

**ESTABILIDADE TEMPORAL E ANÁLISE  
ESPACIAL DO ARMAZENAMENTO DE  
ÁGUA EM SOLO ARENOSO DA REGIÃO DE  
PETROLINA-PE**

**LUIS CÉSAR DE AQUINO LEMOS FILHO**

**2010**

**LUIS CÉSAR DE AQUINO LEMOS FILHO**

**ESTABILIDADE TEMPORAL E ANÁLISE ESPACIAL DO  
ARMAZENAMENTO DE ÁGUA EM SOLO ARENOSO DA REGIÃO DE  
PETROLINA-PE**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, área de concentração em Engenharia de Água e Solo, para a obtenção do título de “Doutor”.

Orientador  
Prof. Dr. Manoel Alves de Faria

LAVRAS  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2010

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

Lemos Filho, Luis César de Aquino.

Estabilidade temporal e análise espacial do armazenamento de  
água em solo arenoso da região de Petrolina-PE / Luis César de  
Aquino Lemos Filho. – Lavras : UFLA, 2010.

151 p. : il.

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Lavras, 2010.

Orientador: Manoel Alves de Faria.

Bibliografia.

1. Geostatística. 2. Semivariograma. 3. Krigagem. 4. Manejo de  
irrigação. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 631.432

**LUIS CÉSAR DE AQUINO LEMOS FILHO**

**ESTABILIDADE TEMPORAL E ANÁLISE ESPACIAL DO  
ARMAZENAMENTO DE ÁGUA EM SOLO ARENOSO DA REGIÃO DE  
PETROLINA-PE**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, área de concentração em Engenharia de Água e Solo, para obtenção do título de “Doutor”.

APROVADA em 19 de fevereiro de 2010

Prof. Dr. Luís Henrique Bassoi	Embrapa Semi-árido
Prof. Dr. Elio Lemos da Silva	UFLA/DEG
Prof. Dr. Carlos Rogério de Mello	UFLA/DEG
Prof. Dr. Mozart Martins Ferreira	UFLA/DCS

Prof. Dr. Manoel Alves de Faria  
(Orientador)

LAVRAS  
MINAS GERAIS - BRASIL

## **OFEREÇO**

A DEUS, pela força, amor, iluminação e perseverança concedidos em todas as horas de minha vida, principalmente nos momentos mais difíceis.

A minha querida companheira, Livia Lessa.

Aos meus queridos e amados pais, Luis César e Cleide.

A minha família, em especial aos meus irmãos Andréa, William e Wellington, e aos amados sobrinhos, Luis Eduardo e Maria Camilly.

A minha tia Eliete, por todo o apoio dado aos meus estudos.

Aos meus queridos sogros, Maria Zuleide e José Patrício.

Ao que tenho de mais precioso na vida, minha amada filha Ana Júlia,

**DEDICO.**

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente a DEUS, pelo dom da vida, fidelidade e amor.

A todos os familiares, em especial a minha companheira Livia Lara Lessa Alves, por todo apoio dado nos momentos mais difíceis dessa caminhada.

À Universidade Federal de Lavras (UFLA), por intermédio do Departamento de Engenharia, pela oportunidade e ensinamentos ao longo do Mestrado e do Doutorado, possibilitando a realização desta Tese.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de doutorado.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo auxílio à Pesquisa concedido por meio do Edital Universal 2006.

Ao Centro de Pesquisa Agropecuária Trópico Semiárido (CPATSA) da Embrapa, pela disponibilização de sua infraestrutura e recurso financeiro do projeto “Manejo diferencial da irrigação em videiras baseado na variabilidade espacial do solo”, do Macroprograma 3 da Embrapa.

À Fazenda Alpha Vale, nas pessoas do Sr. Euder de Almeida Ribeiro (proprietário), pela concessão da área para realização do experimento, e do Sr. José Cavalcanti de Sousa Filho (Eng<sup>o</sup> Agrônomo responsável), pelo apoio de campo e outros recursos indispensáveis para a realização do trabalho.

Ao Professor Manoel Alves de Faria, pelo apoio, incentivo, dedicação, disponibilidade, paciência, confiança depositada, amizade e, acima de tudo, pela orientação segura e correta durante o curso de doutorado.

Ao grande amigo Luís Henrique Bassoi, por quem guardo valiosa estima e consideração, pelas inúmeras e imprescindíveis orientações que contribuíram para o desenvolvimento do trabalho e para minha formação profissional e pessoal.

Aos amigos Luis Fernando de Souza Magno Campeche (Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Sertão Pernambucano - IFSPe), Júlio César Ferreira de Melo Junior (Universidade Federal do Vale do São Francisco - Univasf) e Eliezer Santurbano Gervásio (Universidade Federal do Vale do São Francisco - Univasf), pelo apoio técnico concedido para realização da pesquisa.

Aos professores do DEG, Antônio Marciano da Silva, Elio Lemos da Silva, e Carlos Rogério de Mello pela amizade, orientação precisa e apoio durante toda minha estada na Universidade Federal de Lavras (UFLA).

Aos pesquisadores da Embrapa Semiárido Alexandra Monteiro Salviano Mendes, Bárbara França Dantas, Davi José Silva por toda amizade, orientação e contribuição técnica super valiosa para o desenvolvimento deste trabalho.

A todos os professores e servidores técnico-administrativos do Departamento de Engenharia da UFLA, pela convivência, ensinamentos e amizade.

A todos os colegas de pós-graduação, pelo convívio e motivação nas disciplinas superadas.

A uma república chamada “Aí dentro”, composta por grandes amigos e companheiros cearenses (quase uma família). Em especial a Helena Diógenes, Jean Herlington Monteiro, Keline Albuquerque, Cleilson Uchoa, Aníbal Coutinho e Virna Braga, que são grandes amigos que souberam me dar forças nas horas de desânimo.

Aos bolsistas de iniciação científica, da Embrapa Semiárido, Paula Rose Ribeiro, Fabrício Santos, Armando Lopes e Ernane Silva pelo apoio e contribuição valiosíssima para a execução do trabalho de campo.

À minha família, pelo insubstituível carinho, amor e apoio em todos os momentos difíceis.

A todos que contribuíram, diretamente ou indiretamente, para a realização desta tese de doutorado, o meu MUITO OBRIGADO!!! MUITO OBRIGADO MESMO!!!



## SUMÁRIO

RESUMO.....	i
ABSTRACT .....	ii
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	3
2.1 Considerações sobre a viticultura no Vale do São Francisco (VSF) .....	3
2.2 Demanda hídrica da videira e manejo da irrigação no VSF .....	5
2.3 Geoestatística .....	10
2.4 Variabilidade espacial das propriedades físico-hídricas do solo .....	19
2.5 Estabilidade temporal .....	24
2.6 Considerações finais sobre a revisão bibliográfica .....	32
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	34
3.1 Localização e descrição da área.....	34
3.2 Caracterizações climáticas da região do VSF .....	37
3.3 Caracterização da irrigação na área experimental.....	43
3.4 Caracterização físico-hídrica do solo da área experimental.....	45
3.4.1 Determinação da densidade do solo ( $\rho_s$ ).....	45
3.4.2 Determinação da textura .....	46
3.4.3 Determinação das curvas de retenção pelo método de Arya e Paris.....	46
3.4.4 Capacidade de armazenamento de água e água disponível no solo .....	47
3.5 Manejo da irrigação na área experimental .....	48
3.6 Monitoramento da água no solo.....	49
3.6.1 Tensiometria .....	51
3.6.2 <i>Time domain reflectometry</i> (TDR).....	54
3.6.3 Método da moderação de nêutrons (sonda de nêutrons).....	55
3.7 Calibração dos equipamentos de TDR e sonda de nêutrons .....	57
3.8 Potencial total de água no solo ( $\Psi_T$ ) .....	61

3.9 Determinação do armazenamento de água no solo.....	62
3.10 Estatística descritiva e análise exploratória dos dados.....	62
3.11 Estudos variográficos.....	63
3.12 Análises dos modelos de semivariogramas.....	66
3.13 Suportes computacionais para as análises geoestatística .....	67
3.14 Análise de estabilidade temporal dos dados .....	68
4 RESULTADO E DISCUSSÃO.....	71
4.1 Curvas de retenção de água no solo.....	74
4.2 Caracterização físico-hídrica da área experimental .....	76
4.3 Análise espacial do armazenamento médio de água no solo .....	82
4.3.1 Análise exploratória do armazenamento médio de água no solo .....	87
4.3.2 Estudo variográfico do armazenamento médio de água no solo.....	94
4.3.3 Krigagem do armazenamento médio de água no solo .....	102
4.4 Análise temporal do armazenamento médio de água no solo.....	105
4.5 Estabilidade temporal do armazenamento de água no solo .....	112
4.6 Estabilidade temporal do armazenamento determinado por TDR e sonda de nêutrons.....	126
5 CONCLUSÕES .....	134
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	136

## RESUMO

LEMOS FILHO, Luis César de Aquino. **Estabilidade temporal e análise espacial do armazenamento de água em solo arenoso da região de Petrolina-PE**. 2010. 151 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Lavras, Lavras.\*

O conhecimento do real comportamento espacial e temporal da água no solo é fundamental para um manejo mais preciso da irrigação. Este trabalho foi realizado com o objetivo de analisar, por meio de técnicas geoestatísticas, a variabilidade espaço-temporal de atributos físico-hídricos do solo e a estabilidade temporal dessas variações. O trabalho foi realizado em uma área com Neossolo Quartzarênico, cultivada com uva fina de mesa (*Vitis vinifera* L.), cultivar Festival, sob irrigação por microaspersão, no município de Petrolina, em Pernambuco. Para monitorar a água no solo foram utilizados tensiômetros, sonda de nêutrons e “time domain reflectometry” ou TDR. Foram realizadas as análises de estatística e geoestatísticas necessárias para a interpolação dos resultados pelo processo de krigagem. Para avaliar a estabilidade temporal dos dados ao longo do tempo, utilizaram-se as técnicas sugeridas por Vachaud et al. (1985) e Kachanoski e De Jong (1988). Os resultados mostraram que a geoestatística foi adequada para descrever a estrutura de dependência espacial dos atributos estudados. O armazenamento de água no solo apresentou variabilidade espacial, mostrando a necessidade de se manejar a irrigação de forma diferenciada e não considerando a área como homogênea. O armazenamento de água no solo para algumas datas apresentou boa estabilidade no tempo, para os 39 pontos amostrados, e essa estabilidade propiciou a determinação de pontos na área em que melhor representasse a média real da área.

---

\* Comitê Orientador: Manoel Alves de Faria - UFLA (Orientador), Luís Henrique Bassoi - Embrapa Semiárido.

## ABSTRACT

LEMOS FILHO, Luis César de Aquino. **Temporal stability and spatial analysis of soil water storage in a soil of the Petrolina-PE.** 2010. 151 p. Thesis (Doctor Science in Agricultural Engineering) - Federal University of Lavras, Lavras.\*

The knowledge of spatial and temporal behavior of soil water content is important to perform a more precise irrigation scheduling. The objective of this research work was to analyze through geostatistical techniques the spatial and temporal variability of soil physic-hydric attributes and the temporal stability of these variabilities. The research was carried out in a soil classified as Neossolo Quartzarênico cultivated with table grapes (*Vitis vinifera* L.) cv. Festival, irrigated by microsprinklers, in Petrolina, Pernambuco State, Brazil. Soil water content monitoring was performed with tensiometer, neutron probe and TDR (time domain reflectometry). The statistical and geostatistical analysis were performed to obtain data interpolation by kriging. The data temporal stability was evaluated by techniques proposed by Vachaud et al. (1985) and Kachanoski e De Jong (1988). The results presented that geostatistics was appropriate to describe the spatial dependency structure of soil attributes. The soil water storage presented spatial variability, emphasizing the importance of schedule irrigation in a differentiated way and not considering the area as homogeneous. The soil water storage in some days presented a good temporal stability in the 39 sites evaluated, and this stability allowed the determination of points which best represent the average value of the area.

---

\* Guidance Committee: Manoel Alves de Faria – UFLA (Major Professor), Luís Henrique Bassoi - Embrapa Semiárido.

## 1 INTRODUÇÃO

A fruticultura irrigada no Vale do São Francisco (VSF) é um importante componente do agronegócio brasileiro. A videira é uma das espécies frutícolas de maior destaque nesse contexto, tanto pela possibilidade de cultivo e comercialização nos mercados interno e externo, por pequenos, médios e grandes produtores, como pela geração de renda e criação de empregos diretos e indiretos, o que contribui para a inclusão social.

O sistema de produção de uva no VSF é caracterizado pelo uso indispensável da irrigação. Nesta região, o manejo da água no solo tem sido feito, basicamente, em função de dados climáticos, não levando em consideração atributos físico-hídricos do solo e sua variabilidade espacial e temporal. Porém, consequências graves podem ocorrer por conta deste tipo de manejo, como contaminação de águas subterrâneas, salinização, degradação do solo, má utilização de recursos hídricos e de energia, além de menor retorno econômico.

Geralmente as irrigações resultam em aplicações excessivas em determinadas áreas do plantio e insuficientes em outras, em função da não uniformidade natural existente nas áreas cultivadas. Dessa forma, a adequação da utilização da água dentro das reais necessidades de cada local é essencial para a promoção da sustentabilidade do setor, tanto em âmbito econômico como ambiental. Por isso, o estudo do ambiente físico no qual a videira se desenvolve, particularmente o solo, poderá trazer técnicas de manejo mais apropriadas para a racionalização do uso da água. Para isso, torna-se importante o estudo da variabilidade espacial e temporal dos atributos do solo, permitindo a identificação de zonas que possam ser consideradas homogêneas.

Assim, descrever e mapear a variabilidade espaço-temporal das propriedades físico-hídricas do solo são os primeiros passos para determinar a

melhor metodologia para uma irrigação de precisão, que consiste em aplicar no local correto, no momento adequado, as quantidades adequadas de água necessária à produção agrícola, ajudando a maximizar os lucros e a proteger o meio ambiente com a redução do uso indiscriminado e irracional de água.

Na análise da variabilidade espaço-temporal de atributos físico-hídricos do solo, a geoestatística é uma poderosa ferramenta que tem contribuído cada vez mais para as pesquisas agropecuárias. Uma de suas aplicações é a elaboração de mapas temáticos que permitam analisar a variável em estudo. Esse artifício é cada vez mais utilizado na agricultura para definir zoneamentos de áreas e, assim, identificar subáreas para fins de manejo diferenciado.

Em função disso, este trabalho foi realizado em uma área cultivada com uva fina de mesa (*Vitis vinifera* L.), cultivar Festival, no município de Petrolina, em Pernambuco. O objetivo foi o de estudar, por meio de técnicas geoestatísticas, a variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo e, assim, gerar mapas com zonas de maior e menor conteúdo de água no solo, que possam orientar a tomada de decisão quanto ao manejo em sistemas de irrigação localizada.

Outro objetivo do trabalho foi avaliar a estabilidade temporal da variabilidade espacial do armazenamento de água no solo, para determinar pontos da área que possam representar um valor médio de umidade do solo como suposto representativo da média real da área estudada, que poderá contribuir para uma melhor orientação na tomada de decisão quanto à amostragem correta para esta variável, proporcionando, assim, um manejo de irrigação mais adequado para a cultura na região do VSF.

Tais procedimentos contribuirão para a redução de perdas de água e de nutrientes por drenagem profunda e, conseqüentemente, minimizará a contaminação do lençol freático em áreas de cultivo próximas ao rio São Francisco.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Considerações sobre a viticultura no Vale do São Francisco (VSF)

A viticultura tem grande importância sócio-econômica e cultural para diversos países. Segundo dados da Food and Agriculture Organization - FAO (2008), no ano de 2006, esta cultura ocupou mais de 7.399,5 milhões de hectares no mundo, com produção de, aproximadamente, 68.952,7 milhões de toneladas e produtividade média de 9.318,5 kg ha<sup>-1</sup>.

A produção brasileira gira em torno de 1,35 milhão de toneladas (Mello, 2006). Boa parte dessa produção pode ser representada por dois grandes grupos: um formado pelas uvas finas de mesa (*Vitis vinifera* L.) e outro formado pelas uvas rústicas de mesa (*Vitis labrusca* L.) (Pommer, 2003).

A viticultura de mesa vem, nos últimos anos, tomando grande impulso no Brasil, principalmente em regiões cujas condições edafoclimáticas são consideradas ideais ao desenvolvimento da cultura. Dentre essas regiões, destaca-se o pólo Petrolina, PE/Juazeiro, BA (Vale do São Francisco, VSF) no nordeste brasileiro, onde se conseguem realizar duas ou mais safras de uvas por ano. Porém, para se obter sucesso, exige-se alto grau de tecnologia e de manejo para que o retorno econômico seja satisfatório.

No VSF, a vitivinicultura destaca-se como uma das principais atividades do agronegócio irrigado, representando, aproximadamente, 95% das exportações nacionais de uvas finas de mesa e com participação crescente no setor vinícola nacional. Entretanto, a participação brasileira no comércio internacional de uva, ainda é muito pequena, visto que o Brasil exporta somente cerca de 4,4% da produção nacional, enquanto o Chile exporta mais de 53% de sua produção. No ano de 2007, a área cultivada com uva na região do VSF foi estimada em 9.174 hectares, para uma produção de 277.314 toneladas e produtividade média de

30,23 t/ha, bem acima da produtividade média da região sul (14,7 t/ha) e sudeste do Brasil (18,3 t/ha), regiões tradicionais no cultivo (Anuário..., 2008).

O VSF apresenta uma viticultura com características bastante peculiares em relação às demais regiões produtoras de uvas de mesa do país. Não existem em todo o território brasileiro, condições climáticas tão favoráveis ao desenvolvimento de uvas finas de *Vitis vinifera*, espécie esta consagrada na viticultura mundial, tanto para a elaboração de vinhos finos quanto para o consumo "in natura". Alia-se a isto o fato de que a ausência de frio não favorece a adaptação de variedades americanas, também chamadas de uvas comuns, das quais a Niágara rosada (*Vitis labrusca*) é a principal representante, uma vez que é a principal uva de mesa cultivada nas regiões sul e sudeste do país. Assim sendo, desde os primeiros plantios domésticos, passando pelos pioneiros vinhedos comerciais estabelecidos entre 1957 e 1958 até os dias de hoje, todas as variedades cultivadas com sucesso no VSF pertencem a uma única espécie, *Vitis vinifera*.

Nos últimos anos, houve um aumento considerável, na região do VSF, do plantio de cultivares sem sementes (apirênicas). Isso tem ocorrido em razão da demanda crescente do mercado externo e dos melhores rendimentos com a comercialização desse produto (Mello, 2004b). Por isso, têm sido feitos investimentos visando aumentar a competitividade da região do VSF em relação às demais regiões produtoras.

Aproximadamente 65% das áreas plantadas com videira no VSF têm menos de cinco anos de idade e 60% correspondem a cultivares sem sementes. Dentre as cultivares sem sementes (apirênicas), destaca-se a 'Superior Seedless' (Festival) que responde por, aproximadamente, 50% da área total da uva de mesa.

Na região do VSF encontram-se diversas propriedades rurais de porte pequeno a grande, que têm como principal fonte de renda a produção de uvas de



mesa. O manejo da cultura, em termos de tratamentos culturais, é bastante conhecido pelos vinicultores do VSF, porém, estudos de nutrição e manejo de água ainda são incipientes. Com o peso dos insumos (água, adubos, defensivos) no custo de produção aumentando a cada ano, os produtores necessitam maximizar o uso para diminuir os desperdícios e obter ganhos financeiros juntamente com a preservação ambiental.

## **2.2 Demanda hídrica da videira e manejo da irrigação no VSF**

A demanda hídrica de uma planta é variável em função das diferentes fases do seu ciclo vegetativo e reprodutivo e com a videira não é diferente. Por isso, ela exige que o fornecimento de água seja feito de forma regular ao longo de seu ciclo e com quantidades suficientes ao seu pleno metabolismo. Porém, a precipitação pluvial em Petrolina, PE, distribui-se irregularmente, com maior concentração nos meses de novembro a março e em quantidade insuficiente para a produção de uvas de mesa, que ocorre ao longo de todo o ano.

Aliado a isso, as altas demandas evaporativas da região fazem com que o sistema de produção de uvas finas de mesa no VSF seja caracterizado pelo uso indispensável da irrigação. Apesar da irrigação ser um dos fatores primordiais de produção nesse caso, parte dos viticultores ainda a maneja sem subsídios técnicos condizentes com as condições edafoclimáticas do VSF, apesar da disponibilidade desses subsídios para o manejo de irrigação. De acordo com Gomide (2002), uma irrigação bem realizada pode potencializar tanto a produtividade quanto a qualidade dos produtos agrícolas.

A cultura da videira é perene com sistema radicular profundo, podendo ajustar-se, até certo ponto, a suprimento limitado de água (Doorembos & Kassam, 1979). Entretanto, Bassoi et al. (2002) e Bassoi et al. (2003), estudando distribuição de raízes de videira irrigada por sistemas de irrigação localizada,

constatarem que, em solos do VSF, as raízes alcançam a profundidade de 1m, mas a profundidade efetiva do sistema radicular é de 60 cm.

As necessidades hídricas anuais da cultura da videira variam, em média, entre 400 e 1.200 mm, dependendo do clima, da duração do ciclo fenológico, da cultivar utilizada, da estrutura e da profundidade do solo, das práticas culturais, da direção, do espaçamento e da largura das fileiras e altura da latada (Doorenbos & Pruitt, 1977; Doorenbos & Kassam, 1979).

De acordo com Ávila Neto et al. (2000), o consumo de água da videira irrigada por gotejamento no VSF, determinado pelo método do balanço de água no solo, da poda à colheita dos frutos, foi de 333,6 mm. O consumo médio diário foi de 3,6 mm, tendo, no subperíodo de maior demanda transpiratória da vegetação, este valor sido de 4,33 mm. Os valores dos coeficientes de cultura (Kc) oscilaram de 0,49 a 0,74.

Teixeira et al. (1999) determinaram a evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>), a evapotranspiração da cultura (ET<sub>c</sub>) e Kc da uva, em todas as fases do ciclo produtivo, em Petrolina, PE (VSF). Os autores observaram que a ET<sub>c</sub> acumulada foi 503 mm, com valor médio de 4,2 mm dia<sup>-1</sup> e variação diária de 2,8 a 7,0 mm. Os valores de Kc variaram de 0,65 a 1,15.

Para a cultivar Superior Seedless (Festival), cultivada na região de Petrolina (VSF), os valores de Kc variam de 0,15 a 0,8, com o seu ciclo de desenvolvimento (Soares & Costa, 2000).

Como, em condições tropicais e de baixa altitude, a videira não encontra temperaturas inferiores a 12°C, a sua fase de repouso fenológico (dormência) só pode ser obtida mediante a supressão ou a redução da irrigação. Isso porque esta fase é muito importante para que a videira armazene reservas suficientes nos ramos, caule e raízes, para serem utilizadas no início do ciclo de produção consecutivo, o qual não deve ser inferior a 30 dias (Marro, 1989). Leão et al. (2000) recomenda a adoção de um período de repouso entre 30 a 60 dias, para a

região do VSF. Porém, deve-se ter cuidados com esse manejo, porque tanto o excesso quanto a falta de água são fatores que afetam, de maneira marcante, o rendimento das culturas irrigadas e, conseqüentemente, o retorno econômico desse sistema de produção (Saad & Libardi, 1994).

Caso ocorra deficiência hídrica durante o período inicial de crescimento da parreira e na maturação das bagas, ocorrerá redução no tamanho dos frutos e atraso no seu amadurecimento, afetando a sua coloração e favorecendo a sua queima pela radiação solar (Ávila Neto et al., 2000). Por outro lado, o excesso hídrico (chuvas ou irrigação) com temperaturas elevadas torna a cultura muito susceptível a doenças fúngicas e a pragas, sendo conveniente que não ocorram precipitações durante todo o período vegetativo.

A deficiência de água antes e após o início de maturação pode afetar não só o desenvolvimento das bagas, mas também os primórdios florais que vão dar origem às bagas do ciclo seguinte (Basso et al., 1999). Muitos estudos têm sido realizados no sentido de determinar o nível de estresse no período de maturação que influencia a produtividade e a qualidade da uva.

Basso et al. (1999), trabalhando com interrupções de irrigação de 2, 16, 22 e 30 dias antes da colheita, no período de maturação da baga de uva da cv. Itália, na região do VSF, verificaram que a interrupção da irrigação 16 dias antes da colheita não trouxe reduções significativas tanto na produtividade como na qualidade da baga. Por outro lado, num experimento realizado por Assis et al. (1996), na mesma região (VSF), também com a cultivar Itália, pode-se verificar que a suspensão total da irrigação, até três semanas antes da colheita, melhorou a qualidade e aumentou a tolerância dos frutos ao transporte e ao armazenamento, sem provocar redução significativa na produtividade.

Para uma boa produtividade da videira, é recomendável que o desenvolvimento vegetativo da planta ocorra em condições de escassez de precipitação pluviométrica e que as necessidades hídricas sejam satisfeitas por

meio da irrigação, sendo os métodos de gotejamento e microaspersão os mais utilizados (Teixeira & Azevedo, 1996).

Embora o clima no VSF proporcione produção de uva de mesa de qualidade superior (devido ao baixo índice de precipitação e à alta luminosidade e temperatura, facilitando o controle de doenças, principalmente mildio e oídio, pelo controle de irrigação e outros tratos culturais), pode, por outro lado, propiciar o acúmulo de íons inorgânicos nos solos, resultando na sua salinização, devido ao excesso de evapotranspiração em relação à precipitação e fazendo com que tais áreas estejam sujeitas a degradações ambientais. Esse risco tem sido intensificado devido ao manejo inadequado do sistema solo-água-planta (adubação mineral e irrigação), comprometendo o desempenho da cultura e, em muitos casos, provocando o abandono de áreas de cultivo.

A maioria dos solos nos quais se cultiva uva no VSF apresenta textura variando do arenosa a fraco-arenosa com alta capacidade de infiltração de água e pouco teor de matéria orgânica. Essas características fazem com que a perda de água e nutrientes por percolação seja uma prática comum na região, principalmente porque o manejo racional de água não é prática usual dos irrigantes. Na agricultura moderna deve-se trabalhar com o conceito amplo da palavra produtividade, que pode se referir a cada etapa do processo da cadeia produtiva de uma determinada cultura, ou seja, produção por quantidade de energia, água, adubo, etc., utilizado na produção.

Assim, durante a produção de uva no VSF, fica evidente a importância do conhecimento da reserva hídrica do solo que, por sua vez, é uma função da capacidade de retenção de água do solo, do aporte de água pela irrigação e, eventualmente, pela chuva, das perdas por percolação e da evapotranspiração (transpiração da videira + evaporação da água do solo). Consideram-se as perdas por escoamento superficial como de menor importância para o estudo em questão, pois as áreas da região, em sua maioria, têm topografia plana.

A evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>, mm), fornecida por estações climatológicas pertencentes aos produtores ou à rede de estações coordenada pela Embrapa Semiárido, tem sido aplicada no manejo de irrigação gradativamente ampliada no VSF, nos últimos anos. No entanto, o manejo de irrigação baseado em parâmetros climáticos não leva em consideração as características físico-hídricas dos solos, fato esse que ganha maior relevância devido à presença de considerável parte dos pomares de uva no VSF em solos de profundidade variável, com elevada porcentagem de areia ou, ainda, com problemas de drenagem devido à presença de camadas adensadas.

Uma das particularidades do manejo de irrigação na cultura da videira no VSF é a redução da disponibilidade de água em determinadas fases fenológicas para uma determinada finalidade, como redução do vigor na fase vegetativa e aumento do teor de sólidos solúveis totais da fase reprodutiva a maturação. Assim, é preocupação do produtor/técnico irrigante saber em quanto e em que profundidade do solo a quantidade de água está sendo reduzida; se, após esse período de redução, a lâmina aplicada e estimada com base na ET<sub>o</sub> está aumentando a capacidade de água em toda a zona radicular e, quando da ocorrência de chuva, em quanto e em que profundidade a umidade do solo foi aumentada e quando a irrigação deve ser reiniciada. Essas são perguntas que necessitam de respostas para que o manejo de irrigação na região do VSF se torne mais eficiente, no que diz respeito ao consumo d'água.

Segundo Freitas et al. (2006), para a região de Petrolina, PE (VSF), se fossem adotadas melhores estratégias de manejo e os sistemas de irrigação passassem a operar com alta eficiência, haveria uma economia de água de, aproximadamente, 18.808.755 m<sup>3</sup>, o que permitiria agregar mais 1.626 ha de videiras, sem aumentar a demanda de água para irrigação na região.

### **2.3 Geoestatística**

Quando uma determinada variável apresenta variabilidade com algum grau de organização ou continuidade, expresso por meio da dependência espacial, a estatística clássica pode dar lugar a uma estatística relativamente nova na área agrônômica, a geoestatística (Vieira, 2000). A base da geoestatística vem da Teoria das Variáveis Regionalizadas de Matheron, que diz que a diferença nos valores de uma dada variável tomada em dois pontos do espaço depende da distância entre eles (Vieira, 1995). Assim, a diferença entre os valores do atributo, tomados em dois pontos mais próximos no espaço, deve ser menor do que a diferença entre os valores tomados em dois pontos mais distantes. Portanto, cada valor carrega forte interferência dos valores de sua vizinhança, ilustrando a continuidade espacial (Isaaks & Srivastava, 1989).

A geoestatística aplicada à agricultura de precisão tem por objetivos identificar, na aparente desordem entre as amostras, uma medida da correlação espacial, realizar estimativas de valores de locais não amostrados a partir de alguns valores conhecidos na população (krigagem) e identificar inter-relações de propriedades no espaço (análises de correlação entre atributos), além de permitir estudar padrões de amostragem adequados (Vieira, 2000).

