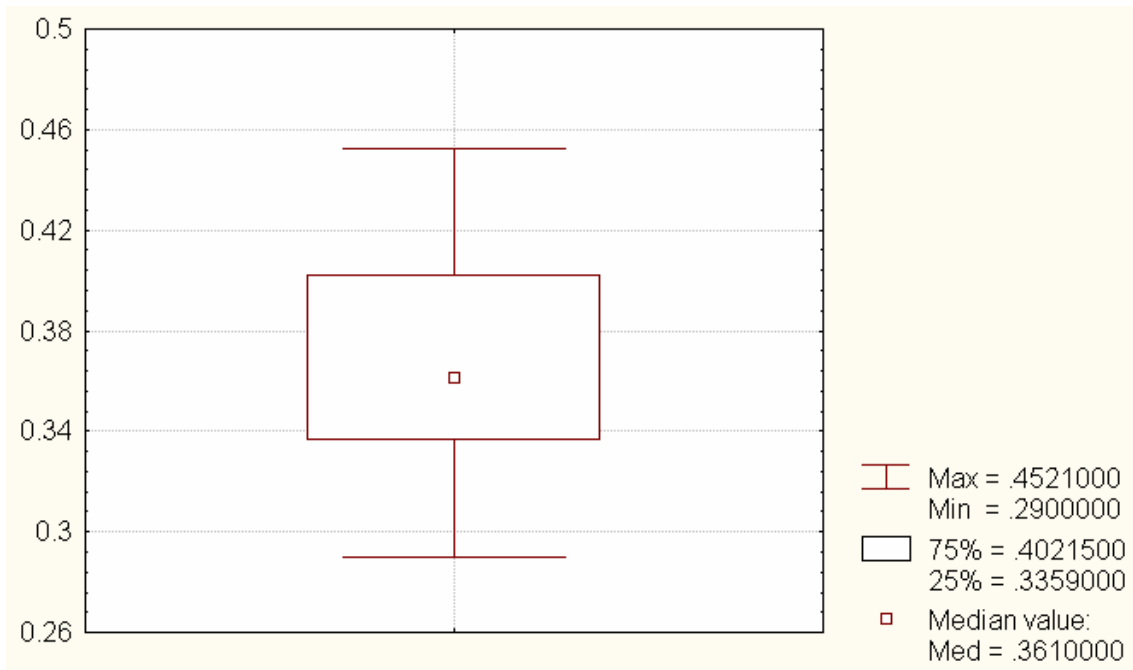


Figura 25 – Gráfico Box Plot para a variável  $\theta_0$  (m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>) da profundidade de 60 cm

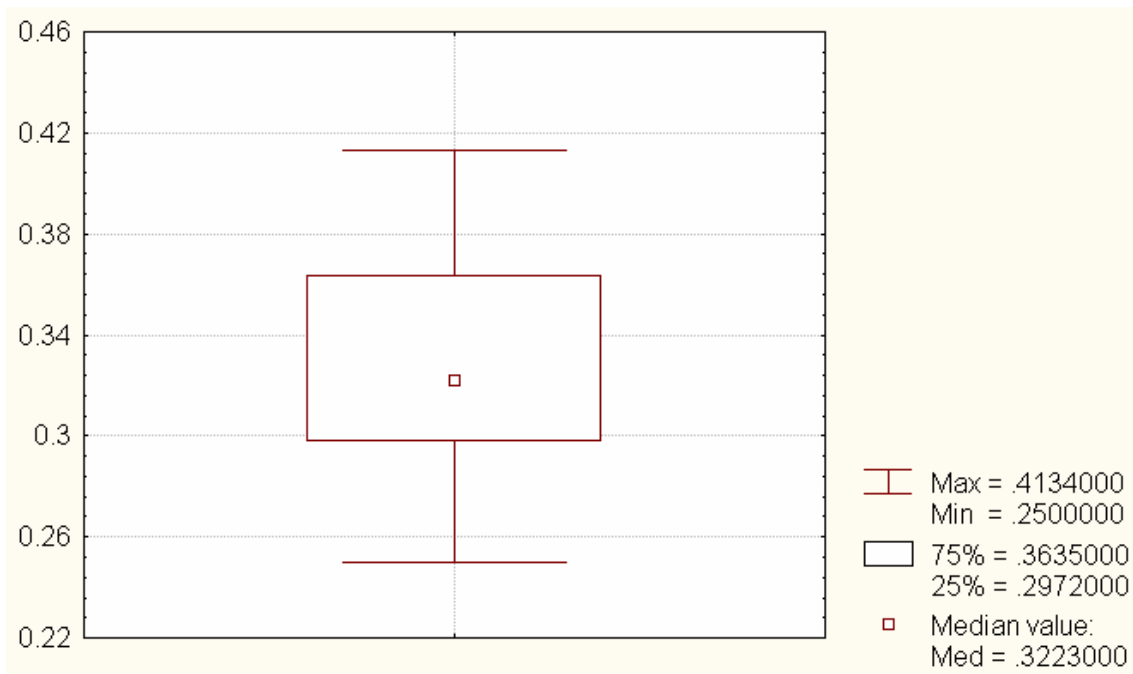


Figura 26 – Gráfico Box Plot para a variável  $\theta_0$  (m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>) da profundidade de 80 cm



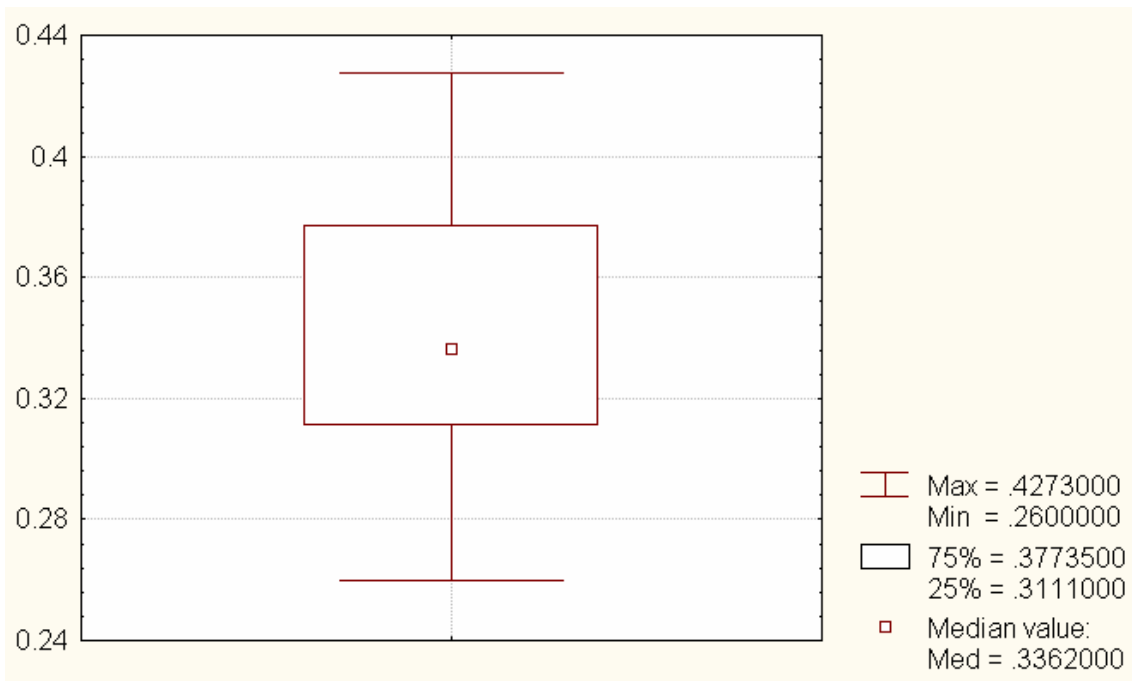


Figura 27 – Gráfico Box Plot para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 100 cm

Após o cálculo do semivariograma experimental pode-se tentar um ajuste sobre a nuvem de pontos, obtendo-se um semivariograma modelado, deve-se observar que cada ponto do semivariograma representa a medida de dessemelhança entre vizinhos próximos.

Considerou-se um comportamento isotrópico sendo avaliado para  $0^\circ$  na direção das abscissas. Para a variável  $\theta_0$  e para todas as profundidades foram elaborados semivariogramas que estão apresentados a seguir nas Figuras (28) a (32). Outros modelos ajustados com seus respectivos parâmetros, porém não obtiveram bons ajustes para essa variável. Na Tabela 10 encontram-se os valores de efeito pepita ( $\mathbf{C}_0$ ), que é o valor de  $\lambda$  quando  $h=0$ ; quando  $h$  aumenta, freqüentemente aumenta até uma distância  $\mathbf{a}$ , chamada de alcance da dependência espacial; e a partir da qual  $\lambda(h)$  neste ponto é chamado de patamar ( $\mathbf{C}+\mathbf{C}_0$ ), cujo valor é aproximadamente igual à variância dos dados, se ela existe, e é obtido pela soma do efeito pepita e a variância estrutural ( $\mathbf{C}$ ). Além disso, foi calculado o IDE (índice de dependência espacial) que Zimback (2001) propôs como sendo:

$$IDE = \frac{C}{C + C_0} \cdot 100 \quad (21)$$

sendo que a dependência espacial fraca para valores  $\leq 25\%$ ; entre 25% e 75%, moderada e  $\geq 75\%$  dependência forte.

Tabela 10 – Parâmetros dos semivariogramas ajustados para a variável  $\theta_0$  das profundidades estudadas

Profundidade (m)	Modelo	Co	C + Co	Alcance (m)	IDE (%)
20	esférico	0	0,002	7,33	100
40	esférico	0	0,001	8,33	99
60	esférico	0	0,001	8,13	99
80	esférico	0	0,001	8,72	99
100	esférico	0	0,001	8,27	99

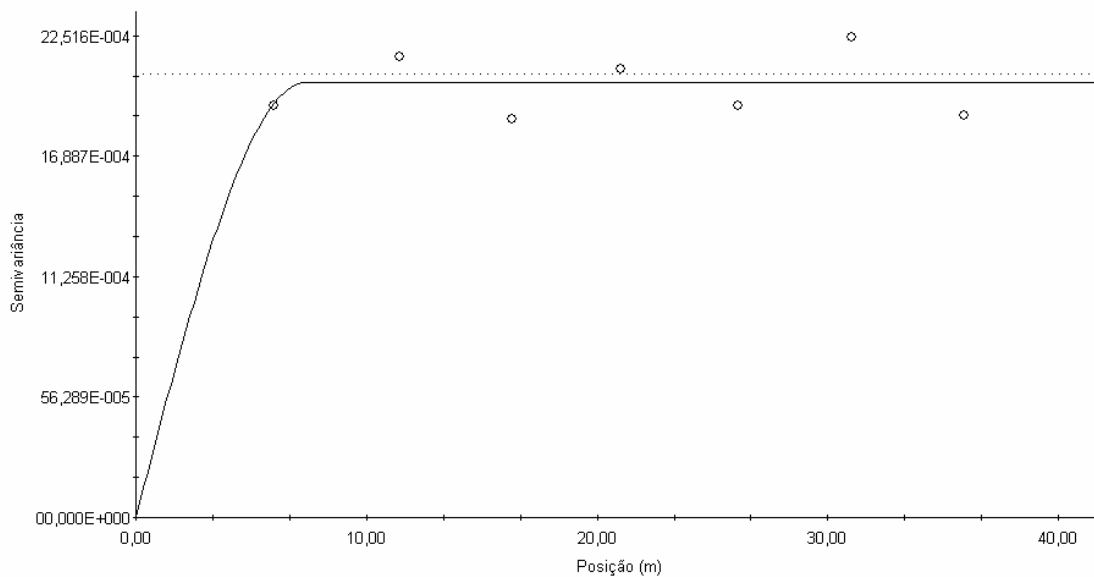


Figura 28 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 20 cm

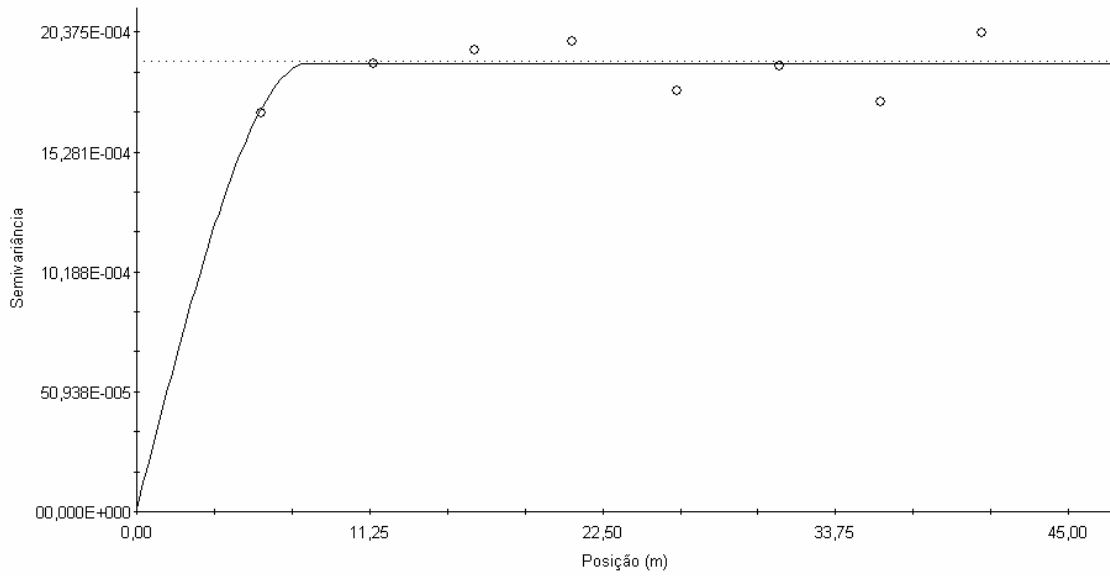


Figura 29 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 40 cm

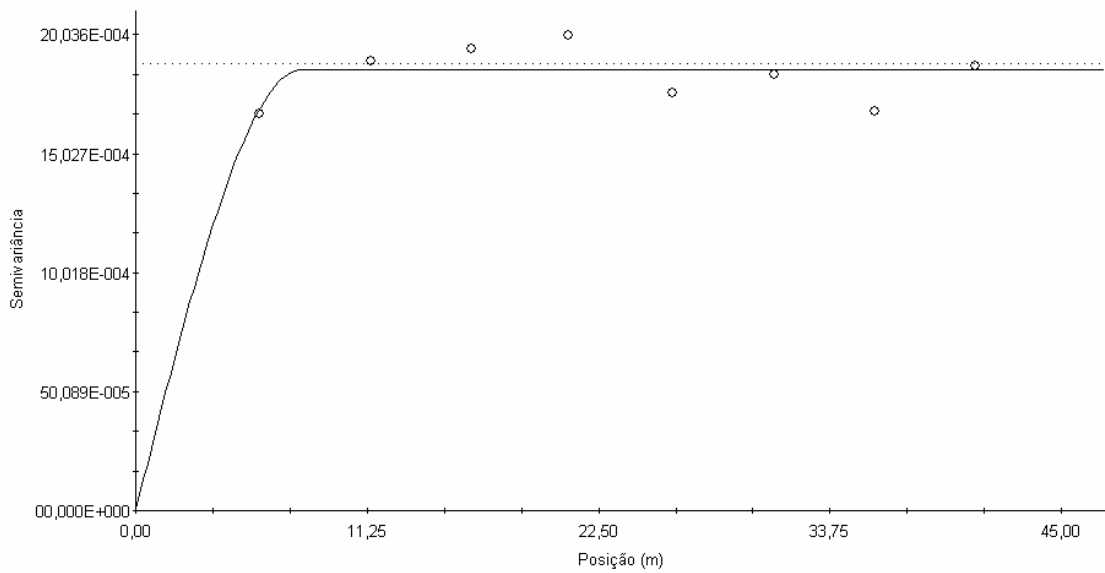


Figura 30 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 60 cm

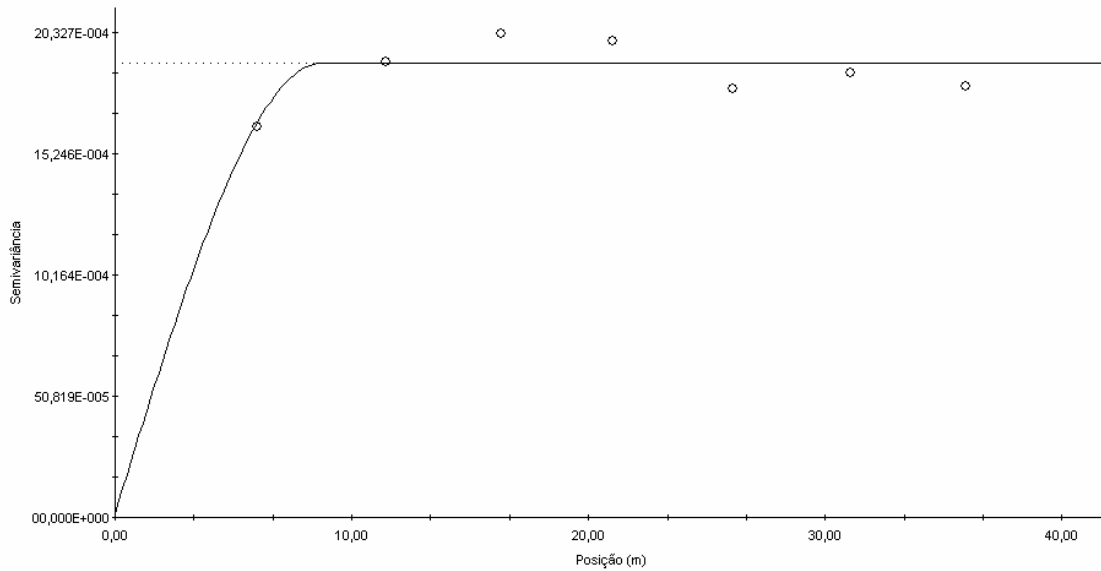


Figura 31 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 80 cm

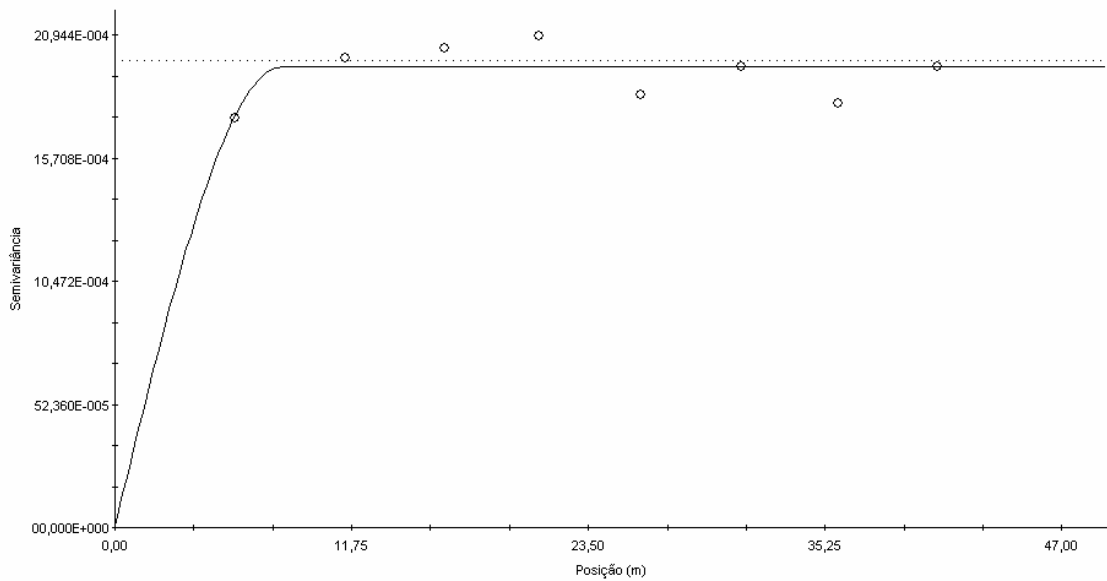


Figura 32 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 100 cm

Para nenhuma das profundidades estudadas foi avaliada a anisotropia, realizando-se todas as análises geoestatísticas utilizando-se semivariogramas omnidirecionais, nos quais apenas a distância de separação entre as amostras é importante no cálculo da função semivariância e não o vetor entre as mesmas. O IDE foi superior a 99% em todas as profundidades, indicando assim segundo Zimback (2001) forte dependência espacial. Faulin (2005) também encontrou forte dependência espacial para umidade do solo.

A explicação para a ocorrência da dependência espacial na camada superficial pode estar associada ao preparo do solo convencional, no qual os equipamentos de preparo, arado e grade, movimentam demasiadamente a camada superior afetando sua estrutura original, tornando pontos próximos entre si mais semelhantes do que os mais distantes, bem como ao fato de ser o solo muito argiloso e bem estruturado. Além disso, uma das características dos Latossolos é a presença de partículas bem estruturadas pedologicamente e que, quando associadas ao revolvimento da camada superficial, podem favorecer ainda mais a dependência espacial de algumas propriedades.

Pode-se observar na Tabela 10 que todas as profundidades apresentaram efeito pepita baixo, indicando que em distâncias de separação pequenas entre os pontos a variabilidade é pequena, o que significa que para esse parâmetro a distância de estudo foi adequada. Além disso, observa-se que o melhor modelo ajustado foi o esférico concordando com Baio (2001), e Ortiz (2003), todos relatando que o modelo esférico apresentou o melhor ajuste para os semivariogramas ajustados, em seus respectivos trabalhos.

Concordando com esses resultados Souza; Marques Júnior e Pereira (2004) observaram em seu estudo que as variáveis analisadas apresentaram dependência espacial, expressa pelos modelos de semivariogramas (VIEIRA, 2000). Todas as variáveis ajustaram-se ao modelo esférico, com exceção da densidade do solo na profundidade de 0,2–0,4 m, a qual se ajustou ao modelo exponencial, confirmando os resultados de várias pesquisas que indicam o modelo esférico como o de maior ocorrência para os atributos do solo (TRANGMAR; YOST; UEHARAA, 1985; SALVIANO, 1996; SOUZA; VIEIRA; COGO, 1997).

O modelo matemático esférico ajustado a todos os semivariogramas é o que predomina nos trabalhos em ciência do solo (SOUZA et al., 2001; CARVALHO; SILVEIRA; VIEIRA, 2002). McBratney e Webster (1986) estudaram modelos de ajuste do semivariograma para as propriedades do solo e relataram que os modelos esférico e exponencial são os mais freqüentemente encontrados.

O alcance é de fundamental importância para a interpretação de semivariogramas, pois indica a distância máxima que os pontos amostrais são relacionados (VIEIRA et al., 1983), sendo uma das principais utilizações dos semivariogramas a determinação do número ideal de amostras. O menor alcance foi obtido na profundidade de 20 cm que foi o valor de 7,33 m. Nas demais profundidades o valor do alcance praticamente foi coincidente em torno de 8,3 m. Os semivariogramas apresentados nas Figuras (28) a (32) confirmam os resultados obtidos através das análises geoestatísticas.

Corroborando com este resultado Cichota e Jong Van Lier (2004) analisando a variabilidade espacial de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo, observaram que o fato de considerar a distância entre os pontos dois metros, esta estrutura de dependência não pôde ser adequadamente descrita. Em grande parte dos conjuntos, há a indicação de o alcance estar aproximadamente entre cinco e dez metros. Ao contrário desses resultados Souza; Marques Júnior e Pereira (2004) observaram em seu estudo que os maiores alcances foram observados nas profundidades de 0,0–0,2 m para a resistência à penetração e umidade do solo, enquanto a densidade do solo apresentou maior alcance na camada mais profunda.

A respeito da variabilidade espacial de propriedades físicas de um Latosso, Grego e Vieira (2005) observaram em seu estudo que a maioria das variáveis analisadas apresentam moderada dependência espacial (26–75 %), concordando com Souza et al. (2001) e Carvalho et al. (2002). Observou também que o teor de água de 0–25 cm apresentou forte dependência ( $\leq 25$  %). Este resultado mostra a importância da caracterização espacial desta variável mesmo em pequenas áreas, como a parcela em estudo.

Amostras separadas por distâncias menores do que o alcance, são espacialmente dependentes, enquanto aquelas separadas por distâncias maiores, não

são, ou seja, um semivariograma igual à variância dos dados implica em variação aleatória. O alcance também é utilizado para definir o raio de ação ("*range*") máximo de interpolação por krigagem, onde os pesos utilizados na ponderação podem afetar os valores estimados (Souza, 1992).

O raio de ação é um dos parâmetros principais no estudo da variabilidade espacial pois é a distância limite na escolha do tipo de estatística a ser aplicada. Para as distâncias menores que o "limite" as variáveis são dependentes espacialmente podendo ser usada a geoestatística. Já a distâncias maiores que o "limite" há independência entre as variáveis podendo ser aplicada a estatística clássica (SILVA, 1988).

No comportamento típico de um semivariograma ajustado, o valor de semivariância aumenta à medida que aumenta a distância de separação entre os pontos, até estabilizar-se, ou seja, atingir um patamar (SILVA JUNIOR, 2001). O patamar ("*sill*") é atingido quando a variância dos dados se torna constante com a distância entre as amostras. O valor de  $\lambda(h)$  nesse ponto é aproximadamente igual a variância total dos dados. É um parâmetro importante pois permite a determinação da distância limite entre dependência e independência entre as amostras (SILVA, 1988).

Geralmente os semivariogramas com maior e menor patamar apresentam maior e menor variância amostral respectivamente. Esse comportamento deve-se aos valores do patamar, que são aproximadamente iguais à variância dos dados (FIETZ, 1998).

Segundo Trangmar et al. (1985) em alguns casos a semivariância pode aumentar, continuamente, sem mostrar um patamar definido, prejudicando o entendimento da sua variação espacial, indicando a presença de tendências e ausência de estacionaridade. Outros semivariogramas mostram uma completa ausência de estrutura espacial, implicando na existência de um relacionamento, dificilmente quantificável entre amostras, pela escala de amostragem usada. Estes casos não ocorreram com os dados deste trabalho.

Pela equação do semivariograma é de se esperar que  $\lambda(0)=0$ , mas isso normalmente não ocorre pois à medida que  $h$  se aproxima de 0,  $\lambda(h)$  se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita ou "*efeito pepita*" (ISAAKS; SRIVASTAVA,

1989; CAMARGO, 1997). Esse valor revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras e que parte dessa descontinuidade pode ser devida a erros de medição ou a variabilidade a uma escala menor do que aquela amostrada, sendo impossível quantificar o que contribui mais.

De acordo com Trangmar; Yost e Ueharaa (1985), um efeito pepita de 0%, como no caso presente (Tabela 10 e Figuras 28 à 32), indica que o erro experimental é praticamente nulo e que não existe variação significativa a distâncias menores que a amostrada. Quanto menor a proporção do efeito pepita para o patamar, maior será a semelhança entre os valores vizinhos e a continuidade do fenômeno e menor a variância da estimativa e, portanto, maior a confiança que se pode ter nas estimativas (VIEIRA, 1997; VIEIRA, 1998).

Quando não encontrada a estrutura de variação observa-se que o  $\lambda(h)$  permanece constante com o aumento da distância desde o início, ou seja, o raio de ação é menor que a distância de amostragem. Em tal situação diz-se que ocorreu um efeito pepita puro, demonstrando que o fenômeno físico tem uma distribuição espacial completamente ao acaso com respeito ao espaço de amostragem; que há independência entre as amostras e que os métodos da estatística clássica podem ser aplicados (VIEIRA; NIELSEN; BIGGAR, 1981).

Após a confecção dos semivariogramas, os parâmetros foram utilizados no processo de krigagem, gerando mapas interpolados para a variável  $\theta_0$  em todas as profundidades. Modelos isotrópicos e anisotrópicos foram considerados, contudo para aplicação da técnica de interpolação por krigagem proposta inicialmente optou-se pelo modelo isotrópico, pois apesar de detalhar menos a estrutura espacial de correlação sua aplicação é mais simples, uma vez que possui menos parâmetros.

A krigagem para  $\theta_0$  na área em estudo considerou o modelo ajustado para o semivariograma. Os resultados apontaram que a maior concentração dos valores ocorre para valores de  $\theta_0$  variando de 0,34 à 0,39 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup>, mostrando uma área de maior densidade do solo na sub-região à direita inferior (Figura 33).

Na maioria dos mapas da variável  $\theta_0$  (Figuras 33 a 37), existem áreas com valores maiores principalmente na região central da área em comparação com os



menores valores. Estas áreas indicam que esta parte da parcela é mais densa, oferece maior resistência e representa maior teor e retenção de água. Entretanto, à medida que se distância para a direção x, observa-se um comportamento que os valores tendem a diminuir. Este resultado reforça ainda mais a variabilidade encontrada por Vieira (1997) para as propriedades químicas do solo, apesar de ser considerada uma área relativamente pequena, ficando claro que não é o tamanho da parcela que determina seu grau de homogeneidade.

Na área em estudo os mapas apresentam a mesma configuração das manchas de  $\theta_0$  em todas as profundidades estudadas. A superfície dos valores de  $\theta_0$  estimados pelo método de krigagem apresentou a mesma sub-região descrita na análise da superfície de valores, no entanto, foi apresentado um efeito suavizador das diferenças, visto que o interpolador de krigagem superestima para baixas medidas e subestima para elevados valores, ou seja, tende à média dos dados (Figuras 33 a 37).

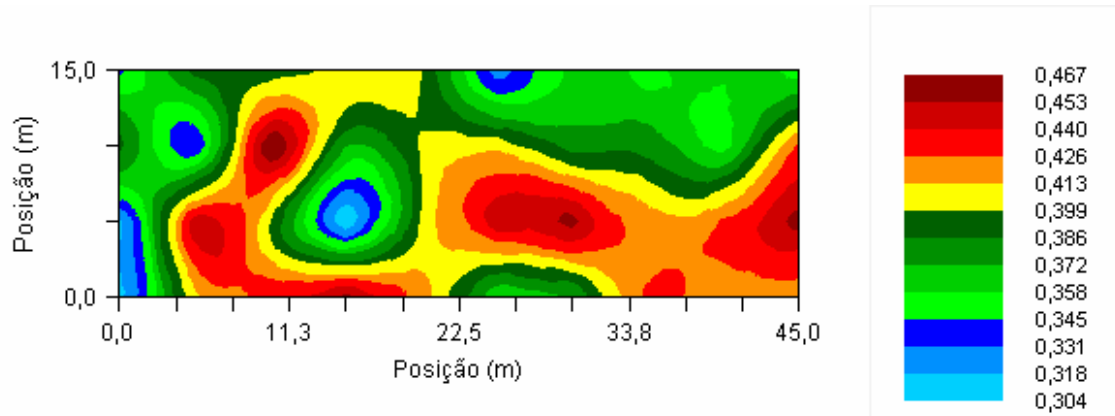


Figura 33 – Distribuição espacial para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 20 cm da área de estudo

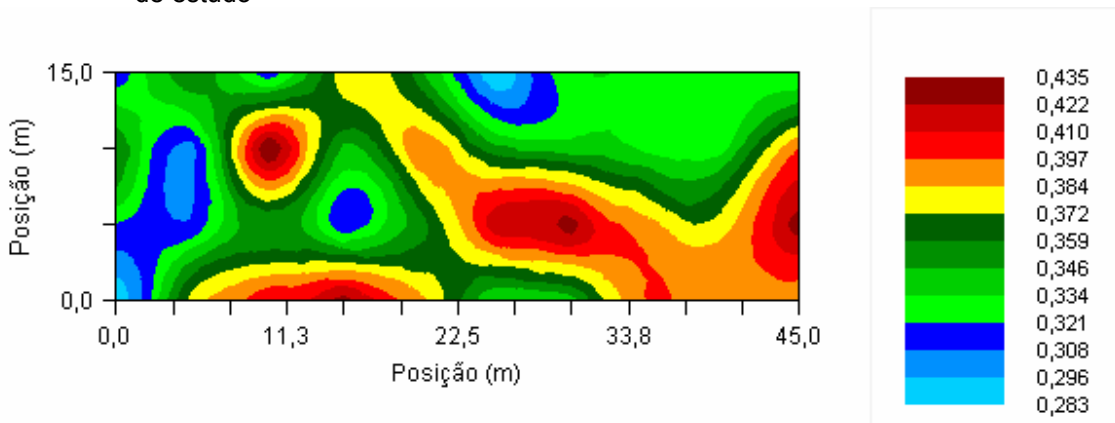


Figura 34 – Distribuição espacial para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 40 cm da área de estudo

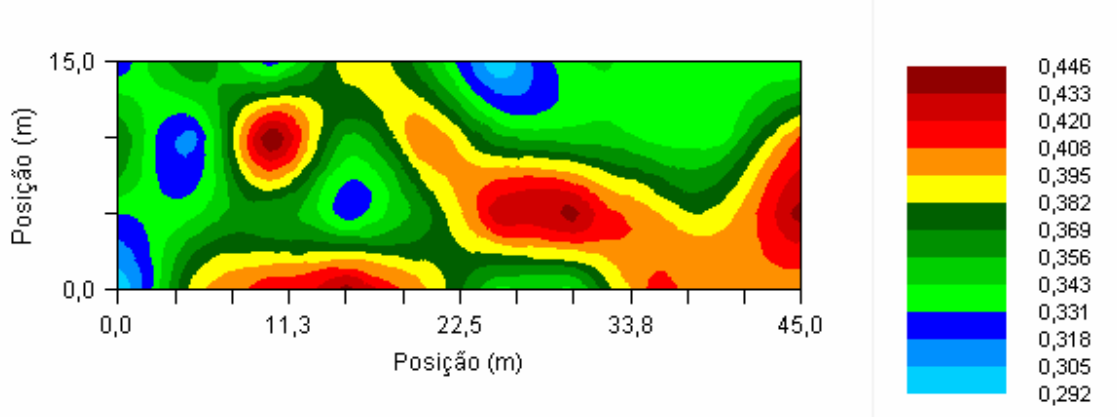


Figura 35 – Distribuição espacial para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 60 cm da área de estudo

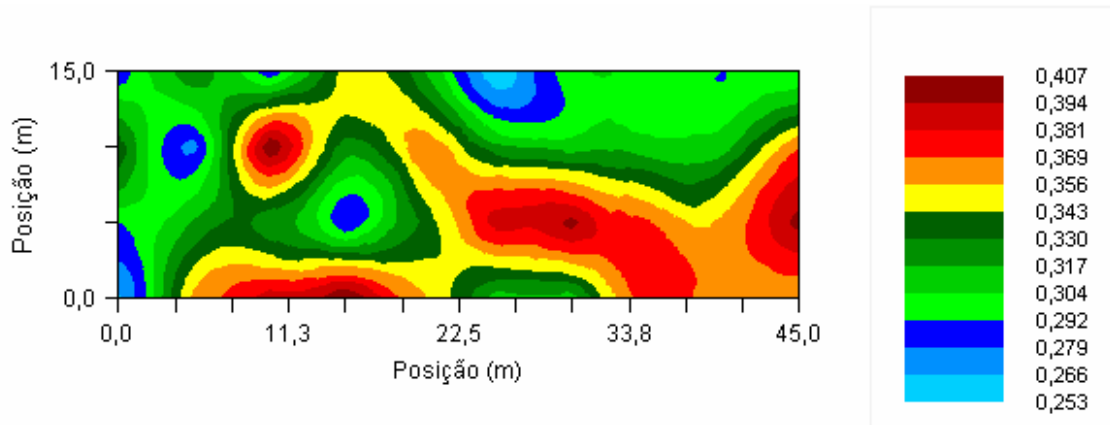


Figura 36 – Distribuição espacial para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 80 cm da área de estudo

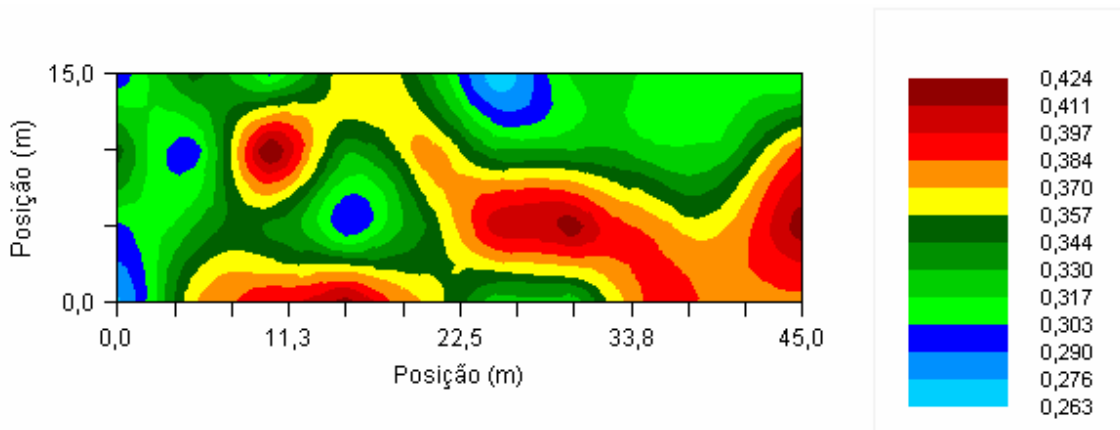


Figura 37 – Distribuição espacial para a variável  $\theta_0$  ( $\text{m}^{-3} \text{m}^{-3}$ ) da profundidade de 100 cm da área de estudo

Segundo Gonçalves (1997) e Silva Junior (2001) esse interpolador pondera os vizinhos do ponto a ser estimado, obedecendo aos critérios de não tendenciosidade e mínima variância. Existem diversos tipos de krigagem: simples, ordinária, universal, indicadora, probabilística etc.