Uma etapa fundamental que antecede a análise geoestatística é a realização de uma criteriosa análise exploratória dos dados, que é um estágio inicial para verificar e descrever as medidas estatísticas e matemáticas dos dados, o que melhora a eficiência da análise geoestatística. Nela, deve-se verificar a normalidade dos dados, se há candidatos a dados discrepantes (“outliers”) ou se há a necessidade da transformação dos dados para a sua normalização (Isaaks & Srivastava, 1989). 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). Esse tipo de análise, embora

desconsidere a estrutura de dependência espacial, é importante por permitir a identificação de dados atípicos que exercem alguma influência nas análises geoestatísticas (Mello, 2004a).

Embora a análise exploratória não se preocupe com a distribuição de probabilidade exata das variáveis em estudo, ela verifica a possibilidade de analisar os dados por meio da distribuição normal, admitida como não discrepante da verdadeira distribuição que é desconhecida (Ortiz, 2002).

Segundo Folegatti (1996), para o ajuste de semivariogramas, a normalidade dos dados não é obrigatória, mas desejável. Caso a distribuição não seja normal, mas seja razoavelmente simétrica, podem-se admitir as hipóteses necessárias à construção do semivariograma.

Quando se utiliza a ferramenta geoestatística para a análise dos dados, algumas hipóteses de trabalho são assumidas, principalmente a hipótese intrínseca, segundo a qual, a probabilidade de variação dos valores tomados entre pontos com a mesma distância de separação é igual, ou seja, a relação da dependência espacial é a mesma em qualquer posição de  $h$  ( $h$  é o vetor que separa dois pontos amostrais). É assumida a estacionaridade dentro do alcance da continuidade espacial. A estacionaridade de primeira ordem é a esperança do valor de um ponto no espaço ser igual à média, admitindo-se que a média amostral é igual à média populacional. A estacionaridade de segunda ordem assume que há uma variação da média, mas a variância é constante dentro dos limites da continuidade espacial (Isaaks & Srivastava, 1989; Vieira, 1995).

As hipóteses de estacionaridade adotadas são a estacionaridade de segunda ordem ou a estacionaridade intrínseca. Segundo Vieira (1998), um processo estocástico, definido como um conjunto de variáveis aleatórias associadas a um espaço paramétrico, é estacionário de segunda ordem se o primeiro e o segundo momento estatísticos em relação à origem são constantes.

Um processo estocástico é estacionário de segunda ordem se a variância e a média são constantes e independem da origem. Muitos fenômenos existentes têm grande capacidade de dispersão, isto é, não possuem, a princípio, uma variância e, conseqüentemente, não possuem estacionaridade de segunda ordem. Mas, existe outro tipo de estacionaridade que abrange este tipo de fenômeno, que é a estacionaridade intrínseca. Um processo estocástico é intrinsecamente estacionário se a variância depende apenas da distância  $h$  e a média for constante.

A hipótese de estacionaridade intrínseca define que a função semivariograma depende apenas do módulo e da direção do vetor  $h$  e não da sua localização. A hipótese mais utilizada na geoestatística é a hipótese de estacionaridade intrínseca, pois é menos restritiva e a ferramenta mais utilizada na geoestatística é a função semivariância, pois exige apenas a hipótese de estacionaridade intrínseca.

Além das hipóteses de estacionaridade, num estudo estatístico, há a necessidade de se fazer uma análise estrutural que é o processo de caracterização da estrutura de distribuição espacial da variável em estudo. A primeira etapa desse processo é a análise da continuação espacial.

Para avaliar se há dependência (continuidade) espacial entre as amostras utiliza-se o semivariograma, que mede e descreve a dependência espacial e expressa o grau de semelhança entre o ponto e os seus vizinhos (Vieira, 2000). O semivariograma nada mais é do que um gráfico que representa a estimativa das semivariâncias dos dados  $[\gamma(h)]$  em relação ao número ( $h$ ) de vetores (lag ou espaçamento) que os separa. As observações realizadas a distâncias menores devem ser mais similares do que aquelas tomadas a distâncias maiores.

A estimativa das semivariâncias pode ser obtida pela Equação 1 (Vieira, 1995; Reichardt & Timm, 2004):



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

em que  $\gamma(h)$  é a semivariância dos dados distantes entre si de um número  $h$  de vetores de espaçamento ou lag  $L$ ,  $z(x_i)$  e  $z(x_i+h)$  são os pares de valores medidos separados por um vetor  $lh$ ,  $l(h)$  é o número de pares de valores  $[z(x_i) - z(x_i+h)]$  separados pelo vetor  $lh$  e  $Z$  é a variável em estudo.

Segundo Guerra (1988), existem três tipos de semivariogramas, a saber: semivariograma observado ou experimental, aquele obtido a partir da amostragem realizada, portanto, o único conhecido; o semivariograma verdadeiro é o semivariograma real do fenômeno em estudo e é sempre desconhecido e o semivariograma teórico, que é um semivariograma de referência.

O semivariograma experimental fornece valores experimentais do semivariograma para um número finito de distâncias em diferentes direções. Ele pode assumir formas diferentes em função do conjunto de dados e das distâncias entre amostras. Normalmente, começa com um valor baixo (efeito pepita) e cresce à medida que aumentam as distâncias entre pares de pontos das amostras, até uma distância limite (alcance), a qual determina o limite em que a propriedade se apresenta espacialmente dependente. A partir desse ponto, os dados podem ser considerados independentes. Para distâncias maiores que o alcance, o semivariograma tende a se estabilizar em torno de um valor denominado patamar. Funções contínuas devem ser ajustadas a esses valores experimentais para que os valores de semivariograma possam ser deduzidos para qualquer distância nos procedimentos de inferência.

O procedimento de ajuste do semivariograma experimental não é direto e automático, como no caso de uma regressão. Esse procedimento é iterativo, pois o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. A sensibilidade dos semivariogramas para detectar a variabilidade espacial das

amostras está diretamente ligada ao melhor ajuste dos dados experimentais ao modelo teórico do semivariograma. Ahn et al. (1999), dentre outros, descrevem as influências sobre a escolha do modelo teórico e ajuste desse modelo ao semivariograma experimental.

O semivariograma teórico é uma curva ajustada ao semivariograma experimental que proporcione a máxima correlação possível com os pontos plotados. O modelo ajustado é chamado de modelo teórico do semivariograma. Na região onde se observa a continuidade espacial, a geoestatística é aplicada com eficiência.

O semivariograma é uma função crescente de  $h$  e, em geral, quanto mais próximos estiverem dois pontos amostrados, mais próximas serão suas respectivas semivariâncias. Quando ajustado um modelo ao semivariograma experimental, este possuirá parâmetros que são de suma importância na construção do mapa de contorno, que são: efeito pepita ( $C_0$ ), alcance ( $A$ ) e patamar ( $C = C_0 + C_1$ ), como descrito na Figura 1. Na teoria, quando a distância  $h$  é zero, o valor do semivariograma é igual a zero, porém, na prática, isso não acontece e, à medida que  $h$  aproxima-se de zero, o valor do semivariograma aproxima-se de um valor positivo chamado efeito pepita ( $C_0$ ). Um modelo de semivariograma teórico ideal, com seus parâmetros, pode ser visto na Figura 1.

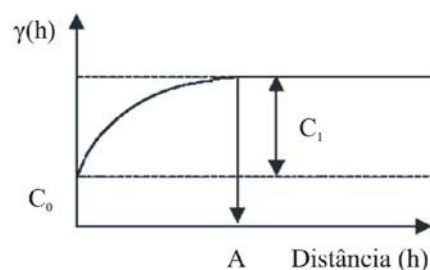


FIGURA 1 Semivariograma teórico com os parâmetros a serem estimados no processo de sua modelagem.

Os parâmetros do semivariograma teórico são:

- alcance (A): relacionado ao conceito da zona de influencia ou de dependência espacial de uma amostra, indicando a distância a partir da qual as amostras se tornam independentes (Guerra, 1988), ou seja, indica a distância em que os pontos são similares entre si. O alcance também é utilizado para definir o raio de ação máximo de interpolação por krigagem, em que os pesos utilizados na ponderação podem afetar os valores estimados (Souza, 1992);

- contribuição ( $C_1$ ): variância explicada pela componente espacial;

- patamar ( $C_0+C_1$ ): é a variação total do fenômeno avaliado, ou seja, ponto no qual toda a amostra sofre influência aleatória. Na teoria, o valor do patamar é igual ao valor da variância do processo estocástico  $Z(x)$ ;

- efeito pepita ( $C_0$ ): é um parâmetro importante do semivariograma que reflete o erro analítico, indicando uma variabilidade não explicada (ao acaso) de um ponto para o outro, que pode ser devido a erros de medição (Isaaks & Srivastava, 1989) ou a microvariação dos atributos não detectada em função da distância de amostragem utilizada (Cambardella et al., 1994; Vieira, 2000).

Se o semivariograma for constante, igual ao valor do patamar, obtém-se um efeito pepita (aleatório) puro, não existindo, assim, dependência espacial das amostras. Logo, o semivariograma representado na Figura 1 passa a ter um comportamento semelhante ao do semivariograma representado na Figura 2.

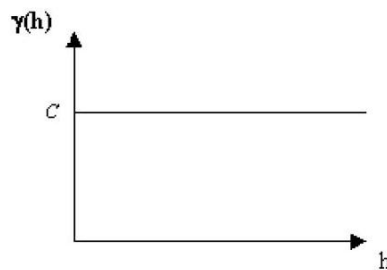


FIGURA 2 Aspectos do semivariograma com total independência das amostras.

Os modelos de semivariograma teórico ajustados para o semivariograma experimental, apresentados por Isaaks & Srivastava (1989) e Cressie (1993), são divididos em modelos transitivos, que possuem patamar, e modelos não transitivos, que não possuem patamar. Segundo Ortiz (2002), dos modelos existentes, ressaltam-se: o esférico, o exponencial e o de Gauss ou gaussiano, os quais são modelos com presença de patamar. Já os modelos como o linear, potencial e o logarítmico, são modelos com ausência de patamar. De acordo com a mesma autora, para análise da variabilidade espacial de parâmetros do solo, os modelos com presença de patamar são os mais recomendados e utilizados. Na Figura 3, tem-se uma ilustração dos principais modelos utilizados em análise da dependência espacial para parâmetros do solo.

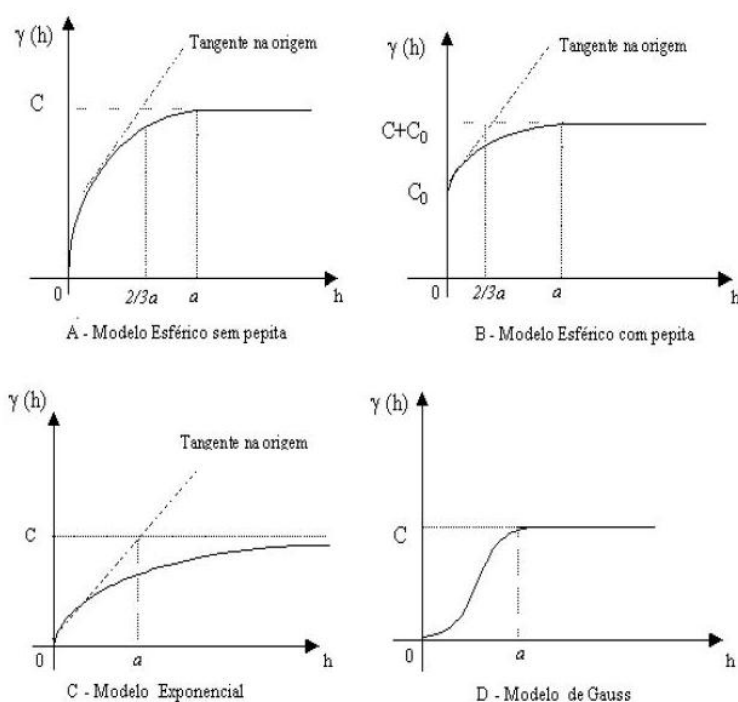


FIGURA 3 Principais modelos semivariográficos teóricos.

Os principais modelos utilizados em atributos do solo pela geoestatística são o esférico, o exponencial e o gaussiano (Carvalho & Vieira, 2004). No contexto agropecuário, são também os mais empregados para estudo da continuidade espacial (Vendrusculo, 2003). Embora exista uma série de modelos, esses podem satisfazer à maioria das situações encontradas (Carvalho & Vieira, 2004).

Existem diversos métodos de ajuste de modelos teóricos semivariográficos. McBratney & Webster (1986) comentam o ajuste de semivariogramas teóricos, abordando os métodos de mínimos quadrados ponderados e da máxima verossimilhança. Segundo estes autores, o método de mínimos quadrados ponderados tem melhor realismo e eficiência computacional.

A etapa de ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental é de grande importância, pois pode influenciar os resultados posteriores. O modelo ajustado deve se aproximar ao máximo da descrição do fenômeno no campo. Gonçalves et al. (1999) comentam que a verificação do melhor ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental pode ser realizada pela validação cruzada.

Há duas metodologias básicas para a realização da validação cruzada (Vieira, 1995). Pela primeira metodologia, pode-se ir ao campo com o mapa gerado pela interpolação e fazer uma reamostragem, com a finalidade de comparar os valores amostrados com os valores indicados no mapa. Esta metodologia é pouco prática, pois depende da reamostragem para validar o semivariograma criado anteriormente. A metodologia mais utilizada para a realização da validação cruzada do semivariograma é a análise comparativa do valor estimado com o valor real do ponto amostral. Essa metodologia baseia-se na retirada de um valor amostral do conjunto de dados amostrais, sendo, então, realizada a interpolação por krigagem daquele ponto (utilizando o modelo do

semivariograma ajustado para estimar o valor desta amostra). Após a realização desta etapa, em cada ponto amostral são comparados os valores reais com os estimados pela krigagem. O semivariograma melhor ajustado é aquele que possui o maior coeficiente de correlação entre os valores reais e estimados.

O processo de interpolação nada mais é do que, a partir de uma amostra, realizar inferências sobre a população, ou seja, realizar inferências para os pontos não amostrados a partir dos dados coletados nos pontos amostrais. Existem muitos métodos de interpolação, tais como: método poligonal, triangulação, médias locais e inverso do quadrado das distâncias. Porém, a forma como os dados variam de um local para outro no campo não segue nenhuma equação linear ou polinômio.

A krigagem é considerada o melhor método de interpolação linear não tendencioso e com variância mínima, pois considera os parâmetros do semivariograma. Nenhum outro método de interpolação é baseado na variância mínima entre as amostras (Isaaks & Srivastava, 1989). Na realização da interpolação por krigagem, são atribuídos pesos aos valores dos pontos amostrais. Esses pesos variam em função da distância que separa o ponto a ser estimado e o ponto de valor conhecido. Os pesos são atribuídos considerando-se o modelo do semivariograma. O valor do ponto desconhecido é, então, calculado pela solução de um sistema de matrizes (Nielsen & Wendroth, 2003).

Segundo Gonçalves (1997) e Silva Junior (2001), o interpolador por krigagem 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. Ainda 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 isso ocorre é quando há anisotropia, ou seja, dois pontos separados pela mesma distância euclidiana do ponto a ser estimado possuem influência diferente na estimativa, 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).

Em resumo, 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. Vale salientar 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.

#### **2.4 Variabilidade espacial das propriedades físico-hídricas do solo**

Desde o início do século XX, o estudo da variabilidade espacial das propriedades do solo tem sido alvo dos pesquisadores ligados à área agrônoma (Vieira, 2000). Estes estudos têm se tornado cada vez mais frequentes e são encontrados na literatura de Ciências do Solo de forma sistemática, pois 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).

A teoria das variáveis regionalizadas, a geoestatística, tem sido aplicada atualmente em diversos trabalhos na ciência da agricultura, uma vez que a

estatística clássica ignora as consequências da heterogeneidade espacial sobre a representatividade dos valores médios de amostras. Nos últimos anos, tem sido aplicada para quantificar a variabilidade espacial de várias propriedades do solo.

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

Os atributos físicos desempenham importante papel, senão o principal, dentre as propriedades do solo (Warrick & Nielsen, 1980). Nesse sentido, a variabilidade espacial desses atributos deve ser bem conhecida, visando minimizar os erros na amostragem e no manejo do solo. No que diz respeito a esses atributos, o solo apresenta heterogeneidade, tanto vertical como horizontal e essa variabilidade pode ocorrer em diferentes níveis, relacionados a diferentes fatores, tais como variação do material de origem, clima, relevo, organismos e tempo, isto é, está relacionada com o processo de formação do solo e ou efeitos das práticas de manejo adotadas no uso agrícola.

A estatística clássica e a geoestatística são duas ferramentas poderosas e que interagem na análise dos dados físico-hídricos do solo, mostrando a magnitude de variação espacial e a estrutura de variabilidade espacial, podendo auxiliar na compreensão e na definição de estratégias de manejo do solo para fins de irrigação, drenagem e conservação do solo. Segundo Zapata & Playán (2000), a caracterização espacial das propriedades físico-hídricas do solo poderia melhorar a avaliação do desempenho da irrigação e tornar o seu manejo mais eficiente em relação ao consumo de água.

Vários estudos relatam que a variabilidade das propriedades físico-hídricas do solo apresenta correlação ou dependência espacial (Vieira et al., 1983; Reichardt, 1985; Carvalho et al., 2002; Carvalho, 2003). Por conta disso, várias ferramentas de geoestatística têm sido empregadas para estudar a



variabilidade espacial dos atributos do solo e podem, potencialmente, conduzir a práticas de manejo que permitam um melhor entendimento do processo de interação entre o sistema solo-planta-atmosfera (Vieira et al., 1981; Vauclin et al., 1982; Nielsen et al., 1983; Nielsen & Alemi, 1989; Wendroth et al., 1992; Wendroth et al., 1997; Nielsen et al., 1998; Dourado Neto et al., 1999; Timm et al., 2000; Wendroth et al., 2001; Ortiz, 2002; Hurtado, 2004; Rocha, 2004; Faulin, 2005; Carvalho, 2006; Moreti, 2006).

Portanto, a análise da variabilidade do solo por meio de técnicas da geoestatística pode indicar alternativas de manejo para reduzir os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção das culturas (Trangmar et al., 1985).

No que se refere às características físico-hídricas dos solos, as técnicas de geoestatísticas têm sido utilizadas frequentemente para caracterizar os padrões espaciais da umidade do solo (Entin et al., 2000; Mohanty et al., 2000; Liu, 2001). Alguns autores utilizaram a geoestatística para o estudo da continuidade espacial desse atributo, como Trangmar et al. (1985), Vieira et al. (1992) e Reichardt et al. (1993). Outros estudaram o mapeamento de características específicas, bem como a variabilidade e a dependência espacial destas nos solos, como medidas de umidade e temperatura superficiais (Davidoff & Selim, 1988), densidade e condutividade hidráulica (Junqueira Júnior et al., 2008), retenção de água (Folegati, 1996), propriedades físicas (Ribeiro Júnior, 1995; Junqueira Júnior et al., 2008), porosidade (Puentes et al., 1992), taxa de infiltração (Vieira et al., 1981) e distribuição do tamanho das partículas do solo, água disponível e densidade do solo (Vauclin et al., 1983).

Alguns dos estudos sobre variabilidade espacial das propriedades hidrodinâmicas do solo de parcelas agrícolas, como o de Carvalho et al. (1976), indicaram que os solos, mesmo de aparência homogênea, apresentam considerável variabilidade espacial de suas propriedades físico-hídricas.

Silva (1988) estudou a variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo, por meio da estatística clássica e da geoestatística. Este autor verificou que a variabilidade das propriedades físicas do solo pela estatística clássica foi considerada pequena e que a geoestatística não permitiu encontrar a estrutura de variação, mas as pequenas variações nos dados originaram grandes variações na utilização desses dados para a determinação dos parâmetros ligados à irrigação.

Para fins de irrigação, os métodos clássicos de estatística admitem aleatoriedade e independência dos valores amostrais dentro de uma área, o que possibilita contornar o problema da variabilidade com um número de amostras adequado. Essa amostragem dá origem a um valor médio representativo, adotado nas decisões de natureza técnica e econômica. Porém, independente da precisão alcançada na estimativa desse valor médio, ocorrerão divergências em diversos pontos da área analisada, havendo regiões que receberão água em excesso enquanto outras serão irrigadas com déficit.

A habilidade de descrever e mapear a variabilidade espacial das propriedades físicas e hídricas do solo é o primeiro passo para a determinação da melhor metodologia para a aplicação localizada de água, nutrientes e defensivos em sistemas de irrigação. Cresce, portanto, a preocupação com a distribuição espacial da água. Nesse sentido, trabalhos recentes têm procurado descrever o padrão espacial da irrigação, como forma de permitir o manejo dos recursos em áreas específicas, objetivando o uso da água com alta eficiência e a redução dos danos ao meio ambiente, como a contaminação de mananciais com nutrientes conduzidos pela água perdida por percolação. Mesmo em um solo considerado homogêneo, a variabilidade espacial das propriedades físicas e hídricas pode ser grande.

A água armazenada no solo é uma das propriedades de maior importância para fins de irrigação (Gonçalves, 1997), por isso, a sua variabilidade espacial, associada a uma série de outras grandezas que variam no

espaço, como a profundidade do solo, a capacidade de infiltração de água no solo, a topografia, a fertilidade, a ocorrências de pragas e doenças e o microclima, contribui para a variação na eficiência de aplicação de água na irrigação, assim como a taxa de evapotranspiração (Gonçalves et al., 2001).

Os parâmetros relacionados à uniformidade e à eficiência da irrigação têm como hipótese o fato de que a capacidade de armazenamento de água no solo, assim como o consumo de água pela cultura, é constante dentro da área irrigada, fazendo com que a lâmina de água a ser repostada via irrigação seja constante. De acordo com Evans et al. (1995), pressupõe-se também que a lâmina aplicada seja uma variável aleatória com valores independentes, o que geralmente não ocorre. Isso faz com que os valores dos parâmetros utilizados nas análises técnicas e econômicas sejam estimativas com base em hipóteses que podem se afastar consideravelmente da realidade, o que pode comprometer os resultados.

A descrição do padrão espacial de armazenamento de água no solo possibilita a sua interação com o padrão espacial de aplicação de água e a caracterização de subáreas a serem tratadas de forma individualizada. Essa descrição é possível, desde que se considerem a posição no espaço dos valores amostrais e a estrutura de dependência espacial da propriedade (Nielsen & Wendroth, 2003). As ferramentas da geoestatística são necessárias nesse processo. Uma limitação do seu uso é que a escala na qual as propriedades do solo usualmente apresentam dependência espacial implica em uma intensidade de amostragem incompatível com as grandes áreas irrigadas. Fietz (1998) verificou que a variabilidade do armazenamento de água no solo pode ser identificada e descrita por técnicas descritivas da estatística clássica e por métodos geoestatísticos.

## 2.5 Estabilidade temporal

O mapeamento da variabilidade espacial das propriedades físico-hídricas do solo permite a aplicação de água por zonas de manejo, de forma diferenciada, favorecendo a otimização da produtividade, aumentando a eficiência do insumo, maximizando os benefícios e reduzindo custos. Por isso, muitos trabalhos têm sido publicados sobre a variabilidade espacial dessas propriedades do solo, porém, muito pouco se sabe sobre a variabilidade temporal destas propriedades. Apesar disso, nos últimos anos, tem aumentado o interesse pela análise da dinâmica temporal, principalmente da umidade (água) do solo, especialmente após a publicação do artigo de Vachaud et al. (1985).

Em face de as análises de variabilidade espacial de solo no campo necessitarem de um grande número de observações, pesquisas para o desenvolvimento de tecnologias tornaram-se prioritárias para minimizar o número de observações sem prejuízo das informações. Com isso, Vachaud et al. (1985) introduziram um método para reduzir o número de observações, de forma que caracterize o comportamento do solo no campo, definindo o conceito de estabilidade temporal como a associação invariável no tempo entre local no espaço e valores de parâmetros da estatística clássica. Seus dados mostraram que a variabilidade espacial do conteúdo de água no solo no campo pode ser explicada pela variabilidade da textura do solo: os locais com maior teor de argila permaneceram sempre mais úmidos ao longo do tempo.

Vachaud et al. (1985), buscando avaliar a estabilidade temporal e representar adequadamente a umidade do solo, com reduzido esforço amostral, propõem duas técnicas:

1. a primeira, denominada de diferença relativa, faz uma análise dos desvios entre os valores observados individualmente e a média deles, medidos espacialmente. O autor obteve a diferença relativa ( $\delta_{ij}$ ) entre a determinação individual do armazenamento de água ( $S_{ij}$ ) no local  $i$  e no tempo  $j$  e a média do

armazenamento de água ( $S_j$ ) no mesmo tempo. Essas diferenças relativas, quando apresentam igualdade ou pequenas variações entre as posições ao longo do tempo, indicam estabilidade temporal e, quando associadas ao respectivo desvio padrão, permitem identificar uma ou mais posições que representam a média geral do campo, assim como mostram os valores sub e superestimados. Quanto menor for o desvio padrão, maior é a confiabilidade de utilizar o referido ponto para estimar a média geral;

2. a segunda técnica aplicada 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 armazenamento de água, calculados a partir de medidas de umidade do solo, em pontos distribuídos espacialmente.

Quanto mais próximo de 1 for o coeficiente de correlação ( $r_s$ ) do teste de Spearman, maior a estabilidade do processo e, um valor  $r_s = 1$ , corresponde a uma perfeita estabilidade entre os tempos  $j$  e  $j'$ . Ou seja, o coeficiente de correlação de Spearman tem como objetivo verificar se a característica tempo não varia e se as propriedades da função de probabilidade podem ser asseguradas para indivíduos locais (dados locais). Neste trabalho de Vachaud et al. (1985), os dados mostraram a existência de alta significância de estabilidade temporal, em particular das características locais de alguns parâmetros na distribuição estatística de algumas observações de campo. Verificaram que não ocorreram valores extremos para o conteúdo de água no solo e algumas observações locais conservaram as propriedades, de maneira que foi possível representar a média do conteúdo de água no campo, no tempo de estudo. Esta estabilidade pode ser explicada pela grande extensão da relação entre a textura do solo e o conteúdo de água.

Kachanoski & Jong (1988) refinaram o conceito de estabilidade temporal como definido por Vachaud et al. (1985), considerando dependência espacial entre as medidas. Concluíram que a armazenamento 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 utilizadas 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). Kachanoski & Jong (1988) examinaram a persistência temporal do armazenamento da água no solo 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 armazenamento, 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.

Para Kaschanoski & Jong (1988), a estabilidade temporal é descrita como a persistência temporal de um padrão espacial e é avaliada utilizando-se as análises de correlação dos dados medidos de forma sucessiva. O conhecimento da interação entre os processos e as escalas espacial e temporal é fundamental no entendimento do comportamento do sistema solo, portanto, a escala de dependência da estabilidade temporal foi utilizada para avaliar as alterações espaciais e temporais do armazenamento de água no solo. Os autores determinaram a estabilidade no tempo pelas diferenças relativas e o coeficiente de correlação de acordo com Vachaud et al. (1985) e verificaram que as análises

podem ser utilizadas para relatar a escala espacial dos processos para os fatores independentes.

Outros autores já fizeram uso dessas técnicas. Pelt & 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 do armazenamento da água no solo e também indicaram estabilidade temporal dos padrões espaciais de potencial mátrico ( $\Psi_m$ ) da água no solo. Entretanto, os autores condicionaram esses resultados às seguintes condições: (i) o solo estar bastante úmido no início do ciclo de irrigação e (ii) evapotranspiração uniforme entre as localizações. Várias localizações no campo estimaram a média do  $\Psi_m$  no campo. Outras localizações estimaram o maior e o menor  $\Psi_m$ .

Seguindo esta linha, Gonçalves et al. (1999), trabalhando em solo Podzólico Vermelho-Escuro sob irrigação por pivô central, avaliaram a umidade do solo em uma transeção radial nas profundidades de 0,15 e 0,30 m, por meio de uma sonda de nêutrons. Os autores constataram a persistência no tempo das distribuições de umidade, sendo possível identificar pontos de amostragem cujos valores permitem estimar a média geral da umidade na área, a qualquer momento. A dependência espacial da umidade foi avaliada por meio de semivariogramas, os quais demonstraram haver estrutura espacial bem definida para ambas as profundidades, embora diferindo entre elas.

Silva et al. (2001), aplicando as modificações propostas por Kachanoski & Jong (1988) ao método de Vachauld 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.

Roth (1995) concluiu, em seus estudos de simulações de fluxo estocástico bidimensional em condições de baixa e alta umidade do solo, que a variabilidade dos processos de fluxo é menor para um estado de umidade alta e crítica, o qual é bastante homogêneo até mesmo em campo heterogêneo. Mas, posteriormente, com a secagem, o fluxo volta a ficar heterogêneo novamente.

Turatti & Reichardt (1991) estudaram a variabilidade espacial e temporal do armazenamento da água no solo, encontrando estabilidade temporal para esse parâmetro.

No trabalho de Martinez-Fernandez & Cebalhos (2003), 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 utilizaram a técnica “time domain reflectometry”, ou TDR. 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. Esse comportamento também foi observado quando do reumedecimento do solo, sendo este o período mais crítico quanto à estabilidade temporal.

A distribuição espacial e temporal da água do solo na camada superficial de um solo cultivado com milho foi estudada por van Wesenbeeck & Kachanoski (1988). A umidade foi determinada com o uso do TDR na linha e na entrelinha da cultura, sendo observada diferença espacial sistemática no conteúdo de umidade, ou seja, na entrelinha, a umidade é maior que na linha de cultivo. A densidade do solo apresentou significância menor na linha quando



comparada à das entrelinhas no início da estação de produção e a recarga de água no solo pelas chuvas foi maior que na entrelinhas. Isso foi atribuído à interceptação das folhas das plantas na linha.

A preferência de secagem na linha e a recarga causaram a variabilidade espacial, por ser dependente no tempo, e a variabilidade temporal, por ser dependente do espaço. A análise de dependência temporal da variabilidade espacial e variabilidade temporal da dependência espacial da água superficial do solo não atenderam à estacionaridade requerida na geoestatística e aos métodos de análises dos dados da série no tempo. Portanto, os autores sugerem que as amostragens para determinar o conteúdo de água no solo na superfície devem ser selecionadas de forma cuidadosa e a sistemática do padrão espacial sugere que as amostragens casualizadas devem ser evitadas.

Cichota et al. (2006), estudando a variabilidade espaço-temporal da água no solo, verificaram que a variabilidade da tensão de água no solo pode ser explicada pela tendência temporal e por uma microvariação casual. A análise de autocorrelação mostrou forte estabilidade temporal; o coeficiente de correlação de Spearman foi alto em todas as comparações, mostrando a dependência temporal dos dados transformados e as diferenças relativas também mostraram um grande número com alta estabilidade, embora houvesse um decréscimo com a profundidade. Os semivariogramas mostraram uma dependência espacial em torno de 4,0 m. O procedimento pareceu ser apropriado por combinar as escalas temporal e espacial para explicar a dependência da variabilidade das propriedades hidráulicas do solo.

Com o objetivo de identificar os fatores que contribuem para a estabilidade temporal no padrão espacial do conteúdo da água em área de produção, Silva et al. (2001) mediram o conteúdo da água em três ciclos de produção, numa área de produção de milho cultivado em sistema de plantio direto e convencional. Estes autores verificaram que, na área de produção, o

conteúdo de argila variou de 5,8% a 37,4% e o carbono orgânico variou de 0,9% a 3,9%; já o padrão espacial do conteúdo de água durante o período de secagem e recarga foi estável temporariamente, com um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) maior que 0,7. Pela análise de regressão múltipla verificaram que o conteúdo de água correlacionou-se positivamente com a estabilidade espacial das propriedades do solo (conteúdo de argila e carbono orgânico), tendo o carbono orgânico sido menor na linha que na entrelinha e a redução do conteúdo de água no sistema convencional de cultivo foi reduzida com o aumento do carbono orgânico.

Vários outros autores têm estudado a variabilidade espaço-temporal da umidade do solo (Wesenbeeck & Kachanoski, 1988; Jaynes & Hunsaker, 1989; Comegna & Basile, 1994; Famiglietti et al., 1998; Hupet & Vanclooster, 2002). Os esquemas de amostragem e de análise são variados. Um procedimento comum tem sido o uso de transeções (Kachanoski & Jong, 1988; Wesenbeeck & Kachanoski, 1988; Famiglietti et al., 1998; Gómez-Plaza et al., 2000; Jaques et al., 2001). Ocasionalmente, outros sistemas de amostragem têm sido adotados, como a amostragem em malha (Goovaerts & Chiang, 1993; Grayson & Western, 1998; Pelt & Wierenga, 2001; Hupet e Vanclooster, 2002). Outros autores têm combinado esquemas de transeções com amostragem em malha (Jaynes & Hunsaker, 1989; Comegna & Basile, 1994).

O tamanho da área estudada também tem variado, desde poucos metros (Jaques et al., 2001) a algumas centenas de metros (Kachanoski & Jong, 1988; Jaynes & Hunsaker, 1989; Famiglietti et al., 1998; Gómez-Plaza et al., 2000), para o caso de amostragem em transeções e áreas menores que 1 ha (Vachaud et al., 1985; Goovaerts & Chiang, 1993; Comegna & Basile, 1994; Pelt & Wierenga, 2001; Hupet & Clooster, 2002) a poucos hectares (Famiglietti et al., 1998; Grayson & Western, 1998), em trabalhos envolvendo amostragens em malha e muito poucos trabalhos com áreas superiores a 1 km<sup>2</sup> (Grayson &

Western, 1998). Dessa forma, está claro que se torna necessário conhecer a dinâmica temporal das propriedades hídricas do solo em períodos de tempo e em área maiores.

Normalmente, os estudos têm se limitado a análises de camadas de 0-20 cm e poucos se referem ao estudo do perfil do solo. A maioria dos trabalhos relacionados à estabilidade temporal descreve períodos de tempo entre 3 e 6 meses. Poucos trabalhos, entre os quais os de Grayson & Western (1998) e Gómez-Plaza et al. (2000), analisaram períodos maiores que um ano.

Uma das metas elaboradas por Vachaud et al. (1985), com o propósito de analisar a estabilidade temporal, era a de oferecer um método que pudesse reduzir o número de locais de medidas necessários para analisar o comportamento de um determinado solo.

Muitos estudos têm demonstrado que o conteúdo de água no solo varia com o tempo e com a localização espacial e que os padrões de variabilidade espacial não mudam com o tempo quando as observações são ranqueadas, ou seja, são estáveis no tempo (Vachaud et al., 1985; Kachanoski & Jong, 1988; Wesenbeeck & Kachanoski, 1988; Martínez-Fernandez & Cebalhos, 2003).

Em alguns trabalhos envolvendo o potencial matricial, como o de Rocha (2004), assume-se que os valores de potencial mátrico alteram-se com as mudanças no conteúdo de água no solo. No entanto, essas alterações podem não ser lineares e pode-se esperar uma variabilidade espacial e temporal maior (Pelt & Wierenga, 2001). Problemas encontrados com as medidas de potencial mátrico utilizando tensiômetros têm sido incluídos na variabilidade das medidas para um único ponto de amostragem.

Hendrickx & Wierenga (1990) observaram que a estabilidade temporal do potencial mátrico persistiu apenas para um intervalo de irrigação. Eles utilizaram sete tensiômetros em uma determinada área para estimar o potencial mátrico. Em estudos posteriores, Hendrickx et al. (1994) determinaram que o

tamanho da cápsula do tensiômetro tem grande influência na determinação da variabilidade e notaram que cápsulas grandes (82,3 cm<sup>2</sup> de área superficial) podem ser utilizadas para reduzir o número de locais de medidas requeridos para estimar a média de potencial mátrico no campo.

Marciano et al. (1998), trabalhando com variabilidade do potencial mátrico em experimentos de manejo de irrigação, encontraram elevada variabilidade e heterogeneidade de variância de potencial mátrico. Hendrickx et al. (1990) também encontraram alta variabilidade do potencial mátrico, principalmente em condições de secamento do solo.

Pelt & Wierenga (2001) estudaram a estabilidade espaço-temporal do potencial mátrico em oito ciclos de irrigação. Seus resultados mostraram estabilidade temporal, tanto dos padrões de potencial mátrico quanto de armazenamento da água no solo. Estes autores deram maior importância aos pontos que superestimaram e subestimaram a média real do campo.

Outro exemplo é o trabalho de Wendroth et al. (1999), com o potencial mátrico da água no solo em horizontes superficiais de dois solos, um argiloso e outro franco arenoso (0,10 e 0,30 m). Durante o evento de secagem do solo, os autores constataram haver um padrão de variação estável temporalmente para ambos os solos. Os autores citam, ainda, que a duração da correlação temporal foi mais bem definida do que a correlação espacial. Para ambos os perfis, as correlações para o solo franco arenoso foram maiores do que para o muito argiloso.

## **2.6 Considerações finais sobre a revisão bibliográfica**

De acordo com o levantamento bibliográfico realizado, ficou claro que é insuficiente a quantidade de trabalhos que estudam a variabilidade espaço-temporal de atributos físico-hídricos do solo na região do Vale do São Francisco

(VSF), principalmente, quando relacionada à estabilidade temporal desta variabilidade.

Na literatura brasileira, podem-se citar os trabalhos de Rocha (2004), Carvalho (2006) e Moreti (2006) como sendo os mais recentes em relação ao estudo de estabilidade temporal da distribuição espacial de atributos físico-hídricos do solo. Porém, todos foram realizados para o estado de São Paulo e para cultura do citrus.

Pesquisas abrangendo esses conhecimentos são praticamente inexistentes para a região semiárida do VSF, o que permite acentuar a importância do presente trabalho.

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 Localização e descrição da área

O trabalho foi desenvolvido numa área de produção comercial da Fazenda Alpha Vale (produtora e exportadora de frutas tropicais), em Petrolina, PE, no submédio São Francisco. A área de realização do trabalho está situada nas coordenadas geográficas 09°21'07'' de latitude Sul e 40°27'05'' de longitude Oeste, à altitude média de 380 metros. Nesta área era conduzido um parreiral, no sistema de latada, para a produção de uvas finas de mesa (*Vitis vinifera* L.), cv. Festival (apirência), sobre porta-enxerto SO4, plantado no ano de 2002, no espaçamento de 3,5 m entre linhas e 4 m entre plantas (Figura 4).

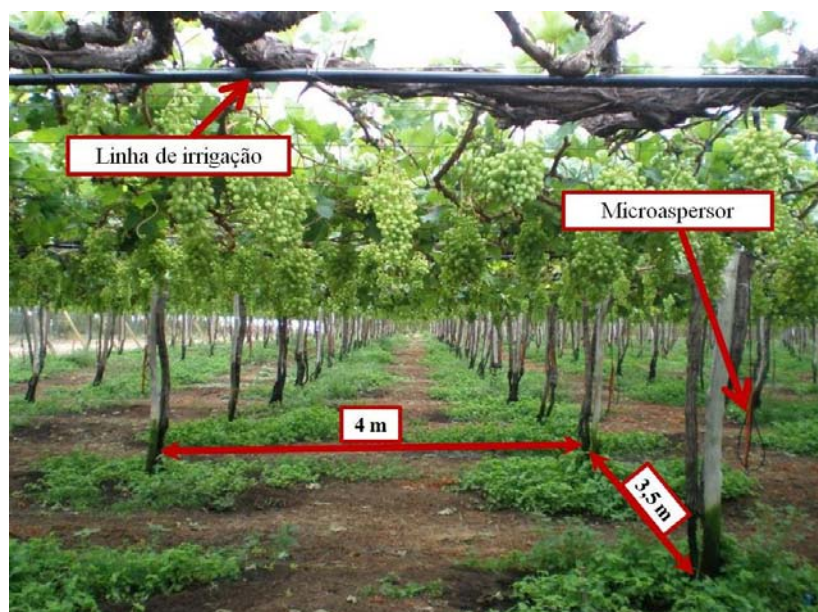


FIGURA 4 Foto da área experimental com demonstrativo do espaçamento da cultura e a disposição do sistema de irrigação.

O trabalho foi realizado no período de junho a novembro de 2007, tempo necessário para abranger um ciclo completo da cultura da videira na região do VSF, ou seja, iniciou-se o estudo um pouco antes da poda e concluiu-se após a colheita dos frutos.

A área total onde foi conduzido o trabalho foi de 7,31 ha. O sistema de irrigação instalado na área da pesquisa era o de microaspersão, com um emissor para cada duas plantas (Figura 5), instalado na linha de plantas.

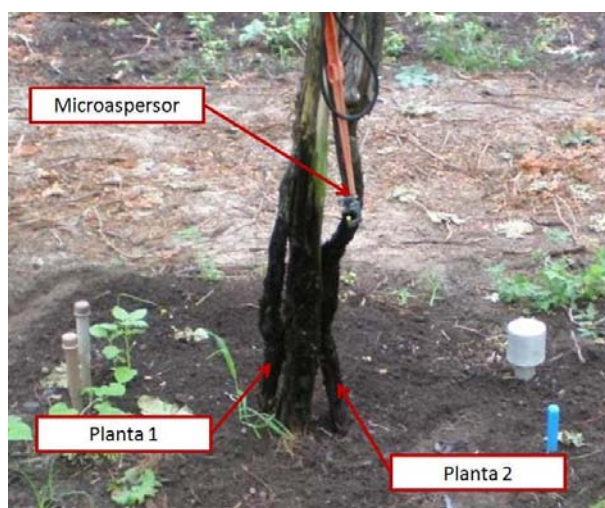


FIGURA 5 Distribuição dos microaspersores na área.

Para fins de operação do sistema de irrigação por meio de válvulas, a área foi dividida em cinco setores de irrigação. Em cada setor, existiam 12 ou 13 linhas de plantas, com área variando entre 1,31 e 1,66 ha. O setor que foi escolhido para a caracterização e a condução desta pesquisa possuía 12 linhas de plantas e era localizado no meio da área (Figura 6), evitando, assim, o chamado efeito bordadura.

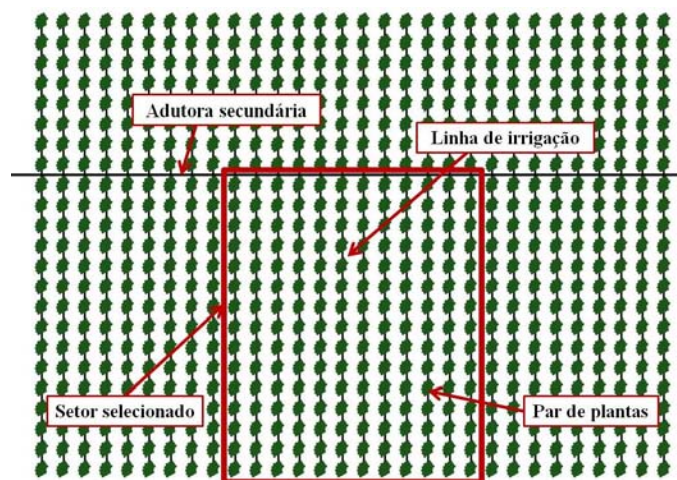


FIGURA 6 Figura esquemática do setor selecionado para o estudo.

As linhas de plantas dentro do setor selecionado foram identificadas (para facilitar a localização) conforme a sua distribuição no campo em relação ao número total de linhas na área. Sendo assim, as linhas de plantas dentro do setor selecionado para o trabalho foram enumeradas de 27 a 38.

Cada linha de plantas possuía 15 pares de plantas, num total de 30 plantas por linha. Dessa forma, a área experimental era constituída de uma malha com 12 linhas de plantas por 15 pares de planta/linha. Cada par de planta representou um ponto amostral da pesquisa, gerando, assim, um grid com 180 pontos amostrais (Figura 7).

Porém, por se tratar de uma área comercial e que já vinha sendo conduzida há alguns anos (desde 2002), havia pontos amostrais com apenas uma planta ou, até mesmo, sem planta alguma (Figura 7). Essa observação é relevante, visto que esses pontos amostrais podem ter seus teores de água no solo alterados, tanto por conta da diminuição da transpiração (menos planta) como pelo aumento da evaporação, pois são pontos menos sombreados ou com



ausência total de sombreamento, acarretando em maior incidência da radiação solar no solo. Sabe-se que a radiação solar é o parâmetro climático de maior influência no processo evaporativo.

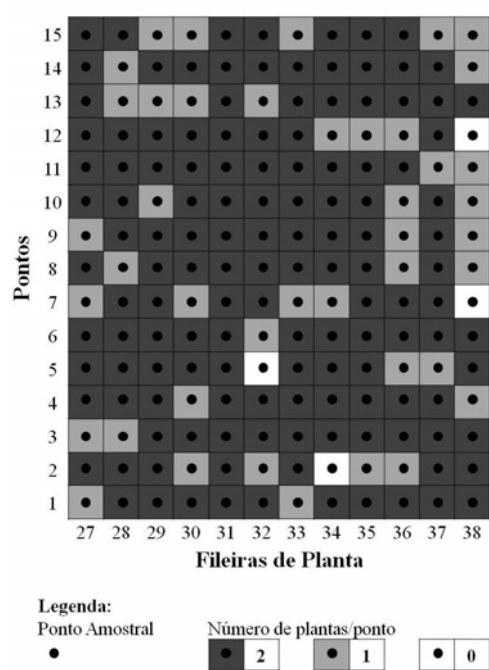


FIGURA 7 Distribuição dos pontos amostrais e das plantas de videira na área experimental.

### 3.2 Caracterizações climáticas da região do VSF

De acordo com a classificação climática de Köppen-Geiger, o clima em Petrolina apresenta-se como tropical semiárido, tipo BSw<sub>h</sub>, seco e quente, caracterizado pela escassez e irregularidade das precipitações com chuvas no verão e forte evaporação em consequência das altas temperaturas, ocasionando grandes taxas de deficiências hídricas (Reddy & Amorim Neto, 1983).

Nas Figuras 8 a 15, observam-se dados relativos à variação, ao longo do ano em que o trabalho foi realizado (2007), dos principais fatores climáticos que contribuem para a variação do teor de água no solo e na planta. Os dados foram obtidos na estação meteorológica da Embrapa Semiárido em Petrolina, PE.

Na Figura 8, observa-se o comportamento das temperaturas média, máxima e mínima, em 2007.

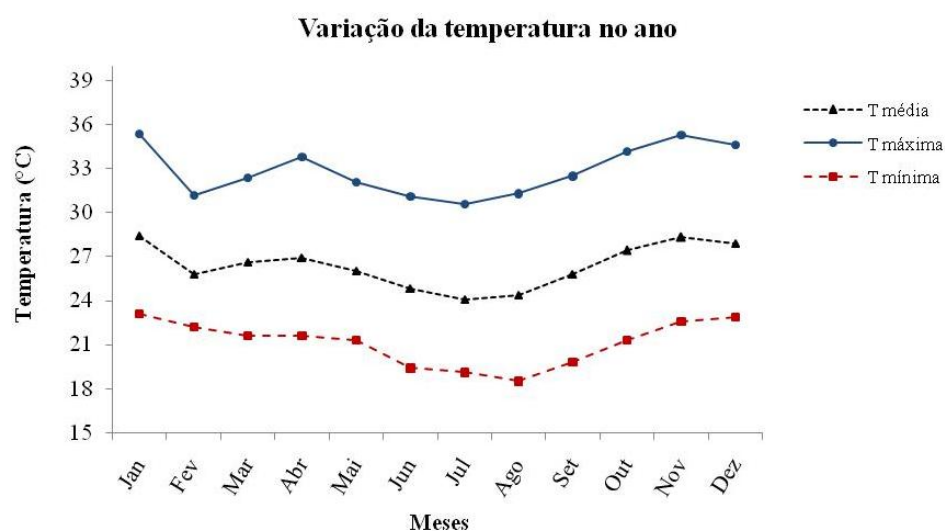


FIGURA 8 Temperaturas máxima, média e mínima, em Petrolina, em 2007.

A precipitação pluvial, por sua vez, é o elemento meteorológico de maior variabilidade espacial e temporal. Nos últimos anos, em Petrolina, o total anual médio é da ordem de 567 mm. O período chuvoso concentra-se entre os meses de novembro e abril, com 90% do total anual (Teixeira, 2002). Na Figura 9 observa-se o comportamento das precipitações em 2007.

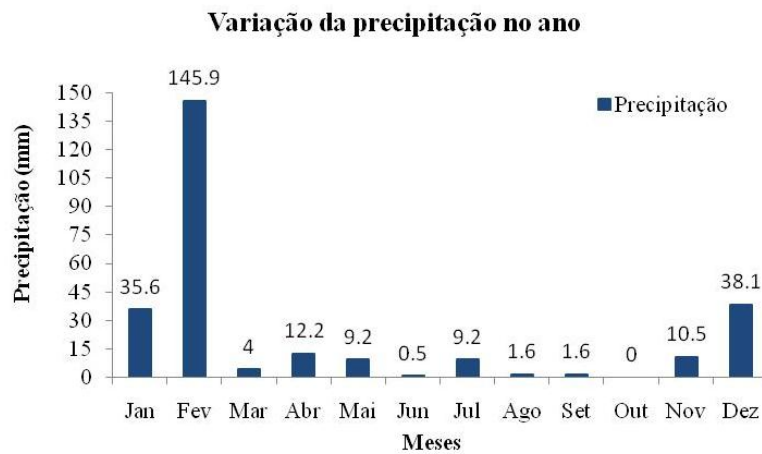


FIGURA 9 Precipitação em Petrolina, no ano de 2007.



FIGURA 10 Evaporação (Tanque Classe A) em Petrolina, em 2007.

No gráfico da Figura 11 observa-se um balanço hídrico simplificado (BH = precipitação – evaporação) para Petrolina no ano de 2007, sendo possível constatar que, durante todo o ano do experimento, a demanda (evaporação) foi

maior que a oferta (precipitação), revelando, assim, o quanto a irrigação é fundamental para a agricultura da região.

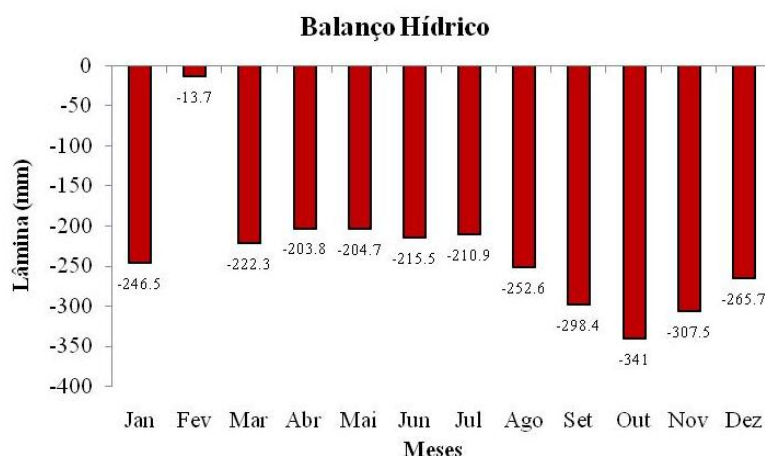


FIGURA 11 Balanço hídrico (simplificado) para Petrolina, em 2007.

Os meses mais úmidos em Petrolina, no ano de 2007, corresponderam àqueles do período chuvoso, tendo os menores valores sido observados nos meses de outubro e novembro, coincidindo com os meses mais quentes do ano (Figura 12). De maneira geral, a radiação solar global (Figura 14) teve comportamento semelhante ao da insolação (Figura 13). Em ambos os casos, os maiores valores foram registrados no mês de novembro. Porém, para o menor valor, ocorreu uma divergência de mês. Enquanto o menor valor de insolação ocorreu em fevereiro, o menor valor da radiação solar global foi registrado em maio. Os valores mais elevados de velocidade do vento, a 2,0 m de altura em relação à superfície do solo, ocorreram no período seco, entre os meses de agosto a outubro e os menores valores, no período chuvoso (Figura 15).

**Variação da umidade relativa do ar (UR) no ano**

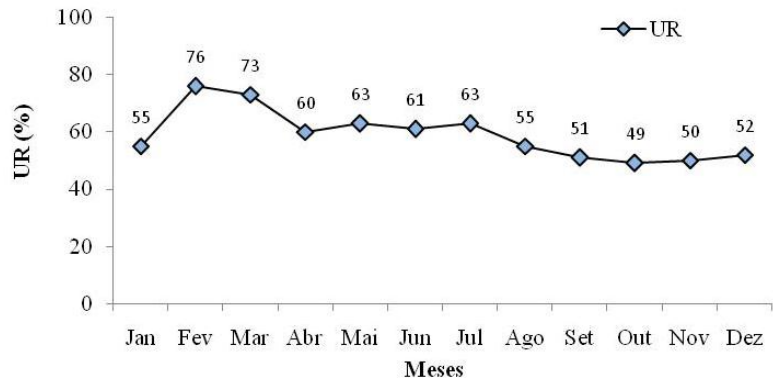


FIGURA 12 Umidade relativa do ar em Petrolina, no ano de 2007.

**Variação da insolação no ano**

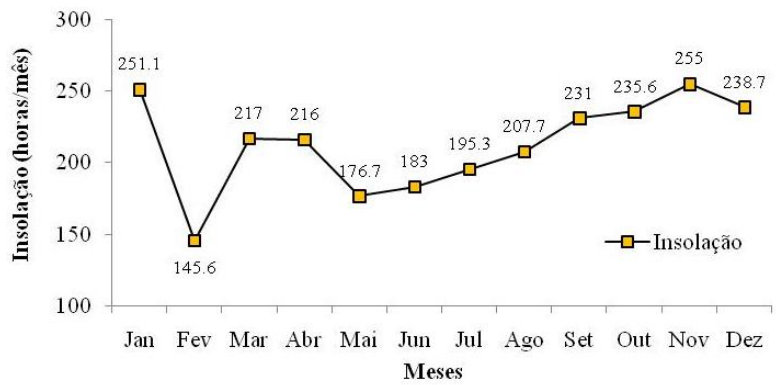


FIGURA 13 Insolação em Petrolina, no ano de 2007.

**Varição da radiação solar global (Ra) no ano**

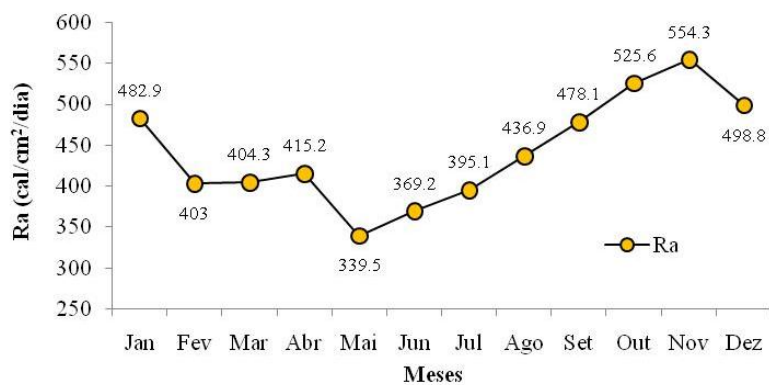


FIGURA 14 Radiação solar global em Petrolina, no ano de 2007.

**Varição da velocidade do vento (Vv) no ano**

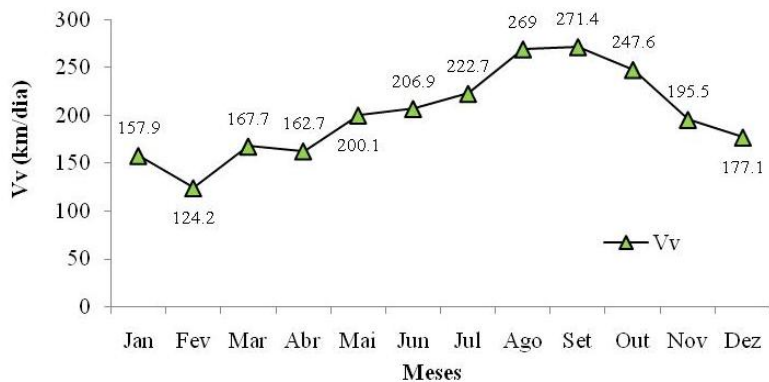


FIGURA 15 Velocidade do vento em Petrolina, no ano de 2007.

Todos os dados climáticos registrados pela estação meteorológica da Embrapa em Petrolina, PE, foram semelhantes aos descritos por Teixeira (2002), para a região do VSF.

### 3.3 Caracterização da irrigação na área experimental

O sistema de irrigação existente no setor selecionado para realização do trabalho, na área experimental, era a microaspersão (localizada). De acordo com o fabricante, os microaspersores possuem vazão de 34 L/h. Os mesmos estavam espaçados de 3,5 m entre linhas e 4 m entre plantas. A área experimental tinha um total de 168 microaspersores, distribuídos em 12 linhas de plantas (com 15 pares de plantas cada linha), resultando em um micro para cada 2 plantas.

Durante a realização do trabalho, foram feitas três avaliações (nos dias 19/07/2007, 08/08/2007 e 12/09/2007) do sistema de irrigação da área experimental. Essas avaliações foram feitas coletando-se as vazões de todos os 168 microaspersores distribuídos na área. Para analisar a pressão do sistema de irrigação, também foram tomadas as pressões no início, no meio e no final de todas as linhas de irrigação (Figura 16).

Foram determinados os coeficientes de variação da vazão (CVQ) e da pressão (CVH), utilizando-se a seguinte expressão:

$$C.V = \frac{\delta}{\bar{X}} \quad (2)$$

em que C.V é o coeficiente de variação,  $\delta$  é o desvio padrão e  $\bar{X}$  é a média.

Também foram obtidos os coeficientes de uniformidade de Christiansen (CUC), apresentado na equação 3. Este coeficiente foi uma forma adaptada do que é utilizado na avaliação da irrigação por aspersão.

$$CUC = 100 \left[ 1 - \frac{\sum_{i=1}^n |q_i - \bar{q}|}{n_e \bar{q}} \right] \quad (3)$$

em que  $q_i$  é a vazão de cada microaspersor ( $L h^{-1}$ ),  $\bar{q}$  é a vazão média dos microaspersores ( $L h^{-1}$ ) e  $n_e$  é o número de microaspersores. Outro coeficiente

obtido para os dados foi o de uniformidade da distribuição, sugerido por Keller & Karmeli (1975), e que é representado pela equação 4:

$$\text{CUD} = 100 \frac{q_{25\%}}{\bar{q}} \quad (4)$$

em que CUD é o coeficiente de uniformidade de distribuição (%) e  $q_{25\%}$  é o valor médio dos 25% menores valores de vazões observadas ( $L h^{-1}$ ).