Através da análise de mapas de contorno ou de superfície, gerados por meio da krigagem, pode-se tomar decisões importantes, por exemplo, em relação ao aumento da eficiência na utilização de fertilizantes, com redução de custo e aumento de produtividade. Isto porque a aplicação de recomendações médias de fertilizantes, usualmente utilizadas pelos silvicultores, pode resultar em uma super ou subfertilização de uma área, com implicações negativas no ambiente e na relação custo-benefício (MULLA et al., 1992). O mapeamento da variabilidade espacial das propriedades do solo, permite a aplicação de fertilizantes por zonas de manejo, de forma diferenciada, favorecendo a otimização da produtividade, aumentando a eficiência do insumo, maximizando os benefícios e reduzindo custos.

Para a variável  $\theta_o$  pode-se constatar que existe uma homogeneidade muito grande na área estudada e é possível adotar valores de  $\theta_o$  diferenciado em cada profundidade de acordo com o alcance obtido nos semivariogramas. É importante ressaltar que esse solo aparentemente é homogêneo o que respaldam bastante os resultados encontrados, afinal, como foi mencionado anteriormente os valores de  $\theta_o$  são valores obtidos de uma forma rápida e direta e depende mais do funcionamento do equipamento utilizado e da calibração realizada.

Segundo Grego e Vieira (2005) a existência de dependência espacial das variáveis em uma determinada área, bem como a semelhança de comportamento entre elas, sugere que se analise a variabilidade espacial das propriedades do solo em conjunto, antes de adotar um delineamento experimental ao acaso, visto que qualquer tratamento adotado nesta parcela que necessite da homogeneidade levará a falsos resultados.

### 2.3.3.2 Estudo estatístico e análise exploratória das variáveis $K_0$ e $\gamma$ das profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm

A análise dos dados para as variáveis  $K_0$  e  $\gamma$  foi dividida em dois estágios: i) análise descritiva clássica (média, mediana, máximo, mínimo, quartil superior, quartil inferior, amplitude total, amplitude interquartil, variância, desvio padrão, coeficiente de variação e curtose), que assume implicitamente que as observações são independentes uma da outra dentro da área de estudo; e ii) semivariogramas, que foi calculado para investigar qualquer existência de dependência espacial.

O  $K_0$  representa a condutividade hidráulica do solo “saturado” e seus valores estão apresentados nas Tabelas 5, 6, 7, 8 e 9 após a sua transformação logarítmica. O  $K_0$  foi obtido pela equação (15) e  $\gamma = \frac{1}{a}$ , sendo  $a$  o coeficiente de regressão de  $\theta$  em função de  $\ln t$  na profundidade de interesse e  $\gamma$  o coeficiente angular da reta de  $\ln K$  em função de  $\theta$  para a referida profundidade.

Embora alguns conjuntos de dados não tenham apresentado uma distribuição perfeitamente normal não se procedeu à análise de retirada de valores discrepantes.

Os valores de média, desvio-padrão, coeficiente de variação e curtose foram calculados em relação às variáveis  $K_0$  e  $\gamma$ , procurando-se ajustar os dados às distribuição Normal ou Log-Normal, com nível de significância inferior ou igual a 5%, escolhendo a distribuição de frequência que melhor se ajusta. Nas Tabelas 11 e 12 são apresentados os valores obtidos para as medidas estatísticas descritivas das variáveis  $K_0$  (mm h) e  $\gamma$  para todas as profundidades do solo estudado.

Para verificar a normalidade da distribuição dos dados foi aplicado o teste de Shapiro e Wilk (1965), o qual foi proposto para amostras  $n \leq 50$  (LAWLESS, 1962), e que se aplicou muito bem ao conjunto de dados obtidos neste trabalho. Os valores do teste de Shapiro-Wilk para as profundidades estudadas podem ser visualizados nos gráficos de histogramas da respectiva profundidade. Observa-se que todas as profundidades não apresentaram uma distribuição normal para a variável  $K_0$  a 5% de

significância, visto que o valor de  $\text{Prob}<W$ ,  $W$  é menor que 0,05. Para a variável  $\gamma$  observa-se que todas as profundidades, exceto em 20 cm, apresentaram distribuição normal, a 5% de significância, visto que o valor de  $\text{Prob}<W$  ( $W$ ) para 20 cm foi maior que 0,05.

Tabela 11 - Resumo estatístico para as variáveis  $\ln K_0$  ( $\text{mm h}^{-1}$ ) nas profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm na área de estudo

Medidas estatísticas	20 cm	40 cm	60 cm	80 cm	100 cm
Média	1,19	1,64	1,82	1,92	1,96
Mediana	1,07	1,47	1,66	1,74	1,77
Máximo	2,13	4,34	3,04	3,18	3,13
Mínimo	0,68	0,94	0,10	1,2	0,91
Amplitude total	1,45	3,43	2,94	1,98	2,22
Quartil superior	1,54	2,05	2,38	2,52	2,62
Quartil inferior	0,87	1,13	1,41	1,39	1,45
Ampl. Interquartil	0,66	0,91	0,97	1,125	1,17
Variância	0,15	0,42	0,32	0,31	0,33
Assimetria	0,92	0,78	0,85	0,96	0,98
Desvio padrão	0,39	0,65	0,56	0,56	0,58
Coef.	33,24	39,77	31,21	29,07	29,73
Variação (%)					
Curtose	-0,81	6,58	0,88	-0,93	-1,07

Tabela 12 - Resumo estatístico para as variáveis  $\gamma$  nas profundidades 20, 40, 60, 80 e 100 cm na área de estudo

Medidas estatísticas	20 cm	40 cm	60 cm	80 cm	100 cm
Média	47,70	58,10	56,43	65,14	59,83
Mediana	49,26	54,52	53,19	60,42	56,81
Máximo	69,44	102,04	93,46	117,65	105,26
Mínimo	26,74	29,67	28,90	30,86	29,94
Amplitude total	42,70	72,37	64,56	86,79	75,32
Quartil superior	59,52	74,11	71,43	85,11	74,62
Quartil inferior	37,77	47,04	45,15	50,25	47,84
Ampl. Interquartil	21,75	27,06	26,28	34,86	26,78
Variância	152,41	318,86	296,84	483,09	343,94
Assimetria	0,91	0,77	0,80	0,90	0,92
Desvio padrão	12,34	17,85	17,22	21,97	18,54
Coef.	25,87	30,73	30,53	33,73	31,00
Varição (%)					
Curtose	-1,35	-0,57	-0,77	-0,78	-0,61

Em relação aos valores da média e mediana observa-se nas Tabelas 11 e 12 que em todas as profundidades, a razão média/mediana está acima 1. Eguchi; Silva e Oliveira (2003) em estudo feito para avaliar a variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo saturado, obtiveram valores diferentes das medidas de tendência central (média, mediana), tanto para ( $K_0$ ), quanto para (VIB), caracterizando-se uma distribuição assimétrica, conforme constatado também por Costa Neto (1990) e Libardi et al. (1996). Na tabela III observa-se que na profundidade de 20 cm a relação média/mediana é menor do que 1.

Se a mediana é o valor da abscissa que divide o histograma de uma distribuição em duas partes iguais (VIEIRA, 1999) e indica a simetria da distribuição dos dados, então pode-se dizer que dentre os valores obtidos das variáveis  $K_0$  e  $\gamma$ , existem valores

extremos que fazem com que a média seja maior do que a mediana. Considerando que numa distribuição normal, a razão média/mediana equivale a 1, então subentende-se que os dados obtidos não possuem esse tipo de distribuição. Essa hipótese é confirmada pela presença da assimetria em todas as profundidades visualizadas nas Tabelas 11 e 12. Observa-se uma ligeira assimetria positiva, pois os valores são positivos e maiores do que 1.

Segundo Mesquita e Moraes (2004), como o  $K_0$  depende, em grande parte da forma e continuidade dos poros, varia fortemente de um local para outro, e difere também para as distintas orientações do solo. A assimetria, geralmente detectada somente para  $K_0$  do solo e não para as demais propriedades relacionadas a porosidade, permite inferir que descrever a porosidade somente a partir da  $K_0$  pode levar a erros provenientes de causas não conhecidas.

Resultado semelhante foi obtido por Eguchi; Silva e Oliveira (2003) em que os valores das medidas de tendência central (média, mediana e moda), tanto para ( $K_0$ ), quanto para (VIB), não foram semelhantes, o que identificou uma distribuição assimétrica, conforme constatado por Costa Neto (1990) e Libardi et al. (1996). As diferenças entre a  $K_0$  e VIB estão de acordo com Guimarães (2000), pelo fato de a equação da VIB ser uma estimativa da infiltração de água no solo sob fluxo tridimensional e a equação de  $K_0$  ser uma estimativa da condutividade em condição unidimensional. Jong van Lier e Libardi (1999) também observaram alta variabilidade para os parâmetros  $K_0$  e  $\gamma$ , numa variação para  $\gamma$  de 200 a 6000.

Os resultados são de certa forma concordantes com aqueles obtidos por Queiroz (1995), em que a elevada variabilidade dos dados de condutividade hidráulica do solo saturado pode ser explicada pela heterogeneidade textural e estrutural do solo em estudo, como também pela presença de raízes de plantas, atividade microbiana, rachaduras localizadas ocasionadas pelas épocas de estiagens, entre outros fatores.

Cichota; Jong van Lier e Rojas (2003) obtiveram alta variação na taxa de infiltração da água no solo, nos tempos inicial e final, que foram demonstrados pelos elevados valores do coeficiente de variação. Essas diferenças entre os valores da média

e mediana e especialmente os altos valores de assimetria e curtose mostraram a não-normalidade da distribuição, conforme também indicado pelo teste de Shapiro-Wilk.

Hurtado (2004) estudando a variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo obteve resultado semelhante, ou seja, de um modo geral, a razão média/mediana ficou acima de 1,0, com algumas exceções nas últimas duas profundidades (52 e 57 cm). Segundo Parkin e Robinson (1993), para variáveis ambientais, são esperados valores relativamente baixos do teste de Shapiro-Wilk. A não normalidade para valores de condutividade hidráulica foi também verificada por outros autores (BOSCH; WEST, 1998; SHOUSE; MOHANTY, 1998; LU; ZHANG, 2002).

A determinação da condutividade hidráulica do solo vem sendo discutida por diversos autores, principalmente pela falta de confiabilidade dos resultados devido a elevada discrepância dos valores, principalmente quando são comparados os valores obtidos no campo e no laboratório. Um exemplo disso foi observado por Pereira et al. (2001) que verificou uma grande discrepância entre a condutividade hidráulica determinada pelos métodos de campo e laboratório, sendo que neste último, os valores foram muito maiores que os encontrados em campo, observações semelhantes foram encontradas por Lal (1981). Em relação a variável  $\gamma$ , poucos estudos tem sido desenvolvidos nesse sentido, devido a grande dificuldade de estimar este parâmetro em trabalhos de campo.

Tais diferenças, segundo Ferreira (1987), devem-se fundamentalmente às seguintes razões: o volume de solo amostrado é maior, mesmo para os métodos considerados pontuais; a estrutura do solo sofre menos alteração e o valor da condutividade hidráulica é determinado segundo a direção predominante do escoamento da água para os drenos do futuro sistema de drenagem, isto é, o movimento é predominantemente horizontal.

A determinação da condutividade hidráulica realizada em laboratório tem a vantagem de ser fácil e rápida, mas a desvantagem de freqüentemente alterar as propriedades do solo. A determinação realizada "in situ" é indicada por melhor se aproximar das condições reais (SAUNDERS; LIBARDI; REICHARDT, 1984).

Um fenômeno que também pode influenciar também no valor de  $K_0$  é a repelência da água na superfície do solo. Barbosa; Tavares Filho e Fonseca (2004) em



seu trabalho com condutividade hidráulica do solo, observaram que, a avaliação em campo com infiltrômetro de sucção controlada para as parcelas que receberam mais de 12 Mg ha<sup>-1</sup> de lodo de esgoto, foi constatado repelência da água na superfície, dificultando a infiltração. Este fenômeno foi comprovado por Marciano et al. (2001) e, segundo os autores, esta repelência diminuiu a taxa de infiltração inicial na superfície do solo, fato que contribuiu, provavelmente, para redução da condutividade hidráulica nos tratamentos com 18, 24 e 36 Mg há<sup>-1</sup>. Esse não foi o caso do presente trabalho.

Outro agravante na determinação da condutividade hidráulica do solo no campo, e que pode explicar a variabilidade dos valores encontrados nesse estudo (Tabela 11), está relacionado com o tipo de solo e o seu uso e manejo. Segundo Saunders; Libardi e Reichardt (1984) solos intensamente mobilizados, ou seja, aqueles submetidos a mais de um cultivo anual, sofrem alterações em sua geometria porosa, em razão da grande quantidade de água que escoar pelo perfil, mas, sobretudo pelo uso intensivo de máquinas e equipamentos durante o ciclo das culturas. Como na área estudada já tinham sido realizados vários experimentos mecanizados e, além disso, apresentava bastante formigueiros, possivelmente esses fatores influenciaram bastante no movimento da água no solo, e nos valores de  $K_0$ .

Sobre este assunto vale a pena relatar o estudo feito por Antonio Netto e Fernandes (2005) que observaram aumento da condutividade hidráulica saturada do solo cultivado com aumento da profundidade, corroborando os resultados de Costa e Libardi (1999), que avaliaram a influência das características morfológicas nas propriedades físicas e hídricas de uma Terra Roxa, e discordando dos de Silva e Ribeiro (1997), ao analisarem o efeito contínuo do cultivo da cana-de-açúcar nas propriedades físicas de um Latossolo Amarelo argiloso.

No mesmo trabalho, Netto e Fernandes (2005) encontraram maiores valores de condutividade hidráulica saturada na área mantida em pousio, especialmente nas profundidades de 0,2 e 0,4 m, em que a diferença para o solo cultivado foi de uma ordem de grandeza. Segundo os autores, esse comportamento deve-se, em parte, aos maiores valores de umidade no tempo zero de drenagem (saturação), observada no solo em pousio, com exceção da camada de 0,8 m, e está de acordo com os resultados de Lobato; Libardi e Camargo (1998), ao determinarem a condutividade hidráulica em

amostras de Latossolo Roxo, e em desacordo com os de Jong van Lier e Libardi (1999), que atribuíram as grandes diferenças ocorridas na determinação da função  $K(\theta)$  à variabilidade dos valores de condutividade hidráulica saturada estimados com o método do perfil instantâneo e às diferenças nos valores de umidade saturada.

Em relação às diferenças encontradas nos valores de  $K_0$  em diferentes classes de solos, Freire et al. (2003) constataram que a não-uniformidade de variâncias não permitiu a comparação dos diferentes solos, porém observaram maiores valores de  $K_0$  no Neossolo Quartzarênico, no Argissolo Vermelho-Amarelo, no Planossolo Háplico e no Argissolo Amarelo. Segundo Freire et al. (2001) esses valores mais elevados podem ser atribuídos à textura arenosa, no Neossolo Quartzarênico (94,4% de areia); à maior relação areia grossa/ areia fina e ao baixo teor de silte, no Planossolo Háplico; ao caráter plíntico, no Argissolo Amarelo; ou à elevada flocculação de argilas, nos Argissolos Vermelho-Amarelo e Amarelo.

Procurando discutir melhor os dados procurou-se seguir as recomendações de Libardi et al. (1996). Os autores salientam que a determinação de medidas de dispersão ou variabilidade dos dados em torno da média, o desvio padrão, amplitude total (dada pela diferença entre o valor mínimo e máximo), variância, coeficiente de variação e curtose são fundamentais para o enriquecimento da descrição estatística. As medidas de dispersão visam fornecer o grau de variabilidade das observações, geralmente utilizando como padrão uma medida de tendência central (SILVEIRA JUNIOR et al., 1989).

Observa-se ainda na Tabela 11 que os coeficientes de curtose da variável  $K_0$  para as profundidades 20, 80 e 100 cm foram negativos. Na Tabela 12 os valores de curtose foram negativos em todas as profundidades estudadas. Esses resultados indicam uma distribuição relativamente plana. Nas demais profundidades, 40 e 60 cm respectivamente, os valores de curtose foram positivos, indicando uma distribuição relativamente em cume, leptocúrtica.

Para os dados da variável  $K_0$  e  $\gamma$ , em todas as profundidades os coeficientes de curtose foram negativos ou positivos, não apresentando um comportamento perfeitamente normal. Isso indica um comportamento platicúrtico da curva de

distribuição, ou seja, a assimetria pode não ter sido afetada por valores extremos não existindo a necessidade de substituí-la por outra medida de tendência central (WEBSTER, 1985). Porém, na profundidade de 40 cm onde foi encontrado o maior valor de curtose (6,58), a assimetria pode ter sido afetada pelos valores extremos, e essa interferência pode ser melhor visualizada na Figura (39). As demais distribuições relativamente planas para as profundidades podem ser visualizadas nas Figuras 38 à 42.

Nessas Figuras (38, 39, 40, 41 e 42) observa-se que nas profundidades de 40, 60 e 80 cm a maioria dos valores da variável  $K_0$  encontram-se na faixa de  $\ln K_0$  1,0 a 1,5 (expressando  $K_0$  em mm h). Nas demais profundidades 20 e 100 cm a maioria dos valores estão na faixa de 0,8 a 1,0 (20 cm) e 1,5 a 2,0 (100 cm) respectivamente.

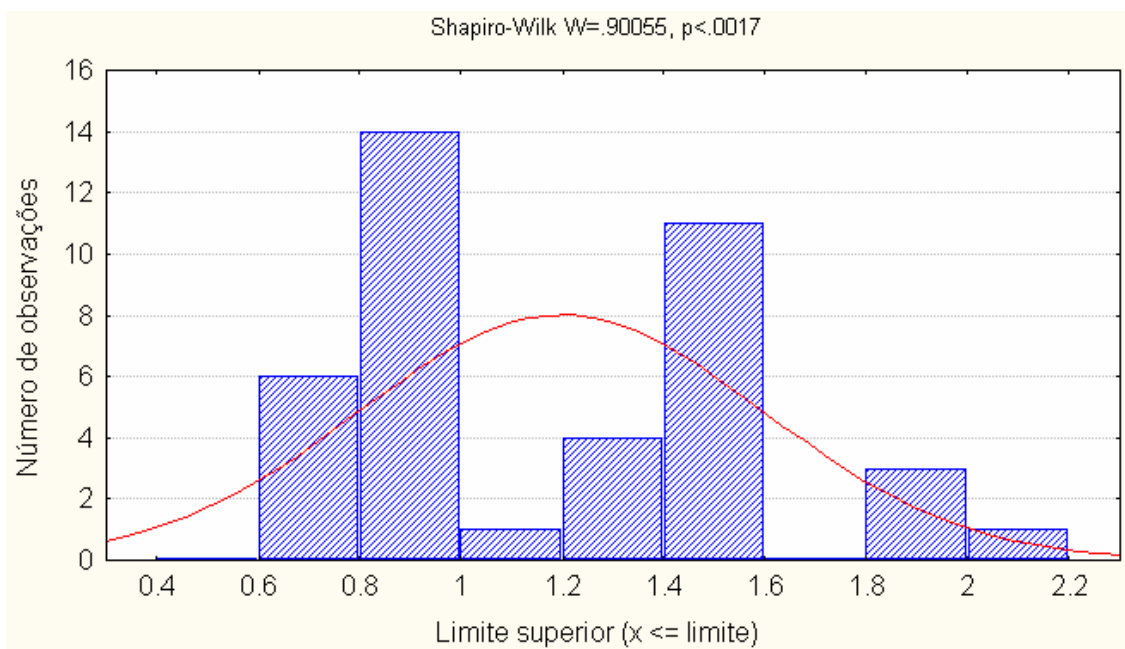


Figura 38 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\ln K_0$  ( $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 20 cm

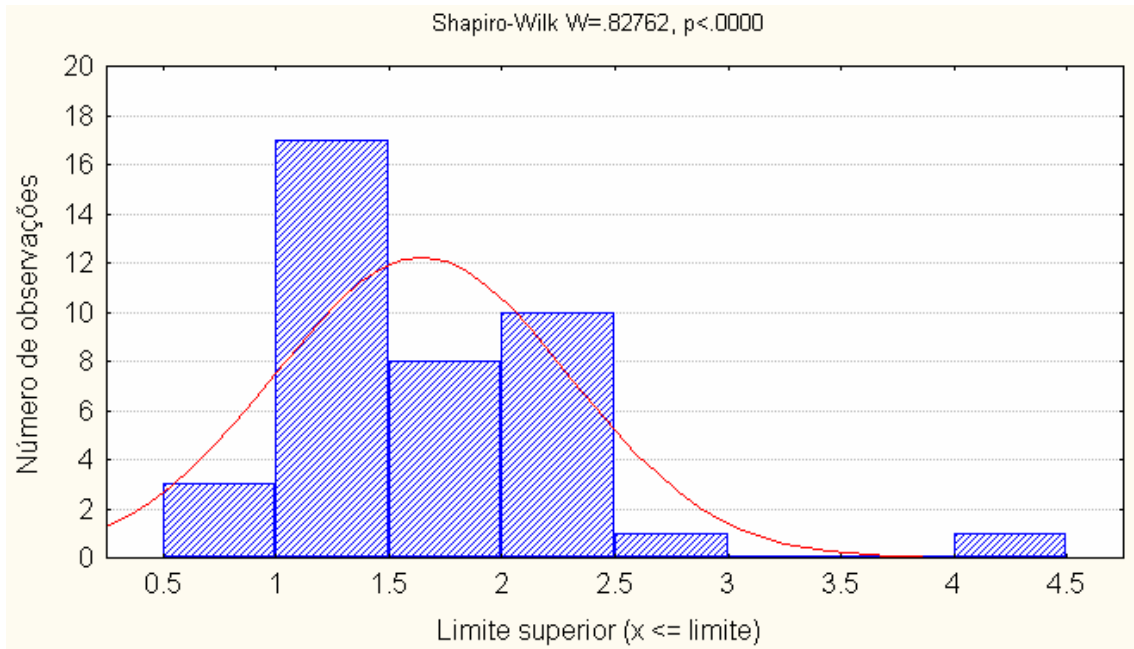


Figura 39 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\ln K_0$  ( $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 40 cm

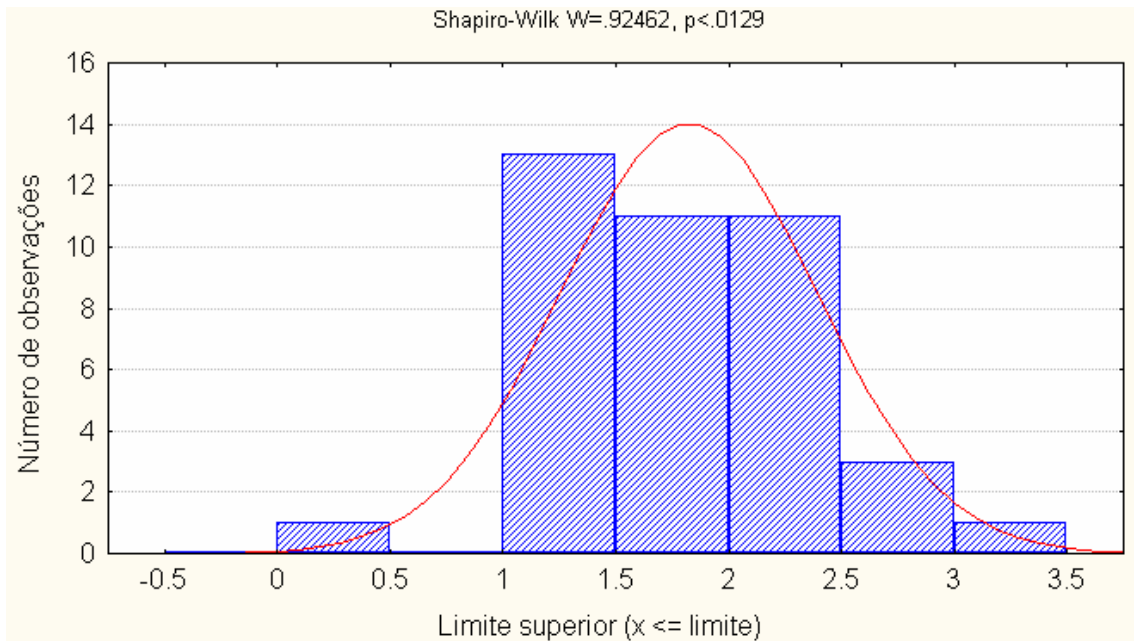


Figura 40 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\ln K_0$  ( $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 60 cm

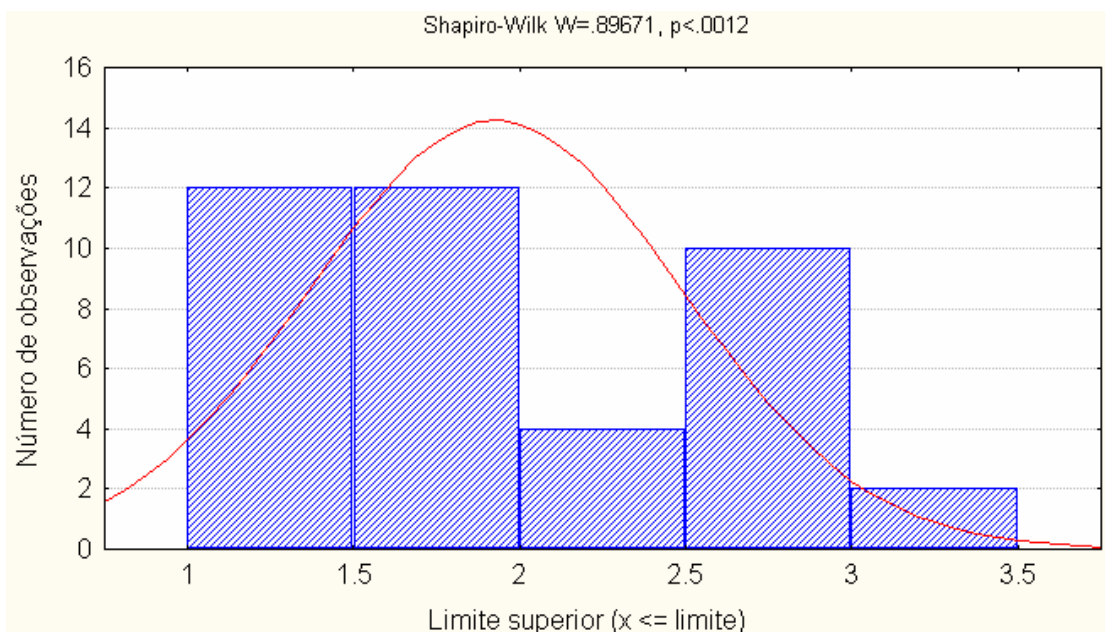


Figura 41 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\ln K_0$  ( $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 80 cm

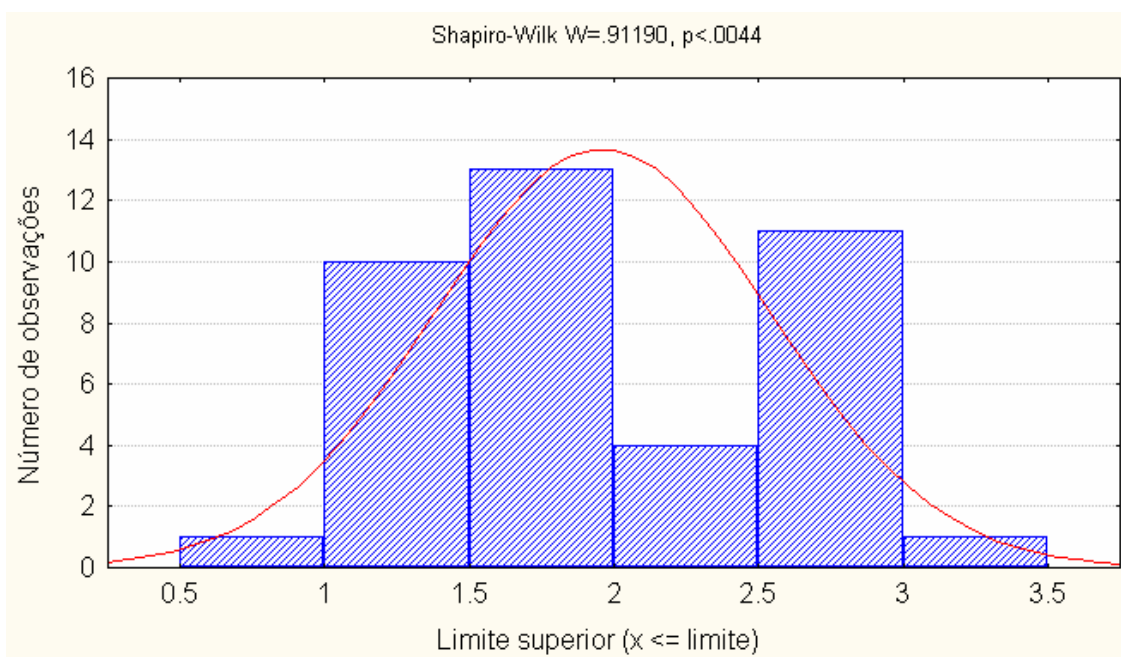


Figura 42 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\ln K_0$  ( $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 100 cm

Como a variável  $\gamma$  apresentou coeficientes de curtose negativos inferiores a uma unidade, nas profundidades de 40, 60, 80 e 100 cm, a assimetria pode não ter sido afetada por valores extremos não existindo a necessidade de substituí-la por outra medida de tendência central (WEBSTER, 1985). A profundidade de 20 cm apesar de ter apresentado o coeficiente de curtose negativo, apresentou assimetria no gráfico de distribuição. Essas distribuições relativamente planas pode visualizada nas Figuras 43 a 47.

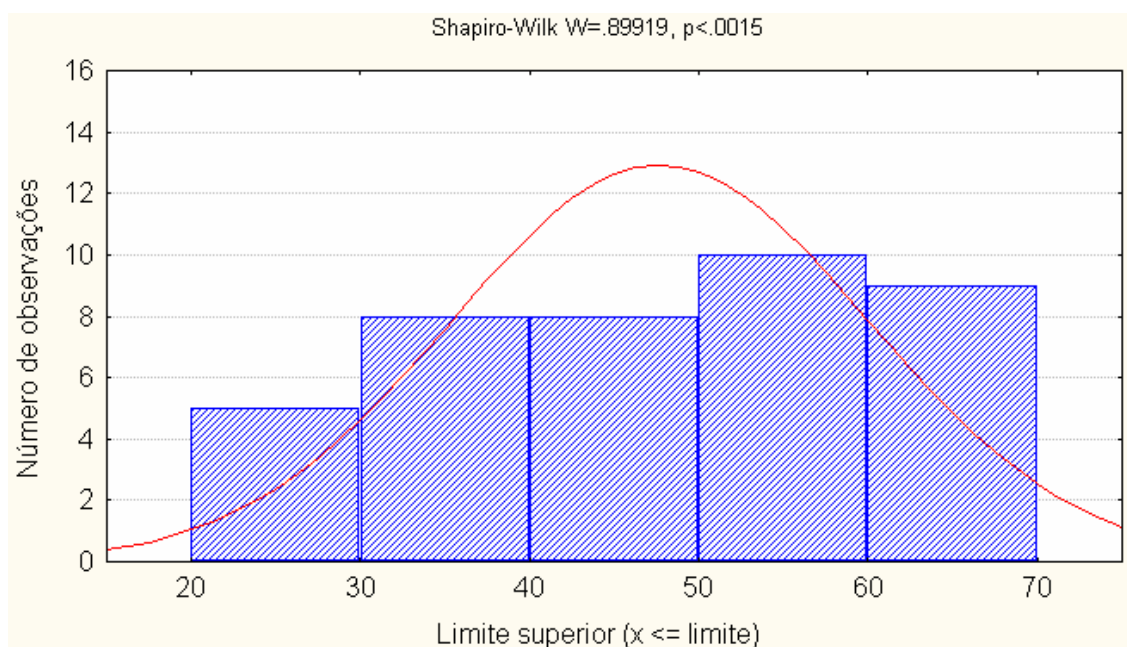


Figura 43 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\gamma$  da profundidade de 20 cm

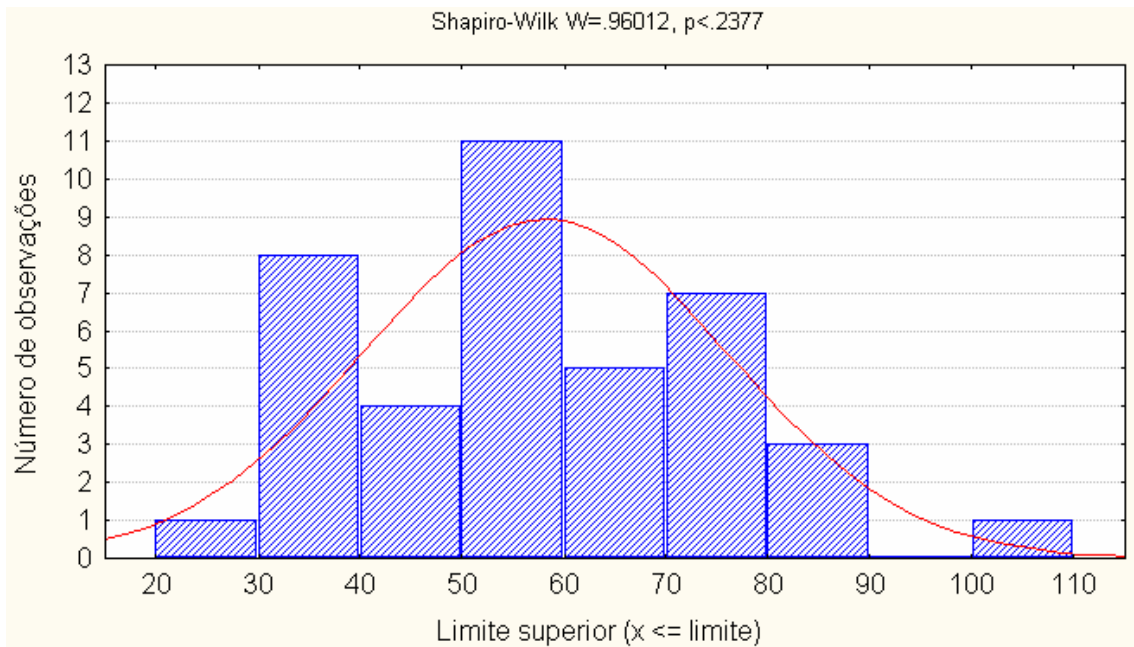


Figura 44 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\gamma$  da profundidade de 40 cm

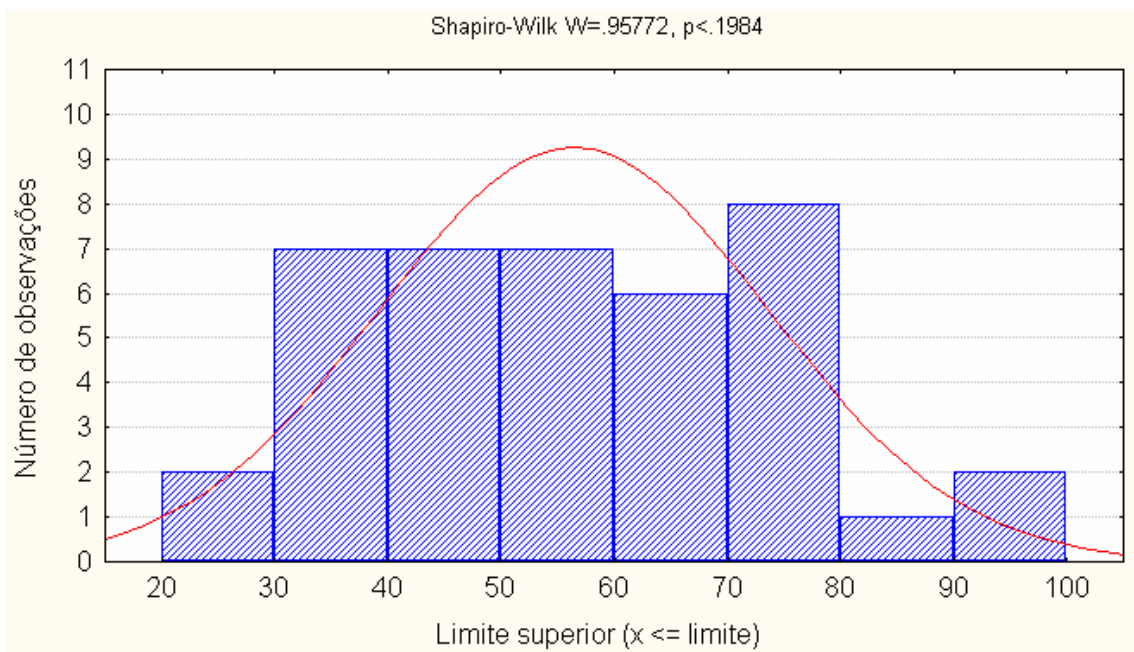


Figura 45 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\gamma$  da profundidade de 60 cm



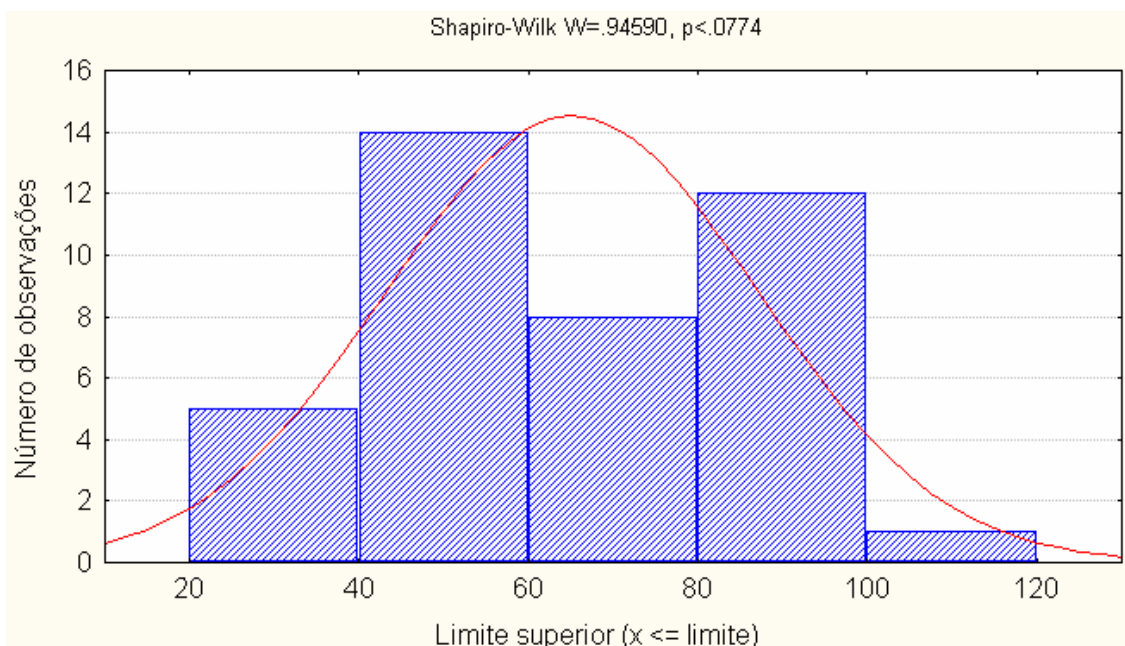


Figura 46 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\gamma$  da profundidade de 80 cm

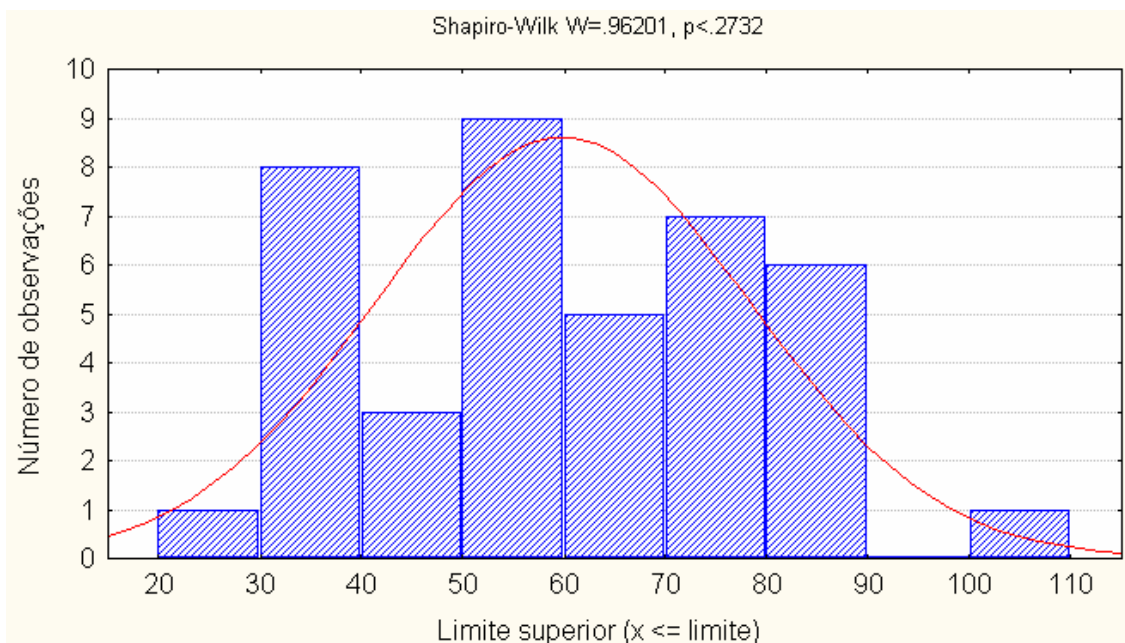


Figura 47 – Histograma e teste de normalidade para a variável  $\gamma$  da profundidade de 100 cm

Faulin (2005) em seu estudo com variabilidade espacial do teor de água no solo e sua influência na condutividade elétrica, observou valores de curtose altos, porém esses valores caracterizaram-se numa distribuição normal. Segundo o autor, a amostra possuía um grande número de dados e um pequeno número de valores extremos



perante o total de dados. Diferentemente do trabalho de Faulin (2005) fica constatado neste estudo que para a profundidade de 40 cm, o alto valor de curtose não seguiu uma distribuição normal. Ainda neste estudo observa-se que nas profundidades 20, 60, 80 e 100 cm, mesmo com valores negativos e positivos da variável  $K_0$  (tabela 1), pode-se constatar que estão dentro da faixa aceitável descrita por Ortiz (2003).

Eguchi; Silva e Oliveira (2003) estudando variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo saturado e da taxa de infiltração básica determinadas "in situ", obteve também altos valores de curtose para os parâmetros analisados. Para o  $K_0$  o valor de curtose foi de 2,51 e para VIB 18,45, resultando numa distribuição normal apenas para  $K_0$ . Segundo Ortiz (2003) nenhum desses parâmetros poderia seguir uma distribuição normal, em função dos seus valores não se enquadrarem dentro da faixa de +2 e -2, considerada por ele a faixa ideal para uma distribuição normal. Apesar de obter nesse trabalho valores dentro da faixa de +2 e -2 para as profundidades 20, 60, 80 e 100 cm, pode-se observar que os histogramas não são perfeitamente normais. Além disso, concordando com o Eguchi; Silva e Oliveira (2003) o histograma demonstrou muito bem os altos valores de curtose e uma distribuição assimétrica para VIB e para  $k_0$  nesse trabalho na profundidade de 40 cm.

Sendo assim, percebe-se que a variável  $K_0$  e a variável  $\gamma$  na profundidade de 20 cm, não se enquadram perfeitamente dentro de uma distribuição normal, pois nas Figuras (38) a (42) observa-se que a linha traçada apesar de passar pela maioria dos pontos, não passa por todos os valores obtidos, inclinando-se um pouco para um dos lados. Para a variável  $K_0$  na profundidade de 40 cm e para a variável  $\gamma$  na profundidade de 20 cm, observa-se uma acentuada inclinação para a direita (Figura 39) e para esquerda (Figura 43), isso porque nessas profundidades, foram obtidos os maiores valores de curtose quando comparado com as demais profundidades estudadas.

Levando-se em conta toda dificuldade encontrada na execução do experimento, principalmente, em relação à saturação do perfil e a baixa sensibilidade da sonda de nêutrons na detecção de pequenas variações de umidade do solo, pode-se dizer que os resultados estão de uma certa forma coerentes com os encontrados em outros estudos.

Esses problemas levantados são válidos para entender esses resultados, pois normalmente adota-se a relação entre os valores da condutividade  $K$  e a umidade  $\theta$  como sendo exponencial do tipo  $K = K_0 e^{\gamma(\theta - \theta_0)}$  (Libardi, 1980), assim, as oscilações na determinação de  $\theta$  pelos equipamentos fornecem valores bastante discrepantes de  $K(\theta)$ . Segundo Warrick e Nielsen (1980), a condutividade hidráulica do solo não saturado é uma das características físicas do solo que apresenta um dos maiores coeficientes de variação, chegando a 400 %. Em relação a variável  $\gamma$  Jong van Lier e Libardi (1999) encontraram coeficientes de variação da ordem de grandeza de 1, ou seja, o desvio-padrão desse parâmetro foi uma vez maior do que a média.

Como a equação de  $K(\theta)$  é considerada uma estimativa da condutividade em condição unidimensional e seus valores são obtidos de uma equação que depende de outras variáveis, fica fácil entender a baixa normalidade dos dados e praticamente a pouca simetria observada nesse parâmetro em todas as profundidades do solo, principalmente na profundidade de 40 cm. A alta variabilidade de  $K_0$  foi constatada também por Jong Van Lier e Libardi (1999); Vieira (1981).

Seguindo essa explicação do parágrafo anterior, observa-se ainda nas Tabelas (5) a (9) que o maior valor da variável  $K_0$  foi de 4,34 mm h, obtido na profundidade de 40 cm e os menores nas profundidades 20 e 60 cm, variando de 0,68 e 0,10 m<sup>3</sup> m<sup>-3</sup> respectivamente (Figura 48). Essa figura mostra a oscilação da variável  $K_0$  em todos os pontos da malha experimental e todas as profundidades estudadas. Note que ao contrário da variável estudada anteriormente  $\theta_0$ , os maiores valores de  $K_0$  foram obtidos na profundidade de 100 cm.

Para a variável  $\gamma$ , observa-se nas Tabelas (5) a (9) que o maior valor foi de 117,65, obtido na profundidade de 80 cm e o menor na profundidade 20 cm, com valor de 26,74 (Figura 49). Essa figura mostra também a oscilação dessa variável em todos os pontos da malha experimental e todas as profundidades estudadas. Note que ao contrário das outras variáveis estudadas  $K_0$  e  $\theta_0$ , os maiores valores de  $\gamma$  foram obtidos na profundidade de 80 cm.

A condutividade hidráulica saturada do solo cultivado também aumentou em uma profundidade maior no estudo feito por Netto e Fernandes (2005), corroborando os

resultados de Costa e Libardi (1999), que avaliaram a influência das características morfológicas nas propriedades físicas e hídricas de uma Terra Roxa, e discordando dos de Silva e Ribeiro (1997), ao analisarem o efeito contínuo de cana-de-açúcar nas propriedades físicas de um Latossolo Amarelo argiloso.

Uma explicação para altos valores de  $K_0$  em maiores profundidades do solo pode ser a presença de mesoporos. Segundo Dexter; Czyz e Gate (2004) os mesoporos podem contribuir significativamente para a condutividade hidráulica saturada no subsolo. Segundo os autores em alguns solos, a existência de túneis favorece o aumento de  $K_0$  sendo mais comum em solos franco argilosos.

Em relação ao fluxo horizontal Regalado e Munoz-Carpena (2004) observaram que diferentes valores de  $k_0$  obtidos em seu trabalho, possivelmente foi resultado de um possível fluxo horizontal da água no momento da inundação do perfil. Segundo os autores esse fato é de extrema relevância uma vez que os permeâmetros utilizados por eles não conseguiram medir esse fenômeno.

Zhuang et al. (2001) estudando a relação entre condutividade hidráulica e propriedades do solo, concluíram que um novo modelo para prever condutividade hidráulica do solo necessita ser desenvolvido, desde que esse modelo considere os efeitos da estrutura do solo e arquitetura interna, nas propriedades hidráulicas do solo.

Segundo Mesquita e Moraes (2004) a condutividade hidráulica saturada é mais dependente da estrutura do que da textura do solo. As práticas culturais adotadas alterando a estrutura do solo influenciam diretamente no  $K_0$ , influenciam mais até do que os processos de gênese e formação da estrutura dos solos. Inclusive, devido ao importante efeito do diâmetro dos poros, a variabilidade de  $K_0$  em sítios próximos pode alcançar várias ordens de grandeza. Esse fato reforça a tese de que o efeito da estrutura, e em especial dos poros grandes, permite que um solo argiloso tenha valores de  $K_0$  similares a solos arenosos. Esse efeito da estrutura pode ter sido uma das causas do aumento dos valores de  $k_0$  com a profundidade (Figura 48), isso porque nas maiores profundidades a estrutura sofre menos agressão devido ao menor tráfego de máquinas no preparo do solo. Conseqüentemente, esse fato leva a um melhor arranjo estrutural, promovendo assim, uma maior condutividade hidráulica do solo.

Loyola e Prevedelo (2003) estudando a redistribuição da água no solo em cinco profundidades (20, 40, 60, 80 e 100 cm) encontraram maiores valores de  $K_0$  nas profundidades 60 e 80 cm, com  $K_0$  de  $1,62 \text{ m s}^{-1}$  para as duas profundidades. Segundo os autores isso foi atribuído a própria característica do processo de redistribuição, que resulta em aumentar a umidade das camadas mais profundas pela água contida nas camadas superficiais inicialmente saturadas. Vale ressaltar que essa hipótese é válida quando se consegue um fluxo vertical eficaz, o que não ocorreu em nosso trabalho devido a proximidade da chapa de aço que isolava a coluna de solo com o tubo de acesso da sonda de nêutrons.

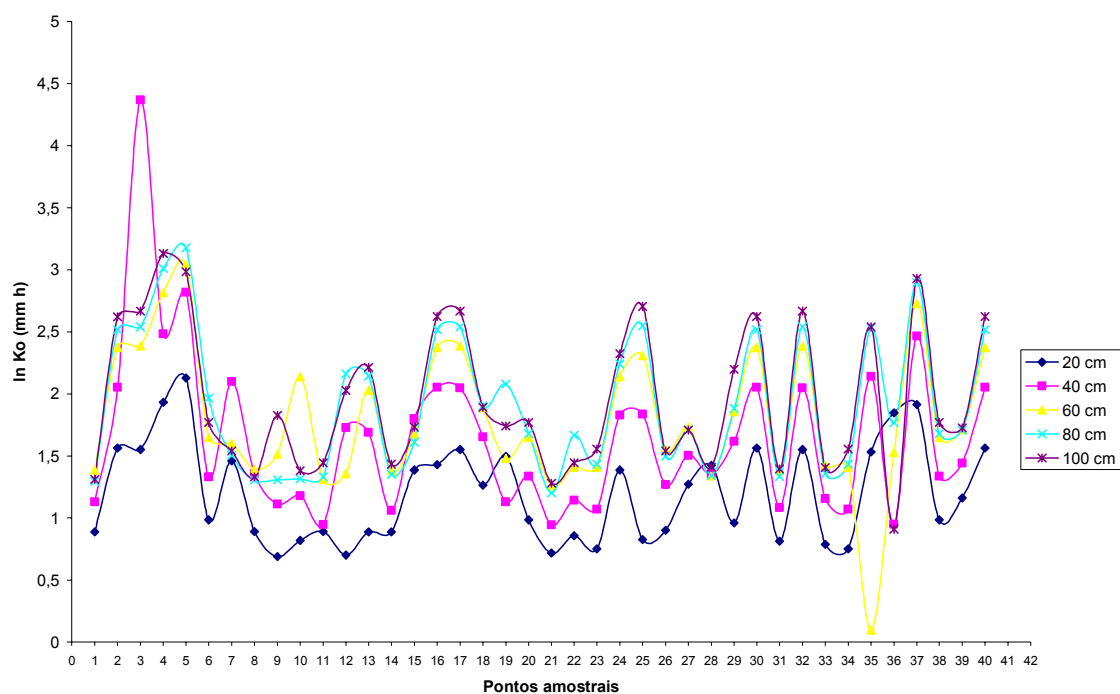


Figura 48 – Comparação da variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) nas profundidade 20, 40, 60, 80 e 100 cm

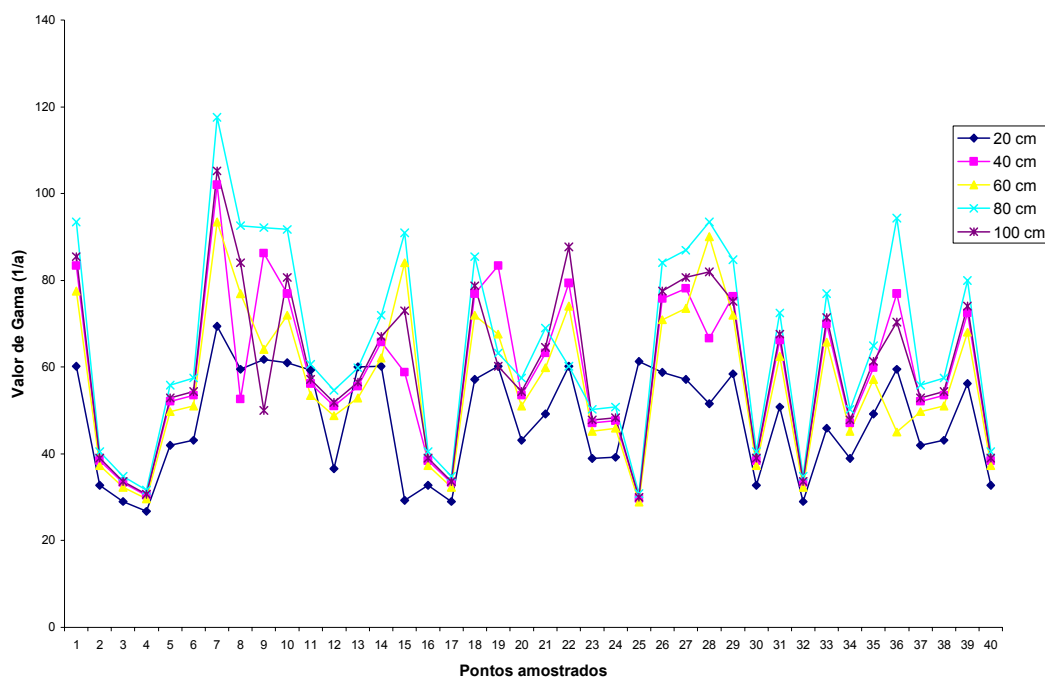


Figura 49 – Comparação da variável  $\gamma$  nas profundidade 20, 40, 60, 80 e 100 cm

Para a variável  $K_0$ , a amplitude total (Tabela 11) foi diferente em todas as profundidades, sendo o maior valor encontrado na profundidade de 40 cm (3,43) e o menor valor na profundidade de 20 cm (1,45). A amplitude total para a variável  $\gamma$  foi diferente em todas as profundidades, sendo o maior valor encontrado na profundidade de 80 cm (86,79) e o menor valor na profundidade de 20 cm (42,70). Segundo Ortiz (2003) a amplitude total não é uma medida apropriada para representar a dispersão dos dados, pois é muito influenciada por valores perturbadores, além de considerar apenas dois valores do conjunto de dados.

Toledo e Ovalle (1982) afirmaram que a amplitude total, por levar em conta apenas os valores extremos de um conjunto de dados, apresenta grande instabilidade, sendo muitas vezes afetada de forma bastante acentuada pela ocorrência de apenas um valor particularmente anormal. Esse fenômeno descrito por esses autores pode ter ocorrido na análise dos dados da profundidade de 40 cm, pois se observarmos bem na Figura 48 os valores de  $K_0$  não são diferentes e apenas um valor discrepante ( $\ln K_0$  4,34 mm h) influenciou toda análise exploratória, transformando-os numa distribuição

assimétrica. Talvez com a retirada deste ponto obter-se-ia uma distribuição tendendo a normalidade.

Observando os valores do CV % das duas variáveis e seguindo a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), os resultados da Tabela (11) apresentaram, para a variável  $K_0$ , média magnitude de variação com coeficientes de variação variando de 29,07 a 39,77% em que a menor dispersão das medidas em torno da média (CV=29,07%) foi observada para a profundidade de 100 cm. Ao contrário, o maior valor de Coeficiente de variação foi encontrado na profundidade de 40 cm (CV=39,77%), e ao contrário da variável  $\theta_0$  esse aumento foi acompanhado pela amplitude total e desvio padrão.

Para a variável  $\gamma$  os coeficientes de variação (Tabela 12) variaram de 25,87 a 33,73% em que a menor dispersão das medidas em torno da média (CV=25,87%) foi observada para a profundidade de 20 cm. Ao contrário, o maior valor de coeficiente de variação foi encontrado na profundidade de 80 cm (CV=33,73%).

Esses resultados concordam com os de Cichota e Jong Van Lier (2004) em estudo da variabilidade espacial de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo que obtiveram coeficientes de variação da umidade em função da tensão da água no solo variando de 6,00 à 25,8%. Além disso, o maior valor de CV (%) foi obtido nas profundidades superficiais, semelhante ao que ocorreu neste trabalho onde o maior valor foi obtido na profundidade de 40 cm. Sisson e Wierenga (1981) obtiveram um coeficiente de variação de 71 % para variável  $K_0$  e Vieira; Nielsen e Biggar, (1981) encontraram em seu trabalho um valor de 40 % para mesma variável. Esses valores reforçam a tese de que a  $K_0$  é um parâmetro que apresenta uma grande variabilidade independentemente do solo estudado ou do método aplicado à semelhança de Mesquita (2001) que obteve um coeficiente de variação de 70 % para esta variável.

Os resultados obtidos são também concordantes com aqueles obtidos por Machado (1994), que, analisando o tamanho da variabilidade por meio dos coeficientes de variação (CV), notou que os atributos que caracterizam o movimento de água no solo são os mais variáveis, principalmente na camada de 0-0,20 m. A transformação logarítmica dos dados de  $K_0$  teve como objetivo verificar se esses atributos têm distribuição log-normal, mostrada pelo coeficiente de curtose. Os gráficos de

probabilidade normal (Figuras 50 à 54) para a variável  $K_0$  em todas as profundidades, com exceção de 40 cm, demonstraram que a maioria dos dados estava sobre a reta com poucos pontos afastados, o que indica que não deve ser grande o número de valores periféricos candidatos a “outliers” (Figuras 50 à 54). Porém, na profundidade de 40 cm observa-se que o valor de 4,37 está bem afastado da linha central por onde os pontos estão passando, além disso, esse valor é também discrepante da média que foi de 1,82 mm h.

Para a variável  $\gamma$  os gráficos de probabilidade normal (Figuras 55 à 59) em todas as profundidades, com exceção de 20 cm, demonstraram que alguns dados estão afastados da reta, podendo ser candidatos a “outliers”. Porém, na profundidade de 40 cm observa-se que o valor de 102,04 está bem afastado da linha central por onde os pontos estão passando, além disso, esse valor é também discrepante da média que foi de 58,10.

Como o gráfico de probabilidade normal constitui uma forma de visualização da aderência dos valores a distribuição gaussiana, confirmado por uma pequena dispersão dos dados em relação a reta de Henry (normal), ou seja, os dados representados por um símbolo tem que seguir o mais próximo da reta, o contrário reflete dados discrepantes, assimetria e indicação para negação da suposição de normalidade (GUERRA, 1988; LANDIM, 1998; QUEIROZ, 1995; LIBARDI et al., 1996; FIETZ, 1998), pode-se dizer que os valores discrepantes nestas profundidades poderiam ser considerados “outliers” e excluídos da análise dessas profundidades.