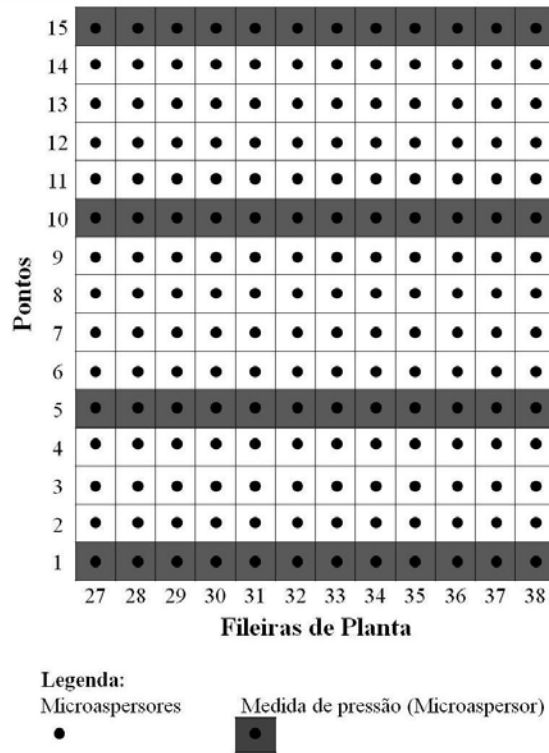


FIGURA 16 Microaspersores amostrados para determinação da vazão e pontos de tomada de pressão.



### 3.4 Caracterização físico-hídrica do solo da área experimental

O solo da área experimental foi classificado como Neossolo Quartzarênico com relevo plano (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA, 2006).

Para a caracterização físico-hídrica do solo da área do experimento, foram coletadas amostras indeformadas e deformadas nas camadas de 0-20 e 20-40 cm, entre cada par de planta. Para isso, foi estabelecida uma malha retangular de 14 x 12 pontos, em função do espaçamento da cultura, gerando, assim, um total de 168 pontos para coletas (Figura 17), perfazendo um total de 336 amostras de solos coletadas (duas profundidades).

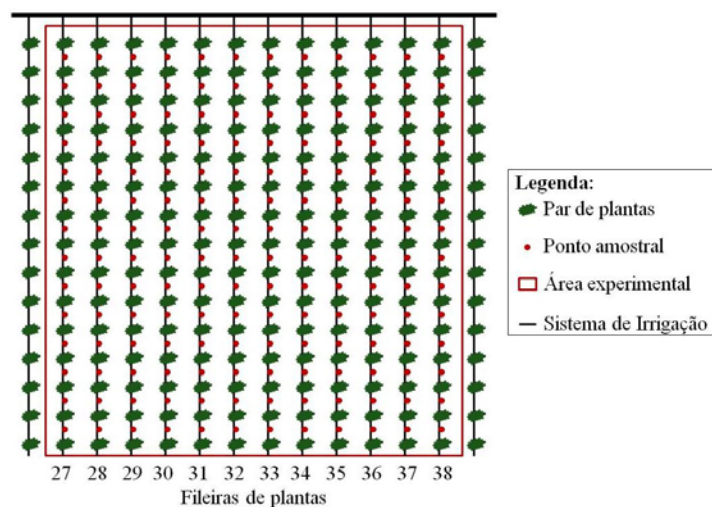


FIGURA 17 Esquema de amostragem para caracterização físico-hídrica do solo.

#### 3.4.1 Determinação da densidade do solo ( $\rho_s$ )

Foram coletadas amostras de solos indeformadas com anéis de volume (V) conhecido (5 cm de altura e 5 cm de diâmetro), para todos os 168 pontos

amostrais e nas duas camadas (0-20 e 20-40 cm) estudadas. Essas amostras foram levadas à estufa, a 105 °-110°C, por 24 horas, para a determinação da massa seca do solo ( $M_s$ ), informação necessária para os cálculos de densidade do solo, conforme descrito na equação 5 (Reichardt & Timm, 2004):

$$\rho_s = \frac{M_s}{V} \quad (5)$$

em que  $\rho_s$  é a densidade do solo ( $\text{kg m}^{-3}$ ),  $M_s$  é a massa de solo seco (kg) e  $V$  é o volume total da amostra ( $\text{m}^3$ ).

#### **3.4.2 Determinação da textura**

As amostras deformadas de solo, coletadas em ambas as camadas estudadas (0-20 e 20-40 cm), foram enviadas para Embrapa Instrumentação Agropecuária, em São Carlos, SP, para a determinação do conteúdo de argila, silte e areia através de um analisador granulométrico por raios gama, desenvolvido pela própria Embrapa Instrumentação Agropecuária. Maiores informações sobre essa metodologia podem ser obtidas em Vaz et al. (1997), Vaz et al. (1999) e Naime et al. (2001).

#### **3.4.3 Determinação das curvas de retenção pelo método de Arya e Paris**

Com base nos dados de granulometria determinados com analisador granulométrico por raios gama e utilizando-se o software Qualisolo, desenvolvido por Naime et al. (2004), foram estimados os valores dos conteúdos de água no solo correspondentes a várias tensões, inclusive a capacidade de campo CC (tensão de 10 kPa) e ao ponto de murcha permanente PMP (tensão de 1500 kPa) sugeridos por Reichardt & Timm (2004), em cada amostra, pela metodologia de Arya & Paris (1981).

Essas análises foram realizadas pelo laboratório de solos da Embrapa Instrumentação Agropecuária, em São Carlos, SP.

Arya e Paris é um método pedológico pelo qual se estima a sucção pelo teor de umidade, utilizando-se curvas granulométricas do solo. Os parâmetros da curva de retenção são fornecidos e ajustados ao modelo de Genuchten (1980), representado pela equação 6, pelo próprio aplicativo Qualisolo.

$$\theta(\psi) = \theta_r + \frac{\theta_s - \theta_r}{\left[1 + (\alpha \times |\psi|)^n\right]^m} \quad (6)$$

em que  $\theta(\Psi)$  é a umidade atual do solo ( $\text{cm}^3\text{cm}^{-3}$ ) em função do potencial matricial ( $\Psi$ ) do mesmo,  $\theta_r$  é a umidade residual ( $\text{cm}^3\text{cm}^{-3}$ ),  $\theta_s$  é a umidade de saturação ( $\text{cm}^3\text{cm}^{-3}$ ) e  $\alpha$ ,  $n$  e  $m$  são parâmetros de ajuste do modelo.

Nas publicações de Arya & Paris (1981), Naime et al. (2004) e Vaz et al. (2003), pode-se obter detalhadamente a metodologia do modelo de Arya-Paris para esta aplicação.

#### 3.4.4 Capacidade de armazenamento de água e água disponível no solo

Para o estudo referente à capacidade de armazenamento de água no solo (CAD, mm) foi utilizada a equação 8 (Reichardt & Timm, 2004):

$$\text{CAD} = (\theta_{cc} - \theta_{pmp}) \times Z \quad (8)$$

em que  $\theta_{cc}$  é a umidade volumétrica na capacidade de campo, adotada como sendo aquela correspondente à tensão de 10 kPa (Reichardt & Timm, 2004),  $\theta_{pmp}$  como sendo a umidade volumétrica à tensão correspondente ao ponto de murcha permanente (1500 kPa) (Reichardt & Timm, 2004) e  $Z$ , a camada de solo estudada (mm).

Para o estudo referente à capacidade de água disponível (AD) da capacidade de armazenamento de água no solo (CAD, mm) foi utilizada a equação 9:

$$\text{AD} = (\theta_{cc} - \theta_{lim}) \times Z \quad (9)$$

sendo  $\theta_{lim}$  a umidade volumétrica à tensão correspondente ao limite de funcionamento do tensiômetro (80 kPa) (Reichardt & Timm, 2004).

### 3.5 Manejo da irrigação na área experimental

Durante a condução do experimento, a irrigação foi realizada e manejada com base na estimativa da evapotranspiração de referência ( $E_{To}$ , mm), estimada pelo método de Penman-Monteith FAO (Allen et al., 1998). Os dados meteorológicos foram obtidos por uma estação climatológica pertencente à rede coordenada pela Embrapa Semiárido e disponível no site (<http://www.cpatsa.embrapa.br/servicos/dadosmet/dadosmet.html>).

A evapotranspiração para a cultura da videira ( $E_{Tc}$ , mm) foi estimada utilizando-se a equação 10:

$$E_{Tc} = E_{To} \times K_c \quad (10)$$

em que  $K_c$  é o coeficiente da cultura da videira (Soares, 2003).

Para o cálculo da lâmina de irrigação ( $LI$ , mm), utilizou-se a equação 11:

$$LI = E_{Tc} \times K_r \quad (11)$$

em que  $K_r$  é o coeficiente de cobertura do solo (decimal). Existem alguns métodos propostos para a determinação do coeficiente de cobertura. O método proposto por Keller & Karmeli (1974) baseia-se na equação 12:

$$K_r = (C_s / 0,85) \quad (12)$$

em que  $C_s$  é a percentagem de área coberta pela planta. Para plantas que apresentam coberturas superiores a 0,85, considera-se o valor 1 como  $K_r$ , a fim de evitar irrigação em excesso.

O tempo de irrigação ( $T_i$ , h) foi calculado pela expressão 13:

$$T_i = \frac{(LI \times E_1 \times E_2)}{(E_1 \times n \times q)} \quad (13)$$

em que  $E_1$  e  $E_2$  são os espaçamentos entre plantas e entre linhas, respectivamente (m),  $E_i$  é a eficiência do sistema de irrigação (decimal),  $n$  é o número de microaspersores por planta e  $q$  é a vazão do microaspersor ( $L.h^{-1}$ ).

A lâmina a ser repostada corresponderá à LI estimada com base na ETo para o período em que não houve irrigação, mas, evitando-se uma aplicação de água que faça com que o solo ultrapasse a umidade de capacidade de campo. Isso foi feito por meio da comparação de LI com a lâmina de irrigação máxima permitida ( $LI_{max}$ , mm), estimada com base na tensiometria (equação 14):

$$LI_{max} = (\theta_{cc} - \theta_{med}).z \quad (14)$$

em que  $\theta_{cc}$  é a umidade do solo na capacidade de campo ( $cm^3.cm^{-3}$ ),  $\theta_{med}$  é a umidade média atual no setor considerado ( $cm^3.cm^{-3}$ ) e  $z$  é a espessura da camada (mm). O uso da  $\theta_{med}$  é recomendado como uma forma prática de manejar a irrigação, devido à variabilidade inerente ao solo e a procura de valores mais adequados de  $\theta_{cc}$  não implica necessariamente em melhores estimativas da LI (Reichardt et al., 2001).

### **3.6 Monitoramento da água no solo**

A partir dos mapas de zonas homogêneas, da capacidade de armazenamento de água no solo (CAD) para área experimental, determinados por Bassoi et al. (2007) e que se encontram representados nas Figuras 19 e 20, foram instaladas baterias de tensiômetros, sondas de TDR e tubos de acesso para sondas de nêutrons em vários pontos da área.

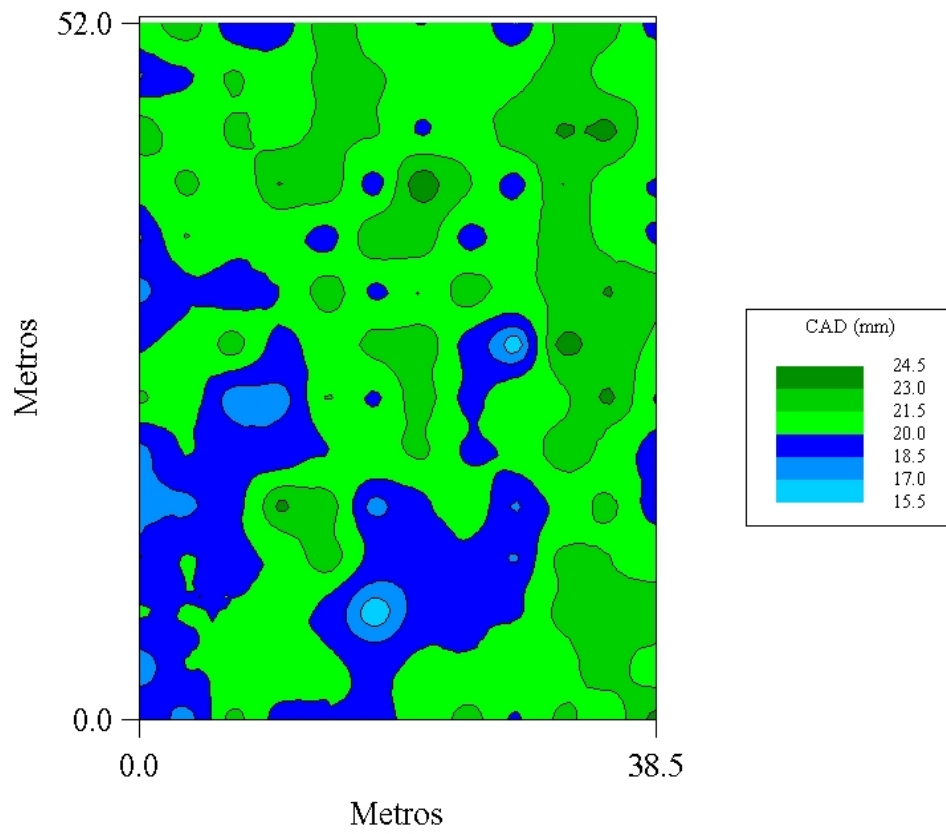


FIGURA 19 Krigagem para capacidade de armazenamento de água (CAD), na camada de 0-20 cm.

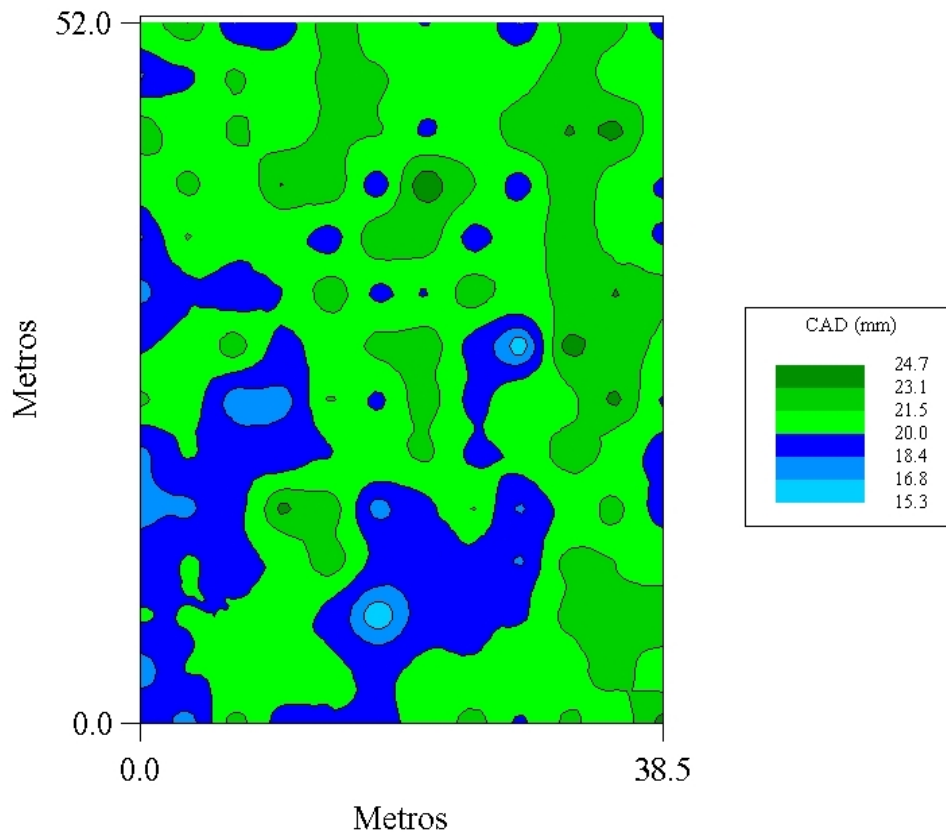


FIGURA 20 Krigagem para capacidade de armazenamento de água (CAD), na camada de 20-40 cm.

### 3.6.1 Tensiometria

No total, foram instaladas 39 baterias de tensiômetros (Figura 21), cada uma com dois tensiômetros monitorando o potencial matricial do solo em camadas distintas (Figura 22). As camadas monitoradas pelos tensiômetros foram as de 20 cm e 40 cm, pois as raízes das videiras em solos do VSF apresentam a maior parte do sistema radicular até a profundidade 60 cm (Basso et al., 2002; Basso et al., 2003).

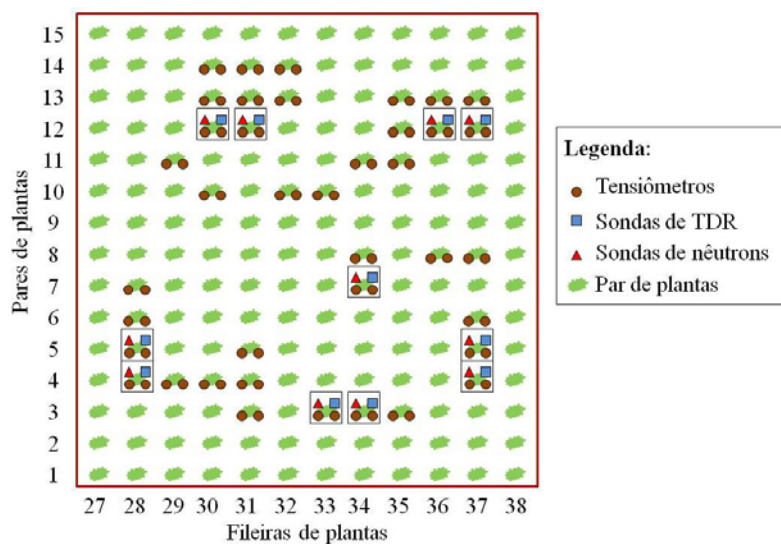


FIGURA 21 Localização dos tensiômetros, sondas de TDR e tubos de acesso da sonda de nêutrons na área experimental.



FIGURA 22 Foto dos tensiômetros, sondas de TDR e tubos de acesso da sonda de nêutrons instalados em torno das videiras.



As leituras dos potenciais matriciais nos tensiômetros foram realizadas semanalmente, com tensímetro digital de punção (Figura 23), cujo funcionamento foi descrito por Marthaler et al. (1983). A facilidade de operação do aparelho e a rapidez na tomada das leituras agilizaram o processo, evitando intervalos de tempo longos entre a primeira e a última leitura. As leituras foram iniciadas sempre no mesmo horário e o ordenamento das leituras sempre foi o mesmo.

A partir das leituras do tensímetro digital foram obtidos os valores de potencial matricial do solo pela seguinte equação:

$$\Psi_m = \lambda + 0,098 c \quad (15)$$

em que  $\Psi_m$  é o potencial matricial do solo (kPa),  $\lambda$  é a leitura do manômetro em kPa e  $c$  é o comprimento do tensiômetro (distância da cápsula ao manômetro) em cm. Por meio dos potenciais matriciais ( $\Psi_m$ ), os valores de umidade do solo para cada ponto e profundidade foram determinados utilizando-se as curvas características de retenção de água do solo, determinadas pela metodologia de Arya e Paris, para cada ponto e sua respectiva profundidade.



FIGURA 23 Tensímetro digital de punção utilizado no experimento.

Para o monitoramento da água no solo também foram instaladas, além das 39 baterias de tensiômetros, 11 sondas de TDR e 11 tubos de acesso, para serem realizadas leituras com a sonda de nêutrons. Nas Figuras 21 e 22 mostram-se a localização das sondas de TDR e dos tubos de acesso (sonda de nêutrons) na área experimental e a sua disposição em torno da planta, respectivamente.

As determinações das umidades pelos métodos de TDR e sonda de nêutrons se dão de forma não-destrutiva, permitindo o acompanhamento da evolução do processo em tempo real.

### **3.6.2 *Time domain reflectometry (TDR)***

O TDR é um método indireto de determinação da umidade do solo, o qual se baseia na determinação das características de propagação das ondas eletromagnéticas no solo. O sistema consiste de um transmissor/receptor de ondas, cabos e hastes metálicas de comprimento conhecido, que servem para conduzir as ondas. No final da linha de transmissão o sinal é refletido. O tempo de viagem da onda depende das propriedades dielétricas do meio. Portanto, o TDR permite medir o tempo de viagem do sinal com o qual se pode calcular a constante dielétrica do solo. De posse da constante dielétrica do solo, estima-se a sua umidade.

A água apresenta uma alta constante dielétrica (80,4° a 20°C, 78,5° a 25°C). As moléculas no solo estão, em grande parte, fixas, e o solo tem uma constante dielétrica baixa (entre 3 e 5). A constante dielétrica do ar é, efetivamente, 1. Assim, é a água que determina o valor da constante dielétrica. Se o solo está saturado, o tempo de percurso da onda ao longo da sonda é prolongado, devido ao maior valor da constante dielétrica. Se o solo está seco, o valor da constante dielétrica é baixo e o tempo de percurso é menor. Ou seja, o

tempo de percurso da onda é proporcional à umidade do solo ( $\theta$ ), devido ao aumento da constante dielétrica do solo.

Com o TDR, foram feitas leituras semanais para as camadas de 0-15, 15-30, 30-60, 60-90 e 90-120 cm. Na Figura 24, pode-se observar o modelo de TDR que foi utilizado na realização do trabalho.

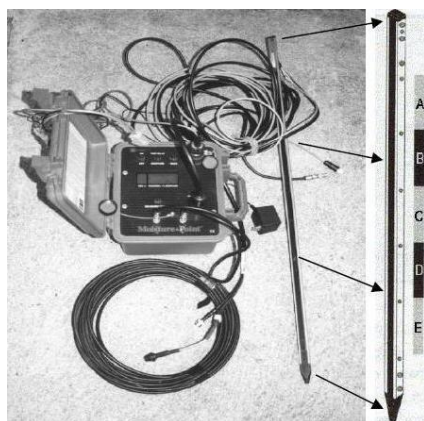


FIGURA 24 TDR - emissor de pulso/leitor, cabos e sonda. Nos detalhes veem-se os segmentos de cada haste .

### 3.6.3 Método da moderação de nêutrons (sonda de nêutrons)

O método da moderação de nêutrons (sonda de nêutrons) utilizado no trabalho era composto por uma sonda com fonte de Amerício-Berílio (50mCi), modelo 503 Hydroprobe da CPN Corporation (Figura 25).

A sonda de nêutrons também é um método indireto de determinação da umidade do solo, o qual se baseia na emissão de nêutrons rápidos no solo. O método da sonda de nêutrons funciona, resumidamente, assim: nêutrons rápidos (10keV a 20MeV) são emitidos de uma fonte de **Am-Be** e atravessam a parede

do tubo e, interagindo com os átomos de hidrogênio no solo, são termalizados e formam uma “nuvem de nêutrons” lentos (0,01 a 0,3 eV), isto é, desacelerados, de 20 a 30 cm de diâmetro ao redor da fonte. 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 lentos no registrador (Figura 25).

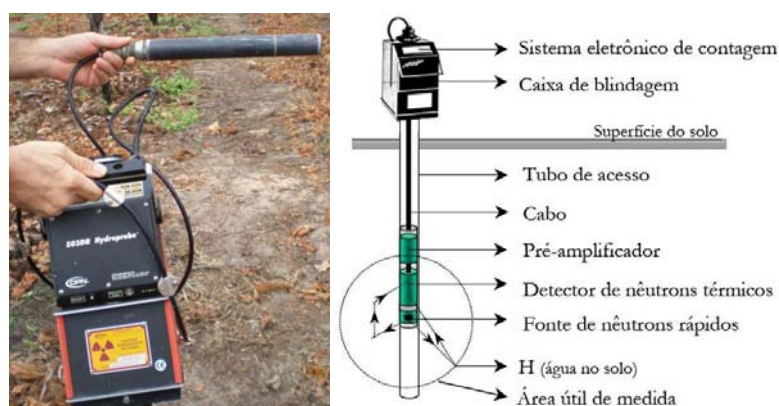


FIGURA 25 Foto ilustrativa da sonda de nêutrons (modelo 503 Hydroprobe da CPN Corporation), seus componentes e funcionamento.

Para efetuar as medições de umidade do solo com a sonda de nêutrons, a fonte radioativa é colocada na profundidade desejada no perfil do solo através de um tubo de acesso de alumínio.

Com a sonda de nêutrons foram feitas leituras semanais para as profundidades de 15, 30, 45, 60, 75, 90, 105 e 120 cm. Sempre antes das leituras 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. Esse procedimento é realizado para evitar possíveis distorções causadas por efeitos de variações de temperatura e problemas eletrônicos (Bacchi & Reichardt, 1990). Foi o valor da contagem relativa (CR) que foi utilizado para a calibração da sonda de nêutrons.

Após a elaboração de uma curva de calibração da contagem relativa (CR) versus umidade do solo ( $\theta$ ), mede-se a umidade do solo em qualquer profundidade no campo, de maneira não destrutiva e em qualquer tempo.

Na Figura 26, pode ser observado o momento em que era feito o monitoramento da água no solo utilizando o tensímetro digital de punção, a sonda de nêutrons e o TDR.



FIGURA 26 Monitoramento da água no solo utilizando o tensímetro de punção digital, a sonda de nêutrons e o TDR.

### **3.7 Calibração dos equipamentos de TDR e sonda de nêutrons**

Para a calibração, das sondas de TDR e de nêutrons, foram construídas, dentro da área experimental, duas “bacias” com dimensões aproximadas de 1,5

m x 1,5 m e diques de 0,2 m de altura, tendo uma delas sido saturada por vários dias (Figura 27) e a outra foi mantida seca, para se ter duas condições extremas de umidade do solo. Nessas “bacias” foram instalados três sondas de TDR e três tubos de acesso para a sonda de nêutrons (Figura 27).

Após a saturação completa de uma das parcelas, foram feitas várias leituras, em ambos os equipamentos (TDR e sonda de nêutrons), para as duas condições de umidade do solo (saturado e seco). Imediatamente após as leituras foram abertas trincheiras de aproximadamente 1,5 m de profundidade (Figura 28), para a coleta de amostras indeformadas de solo, por meio de trado tipo Uhland (volume conhecido), para a determinação da umidade volumétrica nos instantes das leituras. Para cada profundidade de monitoramento da sonda de nêutrons (15, 30, 45, 60, 75, 90, 105 e 120 cm) e do TDR (0-15, 15-30, 30-60, 60-90 e 90-120 cm), foram coletadas quatro amostras indeformadas de solo para a determinação da umidade, proporcionando quatro repetições para cada profundidade monitorada em ambos os equipamentos.

Essas amostras foram levadas à estufa, a 105° -110°C, por 24 horas, para a determinação da umidade com base em peso (gravimétrica) e, logo após, em função de seus respectivos valores de densidade (amostras indeformadas), foi feita a determinação da umidade com base em volume (volumétrica).

Correlacionando-se esses dados de umidade volumétrica ( $\theta$ ) com as respectivas leituras (contagem relativa – CR - para a sonda de nêutrons e leitura relativa - LR para o TDR) dos pontos amostrados para as diversas profundidades do solo foram obtidas equações de correlação do tipo:

$$Y = aX + b \quad (16)$$

em que Y é a umidade volumétrica ( $\theta$ ), X é a CR (sonda de nêutrons) ou LR (TDR) e a e b são os coeficientes angulares e lineares das equações das retas, respectivamente.

Por meio dessas equações foram obtidos valores de umidade volumétrica para as profundidades de medida durante todo o experimento.



FIGURA 27 Bacia saturada para a calibração do TDR e da sonda de nêutrons.



FIGURA 28 Trincheira aberta para a calibração do TDR e da sonda de nêutrons.

As curvas (equações) de calibração e os seus respectivos valores de coeficientes de determinação ( $R^2$ ), para as cinco (5) profundidades monitoradas pela sonda de TDR utilizada no estudo, podem ser observados na Tabela 1.

TABELA 1 Equações de calibração para o TDR.

Camada	Curvas de calibração	$R^2$
0-15 cm	$\theta = 0,421 \text{ LR} - 0,543$	0,747
15-30 cm	$\theta = 0,244 \text{ LR} - 0,285$	0,952
30-60 cm	$\theta = 0,205 \text{ LR} - 0,255$	0,953
60-90 cm	$\theta = 0,179 \text{ LR} - 0,209$	0,972
90-120 cm	$\theta = 0,219 \text{ LR} - 0,247$	0,969

Observa-se que, com exceção da camada de 0-15 cm, todas as outras camadas monitoradas apresentaram curvas de calibração com  $R^2$  acima de 0,9 (90%), o que representa uma ótima correlação entre os valores de leitura relativa (LR) lida no solo com os valores reais de umidade volumétrica ( $\theta$ ) presente no mesmo. O baixo valor de  $R^2$  para a camada de 0-15 cm pode ser explicado pela maior variação da umidade do solo em camadas mais superficiais.

Os dados da Tabela 2 mostram as curvas de calibração e os seus respectivos valores de coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para as oito (8) profundidades monitoradas pela sonda de nêutrons utilizada no estudo. Observa-se que, em todas as profundidades monitoradas, os valores de  $R^2$  das curvas de calibração foram acima de 0,9 (90%), o que representa uma ótima correlação entre os valores de leituras de contagem relativa (CR) lida no solo com os valores reais de umidade volumétrica ( $\theta$ ) presente no mesmo.

Observa-se que, semelhante aos dados da sonda de TDR, a profundidade que apresentou o menor valor de  $R^2$  foi a mais superficial (15 cm), mostrando



que, provavelmente, ocorre uma maior variação da umidade do solo em camadas mais superficiais.

TABELA 2 Curvas de calibração e coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para as profundidades de monitoramento da sonda de nêutrons utilizada no experimento.

Profundidade	Curvas de calibração	$R^2$
15 cm	$\theta = 0,105 \text{ CR} - 0,001$	0,903
30 cm	$\theta = 0,099 \text{ CR} - 0,021$	0,983
45 cm	$\theta = 0,109 \text{ CR} - 0,036$	0,970
60 cm	$\theta = 0,106 \text{ CR} - 0,035$	0,965
75 cm	$\theta = 0,105 \text{ CR} - 0,024$	0,972
90 cm	$\theta = 0,109 \text{ CR} - 0,022$	0,981
105 cm	$\theta = 0,120 \text{ CR} - 0,026$	0,983
120 cm	$\theta = 0,125 \text{ CR} - 0,027$	0,980

### 3.8 Potencial total de água no solo ( $\Psi_T$ )

O potencial total de água no solo é expresso pela equação 17 (Reichardt e Timm, 2004):

$$\Psi_T = \Psi_g + \Psi_m + \Psi_{os} + \Psi_p \quad (17)$$

em que  $\Psi_T$  é o potencial total de água no solo,  $\Psi_g$  é o potencial gravitacional,  $\Psi_p$  é o potencial de pressão,  $\Psi_m$  é o potencial matricial e  $\Psi_{os}$  é o potencial osmótico. Porém, como o solo em estudo não é um solo salino e em nenhum momento de medição do potencial matricial o solo se encontrava saturado, os potenciais osmótico ( $\Psi_{os}$ ) e de pressão ( $\Psi_p$ ) foram desconsiderados no estudo. Logo, o potencial total de água no solo para o experimento foi determinado utilizando-se a equação 18.

$$\Psi_T = \Psi_g + \Psi_m \quad (18)$$

### **3.9 Determinação do armazenamento de água no solo**

Para a determinação do valor de armazenamento de água (em lâmina) na área experimental, em um determinado instante, utilizaram-se os valores de umidade do solo, para as diferentes camadas do solo, expressos com base volume. Pelo fato de, na maioria das situações não se dispor de um modelo matemático que represente  $\theta$  como função de  $z$ , a equação utilizada na determinação do armazenamento durante o trabalho pode ser simplificada, utilizando-se diferenças finitas como a Equação 19 (Reichardt & Timm, 2004):

$$A_L = \theta_m \times L \quad (19)$$

em que  $\theta_m$  é o valor da umidade do solo na camada analisada e  $L$  é a espessura (mm) da camada. A dimensão de  $A_L$  é a mesma de  $L$ , visto que  $\theta$  é adimensional. Como é tradição representar lâmina por milímetro (mm), a espessura da camada de solo considerada,  $L$ , também foi expressa em milímetro (mm).

### **3.10 Estatística descritiva e análise exploratória dos dados**

Esta análise tem como objetivo visualizar o comportamento geral e identificar possíveis valores discrepantes, sem considerar a posição geográfica dos dados observados, a qual é fundamental para a tomada de decisões sobre os procedimentos a serem realizados.

Antes das análises geoestatísticas, foram empregadas análises estatísticas (clássica) como as medidas de tendência ou posição central (média, mediana, moda, valores máximo e mínimo), as medidas de dispersão (desvio padrão, variância e coeficiente de variação) e as medidas da forma da dispersão (simetria e curtose).

A média, a mediana e a moda permitem a verificação de um possível ajuste dos dados à distribuição normal e o desvio padrão e o coeficiente de variação dão ideia da magnitude de variabilidade dos dados.

Essas análises foram aplicadas às variáveis teores de silte, areia e argila, densidade do solo, umidade na capacidade de campo ( $\theta_{cc}$ ), umidade referente à tensão de 80 kPa ( $\theta_{lim}$ ), umidade no ponto de murcha permanente ( $\theta_{pmp}$ ), capacidade de água disponível no solo (AD), capacidade de armazenamento de água no solo (CAD) e armazenamento de água no solo ( $A_L$ ).

A análise exploratória foi realizada no intuito de observar o comportamento da distribuição dos dados, considerando a posição geográfica de cada observação, sendo auxiliar na decisão da hipótese de estacionaridade a ser assumida nas análises de geoestatística.

O procedimento da análise consiste na verificação de tendência dos dados e sua remoção, quando constatada, por meio de uma avaliação da distribuição espacial dos pontos em função da latitude e da longitude, por meio de gráficos de tendência. Segue-se a identificação de dados discrepantes (outliers) por meio de gráficos box plot e, por último, a avaliação da normalidade da diferença entre pares de pontos, por meio de histograma de frequências, curvas de probabilidade normal e testes de aderência a normalidade de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk.

### **3.11 Estudos variográficos**

O ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental é um dos procedimentos de maior relevância para a realização de interferências e para a interpretação de fenômenos com continuidade espacial e temporal. Esta etapa deve ser feita com muito rigor, devido ao fato de a sensibilidade dos semivariogramas para detectar a variabilidade espacial do fenômeno estar diretamente ligada ao modelo ajustado. Portanto, devem ser analisadas as possibilidades de ajuste, de forma que o modelo escolhido se aproxime ao máximo do fenômeno real, resultando numa maior veracidade das estimativas.

Este ajuste é feito por métodos matemáticos, estimando-se parâmetros que estruturam tais modelos (efeito pepita, contribuição ou patamar e alcance).

As expressões matemáticas destes modelos são:

a) modelo esférico de Martheron (Equação 20)

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \times \left[ \frac{3h}{a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C_1 & h > a \end{cases} \quad (20)$$

em que  $C_0 + C_1$  é o patamar,  $a$  é o alcance e  $h$  é a distância euclidiana;

b) modelo exponencial de Formery (Equação 21)

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp\left(\frac{-h}{a}\right) \right] \quad h \geq 0 \quad (21)$$

c) modelo gaussiano ou parabólico (Equação 22)

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \exp\left[ -\left(\frac{h}{a}\right)^2 \right] \right\} \quad h \geq 0 \quad (22)$$

O alcance desses modelos tem significado puramente analítico, denominado alcance teórico e eles são distintos devido à característica individual de cada modelo em atingir o patamar. Dessa maneira, o alcance prático é denominado por 2/3, 3 e  $3^{(1/2)}$  vezes o alcance teórico, para o modelo esférico, exponencial e gaussiano, respectivamente.

Os métodos matemáticos de ajuste podem ser divididos em dois grupos: ajuste do modelo ao semivariograma experimental e ajuste do modelo diretamente aos dados observados. Dentre os ajustes dos modelos ao semivariograma experimental pode-se citar, dentre outros, o método dos mínimos quadrados ponderados (WLS) e o método da máxima verossimilhança (ML).

O método dos mínimos quadrados é uma técnica de otimização matemática que consiste em encontrar a função de regressão que minimize a

soma das distâncias entre a função ajustada e os pontos observados. Um requisito básico para o uso deste método é que os erros em cada medida sejam distribuídos aleatoriamente com a função de distribuição normal (ou de Gauss), e que os resíduos sejam independentes. De acordo com Bussab & Morettin (2002), é um dos métodos mais utilizados em estatística. A estimativa dos parâmetros do semivariograma pelo método dos mínimos quadrados ordinários é obtida pela minimização da equação 23 (Mello, 2004a).

$$Q(\theta) = \sum_{i=1}^k [\hat{g}(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2 \quad (23)$$

em que  $\theta$  representa o vetor de parâmetros estimados que definem completamente o semivariograma, sendo cada estimativa denotada por  $\hat{g}(h_i)$ ;  $k$ : refere-se ao número de “lags” do semivariograma experimental;  $\gamma(h; \theta)$ : consiste na semivariância calculada pelo modelo que depende dos parâmetros estimados  $\theta$  e, após a minimização  $Q(\theta)$ , a função  $\hat{g}(h_i)$  se torna a estimativa  $\hat{\gamma}(h_i)$  de quadrados mínimos.

No intuito de ponderar a semivariância, é recomendado dividir o erro médio pelo número de pares de pontos em cada distância no semivariograma, já que a variância das estimativas das semivariâncias não é conhecida (Mello, 2004a). Essa tentativa de ponderação da semivariância é conhecida como o método dos mínimos quadrados ponderados, o qual é expresso a partir da equação 24.

$$Q(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^k [\hat{g}(h_i) - \gamma(h_j; \theta)]^2}{m(h_j)} \quad (24)$$

O método da máxima verossimilhança consiste em maximizar a função de verossimilhança das observações, exigindo uma suposição de normalidade dos dados. É um método considerado paramétrico, pois envolve parâmetros

(vetor média e matriz de covariância) da distribuição gaussiana multivariada. Normalmente, esse estimador apresenta maior eficiência (McBratney & Webster, 1986), produzindo, de maneira geral, estimadores não enviesados quando aplicados para grandes amostras. Um dos problemas no uso deste estimador está relacionado à baixa quantidade de dados amostrais em geral (Pardo-Igúzquiza, 1997).

Considerando que uma função aleatória  $Z(x)$  é normal (gaussiano) e de estacionaridade fraca, Mardia & Marshall (1984) desenvolveram uma teoria estatística para estimativas de máxima verossimilhança. Assim, a função verossimilhança é maximizada por:

$$L_N(\beta; Z_N) = -\frac{1}{2} \left\{ L_N |K| - \frac{1}{2} (Z_N - 1\mu)^T K^{-1}_N (Z_N - 1\mu) \right\} \quad (25)$$

em que  $\beta$  é um vetor de parâmetros combinados de dimensões  $(1+p) \times 1$ ,  $Z_N$  é o vetor de observações de  $N$  locais amostrados de dimensão  $N \times 1$ ;  $K_N$  é a matriz de variâncias e covariâncias entre todos os locais e  $1$  é um vetor de dimensão  $N \times 1$ .

Assim sendo, foram testados, neste estudo, os modelos exponencial, esférico e gaussiano, pelos métodos de ajuste dos mínimos quadrados ponderados (MQP) e da máxima verossimilhança (MV).

### 3.12 Análises dos modelos de semivariogramas

Para analisar a modelagem do semivariograma aos dados experimentais e assim obter estatisticamente o melhor modelo a ser considerado, foi estabelecido o critério do grau de dependência espacial, segundo Mello et al. (2005). O grau de dependência espacial é calculado pela equação 26.

$$GD = \left( \frac{C_0}{C_0 + C_1} \right) \times 100 \quad (26)$$

em que  $C_0$  é o efeito pepita,  $C_1$  é a variância estruturada e  $C_0 + C_1$  é o patamar.

De acordo com Cambardella et al. (1994), se o efeito pepita for menor que 25% do patamar  $\left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} < 0,25\right)$ , isso indica uma variável com forte dependência espacial. Se o efeito pepita permanecer entre 25% e 75% do patamar  $\left(0,25 \leq \frac{C_0}{C_0 + C_1} \leq 0,75\right)$ , indica uma variável com moderada dependência espacial. Porém, se o efeito pepita corresponder de 75% a 100% do patamar  $\left(0,75 < \frac{C_0}{C_0 + C_1} < 1,00\right)$ , representa um variável com fraca dependência espacial. Pode ocorrer também de o efeito pepita corresponder exatamente a 100% do patamar  $\left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} = 1,00\right)$ . Neste caso, o semivariograma possui efeito pepita puro.

### 3.13 Suportes computacionais para as análises geoestatística

Os dados foram georreferenciados em coordenadas métricas e num sistema matricial que permite aplicações com mínima deformação da área.

As análises de estatística descritiva e geoestatísticas, para todas as variáveis, foram realizadas pelos programas Statistica Development Environment, GS+ (Gamma Design Software, 2004) e GeoR (Ribeiro Júnior & Diggle, 2001). Após as análises exploratórias, foram construídos os semivariogramas experimentais. A partir disso, foram ajustados os semivariogramas teóricos pela Máxima Verossimilhança e pelo Mínimo Quadrado Ponderado, para os modelos esférico, exponencial e gaussiano.

Posteriormente, foram tomados todos os parâmetros necessários para a realização da interpolação dos resultados pelo processo de krigagem. Também foram calculadas as relações entre o efeito pepita e o patamar ( $C_0/C+C_0$ ), para

cada modelo ajustado. Esta relação, segundo Cambardella et al. (1994), mede o grau da dependência espacial do atributo amostrado.

Para os atributos que apresentaram uma estrutura de dependência espacial, os mapas de contorno foram construídos por meio do interpolador geoestatístico de Krigagem (Vieira, 2000), por meio da equação:

$$z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i) \quad (27)$$

em que  $z^*(x_0)$  é a variável interpolada,  $\lambda_i$  são os pesos associados aos pontos vizinhos e  $z(x_i)$  o valor da variável no ponto vizinho. Quando não detectada a estrutura de dependência espacial do atributo, o mapa foi construído por meio do interpolador inverso quadrado da distância (IDW), utilizando a seguinte expressão (Mello et al., 2003; Câmara & Carvalho, 2004):

$$X_p = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{d_i^2} \times X_i \right)}{\sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{d_i^2} \right)} \quad (28)$$

em que  $d$  é a distância entre o  $i$ -ésimo ponto de vizinhança e o ponto amostrado,  $X_p$  é a variável interpolada e  $X_i$  o valor da variável  $i$ -ésima localidade vizinha.

Partindo da krigagem e do IDW, foram elaborados os mapas de variabilidade espacial, com auxílio do GS+ e GeoR, das propriedades físico-hídricas do solo na área em estudo, para, a partir daí, fazer a análise da correlação espacial existente entre elas, visando fornecer subsídios para identificar as diferentes zonas homogêneas na área.

### 3.14 Análise de estabilidade temporal dos dados

Para avaliar a estabilidade temporal do armazenamento de água no solo ao longo do tempo, utilizaram duas técnicas, como sugerido por Vachaud et al. (1985). Essas técnicas servem para verificar quais e quantos são os locais



adequados para o 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 à média dos diversos pontos num dado tempo.

Para diversos tempos de medida em cada ponto, podem-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 (s) 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.

A primeira técnica diz respeito à diferença  $\Delta_{ij}$  entre uma determinação individual  $S_{ij}$  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 média dos valores medidos  $\bar{S}_j$  no mesmo tempo:

$$\Delta_{ij} = S_{ij} - \bar{S}_j \quad (29)$$

com

$$\bar{S}_j = \left( \frac{1}{y} \right) \sum_{i=1}^{i=y} S_{ij} \quad (30)$$

com o que se tem a diferença relativa:

$$\delta_{ij} = \frac{\Delta_{ij}}{\bar{S}_j} \quad (31)$$

Segundo Vachaud et al. (1985), uma pequena variação ou a igualdade das diferenças relativas  $\delta_{ij}$ , ao longo do tempo (em tempos diferentes), para cada posição  $i$ , é a indicação da existência da estabilidade temporal que, em outras palavras, significa independência temporal. De posse das diferenças relativas de

cada data estudada, será possível o cálculo da média das diferenças relativas e os respectivos desvios para cada ponto, para as duas camadas estudadas (0-20 e 20-40 cm).

Na sequência, aplicou-se a segunda técnica, 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 à 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:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (R_{ij} - R_{ij'})^2}{n(n^2 - 1)} \quad (32)$$

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 variável, no mesmo local, mas na data  $j'$ .

A estabilidade temporal, como definido por Vachaud et al. (1985), implica em uma relação linear (da 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 armazenamento da água no solo com o tempo. A simples correlação entre esses parâmetros em diferentes tempos pode ser adotada como teste para a verificação da estabilidade temporal, conforme proposto por Kachanoski & Jong (1988). O coeficiente de correlação de Pearson ( $r_{t_2-t_1}$ ) entre dois padrões, nos tempos  $t_2$  e  $t_1$ , é dado por:

$$r_{t_2-t_1} = \frac{\text{cov}[S_{t_2}(j), S_{t_1}(j)]}{\{\text{var}[S_{t_2}(j)]\text{var}[S_{t_1}(j)]\}^{\frac{1}{2}}} \quad (33)$$

em que cov e var são a covariância e a variância, respectivamente.

#### 4 RESULTADO E DISCUSSÃO

A Tabela 3 é composta pelos valores de evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>-mm), coeficiente de cultura (K<sub>c</sub>), evapotranspiração da cultura (ET<sub>c</sub>-mm), lâmina de irrigação (LI-mm) e tempo de funcionamento do sistema de irrigação para aplicar a lâmina necessária (T<sub>i</sub>-horas) para todos os estágios de desenvolvimento da videira, durante o ciclo estudado da cultura, no período do experimento (ano de 2007). Observa-se que o período de maior demanda hídrica da cultura foi do estágio chumbinho ao último pós-raleio, ou seja, a fase em que a cultura se encontra acumulando reservas nas bagas.

TABELA 3 Valores diários médios de ET<sub>o</sub> (mm), K<sub>c</sub>, ET<sub>c</sub> (mm), LI (mm) e T<sub>i</sub> (horas), para os estágios de desenvolvimento da videira durante o ciclo da cultura, em 2007.

Período	Estágio	ET <sub>o</sub> <sup>méd</sup> (mm)	K <sub>c</sub>	ET <sub>c</sub> (mm)	LI (mm)	T <sub>i</sub> (h)
02/07 a 08/07	Poda	4,7	1,0	4,7	5,5	2,3
09/07 a 15/07	Brotação	4,0	0,3	1,2	1,4	0,6
16/07 a 22/07	Brotação	3,7	0,3	1,1	1,3	0,5
23/07 a 29/07	Vegetativo	4,3	0,7	3,0	3,6	1,5
30/07 a 05/08	Vegetativo	4,8	0,7	3,4	3,9	1,6
06/08 a 12/08	Floração	4,7	0,7	3,3	3,8	1,6
13/08 a 19/08	Chumbinho	4,6	1,3	6,0	7,1	2,9
20/08 a 26/08	Raleio	4,9	1,3	6,3	7,4	3,1
27/08 a 02/09	Raleio	5,6	1,3	7,2	8,5	3,5
03/09 a 09/09	Raleio	5,5	1,3	7,2	8,5	3,5
10/09 a 16/09	Raleio	5,4	1,3	7,0	8,2	3,4
17/09 a 23/09	Pós-Raleio	5,5	1,0	5,5	6,5	2,7
24/09 a 30/09	Pós-Raleio	6,0	1,0	6,0	7,0	2,9
01/10 a 07/10	Maturação	5,6	0,8	4,4	5,2	2,1
08/10 a 14/10	Colheita	6,3	0,3	1,9	2,2	0,9

O consumo hídrico médio total ao longo do ciclo da cultura foi de 478 mm, tendo aproximadamente 66% deste consumo ocorrido na fase de maior consumo (chumbinho ao pós-raleio). Este consumo hídrico está dentro dos limites citados por pesquisadores mundialmente reconhecidos, como Doorenbos & Pruitt (1977), Doorenbos & Kassam (1979) e Evans et al. (1993). Além disso, são valores bem próximos dos observados por trabalhos já realizados na região do VSF, como os de Ávila Neto et al. (2000), Teixeira et al. (1999) e Soares & Costa (2000).

Os tempos da irrigação foram fracionados. Logo, as irrigações foram aplicadas diariamente, de forma regular, ao longo da semana, gerando, assim, uma irrigação de alta frequência. Esse tipo de manejo de irrigação poderia minimizar o problema da alta variabilidade da água disponível no solo, repondo-se apenas o que foi evapotranspirado pela cultura, estimada por um método agrometeorológico. Mas, só seria eficiente quando em baixa variabilidade do vigor entre plantas, condição difícil de ocorrer em culturas perenes que, ao longo do tempo de cultivo, respondem diferentemente ao manejo agrônômico adotado e à variabilidade do solo.

Em relação ao sistema de irrigação da área experimental, na Tabela 4 mostram-se os valores de vazão média ( $Q_{\text{méd}}$ ), coeficiente de variação da vazão (CVQ), coeficiente de variação da pressão do sistema (CVH), coeficiente de uniformidade de Christiansen (CUC) e coeficiente de uniformidade de distribuição (CUD), para três datas de realização dos testes ao longo do ciclo da cultura, no ano de 2007.

De acordo com a classificação de Mantovani (2000), os CUC, para todos os testes, foram considerados bons. Segundo Merriam & Keller (1978), o sistema de irrigação apresentou valores de CUD considerados razoáveis para esse tipo de irrigação (microaspersão), pois somente CUD abaixo de 70% é considerado ruim e inaceitável para esses sistemas de irrigação.

Pode-se observar que os coeficientes de variação da pressão e da vazão (CVH e CVQ) variaram em ordens semelhantes, mostrando claramente que a ocorrência de variação na pressão ocasionou, de forma direta, uma variação na vazão do sistema de irrigação.

Outro fator importante, que pode ser observado na Tabela 4, é a vazão média ( $Q_{\text{méd}}$ ). Em dois dos testes realizados ela foi próxima ao valor de vazão descrita pelo fabricante ( $34 \text{ L h}^{-1}$ ), porém, em todos os testes a vazão média foi inferior à do fabricante.

TABELA 4 Valores de  $Q_{\text{méd}}$ , CVQ, CVH, CUC e CUD, para o sistema de irrigação da área experimental, no ano de 2007.

DATA	$Q_{\text{méd}}$ ( $\text{L h}^{-1}$ )	CVQ (%)	CVH (%)	CUC (%)	CUD (%)
19 de julho	32,9	22,0	-	84,01	75,34
08 de agosto	27,6	21,7	26,2	84,08	75,07
12 de setembro	32,3	22,9	21,9	82,67	74,37

Ainda em relação às vazões do sistema de irrigação, na Figura 29 observa-se a distribuição espacial das mesmas na área experimental, para os três testes realizados ao longo do experimento. Na mesma Figura, observa-se que o sistema de irrigação da área experimental apresentou uma distribuição espacial da aplicação da lâmina de irrigação de forma semelhante para os três testes de aplicação realizados no sistema, ficando claro que, de maneira geral, a parte superior da área recebia uma lâmina de irrigação maior em relação à parte inferior. Esse comportamento pode ser explicado pela perda de carga do sistema, pois, no início das linhas de irrigação (parte superior da área), a pressão do sistema sempre foi maior (ocasionando uma maior vazão) do que no final (parte inferior da área). Uma observação importante que deve ser feita é que esse

comportamento pode ter contribuído de forma direta para a diferenciação do teor de água no solo da área experimental, ou seja, pode ter contribuído para o aumento da variação espacial da umidade no solo.

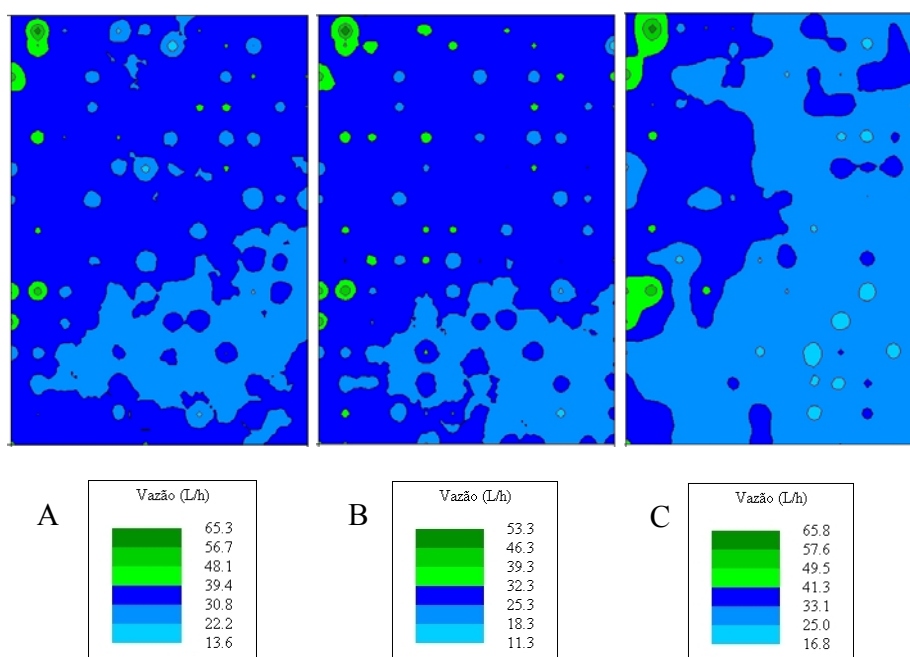


FIGURA 29 Distribuição espacial da vazão em teste realizados nos dias 19 de julho (A), 8 de agosto (B) e 12 de setembro (C), para o sistema de irrigação da área experimental.

#### 4.1 Curvas de retenção de água no solo

Os dados da Tabela 5 mostram uma média dos parâmetros de ajuste das curvas características de retenção de água no solo, obtidas pelos métodos de Arya e Paris para as duas camadas estudadas (0-20 e 20-40 cm).

TABELA 5 Valores médios de  $\alpha$ ,  $m$ ,  $n$ ,  $\theta_r$  e  $\theta_s$ .

Método	Camada (cm)	Parâmetros				
		$\alpha$	$m$	$n$	$\theta_r$ ( $\text{cm}^3 \cdot \text{cm}^{-3}$ )	$\theta_s$ ( $\text{cm}^3 \cdot \text{cm}^{-3}$ )
Arya e	0-20	2,118	0,333	1,512	0,014	0,434
Paris	20-40	0,966	0,377	1,608	0,018	0,445

O gráfico da Figura 30 fornece o ajuste das curvas características de água no solo pelos métodos de Arya e Paris nas camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade.

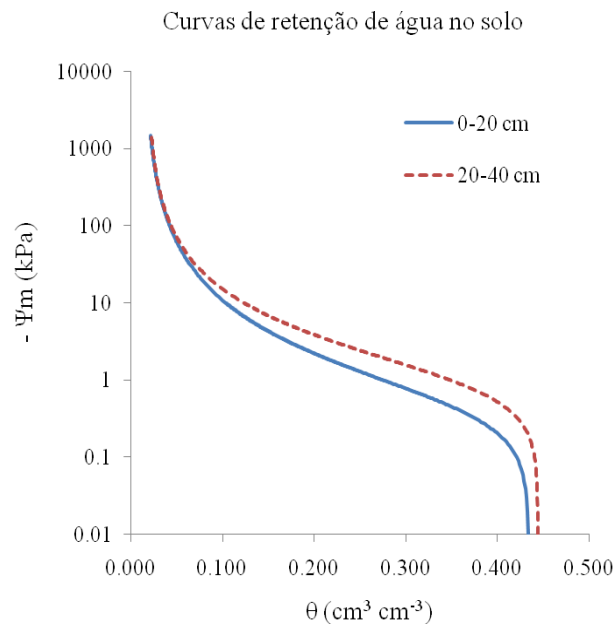


FIGURA 30 Curvas de retenção obtidas pela metodologia de Arya e Paris e de Richards, para as camadas 0-20 e 20-40 cm de profundidade.

#### **4.2 Caracterização físico-hídrica da área experimental**

Na Tabela 6, podem ser observadas as estatísticas descritivas dos dados de textura e densidade do solo que foram determinados para os 168 pontos amostrais nas duas camadas de solo estudadas (0-20 e 20-40 cm de profundidade). Nela, encontram-se os valores da média ( $\mu$ ), mediana ( $\eta$ ), moda ( $\delta$ ), valor máximo e mínimo ( $V_{\max}$  e  $V_{\min}$ ), desvio padrão ( $\sigma$ ), variância ( $\sigma^2$ ), coeficientes de variação (CV), simetria (CS), curtose (CK) e número total de amostras (n), para as variáveis de teor de silte, areia e argila (%) e densidade do solo ( $\rho_s$ ).

Observando-se os valores das médias contidas na Tabela 6, verifica-se que a textura do solo da área estudada apresenta-se com elevadíssimos teores de areia para ambas as camadas e uma inexpressível diminuição dos teores de silte e argila da camada de 0-20 cm para a de 20-40 cm, revelando que, em média, o solo é de textura arenosa. Além disso, em ambas as camadas, a densidade do solo apresentou o mesmo valor médio, mostrando que as duas camadas estudadas sofrem ação do manejo aplicado na área de forma semelhante.



TABELA 6 Estatística descritiva para as variáveis de areia, silte e argila (%) e densidade do solo ( $\rho_s$ ).

Camada (cm)		Areia	Silte (%)	Argila	$\rho_s$ (g cm <sup>-3</sup> )
0-20	$\mu$	88,41	3,65	7,95	1,45
	$\eta$	88,30	3,40	7,85	1,47
	$\delta$	88,70	2,90	9,20	1,48
	$\sigma$	2,08	1,41	1,97	0,08
	$\sigma^2$	4,32	1,99	3,90	0,01
	CV	2,35	38,70	24,84	5,64
	$V_{max}$	95,40	7,50	12,80	1,62
	$V_{min}$	84,00	1,20	2,30	1,16
	CS	0,57	0,56	-0,02	-0,88
	CK	0,44	-0,36	0,09	0,77
	N	168	168	168	168
	20-40	M	88,52	3,55	7,93
H		88,70	3,30	8,00	1,48
$\Delta$		88,70	2,10	8,80	1,45
$\Sigma$		2,01	1,55	1,95	0,10
$\sigma^2$		4,04	2,41	3,81	0,01
CV		2,27	43,81	24,61	7,09
$V_{max}$		92,50	8,50	13,00	1,60
$V_{min}$		82,00	0,90	3,20	1,12
CS		-0,37	0,60	-0,08	-1,21
CK		0,18	-0,29	-0,45	0,76
n		168	168	168	168

Os valores do coeficiente de variação (CV), contidos na Tabela 6, referentes à granulometria indicaram variabilidade em torno da média como sendo baixa para o teor de areia (2,35% e 2,27%, para as camadas de 0-20 e 20-40, respectivamente), média para o teor de argila (24,84% e 24,61%, para as camadas de 0-20 e 20-40 cm, respectivamente) e elevada para o teor de silte (38,70% e 43,81%, para as camadas de 0-20 e 20-40 cm, respectivamente). Ao contrário do que mostra o trabalho de Nielsen et al. (1973), os dados de teor de argila apresentaram um valor de CV bem maior que os dados de teor de areia.

Ainda pelos dados da Tabela 6, verifica-se que o valor do coeficiente de variação (CV) para a densidade do solo (5,64% e 7,09%, para as camadas de 0-20 e 20-40 cm, respectivamente) indica pequena variação em torno da média, o que está de acordo com os resultados de Warrick & Nielsen (1980) que classificaram esta propriedade como de baixa variação, não superando 10%. Resultados semelhantes foram encontrados também por Moraes & Libardi (1993) em Terra Roxa Estruturada Latossólica, trabalhando com amostragem em malha regular e coeficiente de variação da ordem de 5%.