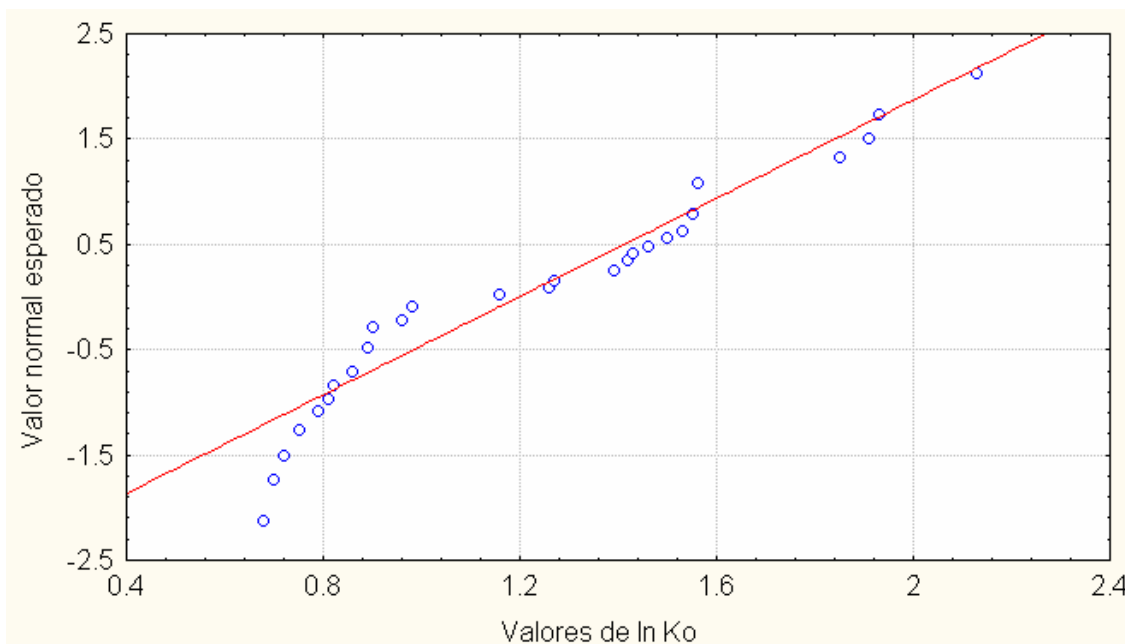


Figura 50 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 20 cm

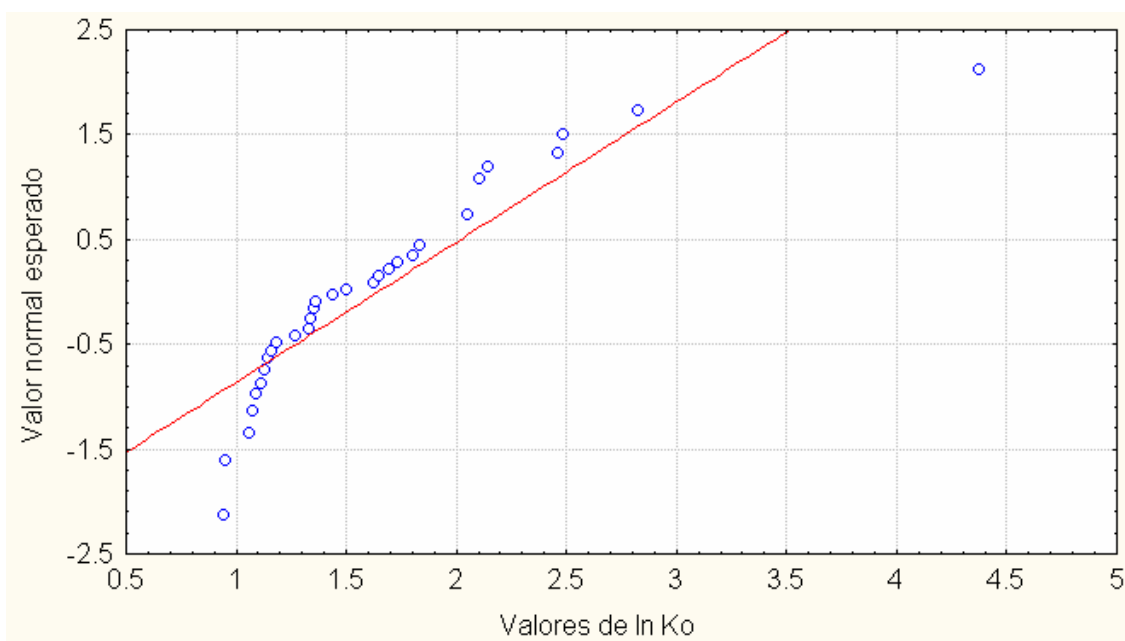


Figura 51 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 40 cm



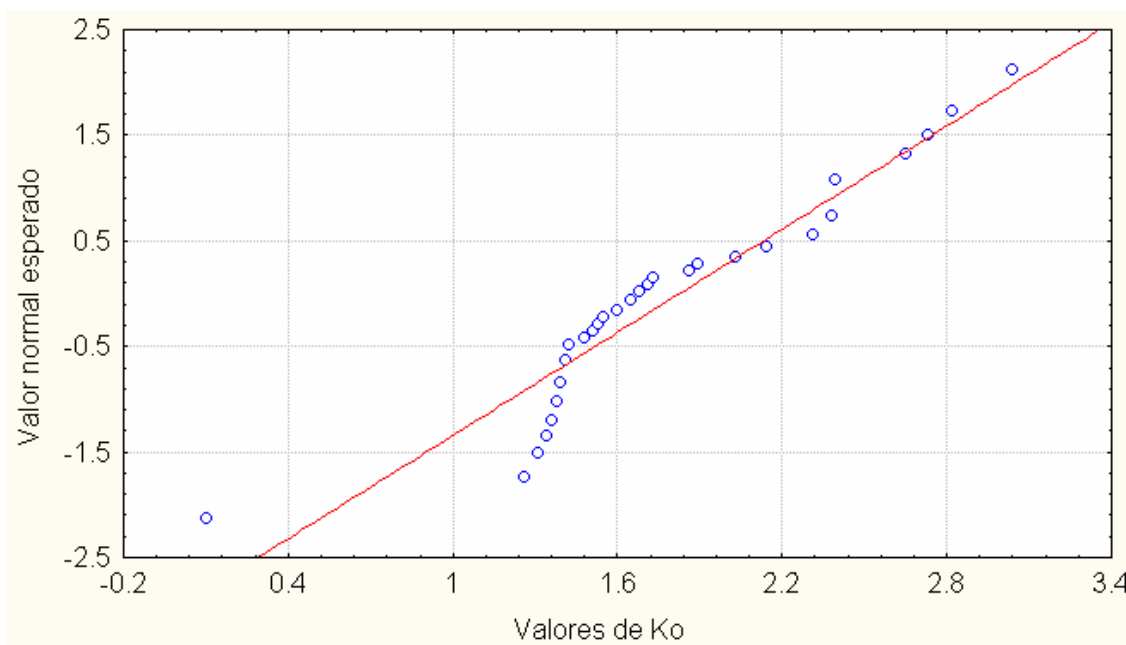


Figura 52 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 60 cm

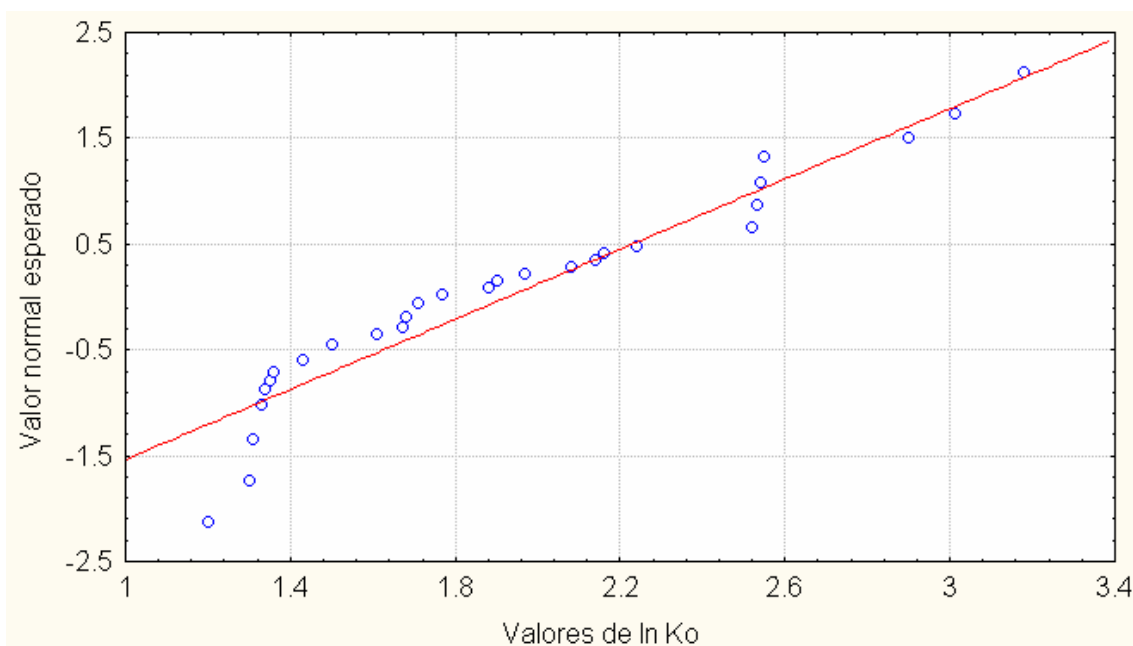


Figura 53 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 80 cm

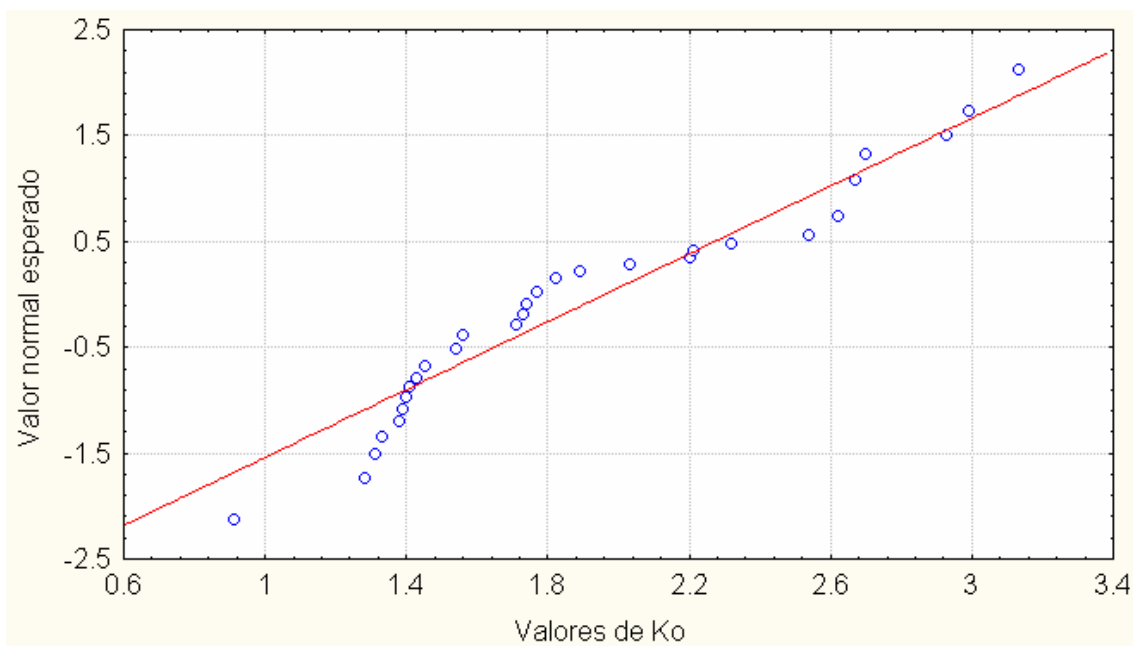


Figura 54 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 100 cm

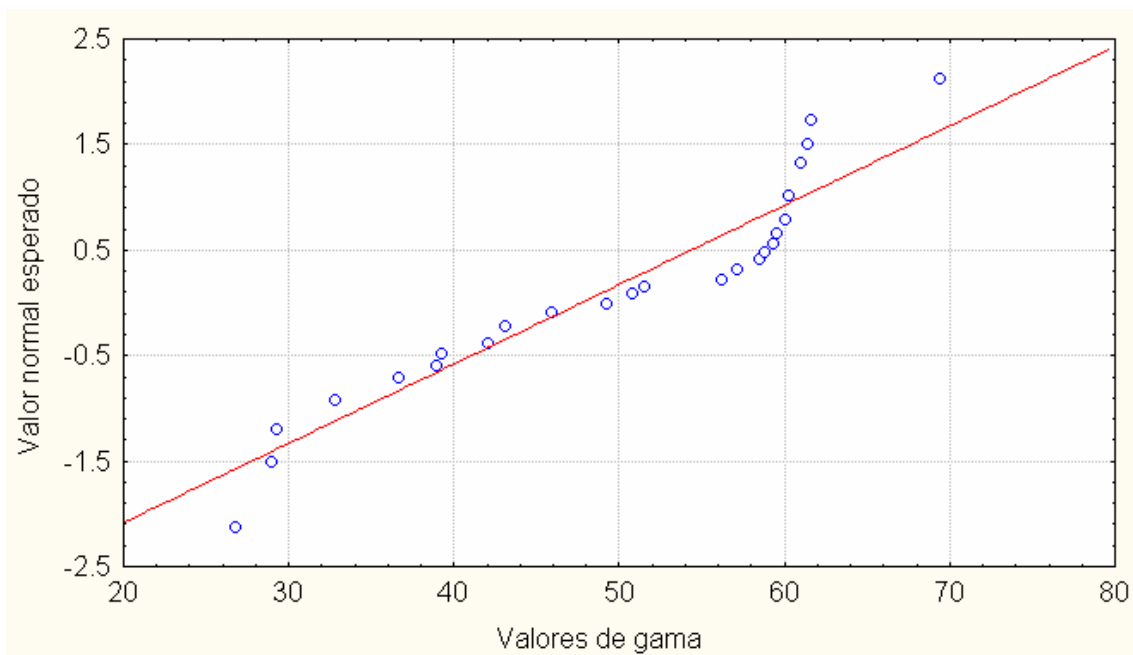


Figura 55 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\gamma$  da profundidade de 20 cm

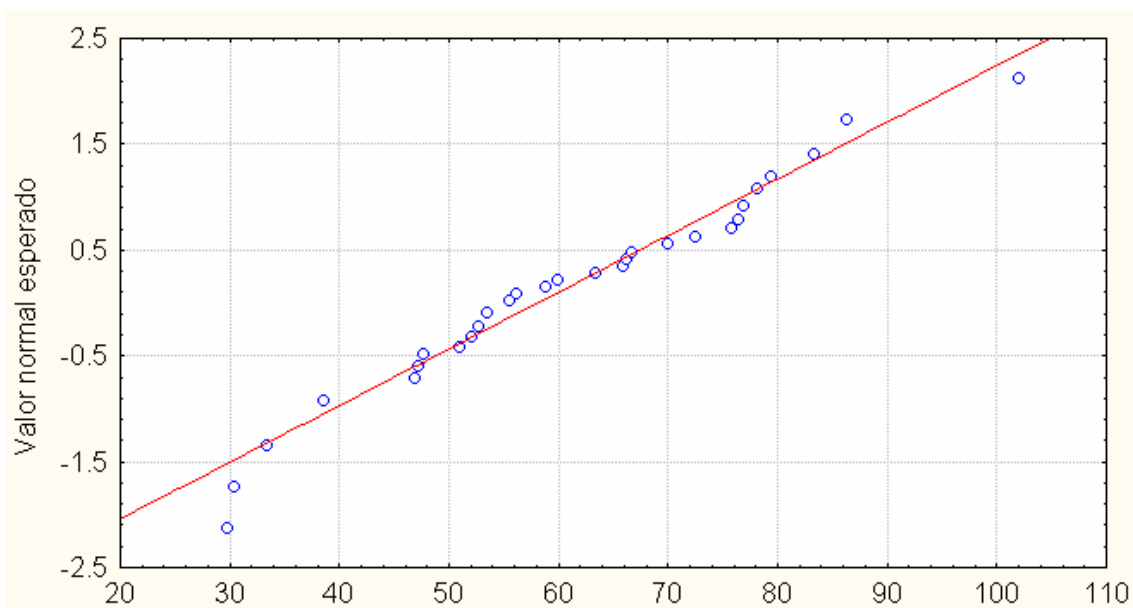


Figura 56 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\gamma$  da profundidade de 40 cm

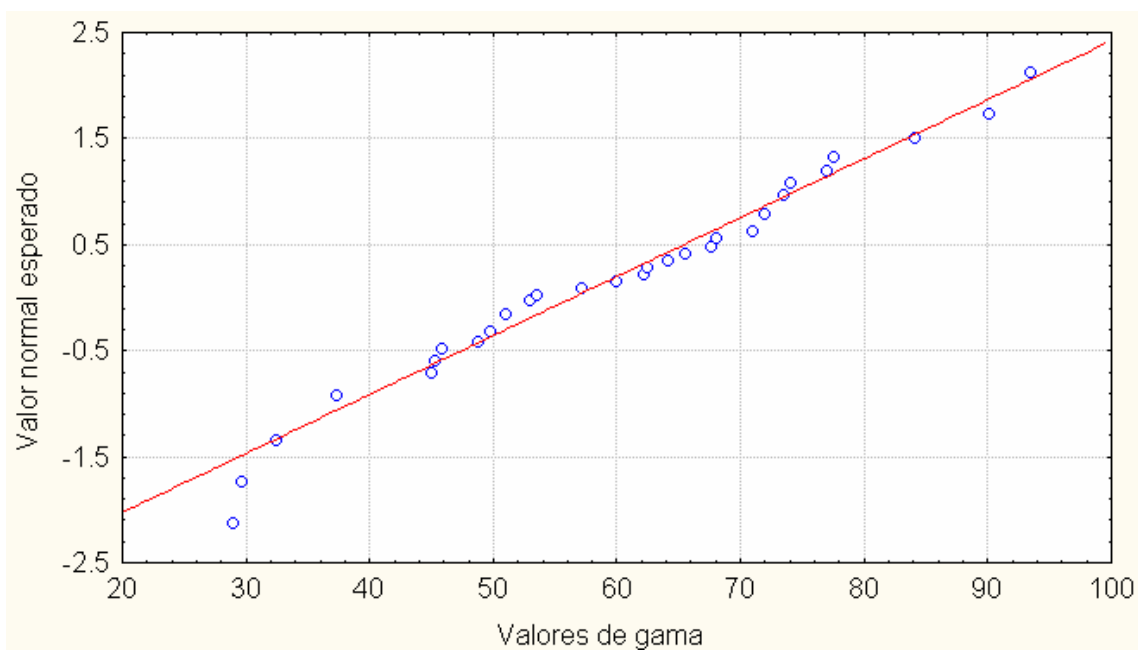


Figura 57 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\gamma$  da profundidade de 60 cm

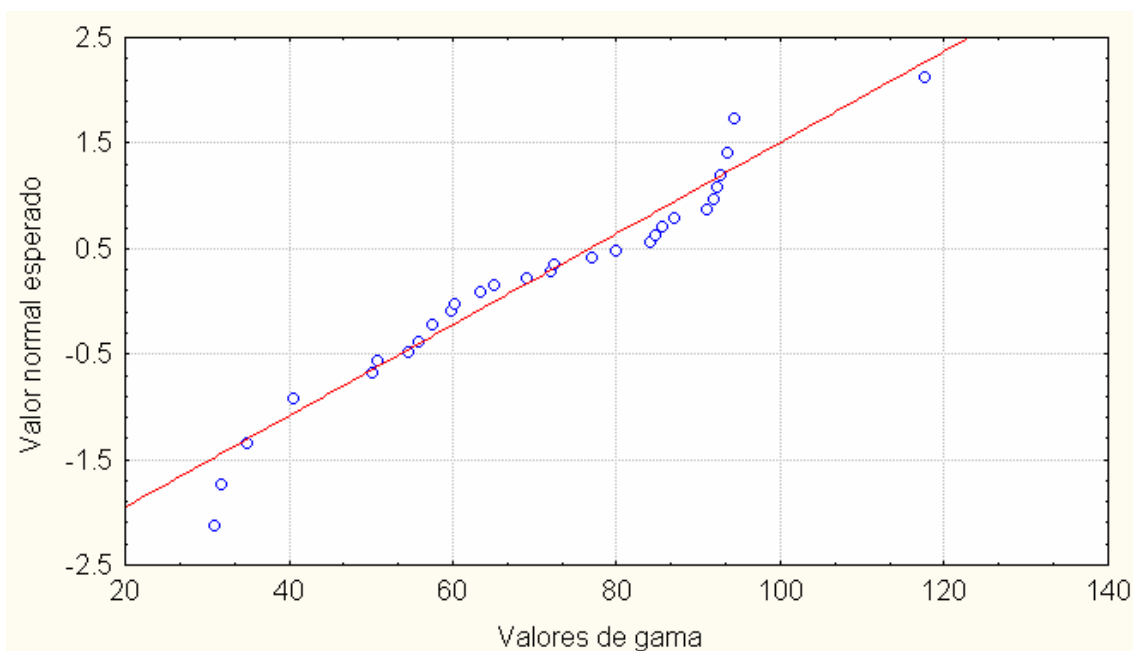


Figura 58 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\gamma$  da profundidade de 80 cm

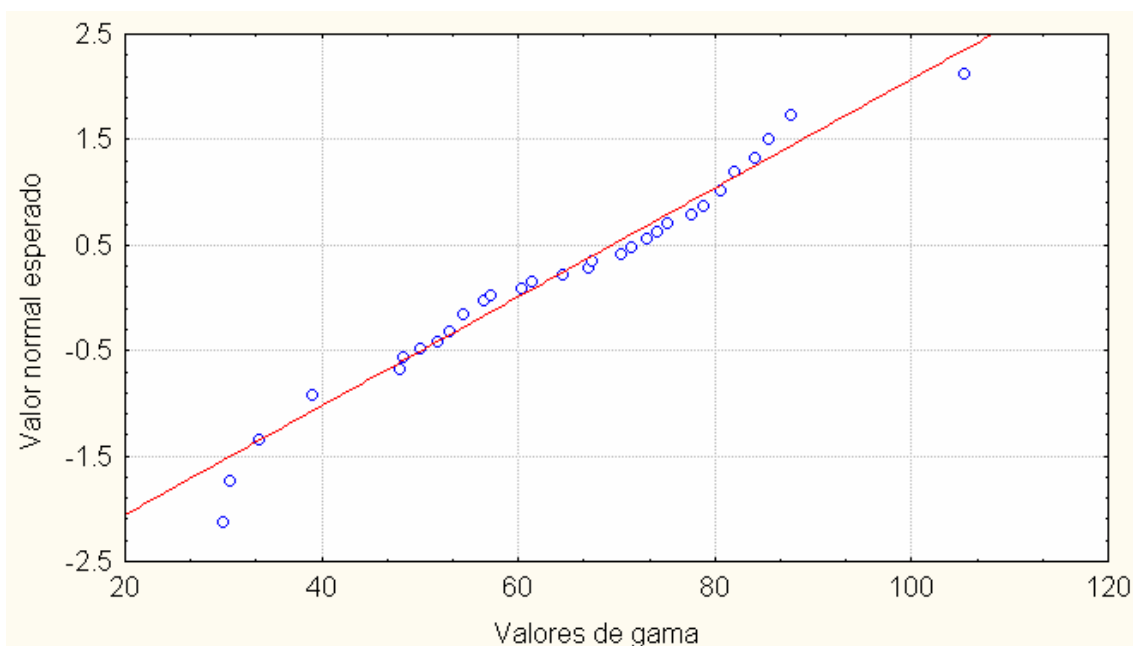


Figura 59 – Gráfico de Probabilidade Normal para a variável  $\gamma$  da profundidade de 100 cm

Os gráficos “box-plot” apresentaram os valores da média e mediana não coincidindo nas profundidades (Figuras 60 a 69). Para a variável  $K_0$  percebe-se uma ligeira assimetria nas profundidades 20, 60, 80 e 100 cm. Na profundidade de 40 cm,

onde foi encontrado o maior valor de curtose, desvio padrão e amplitude total, era esperado um gráfico bem característico de uma distribuição assimétrica em que um valor extremo da variável  $K_0$  influenciou muito no desenho gráfico. Ao contrário, os gráficos “box-plot” para a variável  $\gamma$  apresentaram apenas ligeira assimetria nas profundidades estudadas, mesmo com valores discrepantes nas profundidades de 20 e 40 cm.

Considerando que o gráfico de caixa é um dispositivo que representa a dispersão dos quartis ou amplitude interquartílica, com extremidades nos quartos inferior e superior e com uma barra na mediana, assumida como medida de posição central, pode-se neste estudo observar facilmente o efeito discrepantes de alguns dados na tendência central do gráfico em todas as profundidades, com maiores conseqüências para a variável  $K_0$  na profundidade de 40 cm.

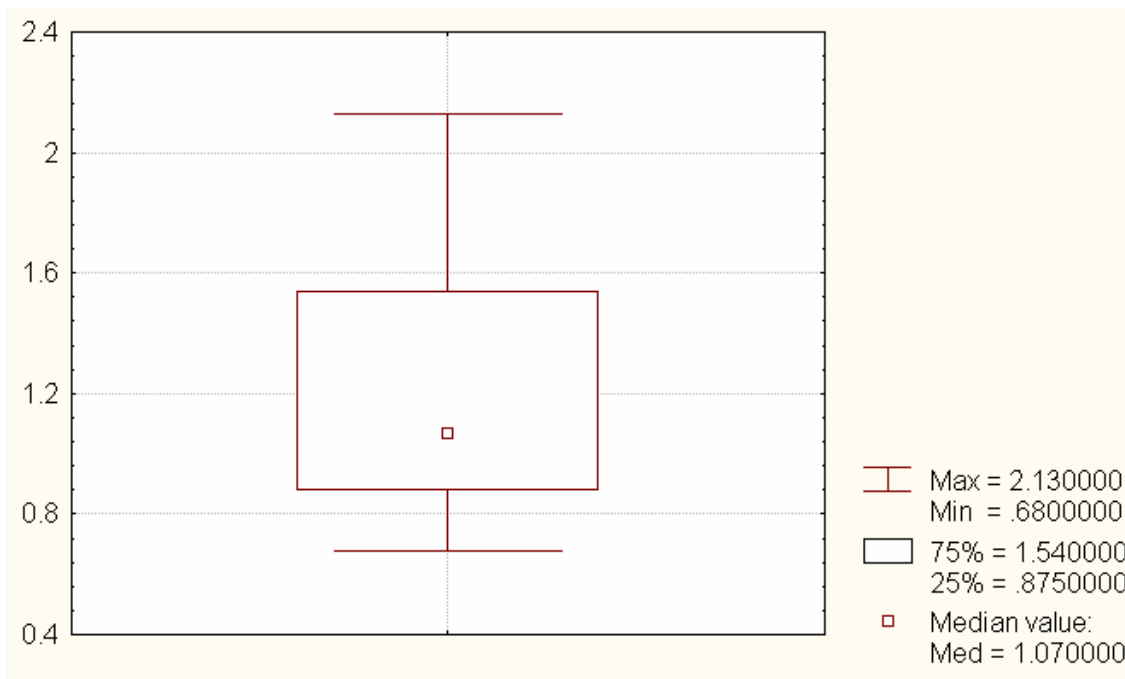


Figura 60 – Gráfico Box Plot para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 20 cm

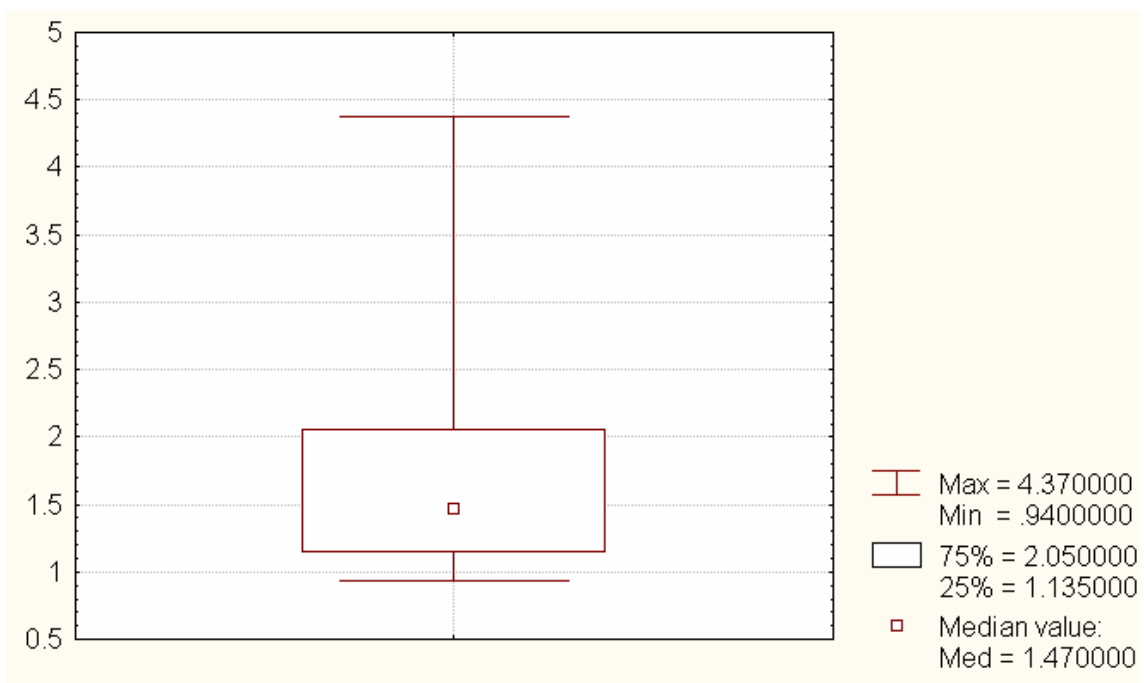


Figura 61 – Gráfico Box Plot para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 40 cm

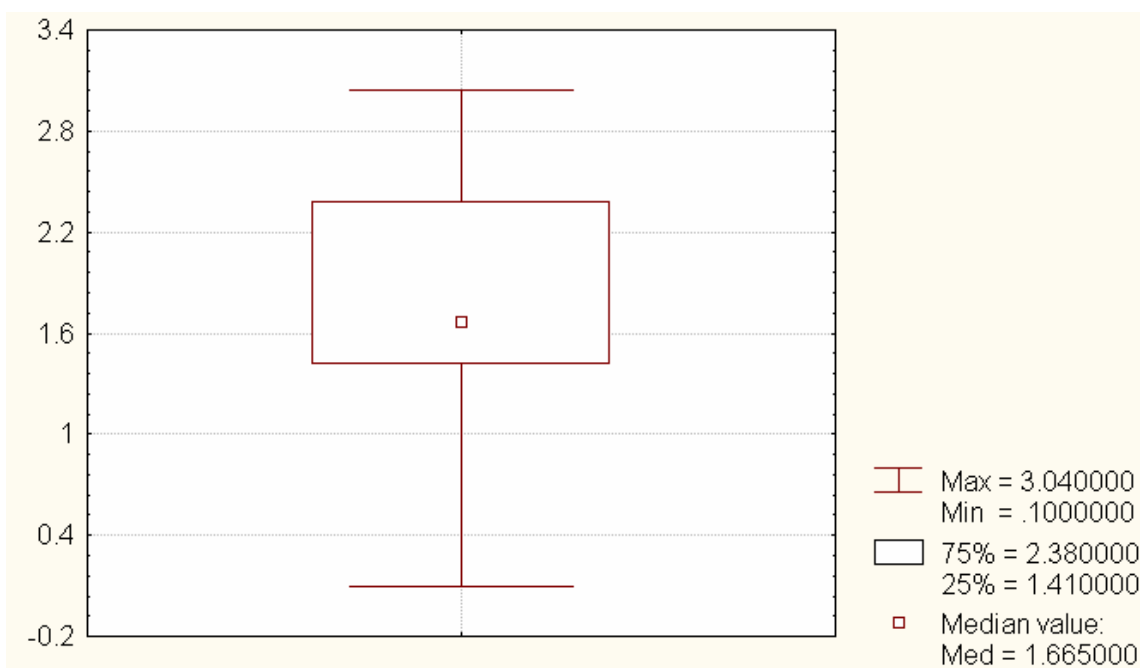


Figura 62 – Gráfico Box Plot para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 60 cm

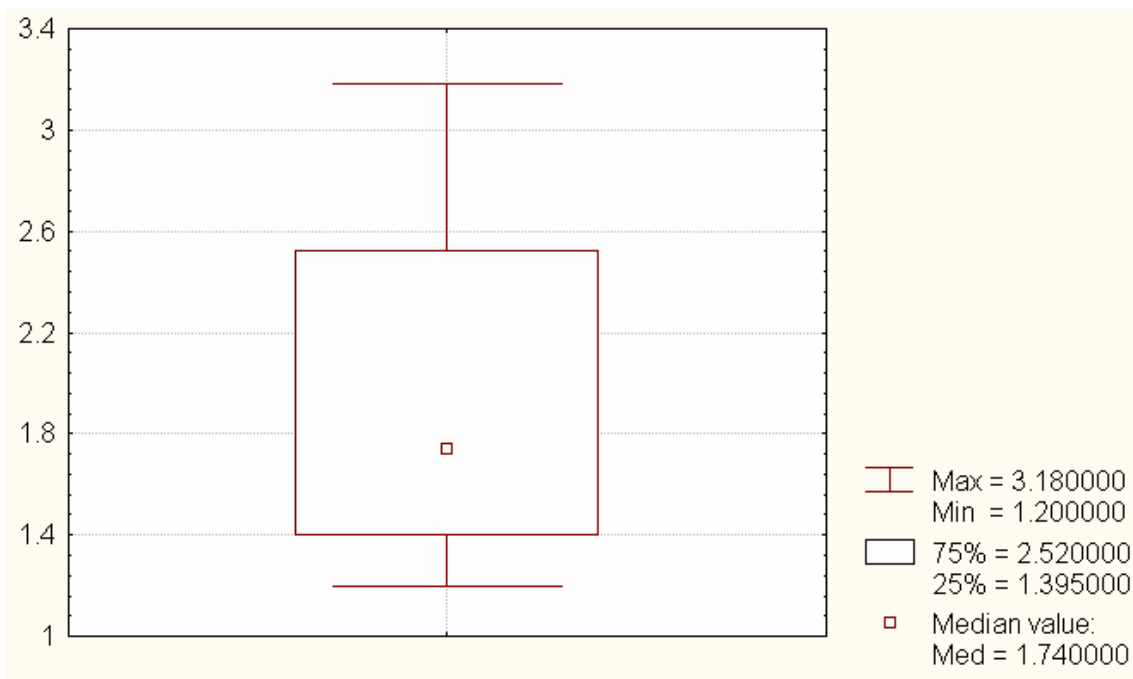


Figura 63 – Gráfico Box Plot para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 80 cm

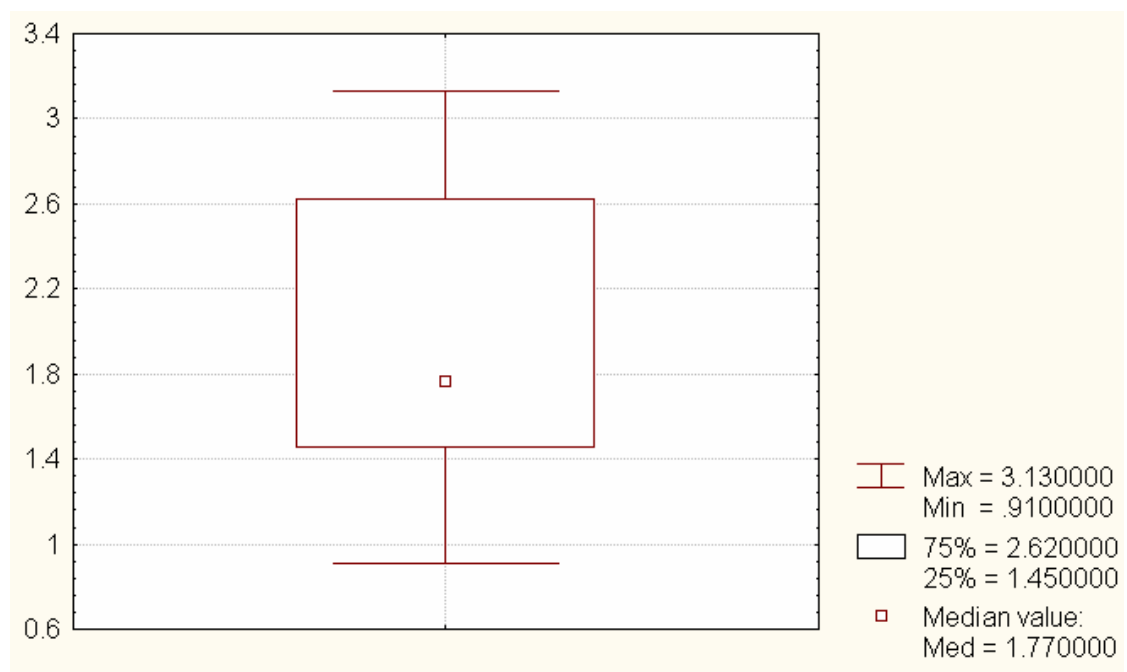


Figura 64 – Gráfico Box Plot para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}$ ) da profundidade de 100 cm

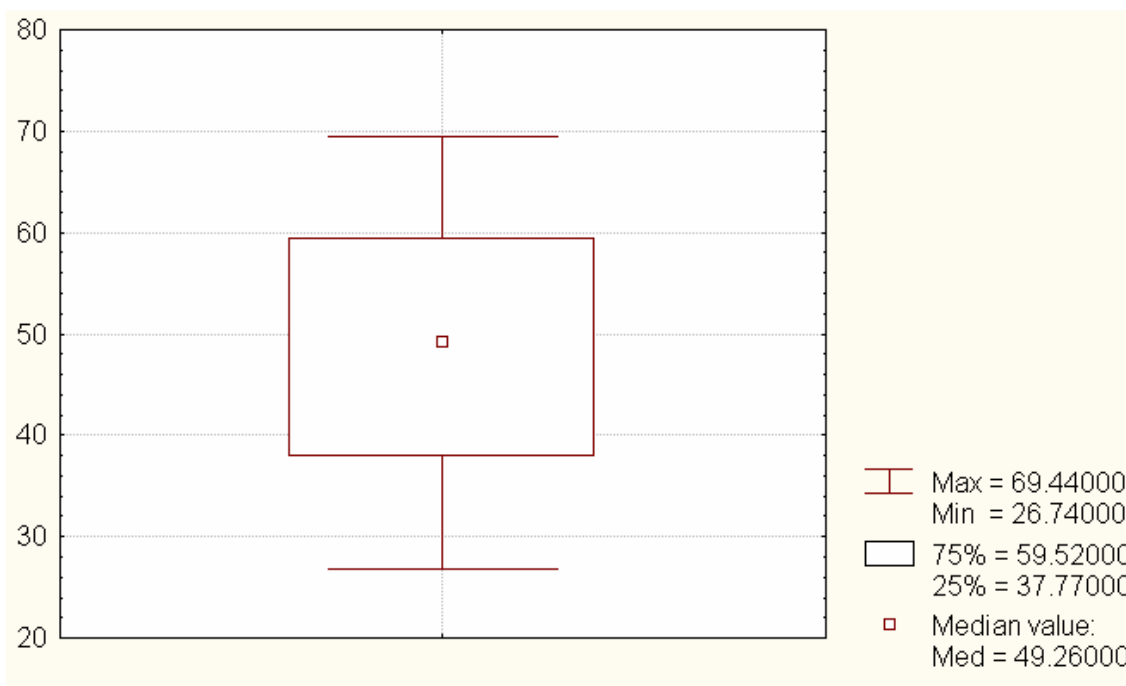


Figura 65 – Gráfico Box Plot para a variável  $\gamma$  da profundidade de 20 cm

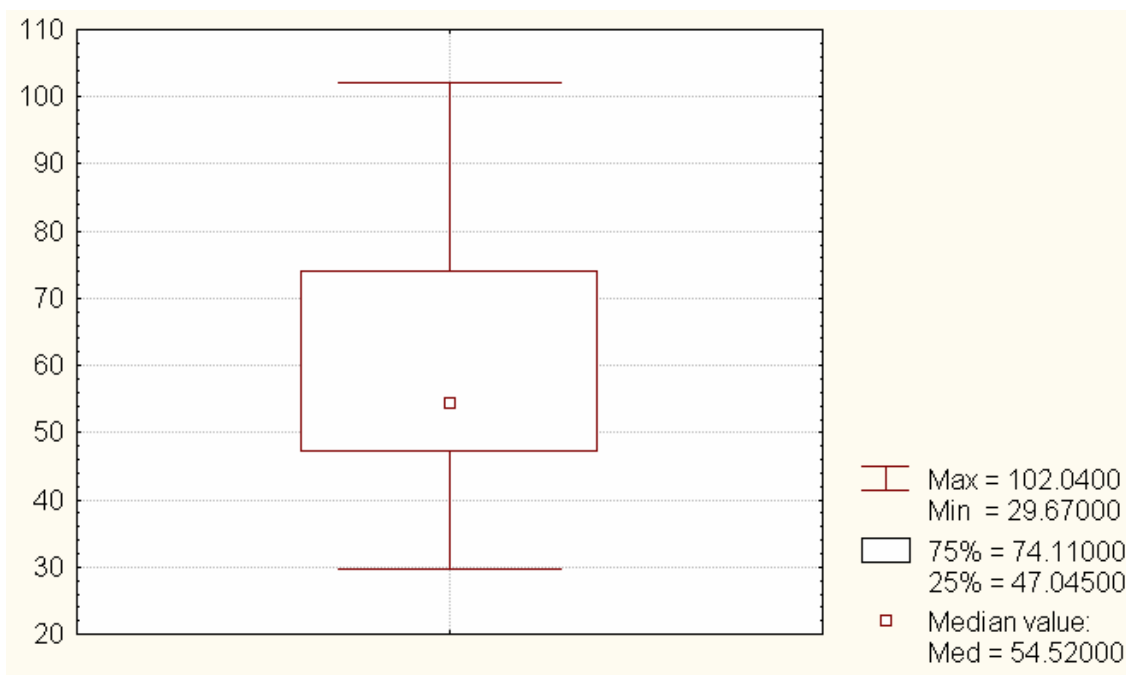


Figura 66 – Gráfico Box Plot para a variável  $\gamma$  da profundidade de 40 cm



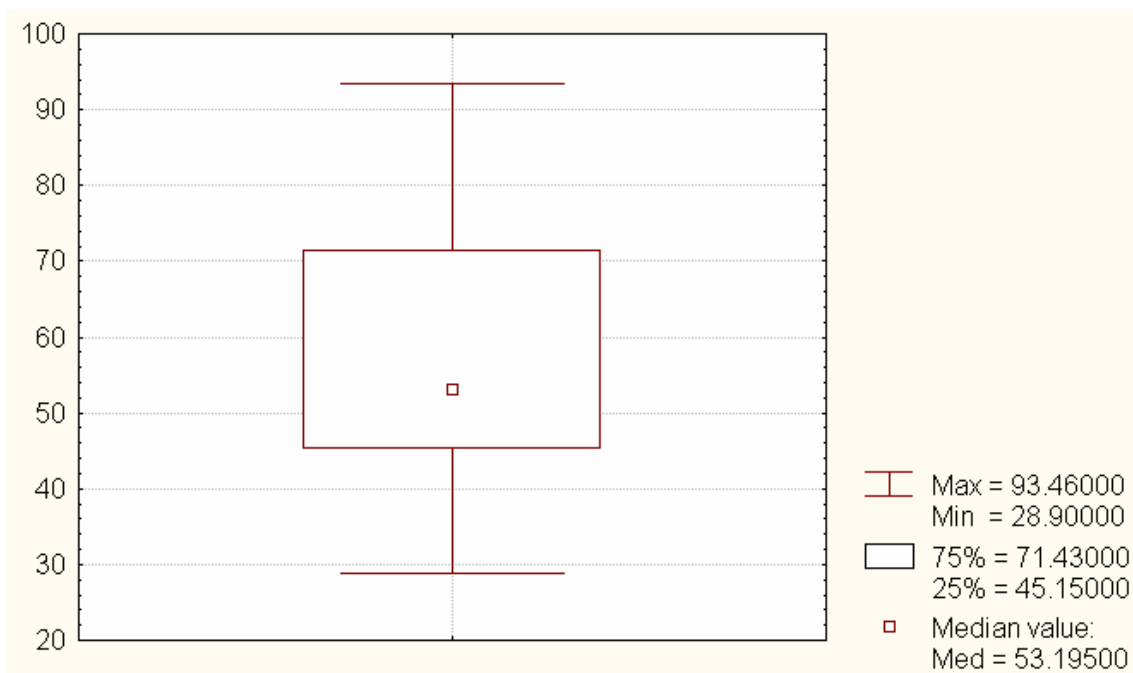


Figura 67 – Gráfico Box Plot para a variável  $\gamma$  da profundidade de 60 cm

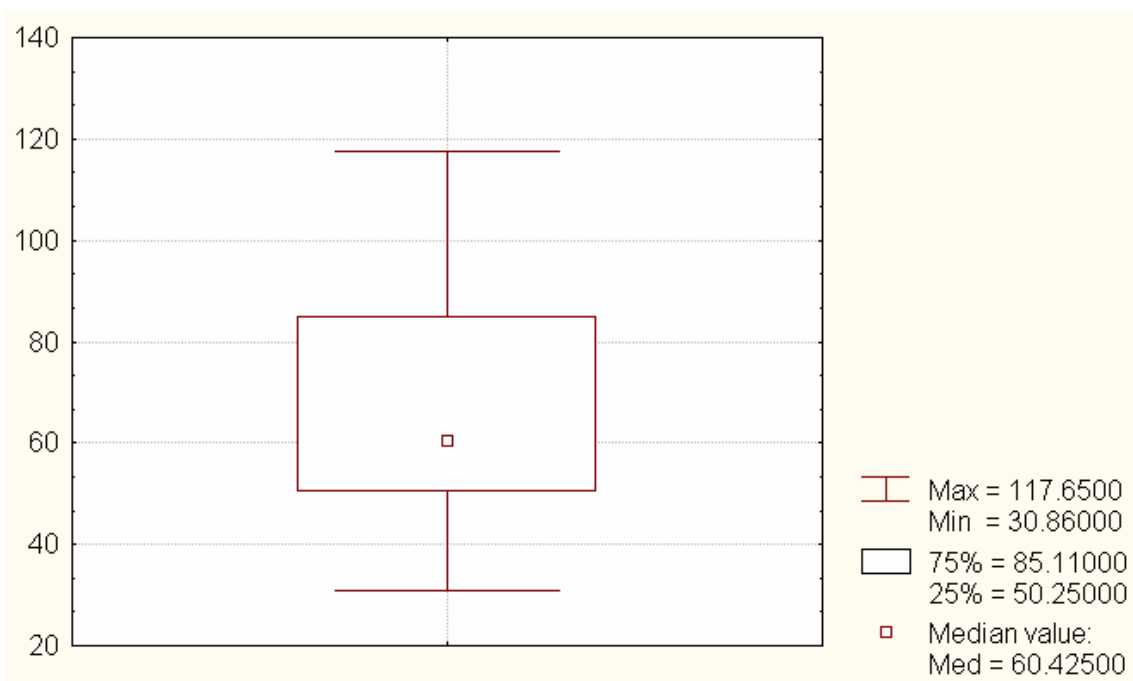


Figura 68 – Gráfico Box Plot para a variável  $\gamma$  da profundidade de 80 cm

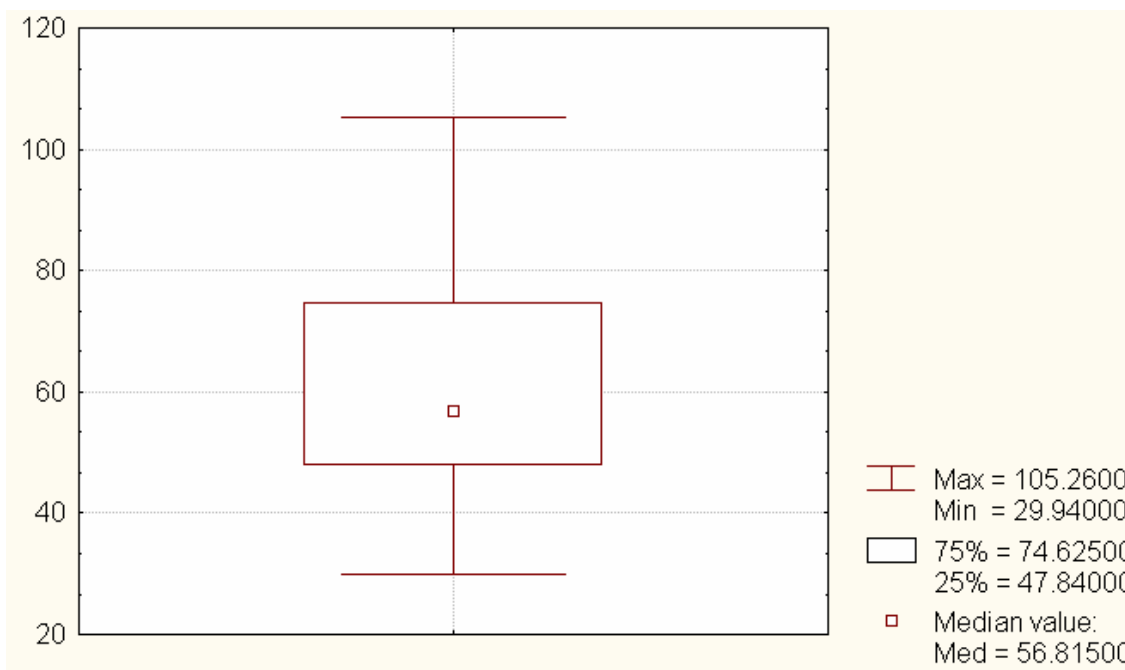


Figura 69 – Gráfico Box Plot para a variável  $\gamma$  da profundidade de 100 cm

Após o cálculo do semivariograma experimental, foi realizado um ajuste sobre a nuvem de pontos, obtendo-se um semivariograma modelado. Semelhante ao que foi feito com a variável  $\theta_0$ , considerou-se um comportamento isotrópico sendo avaliado para  $0^\circ$  na direção das abscissas. Para todas as profundidades foram elaborados semivariogramas da variável  $K_0$  e  $\gamma$  que estão apresentados a seguir nas Figuras (70) a (79). Outros modelos ajustados com seus respectivos parâmetros, porém não obtiveram bons ajustes para essas variáveis. No comportamento típico de um semivariograma ajustado, o valor de semivariância aumenta à medida que aumenta a distância de separação entre os pontos, até estabilizar-se, ou seja, atingir um patamar (SILVA JUNIOR, 2001).

Nas Tabela 13 e 14 encontram-se os valores de efeito pepita ( $C_0$ ), alcance ( $a$ ), do patamar ( $C+C_0$ ) e do IDE (índice de dependência espacial).

Tabela 13 – Valores dos parâmetros dos semivariogramas ajustados para a variável  $k_0$  das profundidades estudadas

Profundidade (m)	Modelo	Co	C + Co	Alcance (m)	IDE (%)
20	esférico	0,07	0,17	19,09	56
40	esférico	0,20	0,49	17,11	59
60	esférico	0,02	0,35	10,91	92
80	exponencial	0,02	0,34	13,56	82
100	exponencial	0,05	0,36	10,11	85

Tabela 14 – Valores dos parâmetros dos semivariogramas ajustados para a variável  $\gamma$  das profundidades estudadas

Profundidade (m)	Modelo	Co	C + Co	Alcance (m)	IDE (%)
20	exponencial	16,50	157,00	6,15	89,50
40	esférico	19,00	332,00	6,31	94,30
60	esférico	17,10	310,02	6,24	94,50
80	exponencial	65,00	512,40	10,35	87,30
100	exponencial	42,00	358,20	4,38	88,30

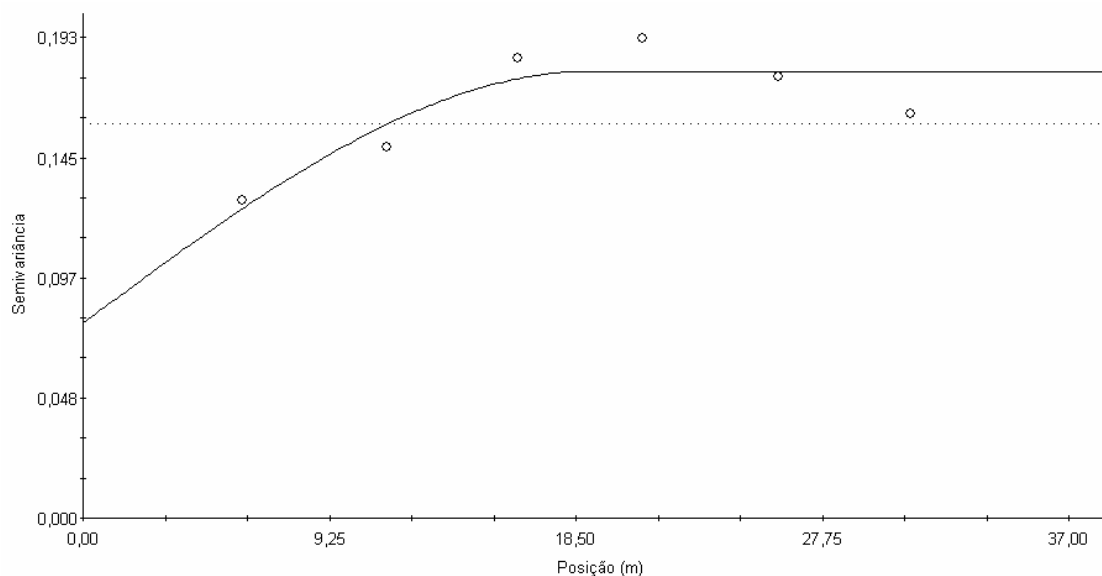


Figura 70 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 20 cm

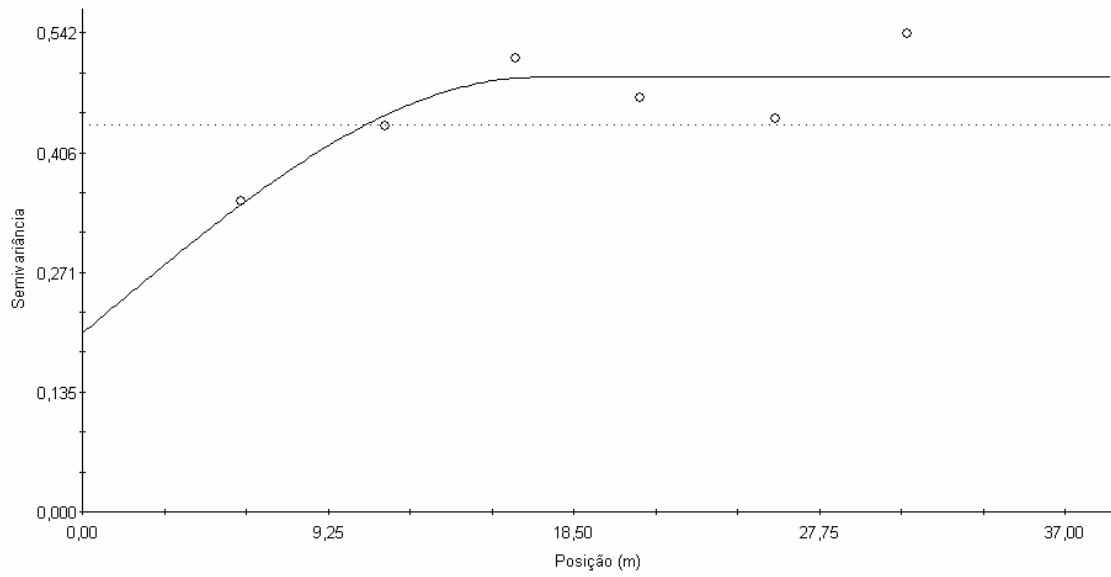


Figura 71 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 40 cm

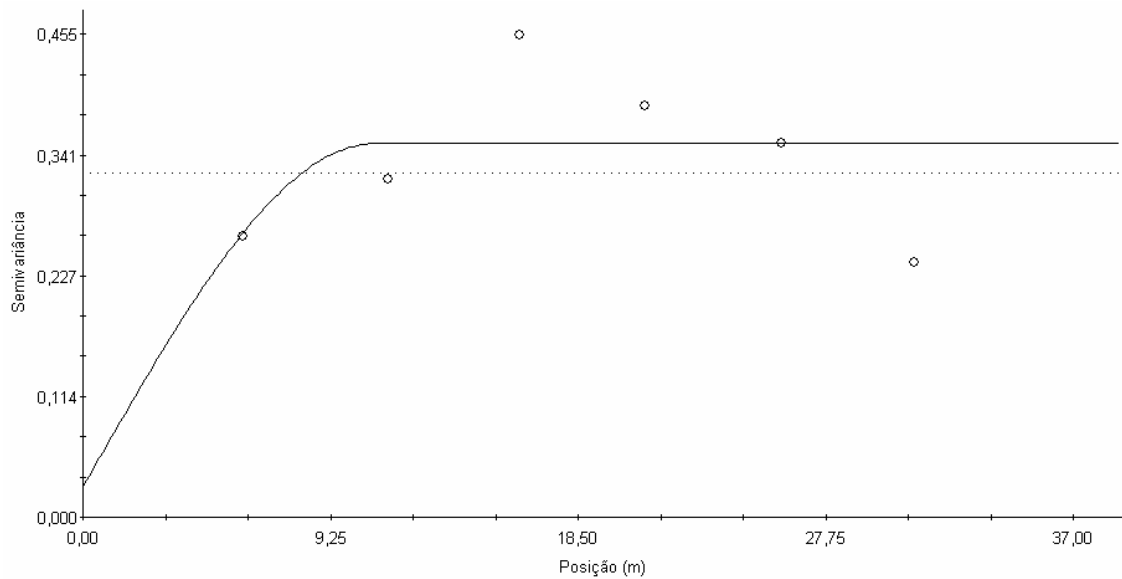


Figura 72 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 60 cm

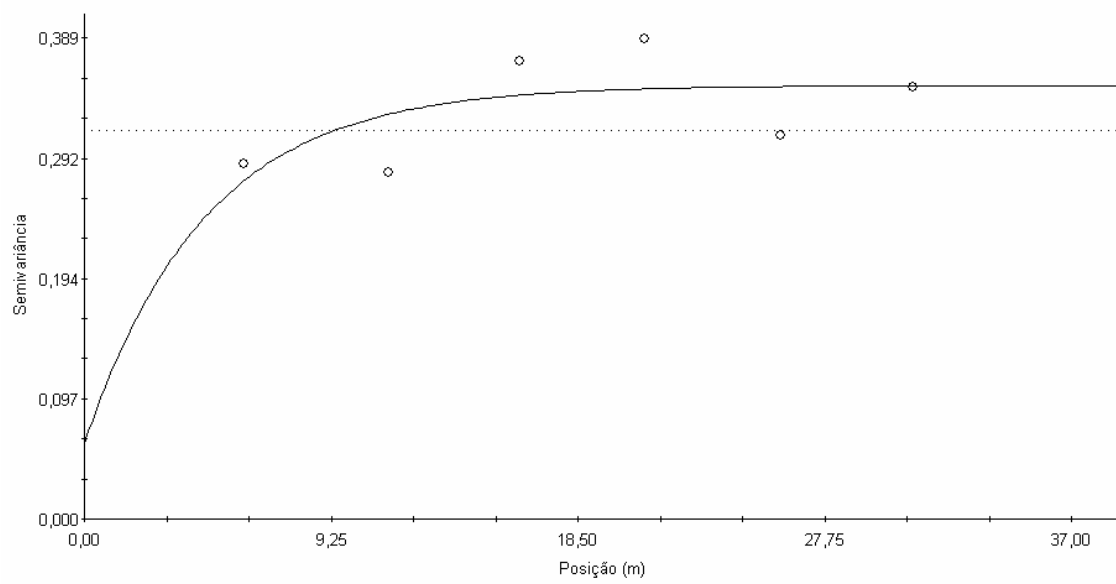


Figura 73 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 80 cm

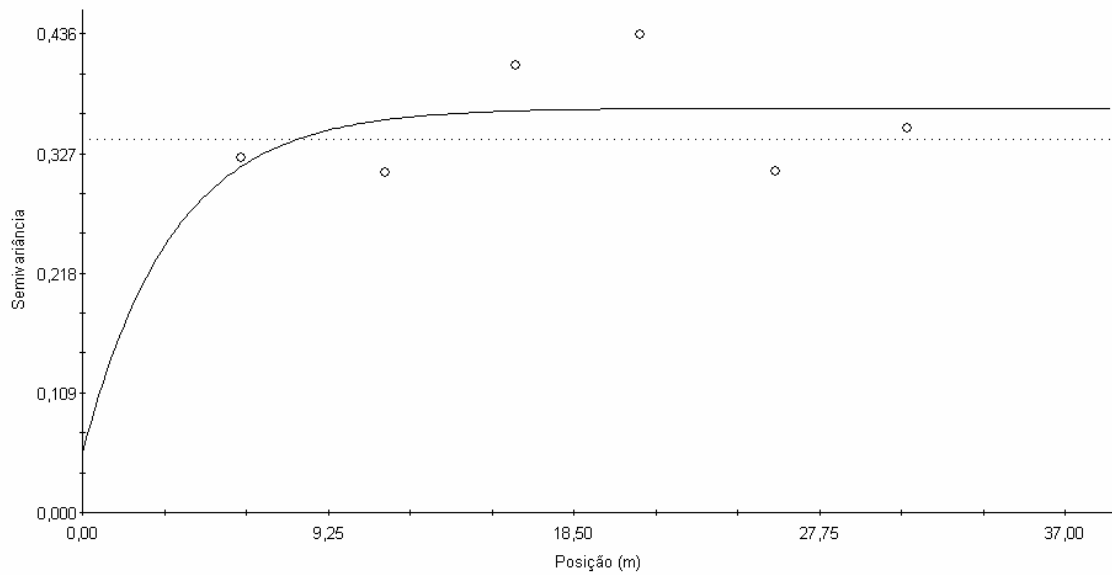


Figura 74 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 100 cm

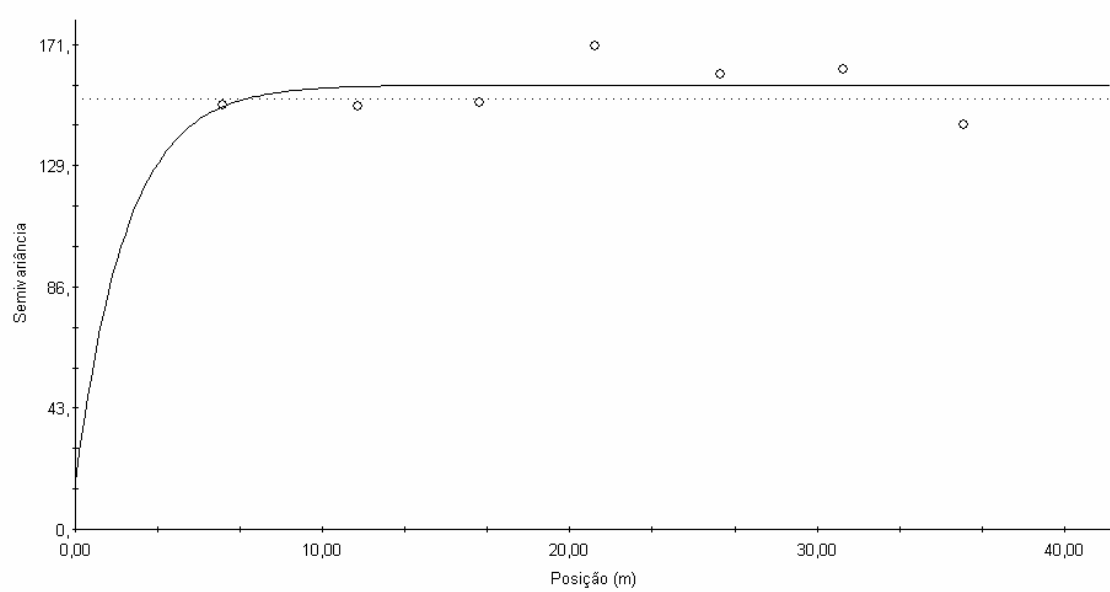


Figura 75 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\gamma$  da profundidade de 20 cm

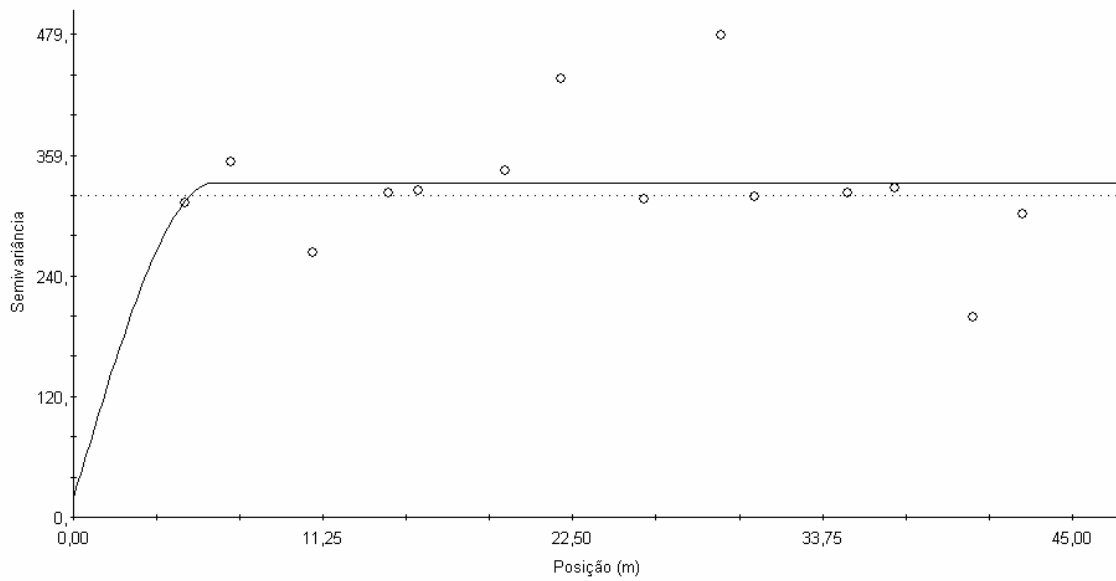


Figura 76 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\gamma$  da profundidade de 40 cm

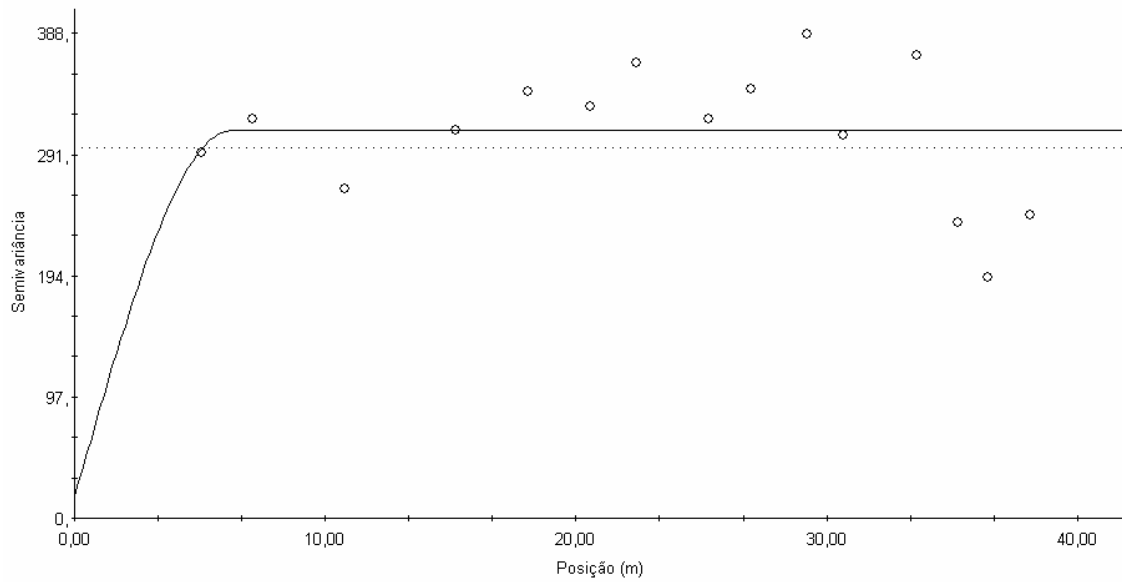


Figura 77 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\gamma$  da profundidade de 60 cm

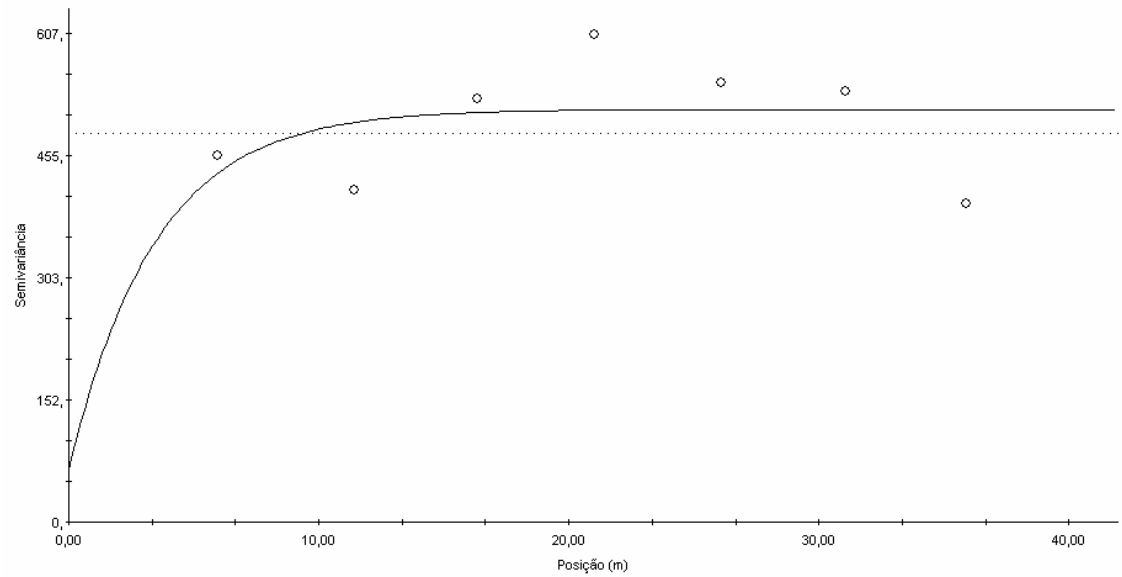


Figura 78 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\gamma$  da profundidade de 80 cm

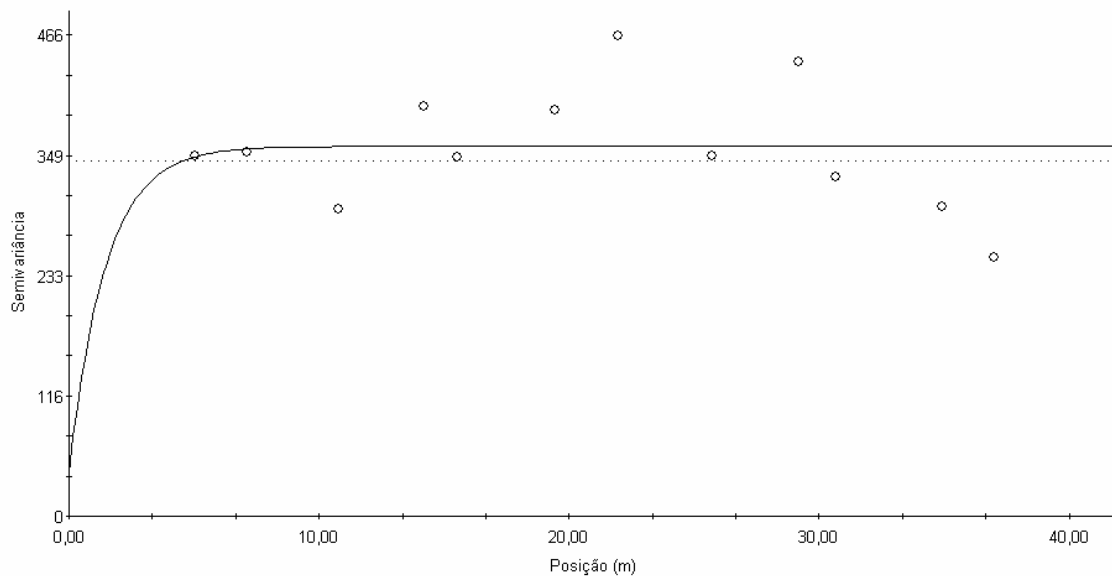


Figura 79 – Semivariograma experimental e modelado para a variável  $\gamma$  da profundidade de 100 cm

Para nenhuma das profundidades estudadas foi avaliada a anisotropia, realizando-se todas as análises geoestatísticas utilizando-se semivariogramas omnidirecionais, nos quais apenas a distância de separação entre as amostras é importante no cálculo da função semivariância e não o vetor entre elas. O IDE para a variável  $K_o$  foi superior a 25% em todas as profundidades, indicando para as profundidades 20 e 40 cm uma dependência média e para as profundidades 60, 80 e 100 cm uma forte dependência espacial segundo Zimback (2001). Para a variável  $\gamma$  o IDE foi superior a 75% em todas as profundidades, indicando uma forte dependência espacial.

A explicação para a ocorrência da menor dependência espacial na camada superficial para as duas variáveis  $K_o$  e  $\gamma$  pode estar associada ao preparo do solo convencional, onde os equipamentos de preparo, arado e grade movimentam demasiadamente a camada superior afetando sua estrutura original, tornando pontos próximos entre si mais semelhantes do que os mais distantes.

Pode-se observar na Tabela 13 que todas as profundidades apresentaram efeito pepita baixo com exceção da profundidade de 40 cm, indicando que em distâncias de



separação pequenas entre os pontos a variabilidade não é tão pequena como foi constatado na variável  $\theta_0$ . Ao contrário disso, na Tabela 14 observa-se que todas as profundidades apresentaram efeito pepita alto. De acordo com Trangmar; Yost e Ueharaa (1985) um efeito pepita de 0% indica que o erro experimental é praticamente nulo e que não existe variação significativa a distâncias menores que a amostrada. Quanto menor a proporção do efeito pepita para o patamar, maior será a semelhança entre os valores vizinhos e a continuidade do fenômeno e menor a variância da estimativa e, portanto, maior a confiança que se pode ter nas estimativas (VIEIRA, 1997; VIEIRA, 1998).

Isso significa que para esse parâmetro a distância de estudo pode não ter sido adequada para as profundidades 20 e 40 cm, já que a dependência espacial foi média. Segundo Ortiz (2002) o valor do efeito pepita ( $C_0$ ) revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras e que parte dessa descontinuidade pode ser devida a erros de medição ou a variabilidade a uma escala menor do que aquela amostrada, sendo impossível quantificar o que contribui mais.

Para diminuir os valores do *efeito pepita* é necessário que a amostragem seja realizada a distâncias menores que a utilizada para que assim se possa detectar a estrutura da variância, ou seja, a escala de variabilidade natural do fenômeno (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978; SILVA, 1988; DOURADO NETO, 1989; MACHADO, 1994).