Na Tabela 7, podem ser observadas as estatísticas descritivas dos dados de umidade na capacidade de campo ( $\theta_{cc}$ ), umidade referente à tensão de -80 kPa ( $\theta_{lim}$ ), umidade no ponto de murcha permanente ( $\theta_{pmp}$ ), capacidade de água disponível no solo (AD) e capacidade de armazenamento de água no solo (CAD) que foram determinados para os 168 pontos amostrais nas duas camadas de solo estudadas (0-20 e 20-40 cm de profundidade). Nela, encontram-se os valores da média ( $\mu$ ), mediana ( $\eta$ ), valor máximo e mínimo ( $V_{max}$  e  $V_{min}$ ), desvio padrão ( $\sigma$ ), variância ( $\sigma^2$ ), coeficientes de variação (CV), simetria (CS), curtose (CK) e número total de amostras (n).

Observando-se os valores das médias contidas na Tabela 7, verifica-se que os valores de umidade na capacidade de campo ( $\theta_{cc}$ ) são baixos,  $0,13 \text{ cm}^3 \text{ cm}^{-3}$ , para as duas camadas analisadas. Isso é reflexo da textura do solo da área estudada, pois solos arenosos não possuem a capacidade de reter água em função de sua baixa superfície específica e pequena microporosidade.

TABELA 7 Estatística descritiva para as variáveis de umidade na capacidade de campo ( $\theta_{cc}$ ), umidade referente a tensão de 80 kPa ( $\theta_{lim}$ ), umidade no ponto de murcha permanente ( $\theta_{pmp}$ ), capacidade de água disponível no solo (AD) e capacidade de armazenamento de água no solo (CAD).

Camada (cm)		$\theta_{cc}$	$\theta_{lim}$	$\theta_{pmp}$	AD	CAD
		----- (cm <sup>3</sup> cm <sup>-3</sup> ) -----			----- (mm) -----	
0-20	$\mu$	0,13	0,05	0,02	15,19	20,59
	$\eta$	0,13	0,05	0,02	15,31	20,41
	$\sigma$	0,01	0,01	0,01	0,90	1,93
	$\sigma^2$	0,0001	0,0001	0,0001	0,80	3,73
	C.V	7,42	15,50	31,14	5,90	9,38
	$V_{max}$	0,15	0,07	0,05	17,76	25,31
	$V_{min}$	0,10	0,03	0,00	11,58	14,27
	C.S	-0,47	-0,35	0,14	-0,86	-0,27
	C.K	0,06	-0,01	0,01	2,24	0,08
	N	168	168	168	168	168
20-40	M	0,13	0,05	0,03	15,07	19,84
	H	0,13	0,05	0,03	15,21	19,95
	$\Sigma$	0,01	0,01	0,01	0,92	1,81
	$\sigma^2$	0,0001	0,0001	0,0001	0,85	3,29
	C.V	7,68	18,04	35,06	6,11	9,13
	$V_{max}$	0,16	0,09	0,08	17,24	24,09
	$V_{min}$	0,10	0,03	0,01	12,10	14,68
	C.S	-0,47	-0,35	0,14	-0,86	-0,27
	C.K	0,06	-0,01	0,01	2,24	0,08
	n	168	168	168	168	168

Em relação aos valores dos coeficientes de variação (CV) contidos na Tabela 7, verifica-se que, com exceção das umidades referentes à tensão de 80 kPa ( $\theta_{lim}$ ) e ao ponto de murcha permanente ( $\theta_{pmp}$ ), os valores observados apresentaram baixa variabilidade na área (CV menores que 10%), para ambas as camadas de solo analisadas, ou seja, existe pequena dispersão dos valores observados em torno da média.

Oliveira (1973), estudando um Latossolo Roxo e um Latossolo Vermelho-Escuro-Orto, verificou que, para a água retida a 1/3 atm e a 15 atm, os

coeficientes de variação (CV) foram inferiores a 10%. Mesmo resultado obtido por Moraes et al. (1993), trabalhando com Terra Roxa estruturada e estudando a umidade do solo retida para várias tensões.

Ainda na Tabela 7 observa-se que, para o perfil analisado (0-40 cm de profundidade), a capacidade de armazenamento de água no solo (CAD) foi de aproximadamente 40 mm.

Analisando os coeficientes de variação para todos os atributos físico-hídricos (Tabelas 6 e 7), de acordo com Andriotti (2004), que afirma que valores de coeficientes de variação abaixo de 40% refletem homogeneidade da amostra, apenas o teor de silte para a camada de 20-40 cm pode ser considerada como uma amostra não homogênea. Se os valores de CV encontrados para os dados analisados forem classificados conforme os critérios propostos por Warrick & Nielsen (1980), que considera os valores do coeficiente de variação (CV) entre 12% e 60% como de média variabilidade e os valores abaixo e acima deste intervalo como de baixa e alta variabilidade, respectivamente, todos os dados analisados neste trabalho apresentaram-se com baixa e média variabilidade.

Analisando as medidas de tendência central (média, mediana, moda), as medidas de dispersão (valor máximo e mínimo, desvio padrão, variância e coeficientes de variação) e, principalmente, os coeficientes de simetria e curtose das estatísticas descritivas dos atributos físico-hídricos do solo, contidos nas Tabelas 6 e 7, pode-se presumir que, de forma generalizada, praticamente todos os atributos possuem distribuição normal. Os valores de assimetria e curtose ficaram próximos a zero, indicando que os dados se aproximam da normal, sendo aceitos os valores que ficam entre -2 e +2. Essa hipótese é confirmada de forma precisa com os resultados obtidos com o teste de aderência à normalidade de Kolmogorov-Smirnov apresentado na Tabela 8. Também na Tabela 8 encontram-se os resultados para o teste de aderência à normalidade de Shapiro-

Wilk, para os mesmos dados analisados, porém, para esse teste, a maioria dos atributos não possui uma distribuição normal.

TABELA 8 Valores dos testes de normalidade, Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk, para os atributos físico-hídricos do solo.

Camada	Atributo	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk	
		p-value	p-Lilliefors	K-S	p-value	W
0-20 cm	Areia	0,10	0,01	0,098*	0,0109	0,979**
	Silte	0,10	0,01	0,099*	0,0002	0,962 <sup>NS</sup>
	Argila	0,20	0,20	0,058*	0,3757	0,991*
	$\rho_s$	0,01	0,01	0,140 <sup>NS</sup>	0,00001	0,947 <sup>NS</sup>
	$\theta_{cc}$	0,20	0,01	0,087*	0,0034	0,974 <sup>NS</sup>
	$\theta_{lim}$	0,20	0,10	0,065*	0,0756	0,985*
	$\theta_{pmp}$	0,20	0,10	0,063*	0,144	0,988*
	AD	0,10	0,01	0,102**	0,00002	0,953 <sup>NS</sup>
	CAD	0,20	0,20	0,058*	0,0757	0,985*
20-40 cm	Areia	0,20	0,15	0,061*	0,0450	0,984**
	Silte	0,10	0,01	0,097*	0,0001	0,959 <sup>NS</sup>
	Argila	0,20	0,01	0,082*	0,2642	0,989*
	$\rho_s$	0,01	0,01	0,189 <sup>NS</sup>	0,00006	0,876 <sup>NS</sup>
	$\theta_{cc}$	0,20	0,20	0,049*	0,0813	0,986*
	$\theta_{lim}$	0,15	0,01	0,094*	0,00008	0,937 <sup>NS</sup>
	$\theta_{pmp}$	0,20	0,10	0,145*	0,00006	0,852 <sup>NS</sup>
	AD	0,01	0,01	0,128 <sup>NS</sup>	0,00002	0,921 <sup>NS</sup>
	CAD	0,20	0,20	0,050*	0,0042	0,975 <sup>NS</sup>

\* Significativo, a 5% ( $\alpha=0,05$ ); \*\* Significativo, a 1% ( $\alpha=0,01$ ); <sup>NS</sup> Não significativo.

Segundo Cirillo & Ferreira (2003), a aplicação do teste de Kolmogorov-Smirnov é irrestrita ao tamanho da amostra, sendo mais recomendado para amostras com mais de 50 observações. Já o teste de Shapiro-Wilk restringe-se a grandes amostras, sendo recomendadas, no máximo, 50 observações, pois, sem esta condição, poderá ocasionar valores pequenos para as frequências esperadas, o que põe em risco a validade de sua aplicação (Lawles, 1982). Como todos os atributos analisados possuem um campo amostral de 168 observações (>50),

será levada em consideração a análise realizada pelo teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov.

De acordo com Isaaks & Srivastava (1989), a normalidade dos dados indica candidatos a dados discrepantes (“outliers”) ou se há a necessidade da transformação dos dados para a sua normalização. Porém, as análises geoestatísticas foram realizadas normalmente para os dados deste trabalho que não apresentaram uma normalidade confirmada pelos testes de aderência, pois, segundo Folegatti (1996), para o ajuste de semivariogramas, a normalidade dos dados não é obrigatória, mas desejável. O autor ainda afirma que, caso a distribuição não seja normal, mas razoavelmente simétrica, podem-se admitir as hipóteses necessárias à construção do semivariograma.

A tendência a normalidade dos dados pode favorecer partes do semivariograma pela máxima verossimilhança, uma vez que o algoritmo da mesma pressupõe normalidade multivariada dos dados (Ribeiro Júnior & Diggle, 2001).

#### **4.3 Análise espacial do armazenamento médio de água no solo**

Nas Tabelas 9 e 10 encontra-se parte das estatísticas descritivas para os dados de armazenamento médio de água no solo, na área experimental, determinados para os 39 pontos amostrais monitorados por tensiometria nas duas camadas de solo analisada (0-20 e 20-40 cm de profundidade). Nela, encontram-se os valores das medidas de tendência central: média ( $\mu$ ), mediana ( $\eta$ ), valor máximo ( $V_{\max}$ ) e valor mínimo ( $V_{\min}$ ) e medidas de dispersão: desvio padrão ( $\sigma$ ), coeficientes de variação (CV), simetria (CS) e curtose (CK).

TABELA 9 Estatística descritiva para os dados de armazenamento (mm), na camada de 0-20 cm, no período monitorado.

Data	$\mu$ (mm)	$\eta$ (mm)	$V_{\max}$ (mm)	$V_{\min}$ (mm)	$\sigma$	CV (%)	CS	CK
07/07/2007	36,58	35,18	55,12	29,22	5,88	16,07	1,21	1,33
14/07/2007	32,24	31,41	46,31	22,07	6,52	20,21	0,31	-0,94
28/07/2007	38,23	37,59	61,38	24,10	8,38	21,91	0,76	0,64
04/08/2007	35,79	37,10	55,90	15,63	8,05	22,49	-0,60	1,50
10/08/2007	27,69	27,03	41,87	15,22	7,42	26,79	0,02	-0,98
17/08/2007	23,45	24,45	39,73	8,66	6,08	25,93	-0,14	0,74
24/08/2007	25,85	25,79	48,24	9,82	6,41	24,79	0,77	2,87
01/09/2007	32,50	27,17	82,91	11,99	16,24	49,98	1,82	2,66
07/09/2007	25,33	25,07	39,56	17,84	4,56	18,01	1,31	2,12
18/09/2007	24,87	24,54	42,91	12,98	5,51	22,15	0,63	2,47
25/09/2007	22,88	22,98	31,30	14,11	4,76	20,79	-0,24	-0,93
02/10/2007	16,67	15,86	36,42	7,82	6,51	39,04	0,87	0,68
11/10/2007	10,35	9,17	23,71	5,27	4,26	41,10	1,85	3,14

TABELA 10 Estatística descritiva para os dados de armazenamento (mm), na camada de 20-40 cm, no período monitorado.

Data	$\mu$ (mm)	$\eta$ (mm)	$V_{\max}$ (mm)	$V_{\min}$ (mm)	$\sigma$	CV (%)	CS	CK
07/07/2007	30,04	29,61	41,43	19,11	4,72	15,72	0,22	0,49
14/07/2007	30,57	29,07	76,62	18,92	9,67	31,63	3,18	12,67
28/07/2007	34,02	33,69	46,88	18,92	5,95	17,48	0,07	0,30
04/08/2007	34,34	35,97	47,81	18,16	8,01	23,34	-0,34	-0,92
10/08/2007	32,15	30,04	69,90	15,40	11,90	37,01	1,31	2,12
17/08/2007	20,79	21,34	31,53	9,96	5,49	26,43	-0,35	-0,64
24/08/2007	21,37	22,68	30,74	7,52	5,05	23,65	-0,47	-0,05
01/09/2007	32,66	27,16	79,52	11,60	16,05	49,15	1,44	1,37
07/09/2007	22,94	23,25	31,85	16,66	3,63	15,83	0,19	-0,27
18/09/2007	23,36	22,64	40,67	15,53	4,95	21,19	1,15	2,20
25/09/2007	22,09	21,74	40,67	15,82	5,01	22,69	1,46	3,11
02/10/2007	16,36	15,89	22,84	9,79	3,82	23,37	0,12	-1,03
11/10/2007	13,26	12,54	27,29	7,14	4,86	36,62	0,97	0,54

De acordo com a análise das Tabelas 9 e 10, nota-se que o armazenamento médio (mm) na área, ao longo do período, foi de 27,11 mm

(variando de 10,35 a 38,23 mm) e de 25,69 mm (variando de 13,26 a 34,34 mm), para as camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade, respectivamente. Ainda na análise dos dados das Tabelas 9 e 10, verifica-se, aparentemente, que houve simetria nas distribuições dos dados, devido à semelhança entre as medidas de posição (média e mediana), constando que, provavelmente, as distribuições se aproximam da distribuição normal, uma vez que, na distribuição normal, a média e a mediana são iguais. Outro fator que mostra que, para a maioria dos períodos analisados, os dados possuem uma distribuição normal, é constituído pelos coeficientes de simetria e curtose. Um fundamento comum da modelagem estocástica é que os dados tenham distribuição normal, a partir do qual toda inferência geoestatística pode ser realizada (Cressie, 1993). A geoestatística não exige normalidade dos dados para ser aplicada, contudo, se existir, as inferências realizadas receberão propriedades estatísticas ótimas, tal como a máxima verossimilhança.

Os coeficientes de variação médios foram de 26,86% (variando de 16,07% a 49,98%) para a camada de 0-20 cm de profundidade e de 26,47% (variando de 15,72% a 49,15%), para a camada de 20-40 cm de profundidade, sendo classificados, conforme Warrick & Nielsen (1980), como variáveis de média magnitude de variação. Os dados de desvio padrão e coeficiente de variação dão ideia da magnitude de variabilidade das propriedades analisadas, porém, nada informam quanto à estrutura de dependência espacial dessas propriedades, o que só é possível por meio de técnicas de geoestatística.

A hipótese de normalidade dos dados só pode ser confirmada de forma precisa com os resultados obtidos com os testes de aderência à normalidade de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk apresentados na Tabela 11. Porém, será levada em consideração a análise realizada pelo teste de aderência de Shapiro-Wilk, pois, de acordo com Lawles (1982), para amostras com até 50 observações, o mais recomendado é este teste. Por meio desses resultados



(Tabela 11), observa-se que, para a grande maioria dos períodos analisados, o conjunto de dados de armazenamento de água no solo possui uma distribuição normal. Esses resultados contribuirão de forma positiva para que as análises geoestatísticas sejam feitas de forma mais precisa e com expressão de melhores resultados.

TABELA 11 Testes de normalidade, Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk, para o armazenamento de água no solo no período estudado.

Camada	Data	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk	
		p-value	p-lilliefors	K-S	p-value	W
0-20 cm	07/07/2007	0,20	0,05	0,154*	0,003	0,900 <sup>NS</sup>
	14/07/2007	0,20	0,20	0,097*	0,189	0,961*
	28/07/2007	0,20	0,20	0,124*	0,114	0,953*
	04/08/2007	0,20	0,05	0,166*	0,005	0,911 <sup>NS</sup>
	10/08/2007	0,20	0,15	0,124*	0,237	0,964*
	17/08/2007	0,20	0,10	0,132*	0,353	0,968*
	24/08/2007	0,20	0,20	0,112*	0,034	0,937**
	01/09/2007	0,01	0,01	0,278 <sup>NS</sup>	0,00001	0,761 <sup>NS</sup>
	07/09/2007	0,20	0,01	0,177*	0,0021	0,894 <sup>NS</sup>
	18/09/2007	0,20	0,01	0,174*	0,0067	0,914 <sup>NS</sup>
	25/09/2007	0,20	0,20	0,118*	0,139	0,956*
	02/10/2007	0,20	0,20	0,124*	0,026	0,933**
11/10/2007	0,20	0,01	0,176*	0,00001	0,788 <sup>NS</sup>	
20-40 cm	07/07/2007	0,20	0,20	0,088*	0,610	0,975*
	14/07/2007	0,05	0,01	0,234**	0,00001	0,680 <sup>NS</sup>
	28/07/2007	0,20	0,20	0,079*	0,819	0,983*
	04/08/2007	0,20	0,20	0,121*	0,121	0,953*
	10/08/2007	0,20	0,10	0,142*	0,0017	0,894 <sup>NS</sup>
	17/08/2007	0,20	0,20	0,099*	0,316	0,967*
	24/08/2007	0,20	0,15	0,125*	0,518	0,974*
	01/09/2007	0,10	0,01	0,214**	0,00001	0,825 <sup>NS</sup>
	07/09/2007	0,20	0,20	0,086*	0,5146	0,975*
	18/09/2007	0,20	0,20	0,105*	0,005	0,913 <sup>NS</sup>
	25/09/2007	0,20	0,10	0,132*	0,0008	0,885 <sup>NS</sup>
	02/10/2007	0,20	0,20	0,111*	0,145	0,956*
11/10/2007	0,20	0,20	0,114*	0,013	0,920**	

\* Significativo, a 5% ( $\alpha=0,05$ ); \*\* Significativo, a 1% ( $\alpha=0,01$ ); <sup>NS</sup> Não significativo.

Para a realização das análises espaciais (geoestatística), foi considerado apenas o armazenamento médio no período estudado (07/07/2007 a 11/10/2007) para as duas camadas (0-20 e 20-40 cm) e para todo o perfil (0-40 cm). Por conta disso, nas Tabelas 12 e 13, encontra-se a estatística descritiva (média -  $\mu$ , mediana -  $\eta$ , valor máximo -  $V_{\max}$ , valor mínimo -  $V_{\min}$ , desvio padrão -  $\sigma$ , coeficientes de variação - CV, simetria - CS e curtose - CK) e os testes de aderência à normalidade (Kolmogorov, Smirnov e Shapiro-Wilk) para os dados de armazenamento médio de água no solo, na área experimental, determinados para os 39 pontos amostrais monitorados por tensiometria.

TABELA 12 Estatística descritiva para os dados de armazenamento médio (mm) no período monitorado.

Perfil (cm)	$\mu$ (mm)	$\eta$ (mm)	$V_{\max}$ (mm)	$V_{\min}$ (mm)	$\sigma$	CV (%)	CS	CK
0-20	27,21	27,36	35,41	20,33	4,59	16,86	0,16	-1,09
20-40	25,63	25,94	36,04	17,83	4,14	16,17	0,02	-0,22
0-40	52,84	52,70	71,45	38,38	7,45	14,10	0,19	-0,33

TABELA 13 Testes de normalidade, Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk, para o armazenamento médio no período estudado.

Perfil (cm)	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk	
	p-value	p-lilliefors	K-S	p-value	W
0-20	0,20	0,20	0,099*	0,086	0,950*
20-40	0,20	0,20	0,093*	0,397	0,970*
0-40	0,20	0,20	0,080*	0,909	0,986*

\* Significativo, a 5% ( $\alpha=0,05$ ); \*\* Significativo, a 1% ( $\alpha=0,01$ ); <sup>NS</sup> Não significativo.

#### 4.3.1 Análise exploratória do armazenamento médio de água no solo

Os gráficos de probabilidade normal (Figuras 31, 32 e 33) para a variável de armazenamento médio (mm), em todas as camadas (0-20, 20-40 e 0-40 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”. Resultado semelhante obteve Faulin (2005), para valores de umidade do solo, não se afastando sensivelmente da reta de probabilidade normal.

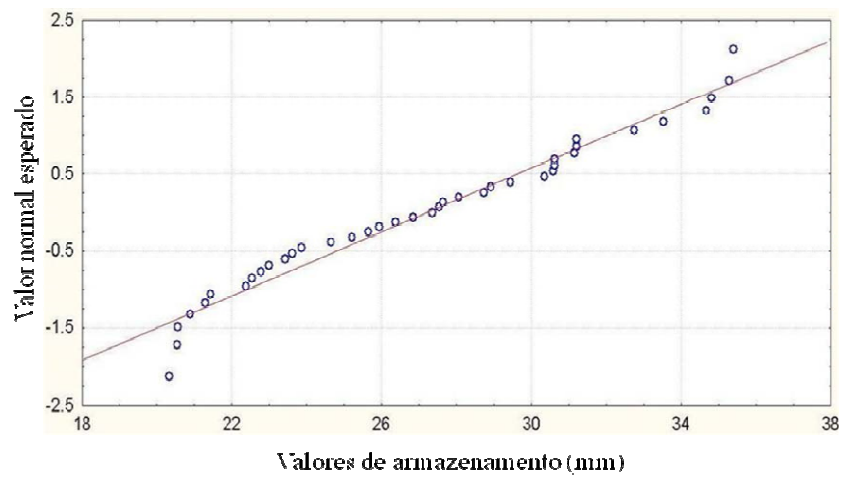


FIGURA 31 Gráfico de probabilidade normal do armazenamento médio (mm) para o período estudado, no perfil de 0-20 cm.

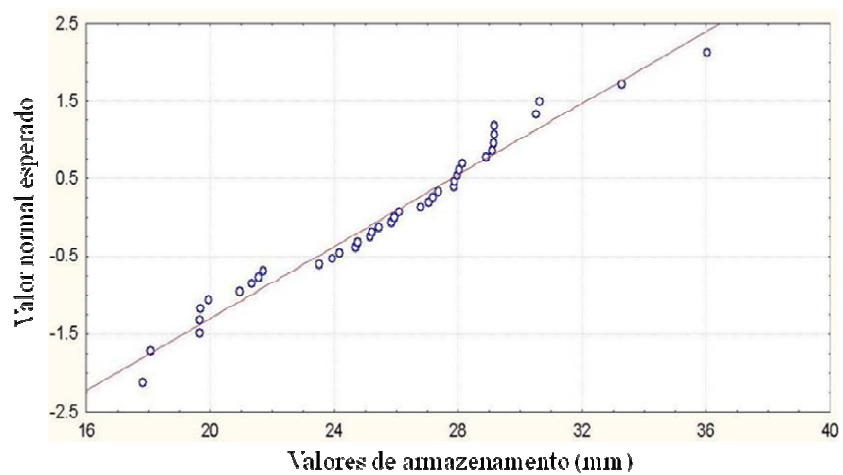


FIGURA 32 Gráfico de probabilidade normal do armazenamento médio (mm) para o período estudado, no perfil de 20-40 cm.

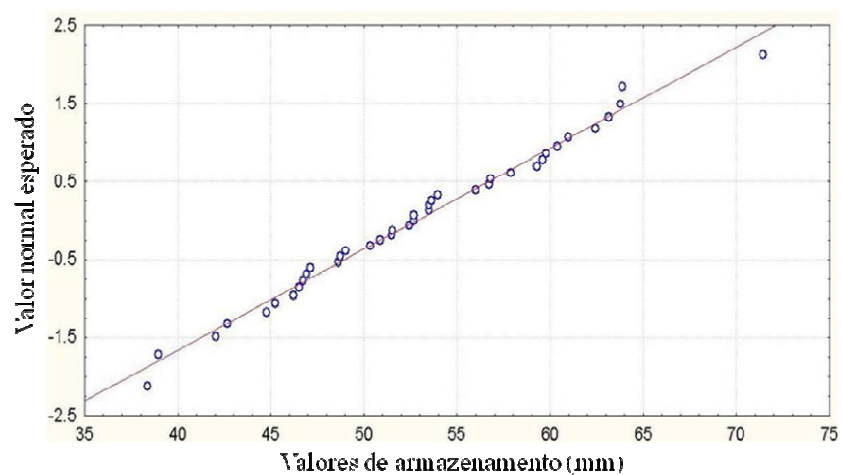


FIGURA 33 Gráfico de probabilidade normal do armazenamento médio (mm) para o período estudado, no perfil de 0-40 cm.

Os gráficos de tendência (Figura 34) apresentam o comportamento da variável regionalizada em relação aos sentidos norte-sul (posição Y) e leste-oeste (posição X). Nesses gráficos verifica-se a inexistência de tendência dos valores de armazenamento médio (mm) nas duas direções, ou seja, não se verifica tendência de aumento ou redução da variável à medida que se desloca nestas direções (para o sul ou norte e para o leste ou oeste), atendendo ao princípio de não tendenciosidade, o qual é fundamental na geoestatística. Esta característica importante em estudos geoestatísticos mostra a plausibilidade de se aplicar à pressuposição da hipótese intrínseca para as variáveis estudadas. De acordo com Mello (2004a), para a aplicação da hipótese intrínseca na geoestatística, esta condição deve ser observada para que não haja influência na estrutura da dependência espacial. Starks & Fang (1982) mostram que a presença de tendência afeta fortemente o semivariograma, podendo conduzir a conclusões equivocadas no contexto da dependência espacial.

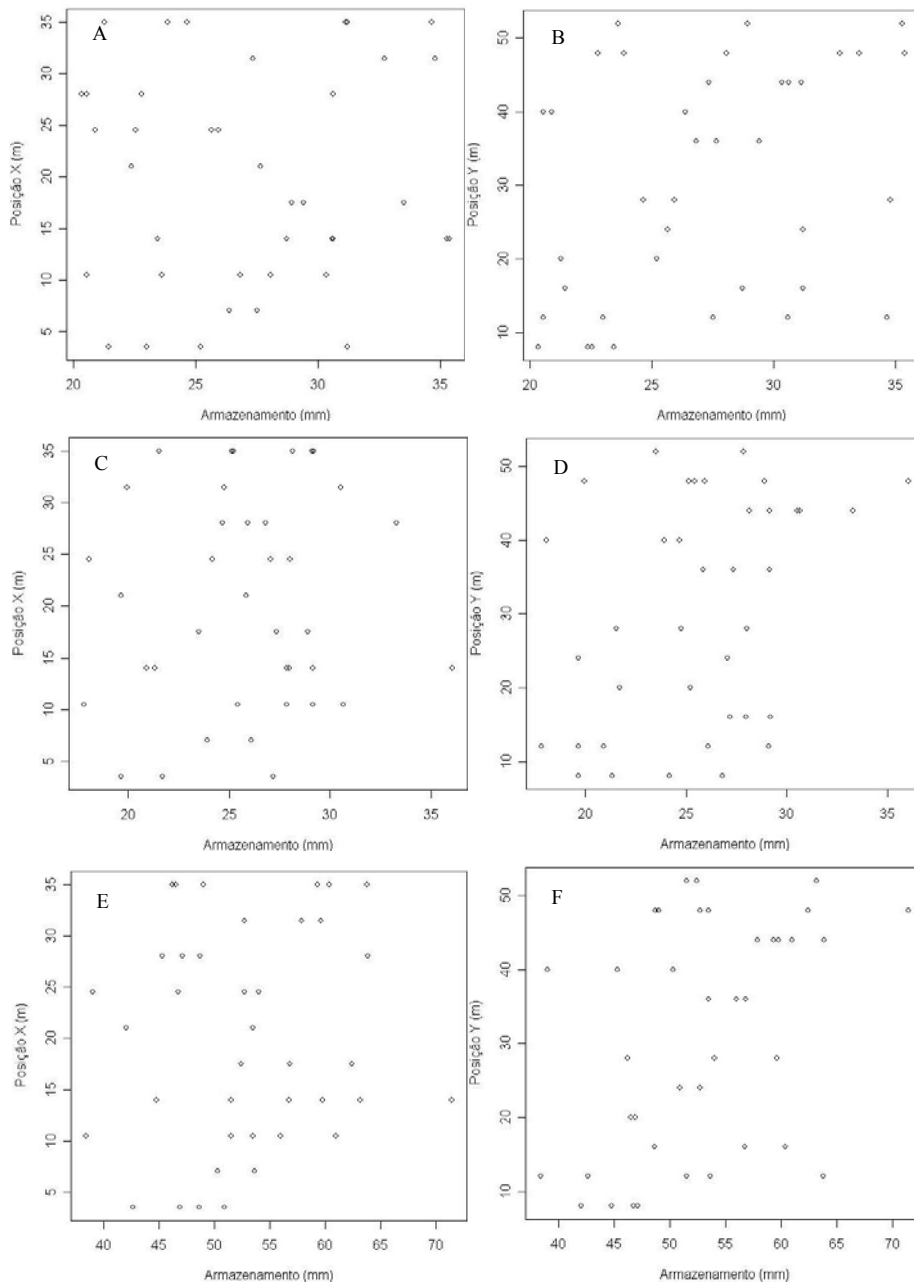


FIGURA 34 Gráficos de tendência para o armazenamento médio (mm) no período estudado para as camadas de 0-20 (A e B), 20-40 (C e D) e 0-40 (E e F) cm de profundidade.