Considerando as dificuldades de realização desse estudo em campo e o revolvimento do solo nessa camada, pode-se considerar que para  $K_0$  e  $\gamma$  os resultados foram satisfatórios e poderão ser utilizados na prática em futuros estudos de movimento da água no solo. Na profundidade de 40 cm onde se obteve um maior valor de curtose e coeficiente de variação, era esperado esse comportamento do semivariograma, o que foi confirmado pelo maior valor do efeito pepita ( $C_0 = 0,20$ ). Isto demonstra a confiabilidade dos dados e das análises realizadas.

Para a variável  $K_0$  observa-se que o modelo de ajuste esférico apareceu nas 3 primeiras profundidades (20, 40 e 60 cm) concordando com Baio (2001) e Ortiz (2003), todos relatando que o modelo esférico apresentou o melhor ajuste para os

semivariogramas ajustados, em seus respectivos trabalhos. Nas profundidades 80 e 100 cm o melhor modelo ajustado foi o exponencial. Para a variável  $\gamma$  o modelo de ajuste esférico foi melhor nas profundidades 40 e 60 cm e nas demais (20, 80 e 100cm) o modelo exponencial.

Esses resultados concordam com os de Souza; Marques Júnior e Pereira (2004) obtiveram em seu estudo ajuste esférico para todas as variáveis, com exceção da densidade do solo na profundidade de 0,2–0,4 m, a qual se ajustou ao modelo exponencial. Vários autores em trabalhos com variabilidade espacial de atributos do solo, desatacam o modelo esférico como o de maior ocorrência para os atributos do solo (SALVIANO, 1996).

O modelo matemático esférico ajustado a todos os semivariogramas é o que predomina nos trabalhos em ciência do solo (SOUZA et al., 2001; CARVALHO et al., 2002). McBratney e Webster (1986) estudaram modelos de ajuste do semivariograma para as propriedades do solo e relataram que os modelos esférico e exponencial são os mais freqüentemente encontrados.

Em relação ao alcance foi obtido o menor valor nas profundidades 60 80 e 100 cm com valores de 10,91, 13,56 e 10,11 m, respectivamente. O maior alcance foi encontrado na profundidade 20 cm com valor de 19,09 m, seguido pela profundidade 40 cm com valor de 17,11 m. Os semivariogramas apresentados nas Figuras (70) a (74) confirmam os resultados obtidos através das análises geoestatísticas. O menor alcance obtido na profundidade 100 cm pode ser explicada pela possibilidade da não saturação total do perfil até essa profundidade, uma vez que a fonte de água utilizada não ficou disponível todo tempo.

Em relação ao alcance da variável  $\gamma$  o menor valor foi encontrado na profundidade de 100 cm com valor de 4,38 m. O maior alcance foi encontrado na profundidade 80 cm com valor de 10,35 m. Os semivariogramas apresentados nas Figuras (75) a (79) confirmam os resultados obtidos através das análises geoestatísticas. O menor alcance obtido na profundidade 100 cm pode ser também explicado pela possibilidade da não saturação total do perfil até essa profundidade.

O interesse pode ser em um ou mais pontos específicos da área ou obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável na

região através de um mapa de isolinhas ou de superfície. Para se obter esse maior detalhamento da área em estudo é necessária a aplicação de um método de interpolação, como a krigagem (SILVA JUNIOR, 2001).

Após a confecção dos semivariogramas, os parâmetros foram utilizados no processo de krigagem, gerando mapas interpolados para as variáveis  $K_0$  e  $\gamma$  em todas as profundidades. Modelos isotrópicos e anisotrópicos foram considerados, contudo para aplicação da técnica de interpolação por krigagem proposta inicialmente optou-se pelo modelo isotrópico, pois apesar de detalhar menos a estrutura espacial de correlação sua aplicação é mais simples, uma vez que possui menos parâmetros.

A krigagem para  $K_0$  na área em estudo considerou o modelo ajustado para o semivariograma. Os resultados apontaram que a maior concentração dos valores ocorre para valores de  $K_0$  variando de  $\ln K_0$  1,5 à 2,0 ( $K_0$  expresso em  $\text{mm h}^{-1}$ ), para as profundidades 40, 80 e 100 cm e menores que  $\ln K_0$  1,5 nas demais profundidades (20 e 60 cm).

Na maioria dos mapas da variável  $K_0$  (Figuras 80 a 89), existem áreas com valores menores principalmente na região direita e esquerda da área da área em comparação com os maiores valores. Estas áreas indicam que esta parte da parcela é mais densa, oferece maior resistência e representa maior teor e retenção de água. Entretanto, à medida que se distancia para a direção x, observa-se um comportamento em que os valores tendem a aumentar. Este resultado reforça ainda mais a variabilidade encontrada por Vieira (1997) para as propriedades químicas do solo, apesar de ser considerada uma área relativamente pequena, ficando claro que não é o tamanho da parcela que determina seu grau de homogeneidade.

Na área em estudo, os mapas não apresentam a mesma configuração das manchas de  $K_0$  nas profundidades 20 e 40 cm. A superfície dos valores de  $K_0$  estimados pelo método de krigagem apresentou a mesma sub-região nas profundidades 60, 80 e 100 cm, descrita na análise da superfície de valores, no entanto, foi apresentado um efeito suavizador das diferenças, visto que o interpolador de krigagem superestima para baixas medidas e subestima para elevados valores, ou seja, tende à média dos dados (Figuras 80 a 84).

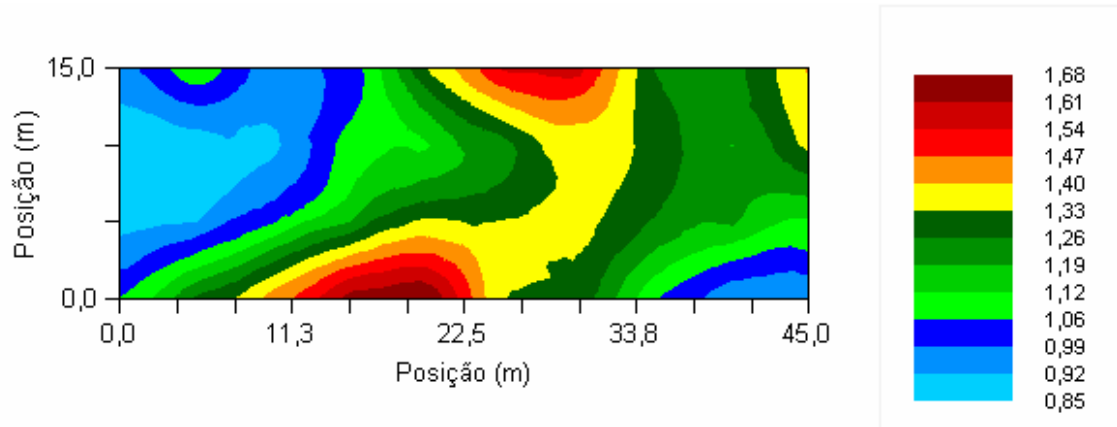


Figura 80 – Distribuição espacial para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 20 cm da área de estudo

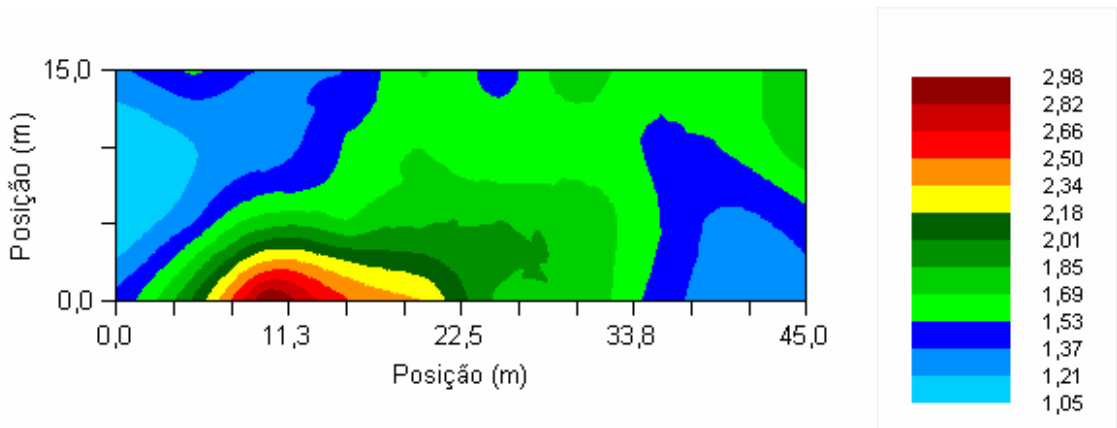


Figura 81 – Distribuição espacial para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 40 cm da área de estudo

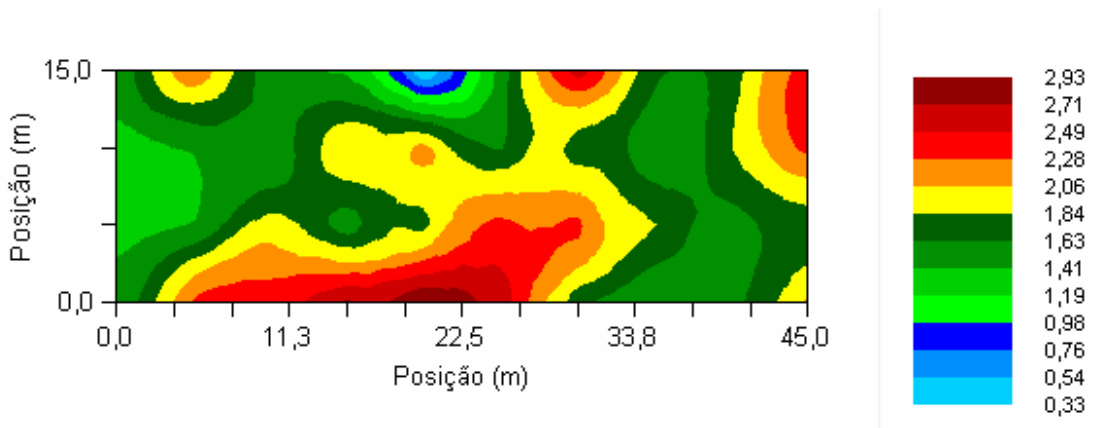


Figura 82 – Distribuição espacial para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 60 cm da área de estudo

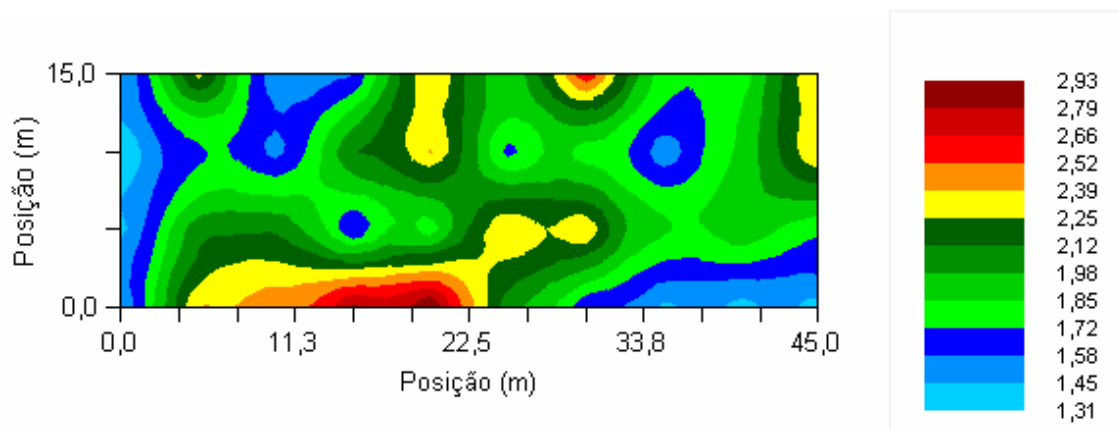


Figura 83 – Distribuição espacial para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 80 cm da área de estudo

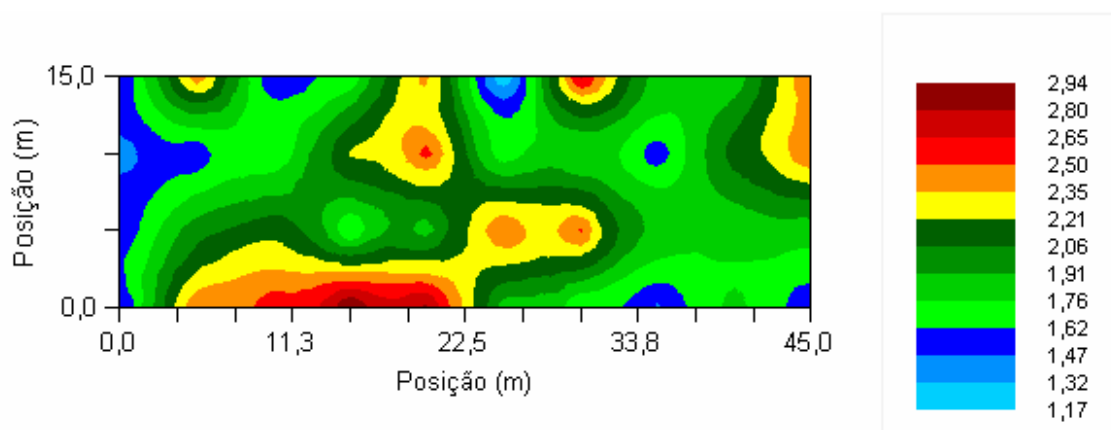


Figura 84 – Distribuição espacial para a variável  $\ln K_0$  ( $K_0$  em  $\text{mm h}^{-1}$ ) da profundidade de 100 cm da área de estudo

Para a variável  $\gamma$  percebe-se que na maioria dos mapas da variável (Figuras 85 a 89), existem áreas com valores menores principalmente na região esquerda da área em comparação com os maiores valores. Este resultado também reforça ainda mais a variabilidade encontrada por Vieira (1997) de que não é o tamanho da parcela que determina seu grau de homogeneidade.

Coincidindo com a variável  $K_0$ , na área em estudo os mapas não apresentam a mesma configuração das manchas de  $\gamma$  nas profundidades 20 e 40 cm. A superfície dos valores de  $\gamma$  estimados pelo método de krigagem apresentou a mesma sub-região nas profundidades 60, 80 e 100 cm, descrita na análise da superfície de valores, no

entanto, foi apresentado um efeito suavizador das diferenças, visto que o interpolador de krigagem superestima para baixas medidas e subestima para elevados valores, ou seja, tende à média dos dados.

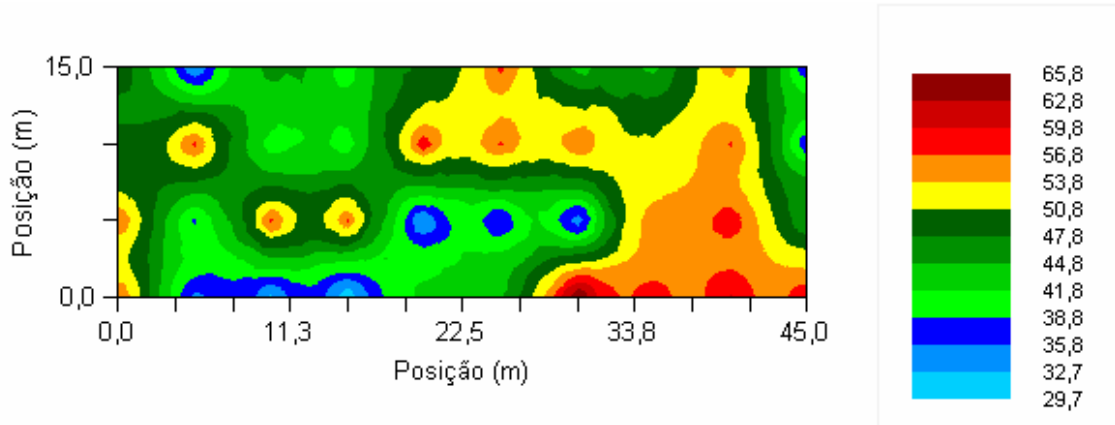


Figura 85 – Distribuição espacial para a variável  $\gamma$  da profundidade de 20 cm da área de estudo

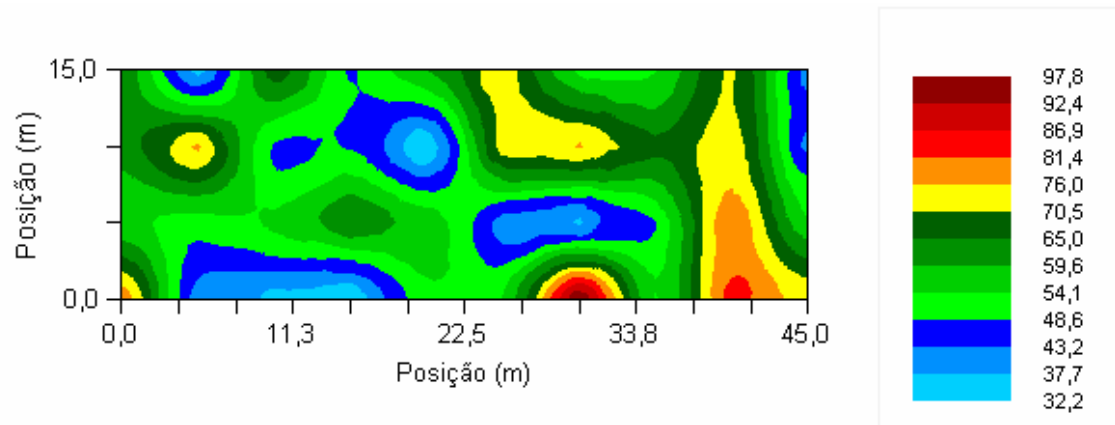


Figura 86 – Distribuição espacial para a variável  $\gamma$  da profundidade de 40 cm da área de estudo

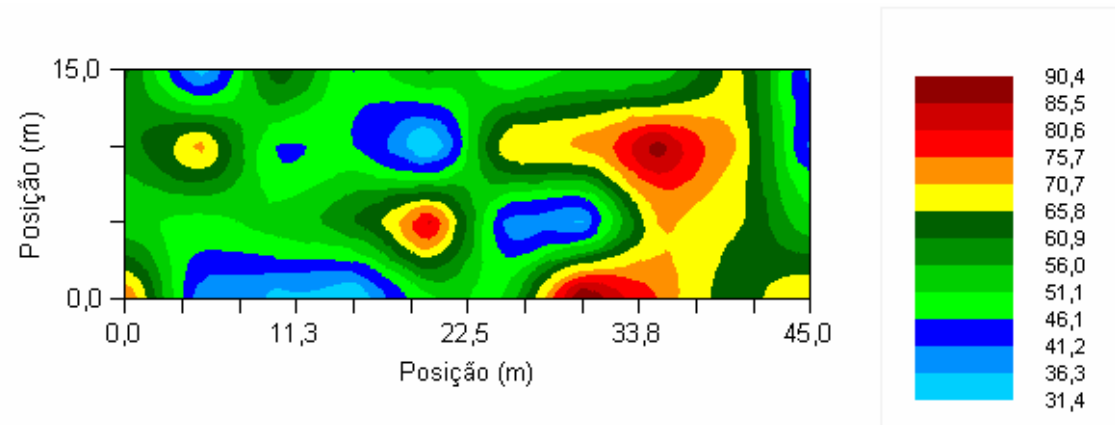


Figura 87 – Distribuição espacial para a variável  $\gamma$  da profundidade de 60 cm da área de estudo

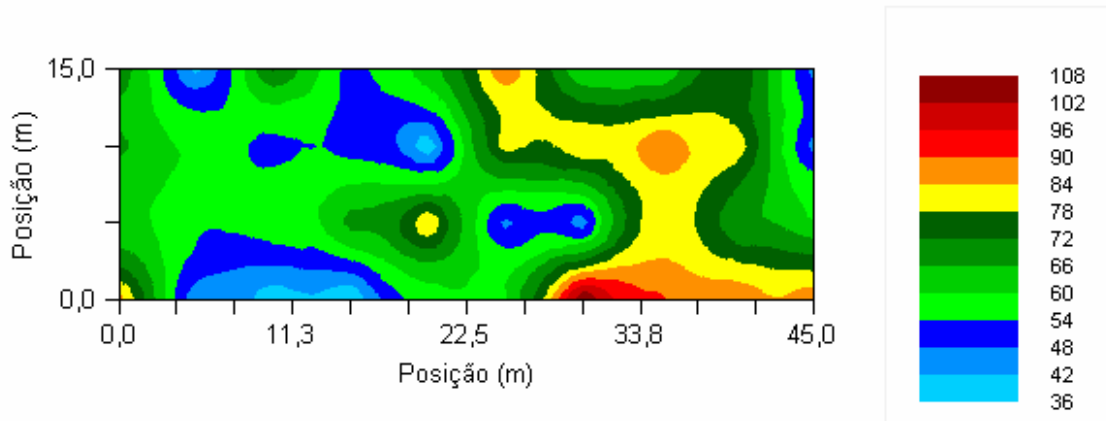


Figura 88 – Distribuição espacial para a variável  $\gamma$  da profundidade de 80 cm da área de estudo

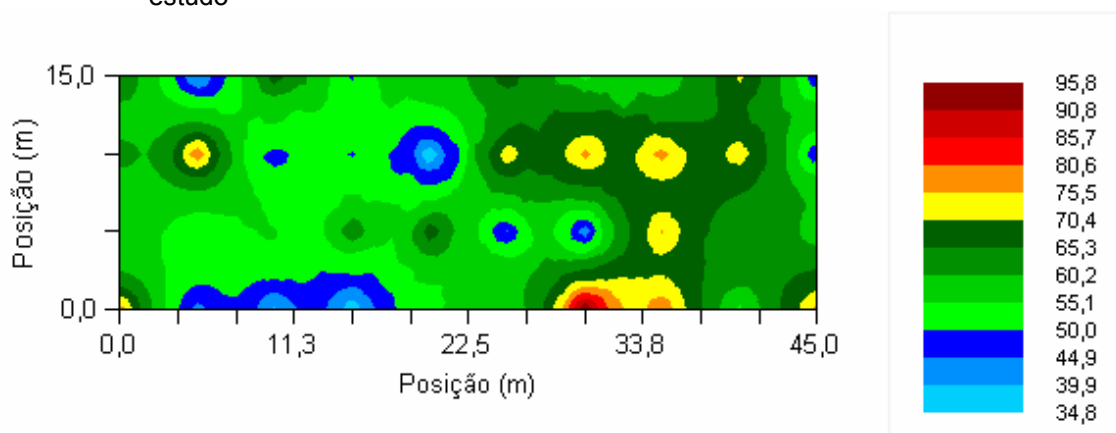


Figura 89 – Distribuição espacial para a variável  $\gamma$  da profundidade de 100 cm da área de estudo

Vale ressaltar que o mapeamento da variabilidade espacial das propriedades do solo, permite a aplicação de fertilizantes por zonas de manejo, de forma diferenciada, favorecendo a otimização da produtividade, aumentando a eficiência do insumo, maximizando os benefícios e reduzindo custos. Nesse estudo para as variáveis  $K_0$  e  $\gamma$  pode-se constatar que existe uma homogeneidade muito grande na área estudada nas profundidades abaixo de 60 cm, com isso é possível adotar valores de  $K_0$  e  $\gamma$  diferenciado em cada profundidade de acordo com o alcance obtido nos semivariogramas.

### **2.3.4 Análise da estabilidade temporal para armazenagem da água no solo**

O conteúdo de água no solo nas profundidades de 20 cm, 40 cm, 60 cm, 80 cm e 100 cm foi medido usando-se uma sonda de nêutrons durante a redistribuição da água no solo e a armazenagem da água no perfil 0 - 1,0 m de profundidade de solo foi calculada pelo produto da umidade média da camada 0 - 1,0 m por L.

Analisando as Figuras (90 a 94), que mostram os valores de armazenagem de água na camada 0 - 1,0 m para os tempos de redistribuição 1, 9, 169 e 484 horas, respectivamente, percebe-se um padrão de variabilidade das medidas na comparação entre as cinco profundidades, isto é, uma similaridade no comportamento das medidas durante o processo de redistribuição (Gonçalves et al. 1999). Esta estabilidade no tempo de armazenagem pode ser avaliada pela diferença relativa (VACHAUD et al. 1985) dada pela equação (19), cujos valores médios no tempo e respectivos desvios-padrão foram calculados para os 40 pontos de cada profundidade (20, 40, 60, 80 e 100 cm) e apresentados nas Figuras (95) à (99), respectivamente. Fica bem claro que a maioria dos pontos mantêm sempre a mesma posição em relação ao conjunto de medidas e que os desvios-padrão são bastante baixos. Verifica-se também pelas Figuras (95) à (99), que, exceto em alguns pontos, aqueles com maiores ou menores valores tendem a manter esse comportamento à medida que o solo seca no processo de redistribuição.



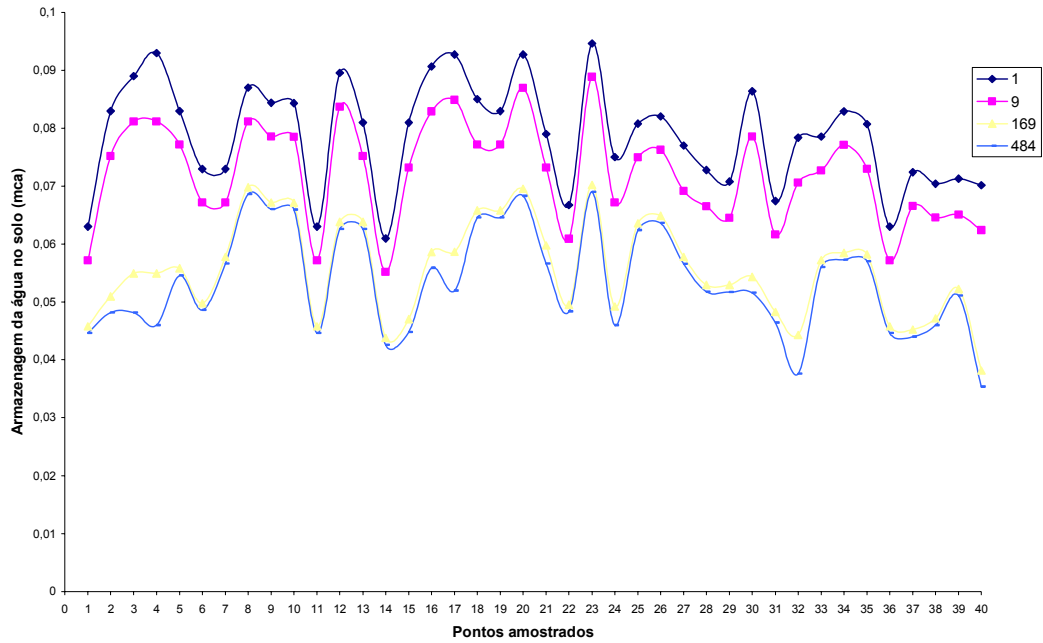


Figura 90 - Armazenagem da água no solo (mca), para os tempos de 1, 9, 169 e 484 horas do início da redistribuição da água no solo na profundidade de 20 cm

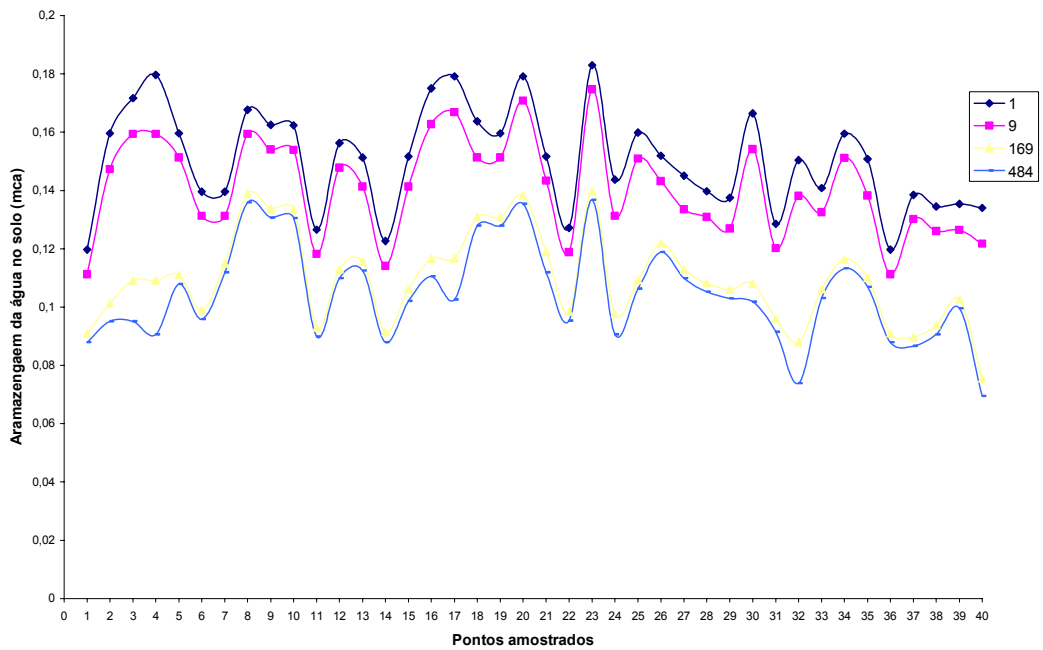


Figura 91 - Armazenagem da água no solo (mca), para os tempos de 1, 9, 169 e 484 horas do início da redistribuição da água no solo na profundidade de 40 cm

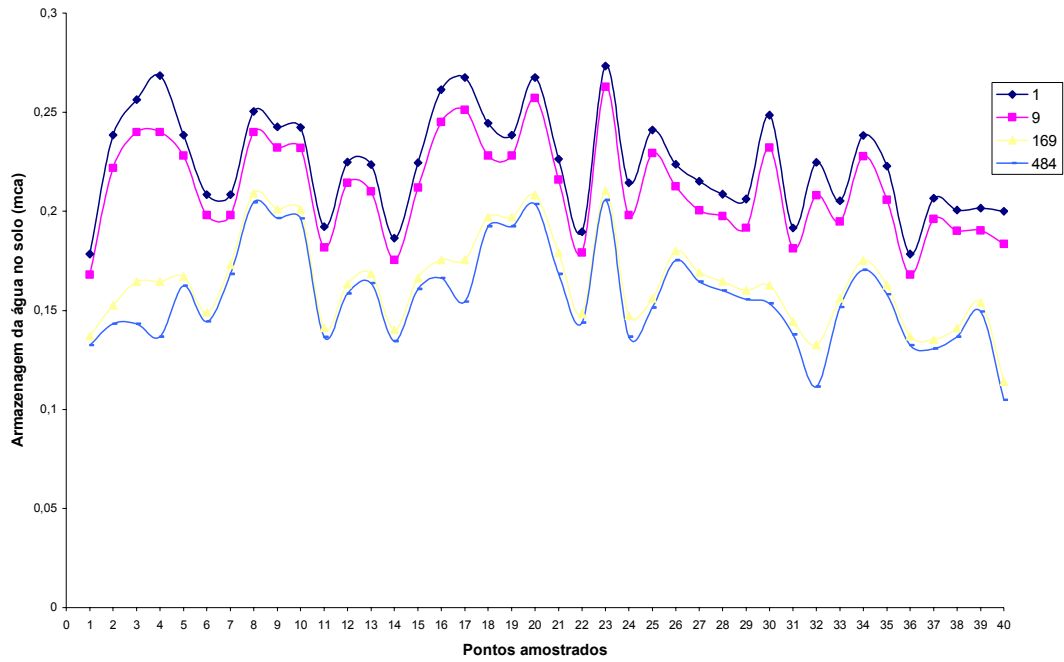


Figura 92 - Armazenagem da água no solo (mca), para os tempos de 1, 9, 169 e 484 horas do início da redistribuição da água no solo na profundidade de 60 cm

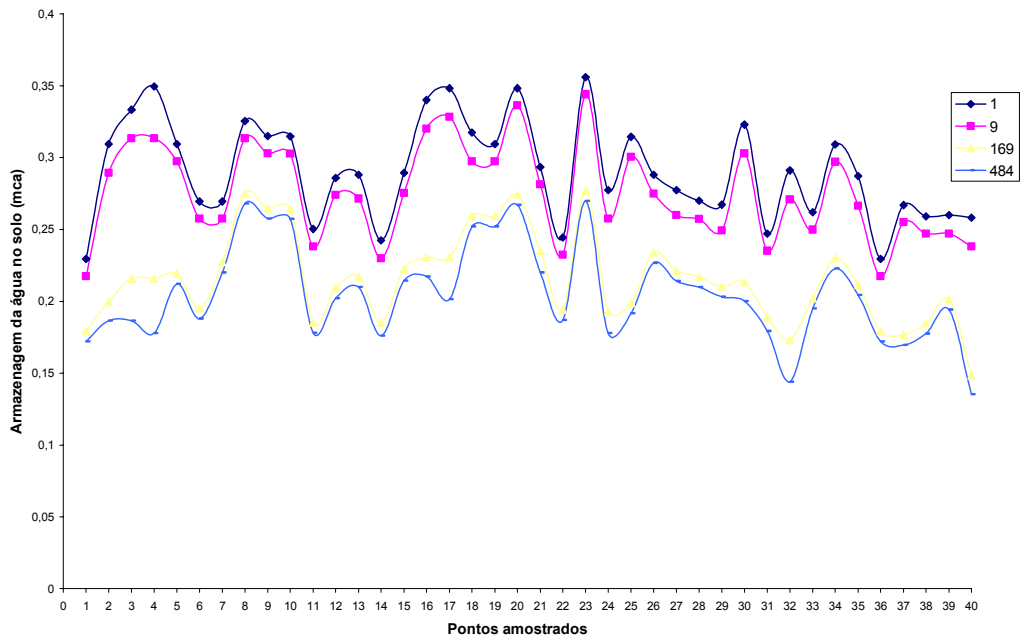


Figura 93 - Armazenagem da água no solo (mca), para os tempos de 1, 9, 169 e 484 horas do início da redistribuição da água no solo na profundidade de 80 cm.