Nas Figuras 35, 36 e 37 podem-se observar os gráficos “box plot” para o armazenamento médio, no período estudado, para os perfis de solo de 0-20, 20-40 e 0-40 cm, respectivamente. Observa-se, nessas Figuras, a dispersão dos dados em torno da média e sua distribuição. Visualiza-se o comportamento da variável em estudo, com relação à tendência de concentração de dados (simétrica ou assimétrica). Assim como as análises das estatísticas descritivas, os gráficos “box plot” permitem verificar a presença de dados candidatos a “outliers” ou discrepantes. Dados discrepantes afetam substancialmente o comportamento do semivariograma, sobretudo na parte inicial do mesmo (Diggle & Ribeiro Júnior, 2000), conduzindo a conclusões erradas sobre a variância do ruído (efeito pepita) e ou a existência de correlação espacial (Mello, 2004a). Os candidatos a “outliers” que foram encontrados nos dados durante as análises descritivas e exploratórias foram removidos da base de dados para, posteriormente, serem efetuadas as análises de geoestatística.

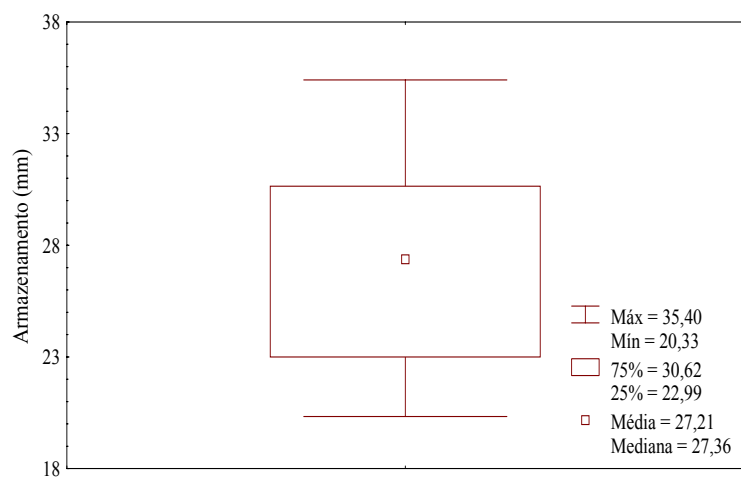


FIGURA 35 Gráfico “box plot” para o armazenamento médio (mm) no período estudado, para o perfil de 0-20 cm de profundidade.

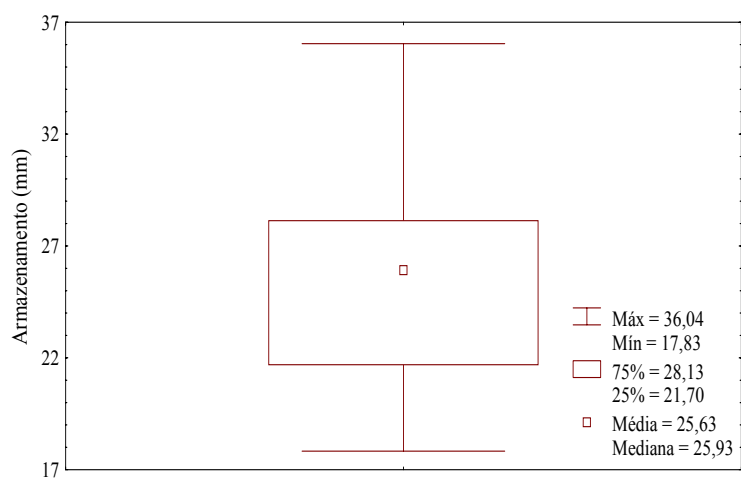


FIGURA 36 Gráfico “box plot” para o armazenamento médio (mm) no período estudado, para o perfil de 20-40 cm de profundidade.

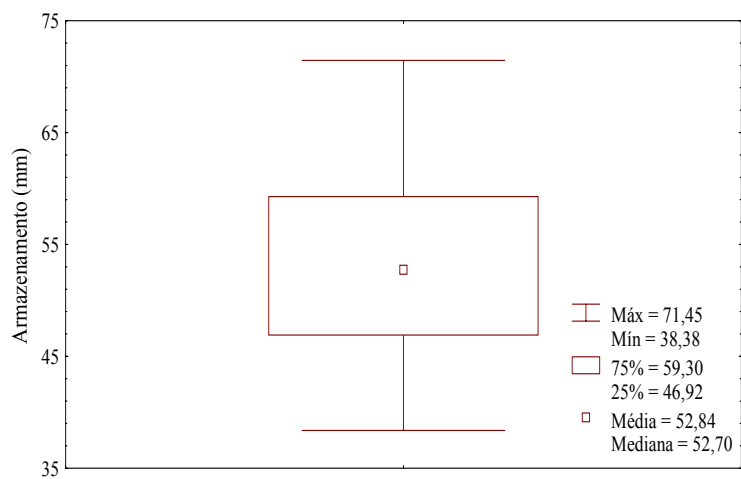


FIGURA 37 Gráfico “box plot” para o armazenamento médio (mm) no período estudado, para o perfil de 0-40 cm de profundidade.



Os histogramas de frequência das diferenças entre pares de pontos amostrados (Figura 38) indicam a presença de normalidade multivariada devido à boa distribuição da mesma, em termos de normalidade das diferenças, considerada, da mesma forma, condição fundamental em estudos geoestatísticos que envolvam a utilização de algoritmos da máxima verossimilhança, a qual consiste da aplicação de um modelo multivariado normal (Ribeiro Júnior & Diggle, 2001).

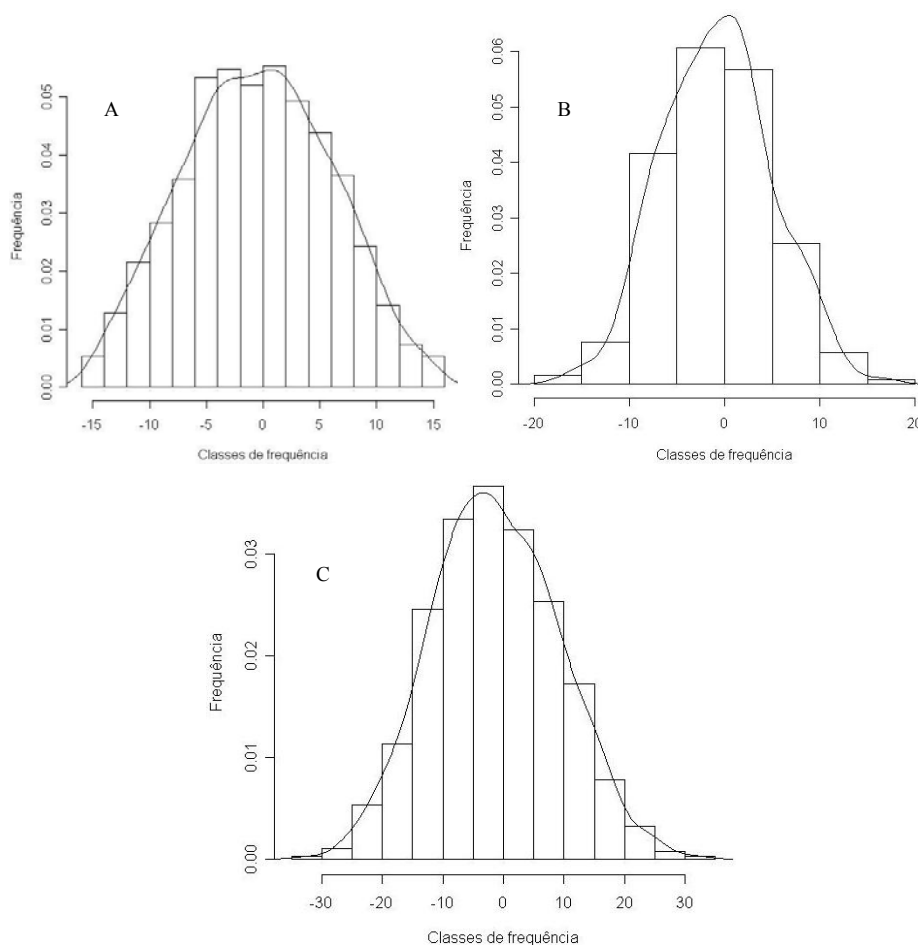


FIGURA 38 Histograma das diferenças dos pares de pontos amostrados nas camadas de 0-20 (A), 20-40 (B) e 0-40 (C) cm de profundidade.

#### **4.3.2 Estudo variográfico do armazenamento médio de água no solo**

Uma vez que a estatística descritiva mostrou normalidade dos dados e a estacionaridade não pode ser testada estatisticamente, tendências de concentração de valores ou de variação em determinada direção não podem ser identificadas, embora a umidade varie no espaço. Portanto, com base nessas observações, admite-se que a estacionaridade descrita pela hipótese intrínseca seja aceitável. Inicialmente, foram elaborados os semivariogramas do armazenamento para cada data observada, ou seja, 13 semanas. Porém, só serão mostrados os estudos realizados para o armazenamento médio do período nas camadas de 0-20, 20-40 e 0-40 cm.

Após o cálculo do semivariograma exponencial 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 dos semivariogramas (sendo avaliado para  $0^\circ$  na direção das abscissas) para a obtenção da modelagem do semivariograma teórico. Na Tabela 14, apresentam-se os valores do efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0 + C$ ), alcance ( $A$ ) e grau de dependência espacial ( $GD$ ) dos dados de armazenamento médio (mm) para os modelos testados (exponencial, esférico e gaussiano) pela máxima verossimilhança ( $MV$ ). Segundo Trangmar et al. (1985), os valores do grau de dependência ( $GD$ ) são apresentados como porcentagem do patamar para facilitar a comparação do grau de dependência espacial.

Empregando-se a escala de dependência espacial determinada por Cambardella et al. (1994), verifica-se, na Tabela 14, que, para os semivariogramas obtidos nas camadas de 0-20 cm, somente o modelo exponencial apresentou forte dependência espacial, visto que os valores do efeito pepita ( $C_0$ ) foram inferiores a 25% do valor do patamar ( $GD < 25\%$ ). Os outros modelos testados (esférico e gaussiano) apresentaram moderada

dependência espacial (valor do efeito pepita superior a 25% e inferior a 75% do valor do patamar), porém, com bons valores de grau de dependência espacial (GD). Já para a camada de 20-40cm, todos os modelos apresentaram alta dependência espacial, constatada pelos valores do efeito pepita (Co), inferiores a 25% do valor do patamar.

Quando se analisou todo o perfil (0-40 cm), somente o modelo gaussiano apresentou moderada dependência espacial, pois seu valor de grau de dependência foi maior que 25% e menor que 75%. Ainda na Tabela 14, observa-se que, quando se analisou todo o perfil (0-40 cm), somente o modelo gaussiano apresentou moderada dependência espacial, pois seu valor de grau de dependência foi maior que 25% e menor que 75%. Para os outros modelos (exponencial e esférico), foi observada alta dependência espacial, pois os valores de Co foram iguais a 0% (inferiores a 25%). Observa-se, também, pelo valor do GD, que, para a variável estudada, o modelo que apresentou maior dependência espacial pela máxima verossimilhança, comparando-se as três camadas, foi o exponencial, seguido do esférico e do gaussiano.

TABELA 14 Efeito pepita (Co), patamar (Co + C), alcance (A) e grau de dependência espacial (GD) para os modelos de semivariogramas testados (exponencial, esférico e gaussiano) pelo método da máxima verossimilhança (MV).

Camada (cm)	Modelo	Co	Co + C	A (m)	GD=(Co/Co+C) x 100 (%)
0-20	Exponencial	5,86	26,13	2,29	22,43
	Esférico	12,69	32,94	10,08	38,54
	Gaussiano	14,77	35,04	5,24	42,16
20-40	Exponencial	0	16,35	2,37	0,00
	Esférico	0	16,10	6,12	0,00
	Gaussiano	0	16,22	3,00	0,00
0-40	Exponencial	0	52,06	2,59	0,00
	Esférico	0	51,83	6,27	0,00
	Gaussiano	29,98	82,19	5,00	36,47

Na Tabela 15 apresentam-se os valores do efeito pepita (Co), patamar (Co + C), alcance (A) e grau de dependência espacial (GD) para os dados de armazenamento médio (mm) para os modelos testados (exponencial, esférico e gaussiano) pelo método dos mínimos quadrados ponderados (MQP). Empregando-se a mesma escala de dependência espacial determinada por Cambardella et al. (1994), verificou-se que, para os semivariogramas obtidos para a camada de 0-20 cm, apenas o modelo gaussiano apresentou moderada dependência espacial (GD = 41,16%), pois os outros dois modelos (exponencial e esférico) apresentaram forte grau de dependência espacial, visto que o valor do efeito pepita (Co) foi inferior a 25% do valor do patamar. Ainda para a camada de 0-20 cm, pode-se afirmar que o modelo que melhor representou a distribuição espacial foi o esférico (GD = 2,47%).

Quando se analisa a camada de 20-40 cm, na Tabela 15, detecta-se que todos os modelos apresentaram GD = 0%, o que corresponde a um grau de dependência espacial forte (GD < 25%). Para esta camada, não há nenhum modelo que se sobressaia diante dos outros.

Analisando-se a camada de 0-40 cm, na Tabela 15, observa-se que os modelos exponenciais e esféricos apresentaram forte dependência espacial, com valores de grau de dependência de 18,73% e 26,78%, respectivamente, enquanto o modelo gaussiano apresentou moderada dependência (GD = 37,62%). O modelo que melhor representou a variabilidade espacial para esta camada foi o exponencial seguido do esférico e, depois, o gaussiano.

Analisando-se os valores dos GD para a variável de armazenamento médio (mm) pode-se concluir que não houve um modelo que predominasse, apresentando maior dependência espacial pelos mínimos quadrados ponderados, quando se compararam as três camadas estudadas. Ora o modelo exponencial se saiu melhor (0-40 cm), ora foi o esférico (0-20 cm). Porém, para todas as camadas, o modelo de pior desempenho foi o gaussiano.

TABELA 15 Efeito pepita (Co), patamar (Co + C), alcance (A) e grau de dependência espacial (GD) para os modelos de semivariogramas testados (exponencial, esférico e gaussiano) pelo método dos mínimos quadrados ponderados (MQP).

Camada (cm)	Modelo	Co	Co + C	A (m)	GD=(Co/Co+C) x 100 (%)
0-20	Exponencial	1,03	22,11	5,24	4,67
	Esférico	0,53	21,61	5,21	2,47
	Gaussiano	14,90	36,20	5,82	41,16
20-40	Exponencial	0	17,40	1,46	0,00
	Esférico	0	17,41	5,09	0,00
	Gaussiano	0	17,40	2,40	0,00
0-40	Exponencial	12,82	68,46	3,00	18,73
	Esférico	20,64	77,05	8,14	26,78
	Gaussiano	34,31	91,19	13,45	37,62

O efeito pepita (Co) reflete o erro analítico, indicando uma variabilidade não explicada (ao acaso) de um ponto para o outro. Se ele for de 0%, isso indica que o erro experimental é praticamente nulo e que não existe variação significativa a distâncias menores que a amostrada (Trangmar et al., 1985) e, quanto menor a proporção do efeito pepita para o patamar, maior será a semelhança entre os valores vizinhos e a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa, portanto, maior é a confiança que se pode ter nas estimativas (Vieira, 1997). Pode-se observar, pelos dados das Tabelas 14 e 15, que vários modelos testados apresentaram efeito pepita (Co) 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 (Carvalho, 2006).

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. 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. Nos gráficos das Figuras 39, 40 e 41 podem-se observar os semivariogramas experimental e teórico gerados pela máxima verossimilhança (ML) para os modelos exponencial (exp), esférico (sph) e gaussiano (gauss), para os dados de armazenamento médio (mm), nas camadas de 0-20, 20-40 e 0-40 cm de profundidade do solo. Os parâmetros desses semivariogramas (Tabela 14) mostram que os alcances foram bem variados, apresentando valores da ordem de 2,29 a 10,08 m. O efeito pepita correspondeu a uma variação da ordem de 0% a 42,16% do patamar.

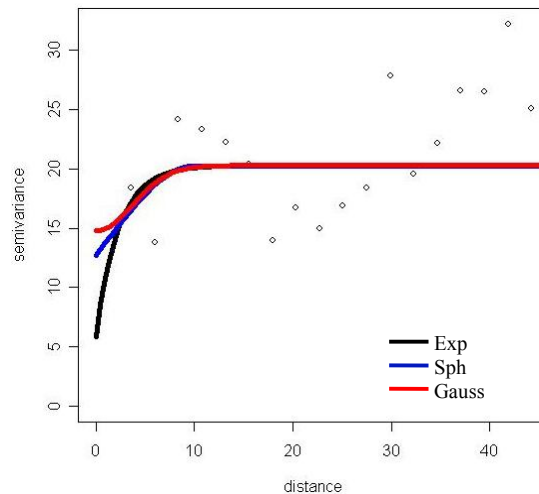


FIGURA 39 Semivariogramas experimental e teóricos (exponencial, esférico e gaussiano) pela máxima verossimilhança (MV), para os dados de armazenamento médio (mm) de 0-20 cm.

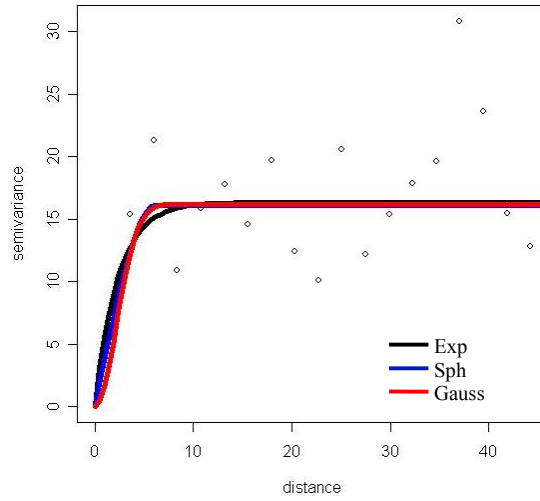


FIGURA 40 Semivariogramas experimental e teóricos (exponencial, esférico e gaussiano) pela máxima verossimilhança (MV), para os dados de armazenamento médio (mm) de 20-40 cm.

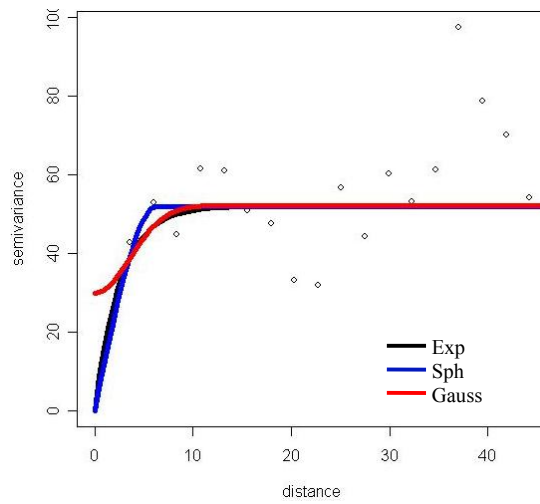


FIGURA 41 Semivariogramas experimental e teóricos (exponencial, esférico e gaussiano) pela máxima verossimilhança (MV), para os dados de armazenamento médio (mm) de 20-40 cm.

Nos gráficos das Figuras 42, 43 e 44, podem-se observar os semivariogramas experimental e teórico gerados pelo mínimo quadrado ponderado (MQP) para os modelos exponencial (exp), esférico (sph) e gaussiano (gauss), para os dados de armazenamento médio (mm), nas camadas de 0-20, 20-40 e 0-40 cm de profundidade do solo. Os parâmetros desses semivariogramas (Tabelas 15) mostram que os alcances foram bem variados, apresentando valores da ordem de 2,40 a 13,45 m. O efeito pepita correspondeu a uma variação da ordem de 0% a 41,16% do patamar.

Em nenhuma das metodologias (máxima verossimilhança e mínimos quadrados ponderados) foi avaliada a anisotropia dos dados, realizando-se todas as análises geostatísticas, utilizando-se semivariogramas unidirecionais, nos quais apenas a distância de separação entre as amostras é importante no cálculo da função semivariância e não o vetor entre as mesmas.

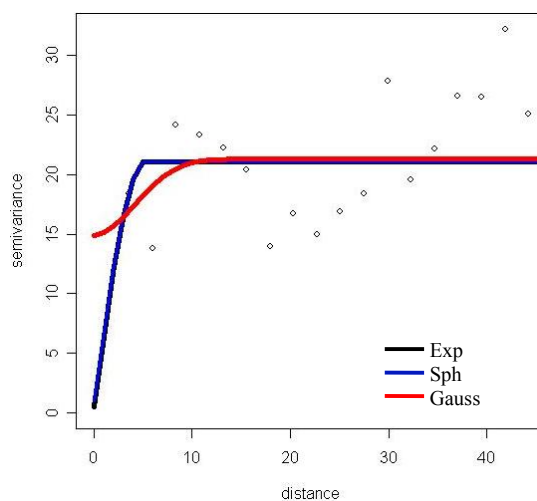


FIGURA 42 Semivariogramas experimental e teóricos (exponencial, esférico e gaussiano) pelos mínimos quadrados ponderados (MQP), para os dados de armazenamento médio (mm), de 0-20 cm.



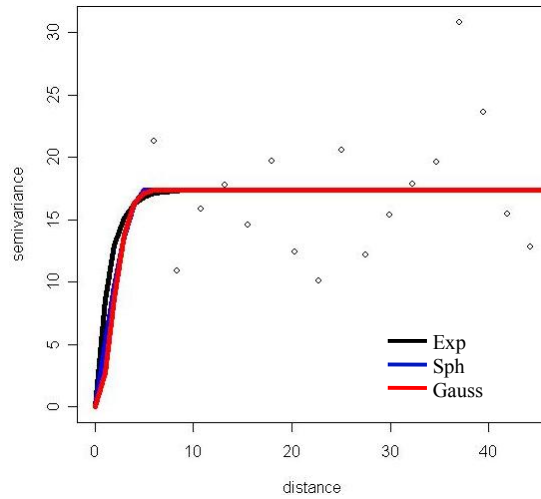


FIGURA 43 Semivariogramas experimental e teóricos (exponencial, esférico e gaussiano) pelos mínimos quadrados ponderados (MQP), para os dados de armazenamento médio (mm), de 20-40 cm.

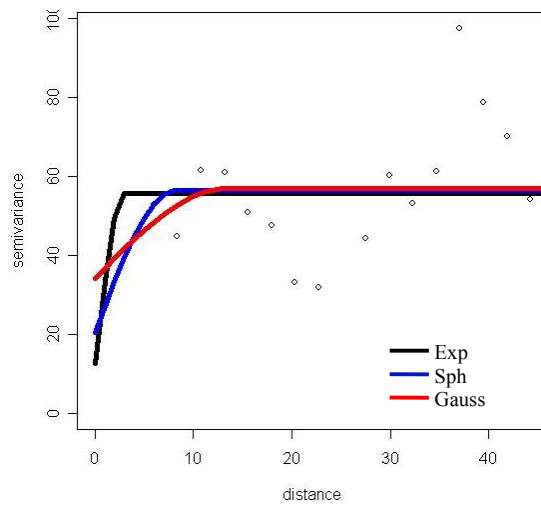


FIGURA 44 Semivariogramas experimental e teóricos (exponencial, esférico e gaussiano) pelos mínimos quadrados ponderados (MQP), para os dados de armazenamento médio (mm), de 0-40 cm.

Analisando-se os resultados deste trabalho, em relação à dependência espacial do armazenamento de água no solo, observa-se que os mesmos corroboram os de Rocha (2004), Faulin (2005), Carvalho (2006) e Moreti (2006), pois, em todos eles, foram encontrados valores de forte dependência espacial para os estudos da água no solo.

### 4.3.3 Krigagem do armazenamento médio de água no solo

Para a krigagem, considerou-se o modelo de melhor ajuste para a variável em cada camada analisada. Nos mapas de krigagem das Figuras 45, 46 e 47, tem-se a distribuição espacial do armazenamento médio (mm) nas camadas de 0-20, 20-40 e 0-40 cm de profundidade do solo, respectivamente.

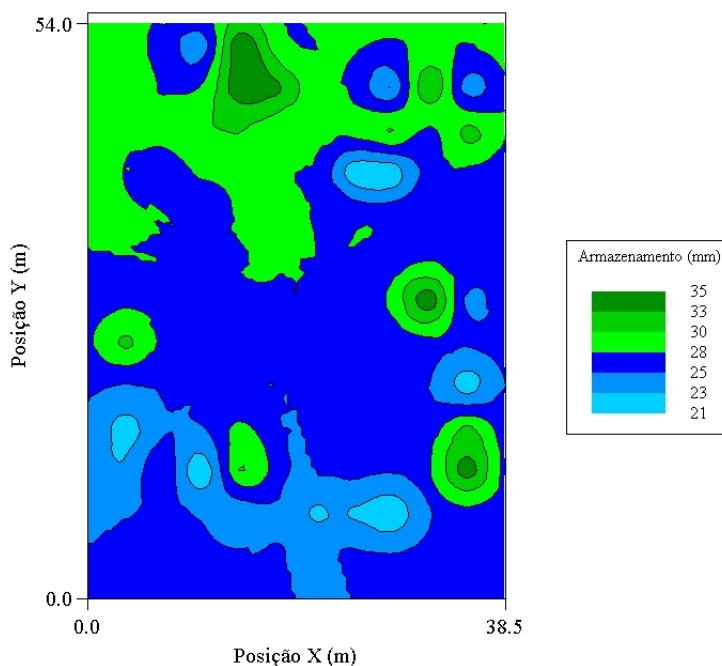


FIGURA 45 Mapa de krigagem para o armazenamento médio (mm), na camada de 0-20 cm.

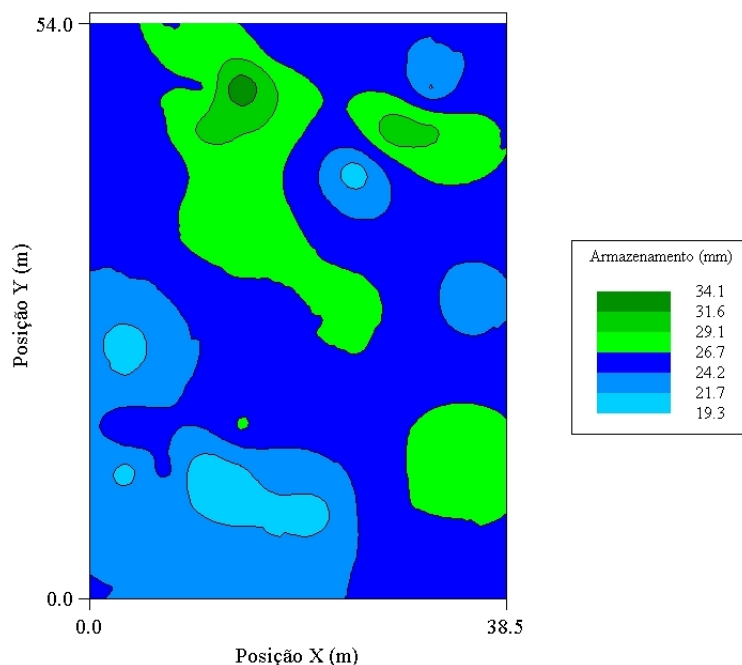


FIGURA 46 Mapa de krigagem para o armazenamento médio (mm), na camada de 20-40 cm.

Nesses mapas, pode-se observar que, quando se compara a camada de 0-20cm com a camada de 20-40cm, o armazenamento de água no solo apresentou um comportamento diferente na variabilidade espacial dos valores de uma camada para outra. Porém, observa-se também que, na área em estudo, para todas as camadas analisadas, os mapas de krigagem apresentaram certas machas de armazenamento (mm), com uma configuração espacial semelhante.

Outra observação importante nestas Figuras (45, 46 e 47) é que, para todas as camadas analisadas, houve uma tendência de os valores de armazenamento médio de água no solo (mm) apresentarem-se maiores na parte superior da área experimental e menores na parte inferior. Esse comportamento também foi observado nos mapas de capacidade de armazenamento de água no

solo (CAD), mostrados nas Figuras 19 e 20 (Basso et al., 2007) para as camadas de 0-20 e 20-40 cm, e nos mapas de vazão média (Figura 29). Logo, pode-se afirmar que áreas que receberam mais água e possuem maior capacidade de armazenamento (CAD), na prática, também apresentou maior armazenamento médio (mm), ao longo do período estudado.

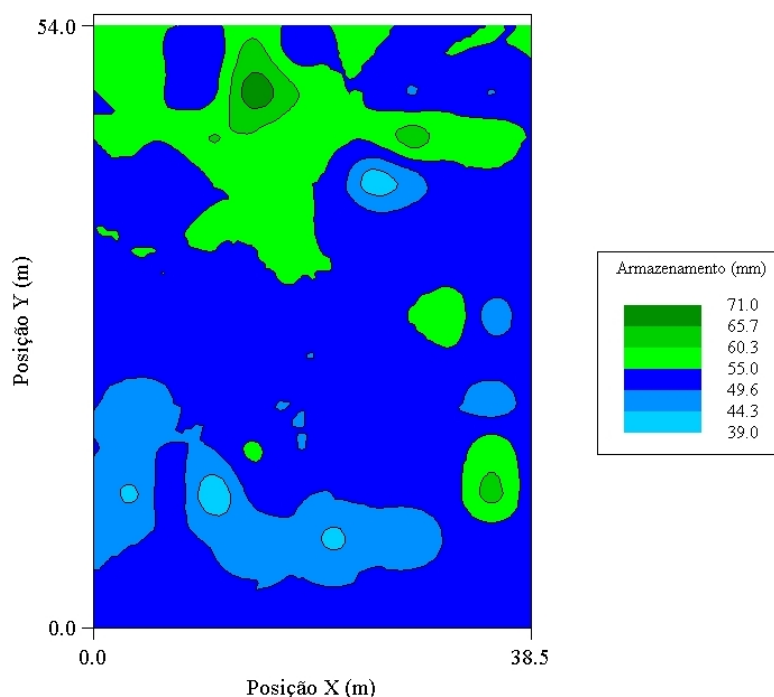


FIGURA 47 Mapa de krigagem para o armazenamento médio (mm), na camada de 0-40 cm.