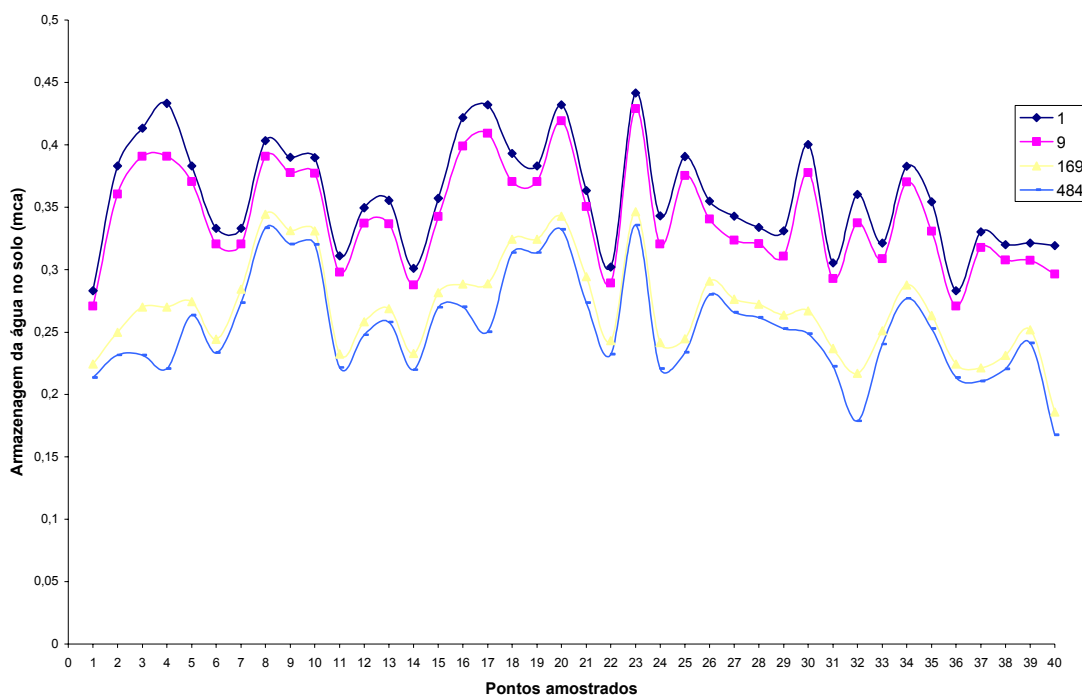


Figura 94 - Armazenagem da água no solo (mca), para os tempos de 1, 9, 169 e 484 horas do início da redistribuição da água no solo na profundidade de 100 cm

As Figuras (90) a (94) também mostram que as medidas de armazenagem da água no solo se distribuem pelos diversos pontos com uma estacionaridade que revela a ausência de qualquer tendência para concentração de valores em determinada direção. Tal fato permite assumir que a estacionaridade definida pela hipótese intrínseca também pode ser aplicada a este conjunto de dados.

Martinez-Fernandez e Ceballos (2005) em seu estudo com estabilidade temporal da umidade do solo, concluíram que independente do tamanho da área, é possível selecionar alguns pontos ou locais representativos, que mais se aproximam do valor médio. Tendo em vista o tamanho da área e o espaçamento entre os pontos, Pachepsky; Guber e Jacques (2005) concluíram que a persistência espacial do conteúdo de água no solo no perfil pode ser observado em pequenas escalas porém, é importante utilizar equipamentos que registrem essas pequenas variações desse parâmetro. Nesse aspecto e considerando o nosso estudo, a sonda de nêutrons é um

equipamento que apresenta problemas para quantificar pequenas variações de umidade do solo no campo, principalmente em pequenos intervalos de tempo. Patrick et al. (2006) em estudo com estabilidade temporal da umidade do solo, utilizaram TDR para identificar os pontos que mais se aproximavam da média. Esse equipamento mostrou bastante eficiência, principalmente na camada de 0 – 5 cm).

De acordo com Gonçalves et al. (1999), o local a ser escolhido para a coleta de amostras, cujos valores sejam confiáveis e representativos, deve apresentar uma diferença relativa média igual ou muito próxima de zero e estar associada ao menor desvio padrão. Adotando-se esse critério, foram identificados os pontos mais indicados para amostragem da armazenagem da água no solo nas cinco profundidades, 0,20; 0,40; 0,60; 0,80 e 1,00 m. Em todas as profundidades estudadas os locais que mais se aproximaram do valor médio da grade de 40 pontos foram os pontos 19, 20 e 21, havendo coincidência de pontos para as diversas profundidades.

Para ambos os casos, neste solo e localização, qualquer um dos pontos identificados como estáveis no tempo poderiam ser escolhidos para o monitoramento e coleta de amostras médias representativas da variável armazenagem da água no solo. Em relação às outras metodologias, tradicionalmente utilizadas para quantificar o número mínimo de amostras para estimar a média de uma determinada variável, o método da estabilidade temporal apresenta alguns resultados importantes do ponto de vista econômico e de execução. Permite identificar com precisão os locais mais adequados para as amostragens, possibilitando a redução do número de amostras necessárias e do custo de execução do esforço amostral para o planejamento de sistemas de uso e manejo de água e obtenção de conclusões em resultados experimentais de campo.

Observa-se que os pontos que representam a média no campo não se alteraram no período de redistribuição da água no solo e não se distanciam muito da DRM (Diferença relativa média) = 0. Portanto, para uma amostragem segura do ponto que representa a média geral do campo, deve-se adotar um maior número possível de medições. Melo Filho (2002) sugere que se pode escolher mais de um ponto como representante da média geral do campo para futuras medições e que, a existência de

mais de um ponto com esta característica deve ser atribuída à variabilidade espacial da textura do solo, cuja influência nas medidas é bastante significativa.

Quanto aos pontos que superestimam a média ou que subestimam a média do campo, é possível observar que os pontos extremos se mantiveram independente do tempo. O ponto 40 foi o ponto que, independente do tempo, apresentou os maiores valores de armazenagem, enquanto que o ponto 01 apresentou os menores valores.

Starks et al. (2006) avaliando estabilidade temporal da umidade do solo utilizando o TDR, observaram também a existência de pontos que subestimaram e outros que superestimaram os valores da média, principalmente na camada superficial. Segundo os autores a estabilidade temporal está sempre relacionada a diversos fatores como: textura, vegetação, precipitação e manejo.

Segundo Rocha (2004) o procedimento para se decidir objetivamente se a correlação é significativa ou não é o cálculo do coeficiente de correlação entre os valores das duas variáveis. O método tradicional é o coeficiente de correlação paramétrico de Pearson, que tem como pressuposto que os valores das duas variáveis apresentem distribuição normal e levam em conta parâmetros como média e variância dos dados. Como o número de unidades de amostras e/ou a natureza dos dados freqüentemente não permitem o cumprimento dessa premissa, uma alternativa é a utilização do método não-paramétrico correspondente, o coeficiente de correlação de Spearman. Para a aplicação do coeficiente de correlação de Spearman, atribuem-se postos, "ranks". Para estudos de variabilidade temporal, a própria seqüência de datas já é o "ranqueamento" necessário para a aplicação do método.

Com relação aos coeficientes de correlação, se as variáveis apresentam uma perfeita relação linear, com declividade positiva da reta, então o coeficiente de correlação é igual ao valor 1, positivo. Se a relação linear ocorre, mas a declividade é negativa, então o valor do coeficiente é também 1, porém negativo. Se não há qualquer relação entre as variáveis, o coeficiente é nulo (FOLEGATTI, 1996). É importante considerar que correlação linear não implica causa-efeito, apenas expressa o grau de semelhança entre a distribuição do conjunto de dados de duas variáveis.

As Tabelas (15 a 19) mostram os coeficientes de correlação de Spearman para a armazenagem da água no solo em todas as profundidades estudadas. Nota-se em todas as profundidades existência de uma similaridade das medidas feitas entre o tempo inicial (1 hora) e os dezoito tempos de redistribuição da água no solo, incluindo o tempo final da avaliação (576 horas). Embora alguns valores de  $r$  tenham sido baixos (0,62 e 0,61) em alguns tempos de medida, todos os resultados apresentaram correlação significativa ao nível de significância de 0,01 (SAS, 1991), indicando a existência de estabilidade temporal forte nas posições locais com  $r$  próximo a 1.

Para Van Wesenbeek e Kachanoski (1988) e Gonçalves; Folegatti e Silva (1999), há redução da correlação no período de secagem, e esta não é estável no tempo, podendo ser observados períodos distintos de redução no coeficiente de correlação relacionados com os estádios do processo evaporativo. Nesse estudo como não existiu evaporação, a redução do coeficiente de correlação deve-se exclusivamente a drenagem da água, ou seja, do movimento lento de água sob a ação da gravidade, regido pela relação entre condutividade e umidade.

Vachaud et al. (1985) em seu trabalho considerou os valores de correlação de Spearman de  $r_s = 0,66$  e  $r_s = 0,78$  como sendo relativamente altos. Segundo os autores, os menores valores de  $r_s$  obtidos no experimento podem ser o resultado de um artefato na amostragem.

De outra forma, aplicando-se os limites unilaterais de  $r$  para o teste de correlação de Spearman (CAMPOS, 1983), a interpretação seria mais seletiva, tendo em vista o limite crítico de 0,61 para significância de 0,01. Neste caso, para a armazenagem da água no solo e nas profundidades estudadas, todos os tempos apresentaram uma correlação significativa e linear. Todos os tempos de redistribuição da água no solo apresentaram correlação significativa. Neste período observa-se um padrão de maior estabilidade no tempo e de semelhança entre os valores de armazenagem ao longo da transeção. O padrão é mantido durante praticamente todo o período.

Tal fato pode resultar de diferenças nas relações determinísticas entre essas propriedades e as características do solo, como a textura e a estrutura, cuja comprovação poderá ser feita por meio de análises e avaliações posteriores e que não

foram previstas para este estudo. Rocha (2004), em seu estudo com estabilidade temporal da armazenagem da água no solo, observou que em períodos em que o solo permaneceu úmido, apresentou maior estabilidade temporal, e em outros a estabilidade é reduzida, em função do processo evaporativo, que não é o caso presente dado ao constante processo de secagem do solo por redistribuição segundo o método do perfil instantâneo e daí não se observar diferenças entre diferentes condições de umidade.

O coeficiente de correlação de Spearman ( $r$ ) possibilita verificar a existência da estabilidade temporal, mas não identifica os locais em que as medidas possam ser feitas para representar a média da variável em estudo para qualquer tempo e valor. Para tanto, Vachaud et al. (1985) sugerem o cálculo das diferenças relativas e seus respectivos desvios padrões. As diferenças relativas, quando ordenadas e plotadas em um gráfico (Figuras 95 à 99), possibilitam identificar os pontos cujos valores sempre estejam próximos da média e possam ser utilizados como referência amostral.

Starr (2005) encontrou baixos coeficientes de correlação, em torno de  $r_s = 0,47$ , demonstrando assim a grande interferência de vários atributos e ao mesmo tempo a necessidade de repetição por períodos mais longos para conhecer melhor todo o fenômeno.

O método da estabilidade temporal proposto por Vachaud et al. (1985) apresenta alguns resultados importantes do ponto de vista econômico e de execução. Permite identificar com precisão os locais mais adequados para as amostragens, possibilitando a redução do número de amostras necessárias e do custo de execução do esforço amostral para o planejamento do uso e manejo da água e obtenção de conclusões em resultados experimentais de campo. Vale ressaltar que na literatura existe uma carência de estudos com variabilidade espaço-temporal de armazenagem da água no solo. Se por um lado esse fato prejudica nas discussões do trabalho, por outro lado, estimula novos trabalhos nessa linha, devido a grande importância da armazenagem da água na relação solo-planta-atmosfera.

Tabela 15 - Coeficientes de correlação entre os tempos de redistribuição durante o experimento de perfil instantâneo para armazenagem da água no solo (mca) na profundidade de 20 cm na rede de 40 pontos espaçados de cinco metros

	1	9	18	24	26	33	53	77	101	125	149	169	193	240	361	409	484	576	
1	1,000																		
9	0,994	1,000																	
18	0,918	0,929	1,000																
24	0,887	0,906	0,991	1,000															
26	0,873	0,893	0,986	0,998	1,000														
33	0,857	0,882	0,973	0,991	0,996	1,000													
53	0,837	0,864	0,959	0,982	0,988	0,994	1,000												
77	0,812	0,840	0,946	0,968	0,977	0,982	0,990	1,000											
101	0,785	0,814	0,930	0,956	0,966	0,974	0,980	0,989	1,000										
125	0,785	0,811	0,934	0,956	0,966	0,970	0,977	0,989	0,997	1,000									
149	0,776	0,804	0,928	0,952	0,962	0,967	0,976	0,987	0,997	0,999	1,000								
169	0,771	0,800	0,925	0,949	0,959	0,965	0,973	0,986	0,996	0,998	0,999	1,000							
193	0,771	0,800	0,925	0,949	0,959	0,965	0,973	0,986	0,996	0,998	0,999	1,000	1,000						
240	0,771	0,800	0,925	0,949	0,959	0,965	0,973	0,986	0,996	0,998	0,999	1,000	1,000	1,000					
361	0,771	0,799	0,925	0,949	0,959	0,965	0,973	0,986	0,996	0,998	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000				
409	0,722	0,752	0,887	0,923	0,938	0,949	0,960	0,970	0,984	0,983	0,987	0,988	0,988	0,988	0,988	1,000			
484	0,661	0,696	0,854	0,896	0,913	0,928	0,944	0,955	0,971	0,971	0,975	0,977	0,977	0,977	0,977	0,992	1,000		
576	0,669	0,706	0,856	0,899	0,917	0,933	0,946	0,957	0,973	0,971	0,975	0,977	0,977	0,977	0,978	0,993	0,998	1,000	



Tabela 16 - Coeficientes de correlação entre os tempos de redistribuição durante o experimento de perfil instantâneo para armazenagem da água no solo (mca) na profundidade de 40 cm na rede de 40 pontos espaçados de cinco metros

	1	9	18	24	26	33	53	77	101	125	149	169	193	240	361	409	484	576	
1	1,000																		
9	0,993	1,000																	
18	0,927	0,933	1,000																
24	0,896	0,910	0,989	1,000															
26	0,875	0,895	0,972	0,982	1,000														
33	0,854	0,880	0,956	0,976	0,994	1,000													
53	0,839	0,867	0,942	0,967	0,982	0,992	1,000												
77	0,843	0,866	0,943	0,959	0,976	0,976	0,982	1,000											
101	0,812	0,838	0,925	0,946	0,961	0,965	0,974	0,990	1,000										
125	0,819	0,842	0,935	0,951	0,965	0,962	0,968	0,988	0,995	1,000									
149	0,810	0,835	0,929	0,947	0,960	0,959	0,967	0,987	0,995	0,999	1,000								
169	0,789	0,814	0,919	0,940	0,945	0,946	0,958	0,977	0,991	0,995	0,997	1,000							
193	0,787	0,812	0,917	0,938	0,944	0,944	0,957	0,977	0,990	0,995	0,996	1,000	1,000						
240	0,787	0,812	0,917	0,938	0,944	0,944	0,957	0,977	0,990	0,995	0,996	1,000	1,000	1,000					
361	0,786	0,811	0,916	0,938	0,943	0,944	0,956	0,977	0,990	0,994	0,996	1,000	1,000	1,000	1,000				
409	0,721	0,750	0,869	0,908	0,912	0,923	0,939	0,949	0,967	0,967	0,971	0,980	0,980	0,980	0,981	1,000			
484	0,653	0,686	0,826	0,873	0,879	0,896	0,915	0,920	0,943	0,941	0,947	0,961	0,961	0,961	0,961	0,992	1,000		
576	0,657	0,691	0,828	0,877	0,883	0,900	0,917	0,921	0,944	0,942	0,948	0,960	0,961	0,961	0,961	0,992	0,999	1,000	

Tabela 17 - Coeficientes de correlação entre os tempos de redistribuição durante o experimento de perfil instantâneo para armazenagem da água no solo (mca) na profundidade de 60 cm na rede de 40 pontos espaçados de cinco metros

	1	9	18	24	26	33	53	77	101	125	149	169	193	240	361	409	484	576	
1	1,000																		
9	0,994	1,000																	
18	0,919	0,933	1,000																
24	0,898	0,914	0,990	1,000															
26	0,861	0,877	0,949	0,972	1,000														
33	0,842	0,863	0,936	0,965	0,994	1,000													
53	0,830	0,852	0,926	0,955	0,983	0,992	1,000												
77	0,825	0,847	0,927	0,951	0,982	0,987	0,992	1,000											
101	0,802	0,828	0,908	0,935	0,963	0,971	0,979	0,980	1,000										
125	0,793	0,818	0,910	0,934	0,961	0,962	0,969	0,976	0,994	1,000									
149	0,784	0,811	0,904	0,930	0,957	0,959	0,967	0,975	0,994	0,999	1,000								
169	0,757	0,785	0,890	0,919	0,948	0,952	0,963	0,968	0,989	0,995	0,996	1,000							
193	0,757	0,785	0,890	0,919	0,948	0,952	0,963	0,968	0,989	0,995	0,996	1,000	1,000						
240	0,757	0,785	0,890	0,919	0,948	0,952	0,963	0,968	0,989	0,995	0,996	1,000	1,000	1,000					
361	0,756	0,784	0,890	0,919	0,948	0,952	0,963	0,968	0,989	0,995	0,996	1,000	1,000	1,000	1,000				
409	0,689	0,723	0,845	0,885	0,912	0,926	0,941	0,940	0,961	0,965	0,970	0,980	0,980	0,980	0,980	1,000			
484	0,631	0,668	0,808	0,852	0,881	0,901	0,919	0,917	0,937	0,942	0,948	0,962	0,962	0,962	0,962	0,994	1,000		
576	0,627	0,665	0,805	0,852	0,880	0,903	0,917	0,915	0,936	0,938	0,944	0,958	0,958	0,958	0,959	0,992	0,998	1,000	

Tabela 18 - Coeficientes de correlação entre os tempos de redistribuição durante o experimento de perfil instantâneo para armazenagem da água no solo (mca) na profundidade de 80 cm na rede de 40 pontos espaçados de cinco metros

	1	9	18	24	26	33	53	77	101	125	149	169	193	240	361	409	484	576	
1	1,000																		
9	0,992	1,000																	
18	0,919	0,935	1,000																
24	0,895	0,915	0,991	1,000															
26	0,863	0,882	0,950	0,965	1,000														
33	0,841	0,866	0,936	0,957	0,993	1,000													
53	0,827	0,853	0,925	0,946	0,980	0,989	1,000												
77	0,814	0,841	0,920	0,939	0,979	0,983	0,992	1,000											
101	0,802	0,827	0,904	0,925	0,961	0,968	0,975	0,979	1,000										
125	0,797	0,818	0,903	0,922	0,958	0,958	0,968	0,975	0,995	1,000									
149	0,787	0,810	0,896	0,917	0,954	0,955	0,966	0,973	0,995	0,999	1,000								
169	0,759	0,784	0,881	0,906	0,943	0,947	0,961	0,968	0,991	0,995	0,997	1,000							
193	0,760	0,785	0,882	0,907	0,944	0,948	0,961	0,968	0,992	0,995	0,996	1,000	1,000						
240	0,760	0,785	0,882	0,907	0,944	0,948	0,961	0,968	0,992	0,995	0,996	1,000	1,000	1,000					
361	0,759	0,784	0,882	0,907	0,944	0,948	0,960	0,968	0,991	0,995	0,996	1,000	1,000	1,000	1,000				
409	0,694	0,724	0,834	0,872	0,910	0,925	0,940	0,943	0,967	0,967	0,971	0,982	0,982	0,982	0,982	1,000			
484	0,620	0,657	0,793	0,837	0,865	0,888	0,909	0,912	0,935	0,933	0,940	0,957	0,957	0,957	0,957	0,989	1,000		
576	0,627	0,663	0,798	0,842	0,869	0,894	0,911	0,913	0,939	0,935	0,942	0,958	0,959	0,959	0,959	0,989	0,999	1,000	

Tabela 19 - Coeficientes de correlação entre os tempos de redistribuição durante o experimento de perfil instantâneo para armazenagem da água no solo (mca) na profundidade de 100 cm na rede de 40 pontos espaçados de cinco metros

	1	9	18	24	26	33	53	77	101	125	149	169	193	240	361	409	484	576	
1	1,000																		
9	0,992	1,000																	
18	0,917	0,933	1,000																
24	0,893	0,913	0,993	1,000															
26	0,845	0,871	0,938	0,954	1,000														
33	0,819	0,850	0,922	0,944	0,989	1,000													
53	0,813	0,846	0,919	0,937	0,977	0,986	1,000												
77	0,785	0,821	0,907	0,926	0,973	0,979	0,991	1,000											
101	0,785	0,818	0,903	0,921	0,959	0,964	0,976	0,979	1,000										
125	0,786	0,816	0,906	0,922	0,956	0,956	0,969	0,974	0,995	1,000									
149	0,777	0,808	0,899	0,917	0,951	0,952	0,966	0,972	0,995	0,999	1,000								
169	0,752	0,785	0,886	0,906	0,939	0,944	0,960	0,968	0,992	0,996	0,998	1,000							
193	0,754	0,787	0,888	0,907	0,941	0,945	0,960	0,969	0,992	0,996	0,997	0,999	1,000						
240	0,754	0,787	0,888	0,907	0,941	0,945	0,960	0,969	0,992	0,996	0,997	0,999	1,000	1,000					
361	0,753	0,786	0,887	0,907	0,941	0,945	0,960	0,969	0,992	0,996	0,997	0,999	1,000	1,000	1,000				
409	0,680	0,719	0,835	0,869	0,903	0,923	0,935	0,943	0,964	0,966	0,971	0,978	0,979	0,979	0,979	1,000			
484	0,615	0,658	0,796	0,836	0,857	0,887	0,901	0,912	0,935	0,936	0,942	0,954	0,955	0,955	0,955	0,990	1,000		
576	0,613	0,658	0,795	0,837	0,859	0,891	0,901	0,912	0,934	0,934	0,940	0,952	0,953	0,953	0,953	0,989	0,999	1,000	

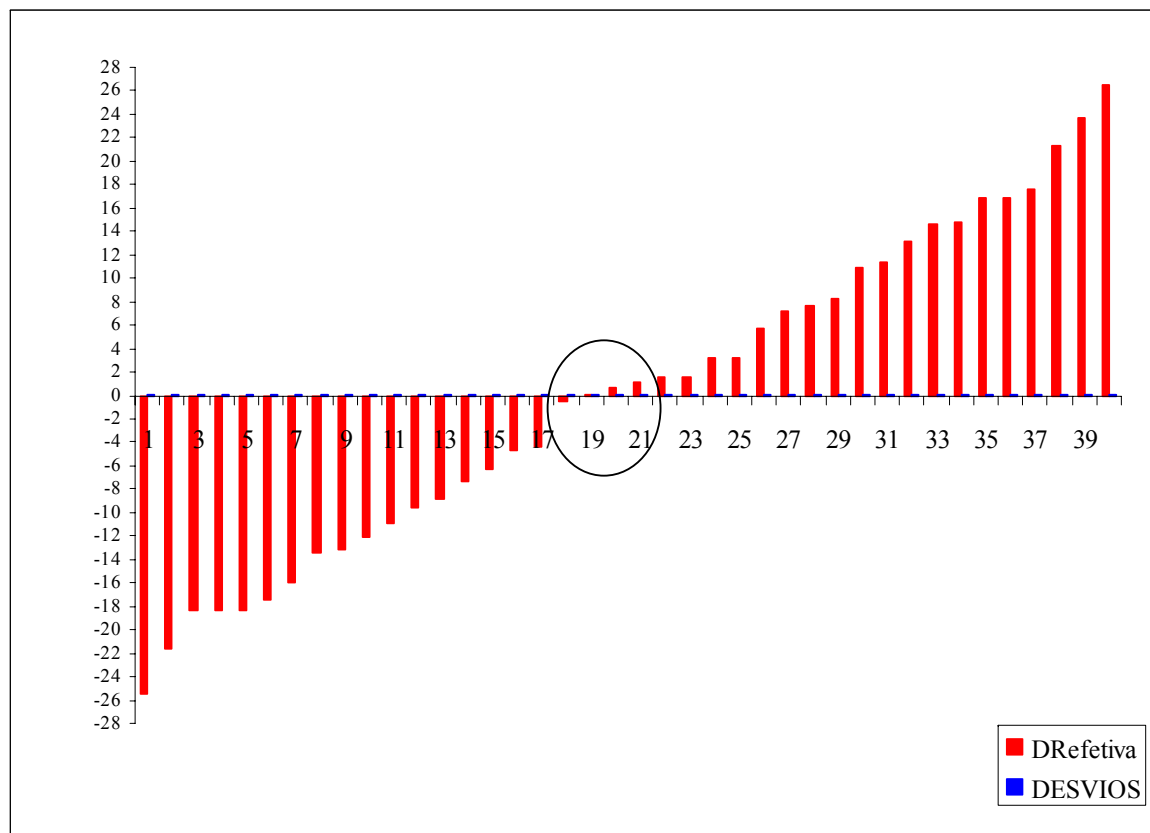


Figura 95 – Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para armazenagem da água no solo na profundidade de 20 cm, segundo a rede de 40 pontos espaçados de cinco metros. Valores em destaque indicam os pontos que devem ser adotados para medidas representativas da média de armazenagem da água no solo

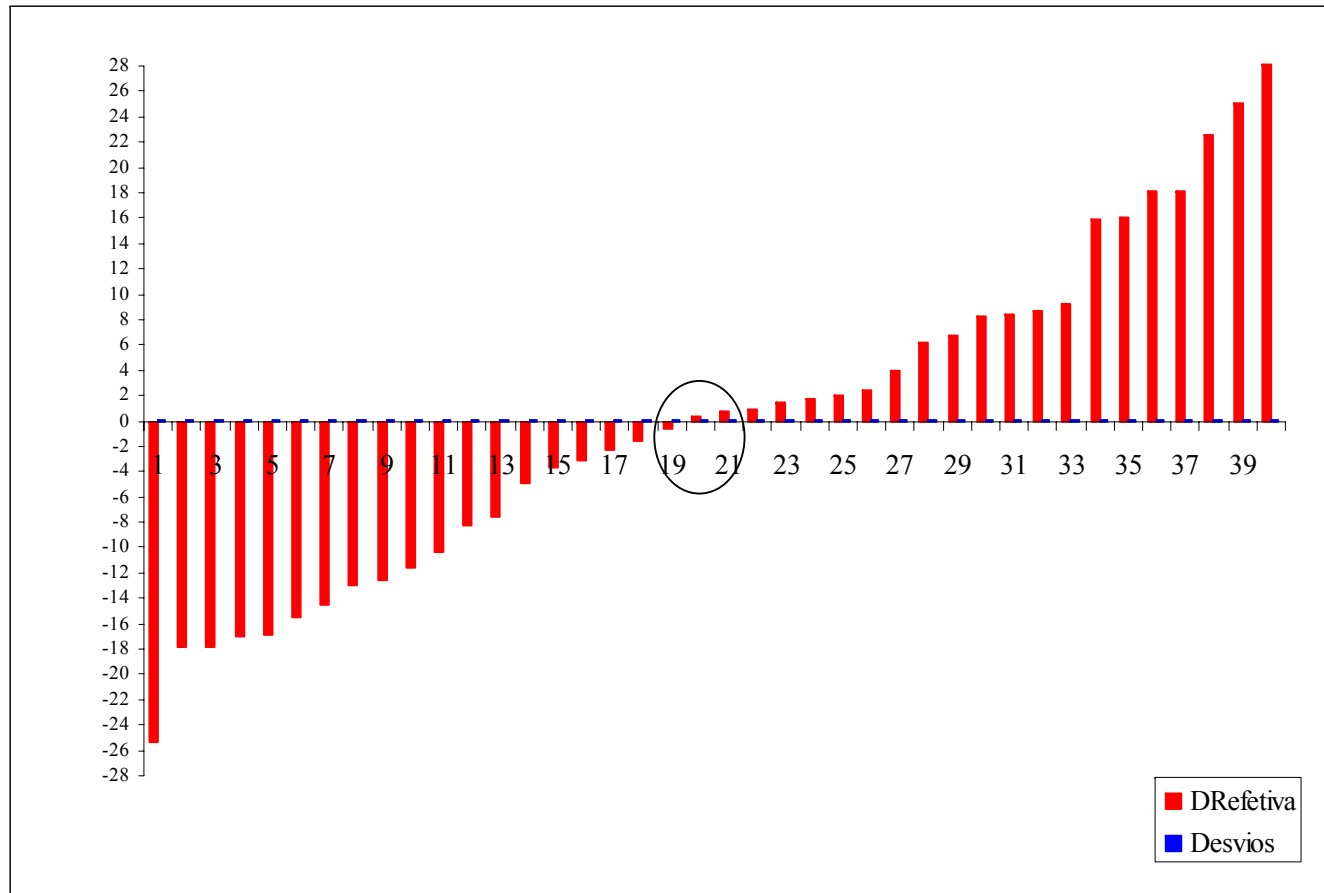


Figura 96 – Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para armazenagem da água no solo na profundidade de 40 cm, segundo a rede de 40 pontos espaçados de cinco metros. Valores em destaque indicam os pontos que devem ser adotados para medidas representativas da média de armazenagem da água no solo

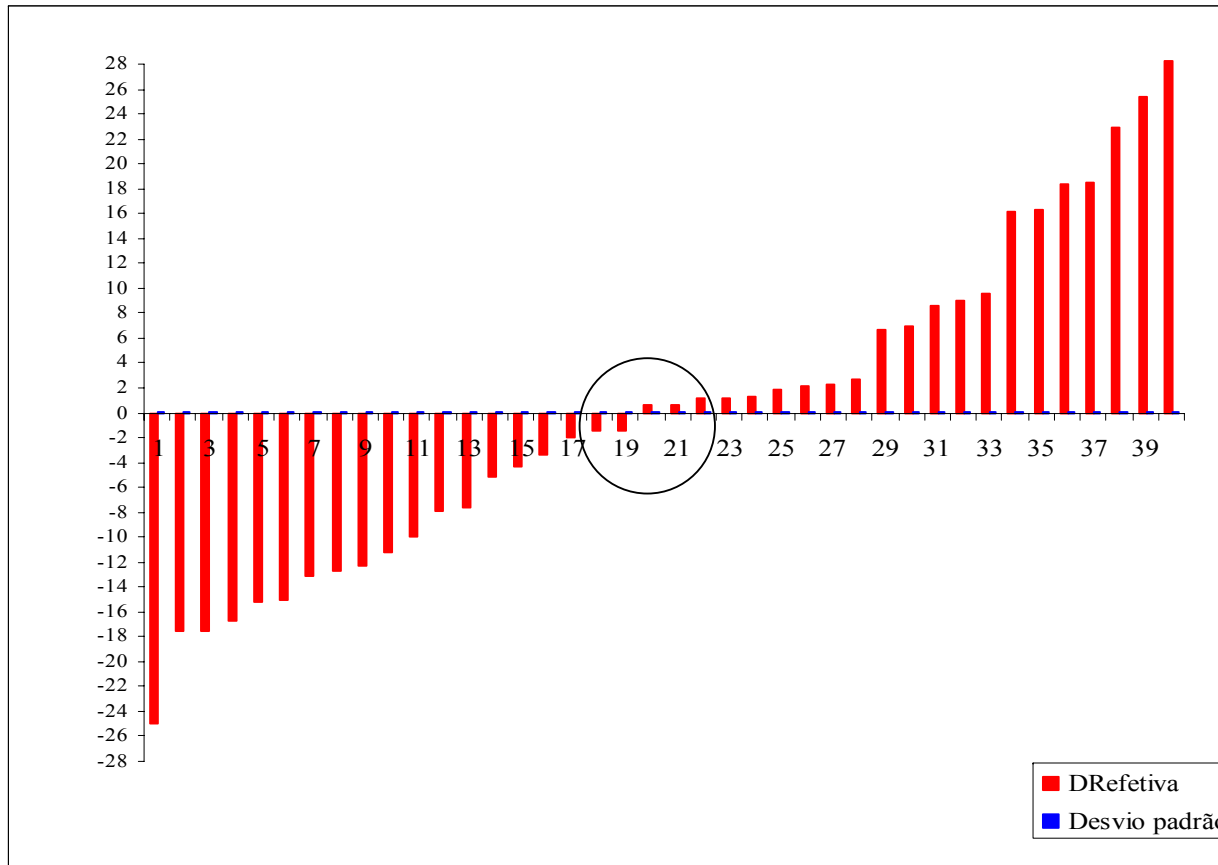


Figura 97 – Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para armazenagem da água no solo na profundidade de 60 cm, segundo a rede de 40 pontos espaçados de cinco metros. Valores em destaque indicam os pontos que devem ser adotados para medidas representativas da média de armazenagem da água no solo

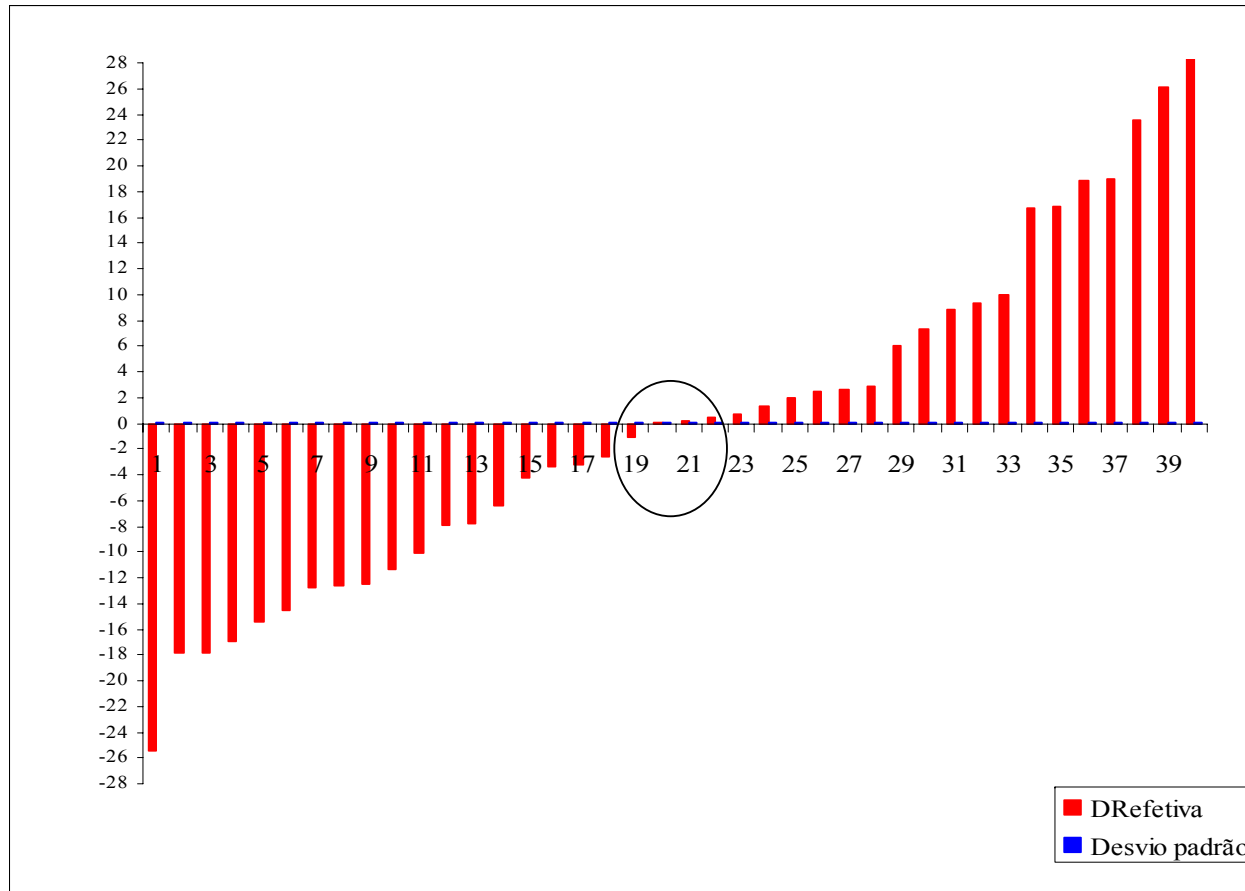


Figura 98 – Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para armazenagem da água no solo na profundidade de 80 cm, segundo a rede de 40 pontos espaçados de cinco metros. Valores em destaque indicam os pontos que devem ser adotados para medidas representativas da média de armazenagem da água no solo



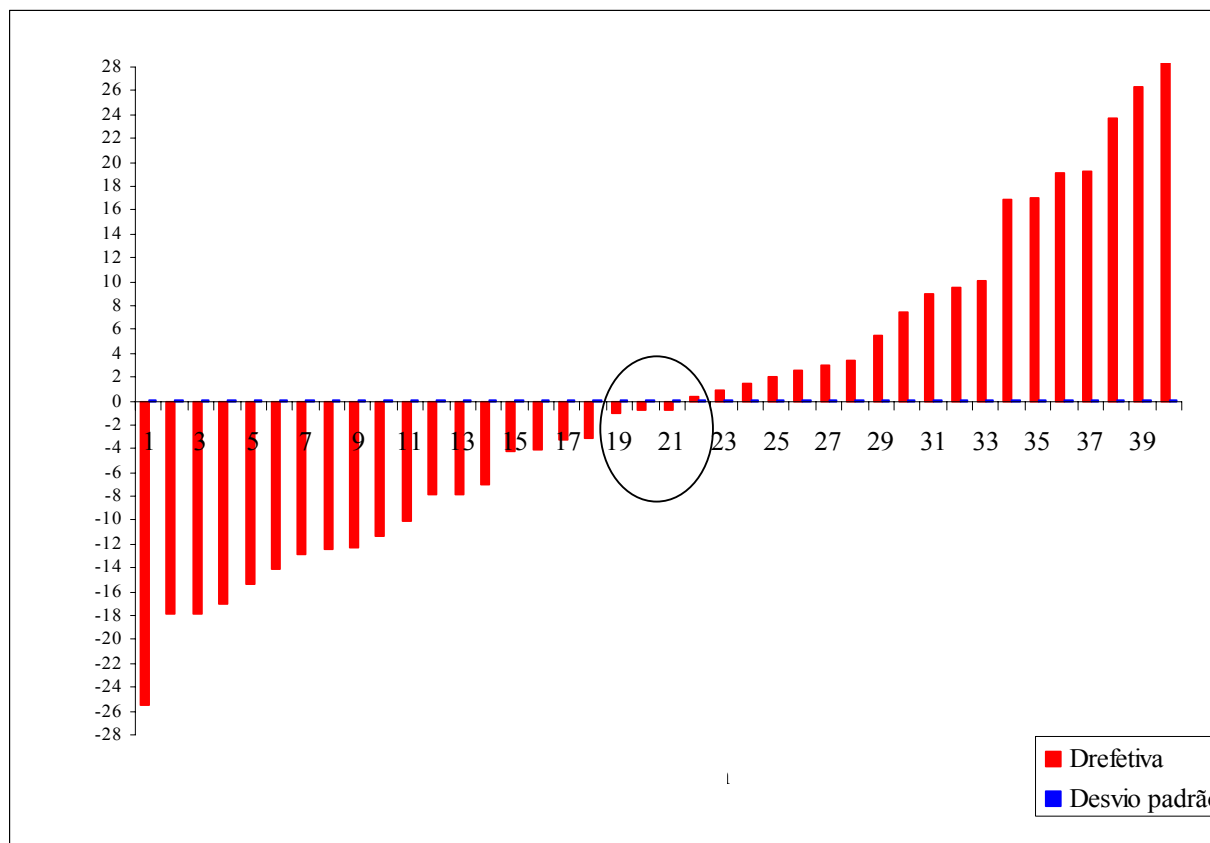


Figura 99 – Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para armazenagem da água no solo na profundidade de 100 cm, segundo a rede de 40 pontos espaçados de cinco metros. Valores em destaque indicam os pontos que devem ser adotados para medidas representativas da média de armazenagem da água no solo

### 3 CONCLUSÃO

Pelos resultados obtidos, pode-se concluir que:

- Os métodos geoestatísticos utilizados são adequados para descrever a estrutura de dependência espacial dos parâmetros da relação da condutividade hidráulica em função da umidade do solo:  $\theta_o$ ,  $K_o$  e  $\gamma$ ;
- Para as três variáveis estudadas ( $\theta_o$ ,  $K_o$  e  $\gamma$ ) existe estrutura de dependência espacial dos parâmetros da escala utilizada com alcances máximos de 8,33, 19,09 e 10,35 m;
- A variável  $\theta_o$  apresentou em todas as profundidades coeficientes de curtose negativos inferiores a unidade, variando de -0,95 a -0,78, indicando um comportamento do tipo platicúrtica da curva de distribuição;
- O menor alcance para a variável  $\theta_o$  foi obtido na profundidade de 20 cm que foi o valor de 7,33 m. Nas demais profundidades o valor do alcance praticamente foi coincidente em torno de 8,3 m;
- Os coeficientes de curtose da variável  $K_o$  para as profundidades 20, 80 e 100 cm foram negativos, indicando uma distribuição relativamente plana. Nas demais profundidades, 40 e 60 cm respectivamente, os valores de curtose foram positivos, indicando uma distribuição relativamente em cume, leptocúrtica;
- O IDE para a variável  $K_o$  foi superior a 25% em todas as profundidades, indicando para as profundidades 20 e 40 cm uma dependência média e para as profundidades 60, 80 e 100 cm uma forte dependência espacial;
- Os menores valores de alcance para a variável  $K_o$  foram encontrados nas profundidades 60, 80 e 100 cm com valores de 10,91, 13,56 e 10,11 m. O maior alcance foi encontrado na profundidade 20 cm com valor de 19,09 m, seguido pela profundidade 40 cm com valor de 17,11 m;
- A variável  $\gamma$  apresentou, em todas as profundidades coeficientes de curtose negativo, variando de -1,95 a -0,57, indicando um comportamento do tipo platicúrtica da curva de distribuição;

- O menor alcance para a variável  $\gamma$  foi obtido na profundidade de 100 cm que foi o valor de 4,38 m. Nas profundidades 20, 40 e 60 cm os valores do alcance variaram em torno de 6,3 m e na profundidade de 80 cm obteve-se o maior valor 10,35 m;
- A técnica da estabilidade temporal que possibilita identificar, no campo, o ponto, ou os pontos, que representam a média e os pontos que superestimam ou subestimam a média real de determinada variável, identificou, para os valores de armazenagem da água no solo do presente estudo, os pontos 19, 20 e 21 como os mais representativos da média geral do campo;
- A metodologia com base nos coeficientes de correlação de Spearman permitiu concluir que os valores de armazenagem da água no solo, apresentaram alta correlação e foram estáveis no tempo, para os 40 pontos amostrados.

## REFERÊNCIAS

- ABREU, S.L. de.; REICHERT, J.M.; SILVA, V.R. da.; REINERT, D.J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do sol, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.33, n.2, p.275-282, mar./abr, 2003.
- ALBERTSON, J.D.; KIELY, G. On the structure of soil moisture time series in the context of land surface models. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v.243, p.101-119, 2001.
- ARYA, L.M.; LEIJ, F.J.; SHOUSE, P.J.; van GENUCHTEN, M.T. Relationship between the hydraulic conductivity function and the particle-size distribution. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v.63, p.1063-1070, 1999.
- ASSIS, F.N.; ARRUDA, H.V.; PEREIRA, A.R. **Aplicações da estatística à climatologia**. Pelotas: Universidade Federal de Pelotas, 1996. 161p.
- BACCHI, O.O.S.; REICHARDT, K. Sobre métodos simplificados de determinação da condutividade hidráulica do solo. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.50, n.2, p.326-328, set. 1993.
- BACCHI, O.O.S.; REICHARDT, K.J.C.M.; NIELSEN, D.R. Gammaray beam attenuation as an auxiliary technique for the evaluation of soil water retention curve. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.55, p.499-502, 1998.
- BAIO, F.H. **Aplicação localizada de defensivos baseada na variabilidade espacial das plantas daninhas**. 2001. 133p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - “Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.
- BARBOSA, G.M.C.; TAVARES FILHO, J.; FONSECA, I.C.B. Condutividade hidráulica saturada e não saturada de Latossolo Vermelho eutroférico tratado com lodo de esgoto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.2, p.403-407, mar./abr, 2004.
- BEIGUELMAN, B. **Curso prático de Bioestatística**, 3 ed. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1994. 244p.
- BERTOL, I.; BEUTLER, J. F.; LEITE, D.; BATISTELA, O. Propriedades físicas de um Cambissolo Húmico afetadas pelo tipo de manejo do solo. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.58, n.3, p.555-560, jul./set. 2001.
- BHATTI, A.U.; MULLA, D.J.; KOEHLER, F.E.; GURMUNI, A.H. Identifying and removing spatial correlation from yield experiments. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.55, n. 6, p.1523-1528, 1991.

BOSCH, D. D.; WEST, L.T. Hydraulic conductivity variability for two sandy soils. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v.62, p.90-98, 1998.

BOUMA, J.; JONGMANS, A.; STEIN, A. Characterizing spatially variable hydraulic properties of a boulder clay deposit in the Netherlands. **Geoderma**, Amsterdam, v.45, p.19-29, 1989.

BUCKINGHAN, R.C. **Studies of the movement of soil moisture**. Whashington: USDA US. Government Printing Office, 1907. (Bur. Soil Bull. 38).

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

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

CADIMA, A.; LIBARDI, P.; REICHARDT, K. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica em um latossolo vermelho-amarelo textura média, no campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.4, p.63-69, 1980.

CAHN, M.D.; HUMMEL, J.W.; BROUER, B.H. Spatial analysis of fertility for site-specific crop management. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, p.1240-1248, 1994.

CAMARGO, E.C.G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (Krigagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (Spring)**. 1997. 123p. Dissertação (Mestrado em Sensoramento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 1997.

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

CAMERON, D.R. Variability of soil water retention curves and predicted hydraulic conductivities on a small plot. **Soil Science**, Baltimore, v.126, n. 6, p.364-371, 1978.

CAMPOS, H. **Estatística experimental não-paramétrica**. 4 ed. Piracicaba: ESALQ, Departamento de Matemática e Estatística, 1983. 349 p.

CARVALHO, J.R.P.; DECHEN, S.C.F.; DUFRANC, G. Variabilidade espacial da agregação do solo avaliada pela geometria fractal e geoestatística. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.1, p.1-9, jan./fev. 2004.

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

CARVALHO, L.A. **Condutividade hidráulica do solo no campo: as simplificações do método do perfil instantâneo**. 2003. 89p. Dissertação (Mestre em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

CARVALHO, O.S.; GASCÓ, J.M.; LOPÉZ, F.G.; REQUEJO, A.S. Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um solo submetido a diferentes sucessões de cultivo. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, Campinas, n.22, p.497-503, 1998.

CARVALHO, T.M. de. **Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de em um latossolo vermelho-amarelo através da geoestatística**. 1991. 84p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, 1991.

CICHOTA, R.; JONG VAN LIER, Q. de. Análise da variabilidade espacial de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n. 4, p.585-596, 2004.

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

CINTRA, F.L.D. **Disponibilidade de água no solo para porta-enxertos de citros em ecossistema de tabuleiro costeiro**. 1997. 90p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

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

COMEGNA, V.; BASILIE, A.. Temporal stability of spatial patterns of soil water storage in a cultivated Vesuvian soil. **Geoderma**, Amsterdam, v.62, p.299-310, 1994.

COOPER, M.; VIDAL-TORRADO, P. Caracterização morfológica, micromorfológica e físico-hídrica de solos com horizonte B nítico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.4, p.581-595, jul./ago. 2005.

CORA, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.6, p.1013-1021, nov./dez. 2004.

COSTA, A.C.; LIBARDI, P.L. Caracterização físico-hídrica de um perfil de terra roxa estruturada latossólica pelo método do perfil instantâneo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.23, p.663-677, 1999.

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

DEXTER, A.R.; CZYZ, E.A.; GATE, O.P. Soil structure and the saturated hydraulic conductivity of subsoils. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v.79, p.185-189, 2004.

DORADO NETO, D. **Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e dos potenciais da solução do solo**. 1989. 180p. (Mestrado em Irrigação e Drenagem) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1989.

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

EGUCHI, E.S.; SILVA, E.L.; OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo saturado e da taxa de infiltração básica determinadas “in situ”. **Ciência Agrotécnica**. Lavras.p.1607-1613, dez. 2003. Edição Especial.

ENDALE, D.M.; FISHER, D.S.; SCHOMBERG, H.H. Soil water regime in space and time in small Georgia piedmont catchment under pasture. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.70, p.1-13, jan/feb. 2006.

EMBRAPA Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Manual de métodos de análise de solo**. 2 ed. Rio de Janeiro, 1997. 212 p. (EMBRAPA-CNPS. Documentos, 1).

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: EMBRAPA Produção de Informação, 1999. 412p.

FAMIGLIETTI, J.S.; RUDNICK, J.W.; RODELL, M. Variability in surface moisture content along a hillslope transect: Rattlesnake Hill, Texas. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v.210, p.259-281, 1998.

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

FAULIN, G.C. **Variabilidade espacial do teor de água e sua influência na condutividade elétrica do solo**. 2005. 53p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

FERREIRA, P.A. **Curso de engenharia de irrigação**. drenagem. ABEAS: Brasília, 1987. 86p. (modulo, 2)

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

FISHER, R.A. **Statistical methods for research workers**. 13<sup>th</sup> ed. New York: Hafner Publ. Iv. 1958.

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

FREIRE, M.B.G. dos S.; RUIZ, H.A.; RIBEIRO, M.R.; FERREIRA, P.A.; ALVAREZ, V.H.; FREIRE, F.J. Condutividade hidráulica de solos de Pernambuco em resposta à condutividade elétrica e RAS da água de irrigação. **Revista Brasileira de engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.7, n.1, p.45-52, jan./abr. 2003.

FUENTES, C.; ANTONINO, A.C.D.; NETTO, A.M.; LIRA, C.A.B.O.; CABRAL, J. J.S.P. Desenvolvimento de um modelo fractal para a estimativa da condutividade hidráulica de solos não saturados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.1, p.51-60, jan./fev. 2005.

GARDNER, W.R.; KIRKHAM, D. Determination of soil moisture by neutron scattering. **Soil Science**, Baltimore, v.8, p.391-401, 1952.

GARDNER, C.M.K.; BELL, J.P.; COOPER, D.; DEAN, T.J.; HODNETT, M.G.; GARDNER, N. Soil water content. In: SMITH, K.A.; MULLINS, C.E. (Ed). **Soil analysis: physical methods**. New York: Marcel Dekker, 1991. p.1-65.

GOÉS, L.A.C. **Estatística: uma abordagem decisorial**. São Paulo: Editora Saraiva, 1980. 428p.

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer for Windows, version 6.01**: software de geração de mapas de contorno e superfícies contínuas (software). Colorado, 1995.

GONÇALVES, A.C.A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo de irrigação**. 1997. 118p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M.V.; SILVA, A.P. Estabilidade temporal da distribuição espacial da umidade do solo em área irrigada por pivô-central. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.23, p.155-164, 1999.



GOOVAERTS, P.; C.N. CHIANG. Temporal persistence of spatial patterns for mineralizable nitrogen and selected soil properties. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.57, p.372-381, 1993.

GRAYSON, R. B; A. W. WESTERN. Towards area estimation of soil water content from point measurements: Time and space stability of mean response. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v.207, p.68-82, 1998.

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

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

GUERRA, P.G.A. **Geoestatística operacional**. Brasília: Departamento Nacional de Produção Mineral, 1988. 145p.

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

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

HAMLETT, J.M.; HORTON, R.; CRESSIE, N.A.C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.50, p.868-875, 1986.

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

HUPET, F.; VANCLOOSTER, M. Intraseasonal dynamics of soil moisture variability within a small agricultural maize cropped field. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v.261, p.86-101, 2002.

HURTADO, A.L.B. **Variabilidade da condutividade hidráulica do solo em valores fixos de umidade e de potencial matricial**. 2004. 119p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

HURTADO, A.L.B.; CICHOTA, R.; VAN LIER, Q.J. Parametrização do método do perfil instantâneo para a determinação da condutividade hidráulica do solo em experimentos com evaporação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.2, p.301-307, maio/abr. 2005.

ISSAKS, E.; SRIVASTAVA, R.M. **An Introduction to Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

JONG VAN LIER, Q.J.; LIBARDI, P.L. Variabilidade dos parâmetros da equação que relaciona a condutividade hidráulica com a umidade do solo no método do perfil instantâneo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.23, p.1005-1014, 1999.

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

JÚNIOR, V.V.; CARVALHO, M.P.; DAFONTE, J.; FREDDI, O.S.; VÁZQUEZ, E.V.; INGARAMO, O.E. Spatial variability of soil water content and mechanical resistance of Brazilian ferralsol. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v.85, p.166-177, 2006.

KACHANOSKI, R.G.; De JONG, E. Scale dependence and the temporal persistence of spacial patterns of soil water storage. **Water Resources Research**, Washington, v. 24, n.1, p. 85-91, jan.1988.

KLEIN, V.A.; LIBARDI, P.L. Condutividade hidráulica de um Latossolo Roxo, não saturado, sob diferentes sistemas de uso e manejo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.32, n.6, p.945-953, nov./dez. 2002.

KUTÍLEK, M.; NIELSEN, D.R. **Soil Hydrology**. Alemanha: Catena Verlag, 1994. 370p.

LAL, R. **Characterization of soils**. Oxford: Clarendon Press, 1981. 580 p.

LAMPARELLI, R.A.C; ROCHA, J.V.; BORCHI, E. **Geoprocessamento e agricultura de precisão**: fundamentos e aplicações. Guaíba: Agropecuária, 2001. 118p.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: UNESP, 1998. 226p.

LAWLES, J.F. **Statistical models and methods for lifetime data**. New York: Wiley, 1982. 580p.

LIBARDI, P.L. **Dinâmica da água no solo**. 2 ed. Piracicaba, O autor, 2000. 509p.

LIBARDI, P.L. **Dinâmica da água no solo**. São Paulo: EDUSP, 2005. 335p.

LIBARDI, P.L.; REICHARDT, K.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Simple field methods for estimating the unsaturated hydraulic conductivity. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.44, p.3-7, 1980.

LIBARDI, L.P.; 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, p.1-12, 1996.

LOBATO, E.J.; LIBARDI, P.L.; CAMARGO, O.A. Condutividade hidráulica de amostras remoldadas de um latossolo roxo distrófico tratado com água/vinhaça. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Viçosa, v.22, p.181-188, mar/abr. 1998.

LOYOLA, J.M.T.; PREVEDELLO, C.L. Modelos analíticos para predição do processo da redistribuição da água no solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, n.5, p.783-787 set./out. 2003.

LU, Z.; ZHANG, D. Stochastic analysis of transient flow in heterogeneous, variably saturated porous media. **Vadose Zone Journal**, Madison, v.1, p. 137-149, 2002.

MC BRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, n.37, p.617-639, 1986.

MACIEL NETTO, A.; ANTONINO, A.C.D.; AUDRY, P.; CARNEIRO, C.J.G.; DALL'OLIO, A. Condutividade hidráulica não saturada de um podzólico amarelo da zona da mata norte de Pernambuco. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.6, p.1221-1228, jun. 2000.

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

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

MARQUES, J.D. de O.; LIBARDI, P.L.; TEIXEIRA, W.G.; REIS, A.M. Estudo de parâmetros físicos, químicos e hídricos de um Latossolo Amarelo, na região Amazônica. **Acta Amazônica**, Amazônia, v.34, n.2, p.145-154, 2004.

MARTÍNEZ-FERNÁNDEZ, J.; CEBALHOS, A. Temporal stability of soil in a large-field experiment in Sapin. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.67, p.1647-1656, Nov/Dec. 2003.

MARTÍNEZ-FERNÁNDEZ, J.; CEBALHOS, A. Mean soil moisture estimation using temporal stability. **Journal of hydrology**, Amsterdam, v.312, p.28-38, feb. 2005.

MATA, J.D.V. da. **Variabilidade espacial de indicadores da compactação de terra roxa estruturada, sob dois sistemas de preparo, cultivada com feijão (*Phaseolus vulgaris L.*) irrigado**. 1997. 73p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

MELO FILHO, J. F de. **Variabilidade dos parâmetros da equação da condutividade hidráulica em função da umidade de um latossolo sob condições de campo.** 2002. 145p. Tese - (Doutorado em Agronomia) - “Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

MELO FILHO, J.; LIBARDI, P. L. Estabilidade temporal de medidas do teor e do potencial mátrico da água no solo em uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.4, p.497-506, jul./ago. 2005.

MESQUITA, M.G.B.F.; MORAES, S.O. A dependência entre a condutividade hidráulica saturada e atributos físicos do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.3, p.963-969, maio/jun. 2004.

MOHAMTY, B.P.; T.H. SKAGGS. Spatio-temporal evolution and time-stable characteristics of soil moisture within remote sensing footprints with varying soil, slope, and vegetation. **Adv. Water Resources Research**, Washington, v.24, p.1051-1067, 2001.

MORAES, S.O. **Heterogeneidade hidráulica de uma terra roxa estruturada.** 1991. 141p. Tese (Doutorado em Agronomia) - “Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1991.

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

NETTO, A.A.; FERNANDES, E.J. Condutividade hidráulica de um Latossolo Vermelho em pousio e cultivo intensivo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.40, n.8, p.797-802. ago. 2005.

NETTO, A.M.; ANTONINO, A.C.D.; AUDRY, P.; CARNEIRO, C.J.G.; DALL’OLIO, A. Condutividade hidráulica não saturada de um podzólico amarelo da Zona da Mata do norte de Pernambuco. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.6, p.1221-1228, jun. 2000.

NIELSEN, D.R; BIGGAR, J.W.; ERH, R.T. Spatial variability of field-measured soil water properties. **Hilgardia**, Berkeley, v.42, p.215-260, 1973.

OLIVEIRA, G.C.; DIAS JUNIOR, M.S.; RESCK, D.V.S.; CURI, N. Caracterização química e físico-hídrica de um latossolo vermelho após vinte anos de manejo e cultivo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, p.327-336, 2004.

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

ORTIZ, J.L. **Emprego do geoprocessamento no estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo**. 2003. 205p. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais) - “Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

PACHEPSKY, Y.A.; GUBER, A.K.; JACKES, D. Temporal persistence in vertical distributions of soil moisture contents. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 69, p.347-352, Mar/Abr, 2005.

PARKIN, T.B.; ROBINSON, J.A. Statistical evaluation of median estimators for lognormal distributed variables. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.57, p.317-323, 1993.

PEREIRA, F.A.C.; FONSECA, A.A.O.; ALMEIDA, E.C.; MOREIRA, C.S.; MACEDO, D.J.B.; CRUZ, J.D. da. Comparação entre condutividade hidráulica saturada determinada em campo e laboratório. **Revista Magistra**, Cruz das Almas, v.13, p.13-17, n.1, jan./jun. 2001.

PREVEDELLO, B. M.S. **Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta**. 1987. 166p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1987.

PREVEDELLO, C.L.; KOBAYAMA, M.; JACOBS, G.A. Comparação dos métodos do perfil instantâneo e de van Genuchten na obtenção da condutividade hidráulica de uma areia marinha. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.19, p.1-5, 1995.

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

QUEIROZ, J.E.; MENDONÇA, I.C. de; SANTOS, R.V. Um estudo comparativo entre dois procedimentos de cálculo da condutividade hidráulica. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. Campina Grande, v.1, p.113-115, 1997.

REES, D.G. **Essential statistics**. 3<sup>rd</sup> ed. London: Chapman and Hall, 1995. 265p.

REGALADO, C.M.; CARPENA-MUNOZ, R. Estimating the saturated hydraulic conductivity in a spatially variable soil with different permeameters: a stochastic Kozeny-Carmam relation. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v.77, p.189-202, 2004.

REICHRDTS, L.A. The usefulness of capillarity potential to soil moisture and plant investigators. **Journal Agriculture Research**, Washington, v. 37, p.719-742, 1928.

REICHARDT, K. Capacidade de campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.12, p.211-216, 1988.

REICHARDT, K; TIMM, L.C. **Solo, planta e atmosfera: conceitos, processos e aplicações**. Barueri-SP: Manole. 2004. 478p.

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

REICHARDT, K.; TIMM, L.C.; BACCHI, O.O.S.; OLIVEIRA, J.C.M.; DOURADO-NETO, D. A parameterised equation to estimate soil hydraulic conductivity in the field. **Australian Journal of Soil Research**, Austrália, v.42, p.283-287, 2004.

RIBEIRO JUNIOR, P.J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 1995. 99p. Dissertação (Mestre em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

ROCHA, G.C. **Estabilidade temporal da distribuição espacial da armazenagem, do gradiente de potencial total e do potencial mátrico da água, em um solo cultivado com citros**. 2004. 117p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

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

SANTOS, P.A. dos.; CARVALHO, M.P.; FREDDI, O.S.; KITAMURA, A.E.; FREITAG, E.E.; VANZELA, L.S. Correlação linear e espacial entre o rendimento de grãos do feijoeiro e a resistência mecânica à penetração em um Latossolo Vermelho distrófico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.2, p.287-295, maio/abr. 2005.

SANTOS, R.F.dos; CARLESSO, R.; VILAS BOAS, M.A. Calibração simplificada de sonda de nêutrons para a determinação do conteúdo de água no solo. **Revista de Agricultura**, Piracicaba, v.74,n.2, p.14-22, 1999.

SAS INSTITUTE. **SAS/STAT Procedures Guide for personal computers version 6.12**: (software). 3<sup>rd</sup>. Cary, NC: SAS Institute, 1993. 1022p.

SAUNDERS, L.C.U.; LIBARDI, P.L.; REICHARDT, K. Condutividade hidráulica da terra roxa estruturada em condições de campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.2, p.164-167, 2003.

SCOTT, H.D.; MAUROMOUSTAKOS, A.; HANDAYANI, I.P.; MILLER, D.M. Temporal variability of selected properties of loessial soil as affected by cropping. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, p.1531-1538, 1994.

SEPASKHAH, A.R.; AHMADI, S.H.; SHAHBAZI, A.R. Geostatistical analysis of sorptivity for a soil under tilled and no-tilled conditions. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v.83, p.237-245, 2005.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, Cambridge, v.52, p.591-611, 1965.

SHOUSE, P.J.; MOHANTY, B.P. Scaling of near-saturated hydraulic conductivity measured using disc infiltrometers. **Water Resources Research**, Washington, v.34, p.1195-1205, 1998.

SILVA, A.J.; RIBEIRO, M.R. Caracterização de latossolo amarelo sob cultivo contínuo de cana-de-açúcar no estado de Alagoas: atributos morfológicos e físicos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, SP. v.21, p.677-684, 1997.

SILVA, A.P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. 1988, 104p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

SILVA, A.P. da; NADLER, A.; KAY, B.D. Factors contributing to temporal stability in spatial patterns of water content in the tillage zone. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v.58, p.207-218, 2001.

SILVA, M.A.S. da.; MAFRA, Á.L.; ALBUQUERQUE, J.A.; BAYER, C.; MIELNICZUK, J. Atributos físicos do solo relacionados ao armazenamento de água em um Argissolo Vermelho sob diferentes sistemas de preparo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.35, n.3, p.544-552, maio/jun. 2005.

SILVA JUNIOR, R.L. **Variabilidade espacial do índice de cone correlacionada com mapas de produtividade**. 2001. 132p. Tese (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

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

SISSON, J.B.; WIERENGA, P.J. Spatial variability of steady-state infiltration rates as a stochastic process. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.45, p.699-704, 1981.

SOMMER, R.; FÖLSTER, H.; VIELHAUER, K.; CARVALHO, E.J.M.; VLEK, P.L.G. Deep soil water dynamics and depletion by secondary vegetation in the Eastern Amazon, Madison. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.67, p.1672-1686, 2003.

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

SOUZA, J.R.; QUEIROZ, J.E.; GHEYI, H.R. Variabilidade espacial de características físico-hídricas e de água disponível em um solo aluvial no semi-árido paraibano. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.3, n.2, p.140-144, 1999.

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

SOUZA, L.S.; VIEIRA, S.R.; COGO, N.P. Variabilidade dos teores de nutrientes na folha, entre plantas, em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.21, p.373-377, 1997.

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

SOUZA, Z.M. de.; ALVES, M.C. Movimento de água e resistência à penetração em um Latossolo Vermelho distrófico de cerrado, sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.7, n.1, p.18-23, jan./abr. 2003.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.6, p.937-944, nov./dez. 2004.

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

STARKS, P.J; HEATHMAN, G.C.; JACKSON, T.J.; COSH, M.H. Temporal stability of soil moisture profile. **Journal of Hidrology**, Amsterdam, v.324, p.400-411, set. 2006.



STARR, G.C. Assessing temporal stability and spatial variability of soil water patterns with implications for precision water management. **Agricultural water management**, Orono, v.72, p.223-243, 2005.

TEIXEIRA, C.F.A. **Desempenho do tensiômetro com manômetro de mercúrio, reflectômetro no domínio do tempo e sonda de nêutrons no monitoramento do teor de água no solo**. 2001. 115p. Dissertação (Doutorado em Agronomia) - “Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

TEIXEIRA, C.F.A.; MORAES, S.O.; SIMONETE, M.A. Desempenho do tensiômetro, TDR e sonda de nêutrons na determinação da umidade e condutividade hidráulica do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, n.2, p.161-168, maio/abr. 2005.

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

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARAA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, New York, v. 38, p.45-94, 1985.

TURATTI, A.L.; VILLAGRA, M.M.; PONCE, J.E.; BACCHI, O.O.S.; REICHARDT, K. Variabilidade espacial do solo e sua implicação na calibração de sondas de nêutrons. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.14, p.259-262, 1990.

VACHAUD, G.; PASSERAT, A. S.; BALABANIS, P.; VAUCLIN, M. Temporal stability of spatially measured soil water probability density function. **Soil Science Society of America Journal**, Madison v. 49, p.822-827, 1985.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D.R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.47, p.175-184, 1983.

VAN PELT, R.S.; WIERENGA, P. Temporal stability of spatially measured soil matric potential probability density function. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 65, p. 668-667, 2001.

VAN WESENBEEK. I.J.; KACHANOSKI R.G. Spatial and temporal distribuição of soil water in the tilled layer under a corn crop. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 52, p. 363-368, 1988.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S. R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D. R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**. Madison, v.47, n. 2, p. 175-184, mar./abr.1983

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

VIEIRA, S.R. **Uso da geoestatística em estudos de variabilidade espacial**. In: Curso de atualização em conservação do solo, Campinas: IAC, 1995. 61p.

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

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

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

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

VIEIRA, S.R.; DECHEN, S.C.F.; MARIA, I.C. de. Uso de geoestatística no mapeamento de atributos de solo e planta. In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA – GIS BRASIL 98, 4., Curitiba, 1998. **Anais**: Curitiba, 1998. (1 cd-Room).

VILLAGRA, M. M.; MICHIELS, P.; HARTMANN, R.; BACCHI, O.O.S.; REICHARDT, K. Variação da condutividade hidráulica do solo não saturado determinada em condições de campo utilizando análises simplificadas de experimentos de drenagem interna. **Scientia agrícola**, Piracicaba, v.51, n.1, p.113-122, jan./abr. 1994.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. **Applications of soil physics**. New York: Academic Press, 1980. cap. 13. p. 319-344.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. **Advance soil Science**, New York, v.3, p.1-79, 1985.

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

WILDING, L.P.; DREES, L.R. Spatial variability and pedology. **Pedogenesis and soil taxonomy**. New York: Elsevier, v.11a, p.83-113, 1983.

YANG, X.; WANDER, M.M. Temporal changes in dry aggregate size and stability: tillage and crop effects on a silty loam Mollisol en Illinois. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v.49, p.173-183, 1998.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 144p. Tese de Livre-Docência (Livre-Docência em Levantamento do solo e ftopedologia), Universidade Estadual Paulista “Julio de Mesquita Faculdade de Ciências Agrárias”, Botucatu, 2001.

ZHUANG, J.; NAKAYAMA, K.; YU, G.R.; MIYAZAKI. Predicting unsaturated hydraulic conductivity of soil based on some basic soil properties. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v.59, p.143-154, 2001.

**ANEXO**

## CLASSIFICAÇÃO PEDOLÓGICA DO SOLO

### Anexo A - Características morfológicas do perfil de Latossolo Vermelho Amarelo

Hor.	Prof. (m)	Estrutura Tipo	Classe	Grau	Consistência			Transição Nitidez	Topo.	Cerosidade Grau	Quant.	
					Seca	Úmida	Molhada					
Ap	0 – 0,20	Granular.	Média	Fraca	Dura	Friável	Não plástico	Lig. Pegajosa	Clara	Plana	Ausente	----
A <sub>2</sub>	0,20-0,52	Bloco Subangular	Pequena	Fraca	Lig.dura	Muito friável	Não plástico	Lig. pegajosa	Gradual	Plana	Ausente	----
AB	0,52-0,96	Bloco Subangular	Média	Moderada	Lig. dura	Muito friável	Não plástico	Pegajosa	Gradual	Plana	Ausente	----
BA	0,96-1,42	Bloco Subangular	Média	Moderada	Lig. dura	Muito friável	Lig. plástico	Lig. pegajosa	Clara	Plana	Ausente	.....
Bw <sub>1</sub>	1,42-1,69	Granular	Pequena	Maciça	Lig. dura	Muito friável	Lig. plástico	Não pegajosa	Clara	Plana	Ausente	.....
Bw <sub>2</sub>	1,69-2,26+	Granular.	Pequena	Maciça	Lig. dura	Muito friável	Lig. plástico	Não pegajosa	Clara	Plana	Ausente	.....

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)