No manejo prático de irrigação, a determinação e o cálculo da lâmina de água a ser aplicada numa área levam em consideração, geralmente, um valor médio de alguma propriedade ou atributo do solo como sendo representativo de

toda uma área. Isso, fatalmente, ocasionará um erro no manejo dessas práticas, visto que, conforme foi observado nos resultados apresentados nas Figuras 45, 46 e 47, as propriedades do solo apresentam-se de forma variável no espaço, sendo necessário o seu conhecimento para um manejo mais racional e sustentável.

#### **4.4 Análise temporal do armazenamento médio de água no solo**

Nas Tabelas 16 e 17 são apresentados os resumos estatísticos das análises dos valores de armazenamento ao longo do período estudado (07/07 a 11/10/2007), para os 39 pontos amostrais monitorados por tensiometria nas camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade. Nelas, encontram-se os valores das medidas de tendência central: média ( $\mu$ ), mediana ( $\eta$ ), valor máximo ( $V_{\max}$ ) e valor mínimo ( $V_{\min}$ ) e medidas de dispersão: desvio padrão ( $\sigma$ ) e coeficientes de variação (CV), além dos resultados dos testes de normalidade de Shapiro-Wilk.

De acordo com a análise desses dados, nota-se que o maior armazenamento médio (mm) na área, ao longo do período, ocorreu para o ponto amostral 16, com valor de 35,40 mm e 36,04 mm, para as camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade, respectivamente. E o menor valor de armazenamento médio (mm) ocorreu para o ponto amostral 30, com valor de 20,33 mm e para o ponto amostral 11, com valor de 17,83 mm, para as camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade, respectivamente. Ainda na análise dos dados das Tabelas (16 e 17), observa-se, aparentemente, que ocorreu certa simetria nas distribuições dos dados para a maioria dos pontos amostrais, devido à semelhança entre as medidas de posição (média e mediana).

TABELA 16 Resumo estatístico do armazenamento (mm) em cada ponto na camada de 0-20 cm, para o período de amostragem.

Ponto	$\mu$	$\eta$	$V_{\max}$	$V_{\min}$	$\sigma$	CV (%)	p-value	W
1	23,00	23,64	34,05	7,94	9,94	43,21	0,302	0,908*
2	21,43	20,18	42,53	7,51	9,14	42,63	0,465	0,940*
3	25,21	22,41	40,51	6,01	8,66	34,34	0,226	0,916*
4	31,21	31,13	39,31	23,49	6,32	20,24	0,091	0,866*
5	27,54	28,30	41,32	8,34	10,76	39,07	0,174	0,908*
6	26,38	24,63	35,25	18,77	5,49	20,80	0,448	0,933*
7	23,61	23,97	32,15	10,56	5,95	25,19	0,547	0,946*
8	28,07	26,19	49,91	11,58	11,43	40,72	0,633	0,952*
9	30,35	26,15	55,12	8,23	13,91	45,83	0,643	0,953*
10	26,84	25,07	38,77	6,65	8,89	33,12	0,452	0,939*
11	20,54	21,24	33,97	7,21	8,73	42,48	0,417	0,937*
12	23,44	24,13	38,86	9,69	9,21	39,31	0,778	0,961*
13	30,59	30,18	42,58	10,66	9,43	30,81	0,552	0,947*
14	28,73	28,59	49,33	12,72	9,57	33,31	0,337	0,929*
15	30,63	28,53	49,32	10,15	9,18	29,96	0,497	0,943*
16	35,40	33,43	77,82	22,47	14,19	40,09	0,001	0,733 <sup>NS</sup>
17	35,29	36,42	58,66	10,91	11,70	33,16	0,605	0,950*
18	28,93	30,96	39,56	11,73	8,50	29,38	0,127	0,898*
19	33,53	34,77	44,56	13,33	8,12	24,21	0,252	0,920*
20	29,44	28,41	44,02	8,18	10,14	34,46	0,457	0,940*
21	27,65	27,40	45,30	9,17	9,53	34,48	0,948	0,975*
22	22,38	22,29	35,66	8,67	8,23	36,79	0,636	0,952*
23	22,55	20,09	48,24	5,27	12,50	55,44	0,386	0,934*
24	25,65	23,99	38,62	7,87	8,43	32,87	0,926	0,307*
25	25,93	23,18	41,22	10,51	9,30	35,86	0,519	0,945*
26	20,88	21,69	31,07	8,50	7,19	34,43	0,658	0,954*
27	22,79	19,34	50,44	8,51	10,90	47,84	0,130	0,899*
28	30,62	26,73	45,32	23,65	7,45	24,33	0,039	0,853**
29	20,56	20,36	33,79	6,97	6,82	33,15	0,778	0,961*
30	20,33	22,53	32,14	8,46	7,96	39,15	0,244	0,919*
31	34,82	32,01	82,91	8,24	18,12	52,04	0,042	0,854**
32	27,36	27,14	38,64	9,83	8,93	32,63	0,211	0,914*
33	32,75	29,49	54,44	11,70	11,08	33,83	0,495	0,943*
34	23,87	22,78	36,33	9,62	7,49	31,36	0,456	0,939*
35	31,16	26,93	46,31	22,73	8,00	25,68	0,040	0,861**
36	24,65	24,72	41,76	12,75	9,63	39,08	0,502	0,940*
37	21,28	22,85	32,37	5,97	7,57	35,58	0,766	0,961*
38	31,21	28,37	57,25	12,39	10,73	34,38	0,143	0,896*
39	34,67	30,81	72,31	11,19	18,19	52,45	0,168	0,907*

\* Significativo, a 5% ( $\alpha=0,05$ ); \*\* Significativo, a 1% ( $\alpha=0,01$ ); <sup>NS</sup> Não significativo.

TABELA 17 Resumo estatístico do armazenamento (mm) em cada ponto na camada de 20-40 cm, para o período de amostragem.

Ponto	$\mu$	$\eta$	$V_{\max}$	$V_{\min}$	$\sigma$	CV (%)	p-value	W
1	19,67	16,90	40,76	7,14	9,45	48,03	0,258	0,916*
2	27,18	23,78	75,73	8,00	17,07	62,80	0,004	0,766 <sup>NS</sup>
3	21,71	19,17	40,18	12,01	7,22	33,24	0,054	0,871*
4	19,68	20,11	34,06	7,56	7,49	38,05	0,924	0,973*
5	26,09	24,66	42,11	9,91	10,22	39,17	0,558	0,947*
6	23,94	20,83	64,76	10,80	13,70	57,24	0,0004	0,670 <sup>NS</sup>
7	27,87	26,46	41,45	14,24	6,70	24,06	0,582	0,948*
8	25,43	22,88	50,32	12,71	11,61	45,65	0,277	0,909*
9	30,63	30,74	47,81	15,61	7,98	26,05	0,164	0,890*
10	29,16	28,33	45,41	14,11	8,16	27,97	0,811	0,964*
11	17,83	17,86	31,91	7,52	7,76	43,50	0,756	0,958*
12	21,35	22,35	32,22	7,90	6,97	32,66	0,621	0,951*
13	20,95	20,22	29,60	11,32	5,20	24,81	0,327	0,925*
14	27,98	24,67	59,40	9,47	11,93	42,64	0,068	0,878*
15	29,14	28,10	41,91	13,26	8,12	27,86	0,765	0,959*
16	36,04	29,51	79,52	19,86	17,95	49,79	0,0007	0,710 <sup>NS</sup>
17	27,88	24,70	58,80	15,94	11,09	39,78	0,0101	0,814**
18	23,52	24,03	34,86	7,90	8,11	34,50	0,501	0,943*
19	28,90	29,04	37,52	16,98	6,19	21,40	0,748	0,959*
20	27,36	26,88	36,79	18,07	5,88	21,48	0,566	0,945*
21	25,86	21,49	43,95	14,60	9,60	37,12	0,045	0,857**
22	19,67	19,20	32,17	9,05	7,08	36,02	0,808	0,964*
23	24,17	21,72	38,11	16,75	7,45	30,82	0,046	0,858**
24	27,06	25,15	52,23	9,54	10,09	37,31	0,195	0,912*
25	28,04	26,53	38,56	14,21	6,57	23,42	0,685	0,956*
26	18,08	17,50	28,07	9,61	6,14	33,95	0,488	0,942*
27	25,94	20,50	49,02	11,85	11,39	43,90	0,078	0,883*
28	33,28	23,84	76,62	17,97	16,19	48,66	0,007	0,801 <sup>NS</sup>
29	24,69	21,98	46,88	12,85	8,86	35,88	0,183	0,910*
30	26,80	26,18	40,67	13,07	9,47	35,32	0,483	0,938*
31	24,76	24,70	42,55	15,04	7,19	29,03	0,293	0,925*
32	30,53	26,94	54,15	19,10	10,12	33,17	0,150	0,904*
33	19,95	17,62	39,24	10,67	7,89	39,57	0,001	0,712 <sup>NS</sup>
34	25,16	23,42	41,29	16,57	6,58	26,16	0,106	0,893*
35	28,14	26,77	46,85	12,36	9,16	32,54	0,793	0,963*
36	21,57	20,96	36,61	11,16	7,59	35,18	0,477	0,942*
37	25,22	23,41	46,60	8,49	9,83	38,97	0,298	0,926*
38	29,17	27,75	47,07	12,61	8,49	29,11	0,760	0,958*
39	29,11	26,12	48,75	14,31	9,27	31,84	0,175	0,908*

\* Significativo, a 5% ( $\alpha=0,05$ ); \*\* Significativo, a 1% ( $\alpha=0,01$ ); <sup>NS</sup> Não significativo.

Os coeficientes de variação médios foram de 35,74% (variando de 20,24% a 55,44%), para a camada de 0-20 cm de profundidade e de 35,86% (variando de 21,40% a 62,80%) para a camada de 20-40 cm de profundidade, sendo classificados, conforme Warrick & Nielsen (1980), como variáveis de média magnitude de variação. Para confirmar a hipótese de normalidade dos dados nos resultados destas Tabelas são expostos os resultados dos testes de aderência a normalidade de Shapiro-Wilk. Por meio desses resultados, observa-se que, para a grande maioria dos pontos amostrais analisados, o conjunto de dados de armazenamento de água no solo possui distribuição normal.

O gráfico da Figura 48 expressa os valores de armazenamento médio (mm) para cada ponto amostral conforme os dados das Tabelas 16 e 17. Nela, pode-se observar que, para alguns pontos amostrais, o armazenamento médio (mm) foi maior na camada de 0-20 cm de profundidade, enquanto que, para outros pontos amostrais, esse comportamento foi inverso.

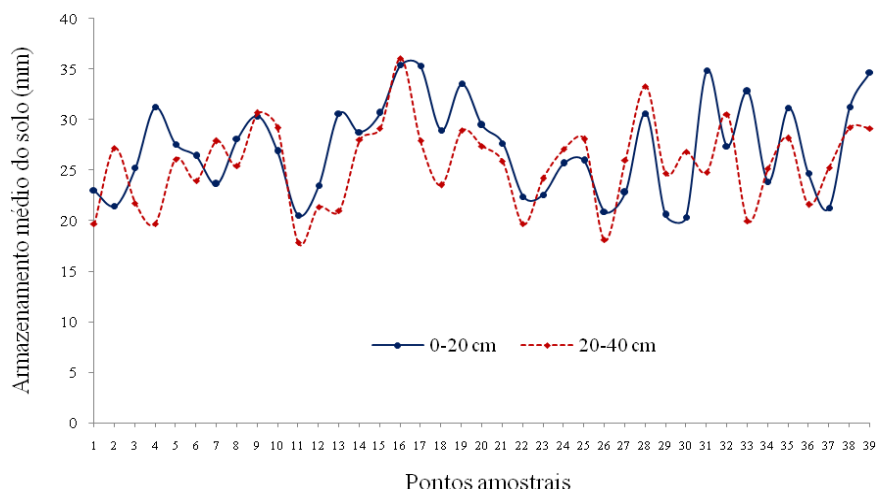


FIGURA 48 Armazenamento médio (mm) para as camadas de 0-20 e 20-40 cm.



Nas Figuras 49 e 50 podem-se observar os gráficos “box plot” para o armazenamento médio em todos os pontos amostrais, no período estudado, para os perfis de solo de 0-20 e 20-40 cm, respectivamente.

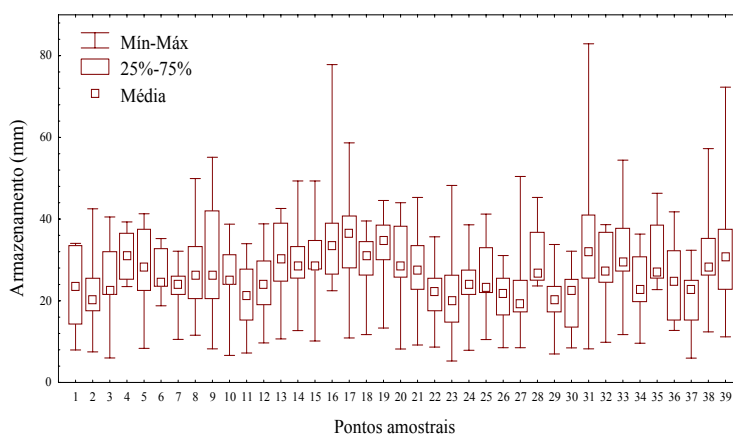


FIGURA 49 Gráficos “box plot” para o armazenamento (mm) em cada ponto, na camada de 0-20 cm, para o período de amostragem.

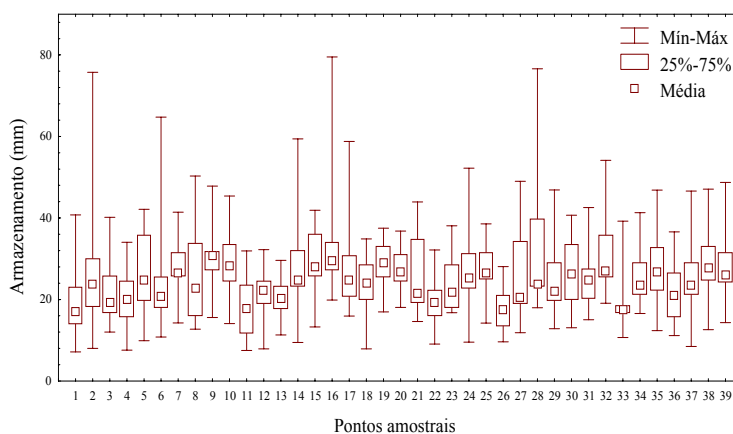


FIGURA 50 Gráficos “box plot” para o armazenamento (mm) em cada ponto, na camada de 20-40 cm, para o período de amostragem.

O gráfico da Figura 51 mostra como ocorreu o comportamento do armazenamento médio de água no solo (para os 39 pontos), durante o período de realização do experimento, na área estudada. Ou seja, mostra como a umidade do solo variou em função do tempo, durante a realização do trabalho. Essa variação ocorreu, principalmente, por conta do manejo de irrigação, para a cultura, que foi realizado na área. Observe que, inicialmente, o armazenamento é alto (solo úmido) e vai decaindo com passar do tempo, até que, no final do ciclo, o armazenamento é bem baixo (solo seco). Uma observação pertinente para esse gráfico é que o comportamento do armazenamento ao longo do tempo foi semelhante entre as camadas estudadas (0-20 e 20-40 cm).

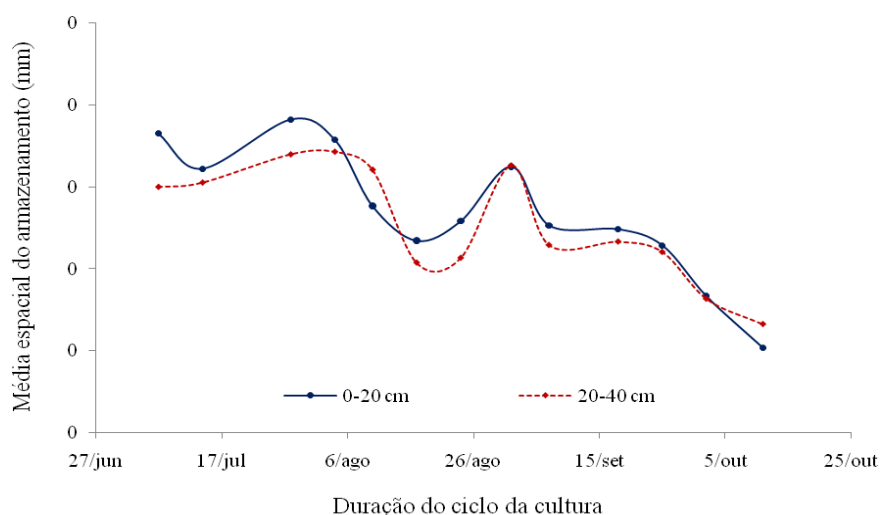


FIGURA 51 Variação da média espacial do armazenamento (mm) ao longo do período monitorado, nas camadas de 0-20 e 20-40 cm.

Para avaliar melhor como os dados de armazenamento de água no solo variaram no tempo, foi feita uma divisão de todo o período estudado em dois tipos de situação, sendo, situação 1: a época em que o solo estava com um

armazenamento de água maior, ou seja, em que o solo estava mais úmido e situação 2: a época em que o solo estava com um armazenamento de água menor (solo seco). As datas de monitoramento em que o solo estava mais úmido foram: 07/07, 14/07, 28/07, 04/08, 10/08 e 01/09/2007, e as datas em que o solo estava mais seco foram: 17/08, 24/08, 07/09, 18/09, 25/09, 02/10 e 11/10/2007. Logo, os gráficos das Figuras 52 e 53 representam a armazenamento de água no solo para esses dois períodos (seco e úmido) e, nelas, se verifica que, apesar de os valores em cada ponto amostral não serem os mesmos, a sua distribuição ao longo do tempo, tanto para o período úmido como para o seco, apresenta comportamento semelhante, indicando a existência de estabilidade temporal (Gonçalves et al., 1999). Esta suposta estabilidade no tempo do armazenamento de água no solo teve seu comportamento avaliado por técnicas propostas por Vachaud et al. (1985) e por Kachanoski & Jong (1988), e os resultados encontram-se no tópico 4.5 deste trabalho.

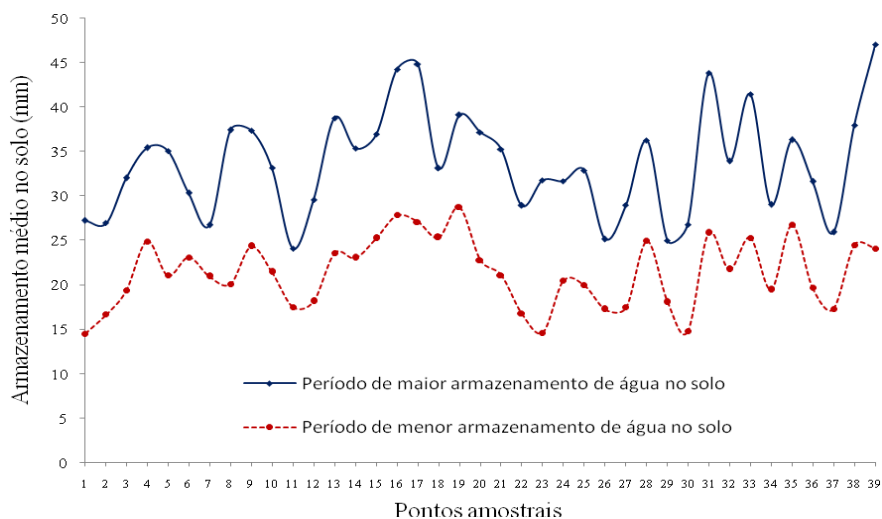


FIGURA 52 Armazenamento média de água no solo (mm) para tempos distintos (solo úmido e solo seco), na camada de 0-20 cm.

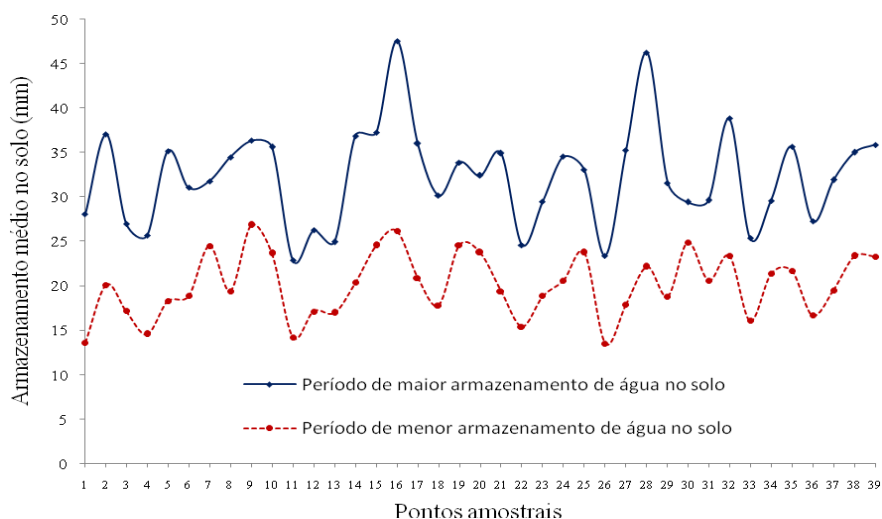


FIGURA 53 Armazenamento média de água no solo (mm) para tempos distintos (solo úmido e solo seco), na camada de 20-40 cm.

#### 4.5 Estabilidade temporal do armazenamento de água no solo

Para a verificação e a quantificação da estabilidade temporal foram utilizadas as técnicas propostas por Vachaud et al. (1985) e por Kachanoski & Jong (1988), quais são: coeficientes de correlação de Spearman ( $r_s$ ), coeficiente de correlação de Pearson ( $r_{t2-t1}$ ) e a simples análise dos dados ao longo do tempo, como proposto por Gonçalves et al. (1999). Para a análise do comportamento espacial ao longo do tempo, utilizou-se a técnica proposta por Vachaud et al. (1985), da diferença relativa média.

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 frequentemente 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 sequência de datas já é o “ranqueamento” necessário para a aplicação do método.

Os coeficientes de correlação de Spearman (Vachaud et al., 1985) e os coeficientes de correlação de Pearson (Kachanoski & Jong, 1988) foram diferentes para os períodos estudados (Tabelas 18, 19, 20 e 21).

Quando o coeficiente de correlação de Spearman  $r_s$  for igual a 1 ( $r_s=1$ ) corresponderá à identidade de posição para qualquer área, ou estabilidade perfeita entre duas datas, portanto, quanto mais próximo o  $r_s$  for de 1, mais estável será o processo (Vachaud et al., 1985).

Para os coeficientes de correlação de Pearson, se as variáveis apresentam perfeita relação linear, com declividade positiva da reta, então, o coeficiente de correlação (Pearson) é igual a 1, positivo. Se a relação linear perfeita 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 de Pearson é nulo (Folegatti, 1996). É importante considerar que correlação linear não implica causa-efeito, apenas expressa o grau de semelhança entre as distribuições dos conjuntos de dados de duas variáveis.

Nas Tabelas 18 e 19 são apresentados os valores dos coeficientes de correlação de Pearson para o armazenamento da água no solo durante o período estudado, para as camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade, respectivamente. As correlações com  $r$  igual ou maior que 0,30 são consideradas significativas, a 5% de probabilidade ( $P \leq 0,05$ ) e com  $r$  igual ou maior que 0,40 são consideradas significativas, a 1% de probabilidade ( $P \leq 0,01$ ).

TABELA 18 Coeficientes de correlação de Pearson entre armazenagens e entre estas, durante o período estudado, para a camada de 0-20 cm de profundidade do solo.

	07/07	14/07	28/07	04/08	10/08	17/08	24/08	01/09	07/09	18/09	25/09	02/10	11/10
07/07	1,000	0,357	0,047	0,183	0,152	0,166	0,578	-0,068	0,017	0,018	-0,043	0,135	0,035
14/07		1,000	0,569	0,335	0,166	0,464	0,402	0,373	0,439	0,507	0,349	0,430	0,506
28/07			1,000	0,435	0,132	0,429	0,093	0,505	0,329	0,355	0,186	0,410	0,293
04/08				1,000	0,350	0,681	0,197	0,496	0,259	0,330	0,067	0,491	0,257
10/08					1,000	0,585	0,192	0,281	0,452	0,398	0,527	0,488	0,315
17/08						1,000	0,376	0,518	0,518	0,476	0,178	0,567	0,518
24/08							1,000	0,257	0,183	0,394	0,220	0,285	0,268
01/09								1,000	0,379	0,696	0,263	0,549	0,392
07/09									1,000	0,613	0,432	0,182	0,331
18/09										1,000	0,359	0,470	0,300
25/09											1,000	0,211	0,398
02/10												1,000	0,278
11/10													1,000

TABELA 19 Coeficientes de correlação de Pearson entre armazenagens e entre estas, durante o período estudado, para a camada de 20-40 cm de profundidade do solo.

	07/07	14/07	28/07	04/08	10/08	17/08	24/08	01/09	07/09	18/09	25/09	02/10	11/10
07/07	1,000	0,309	-0,101	0,232	0,327	0,249	0,307	0,248	0,326	0,305	0,278	0,275	0,086
14/07		1,000	0,413	0,391	0,219	0,198	0,193	0,032	0,103	0,154	0,180	0,340	0,401
28/07			1,000	0,332	-0,079	0,220	0,185	-0,019	0,004	0,295	0,206	0,254	0,265
04/08				1,000	0,229	0,604	0,711	0,245	0,525	0,324	0,284	0,652	0,608
10/08					1,000	0,401	0,438	0,286	0,407	0,364	0,286	0,424	0,298
17/08						1,000	0,640	0,444	0,652	0,484	0,443	0,600	0,346
24/08							1,000	0,440	0,691	0,388	0,353	0,553	0,595
01/09								1,000	0,542	0,279	0,124	0,236	0,168
07/09									1,000	0,521	0,511	0,385	0,485
18/09										1,000	0,761	0,482	0,475
25/09											1,000	0,485	0,439
02/10												1,000	0,591
11/10													1,000

De acordo com os resultados mostrados nas Tabela 18 e 19, pode-se observar que, para o período analisado, a armazenamento de água no solo possui desde uma correlação positiva muito forte (0,711) até uma correlação negativa baixa (-0,101). E que, mesmo que baixa, ocorre certa estabilidade temporal para a maior parte dos períodos analisados. Esses baixos coeficientes de correlação de Pearson podem ser explicados pela alta variabilidade do valores de armazenamento de água no solo (Tabelas 16 e 17).

Nas Tabelas 20 e 21 são apresentados os valores dos coeficientes de correlação de Spearman para a armazenamento da água no solo durante o período, para as camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade, respectivamente

Vachaud et al. (1985), em seu trabalho, consideraram 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 uma outra forma, aplicando-se limites unilaterais de  $r_s$  para o teste de correlação de Spearman (Campos, 1983), a interpretação seria mais seletiva, tendo em vista o limite crítico de 0,61 para a significância de 0,01. Porém, o número de valores que são significativos aumenta substancialmente se os valores a serem considerados críticos forem de 0,412 e 0,49, para os níveis de probabilidades de 5% e 1%, respectivamente, conforme está descrito em Conover (1980). Portanto, pode assumir uma estabilidade temporal dos locais de observação para vários períodos analisados. Correlação entre dias muito distantes podem apresentar menor valor e nem chegando a ser significativo.

Quando se compara o período úmido (07/07, 14/07, 28/07, 04/08, 10/08 e 01/09/2007) com o seco (17/08, 24/08, 07/09, 18/09, 25/09, 02/10 e 11/10/2007), verifica-se que os valores de correlação para o solo úmido são maiores, ou seja, estão mais próximos de 1 do que o período seco. Resultados semelhantes foram obtidos por Rocha (2004), Carvalho (2006) e Moretti (2006).



TABELA 20 Coeficientes de correlação de Spearman entre armazenagens e entre estas, durante o período estudado, para a camada de 0-20 cm de profundidade do solo.

	07/07	14/07	28/07	04/08	10/08	17/08	24/08	01/09	07/09	18/09	25/09	02/10	11/10
07/07	1,00												
14/07	0,73	1,00											
28/07	0,55	0,66	1,00										
04/08	0,64	0,67	0,67	1,00									
10/08	0,35	0,60	0,10	0,42	1,00								
17/08	-0,03	0,49	-0,24	0,16	0,77	1,00							
24/08	0,34	0,62	-0,13	0,17	0,67	0,78	1,00						
01/09	-0,43	0,08	0,03	0,10	-0,10	-0,22	-0,27	1,00					
07/09	0,15	0,63	-0,07	0,20	0,78	0,86	0,78	0,06	1,00				
18/09	0,12	0,62	-0,07	0,19	0,75	0,85	0,82	0,00	0,93	1,00			
25/09	-0,06	0,46	-0,35	-0,06	0,76	0,78	0,74	-0,50	0,86	0,83	1,00		
02/10	-1,03	-0,20	-1,36	-0,86	0,32	0,65	0,37	-0,94	0,41	0,54	0,63	1,00	
11/10	-2,55	-1,50	-2,91	-2,34	-0,63	0,07	-0,33	-2,59	-0,37	-0,16	0,11	0,59	1,00

TABELA 21 Coeficientes de correlação de Spearman entre armazenagens e entre estas, durante o período estudado, para a camada de 20-40 cm de profundidade do solo.

	07/07	14/07	28/07	04/08	10/08	17/08	24/08	01/09	07/09	18/09	25/09	02/10	11/10
07/07	1,00												
14/07	0,52	1,00											
28/07	0,57	0,55	1,00										
04/08	0,50	0,46	0,69	1,00									
10/08	0,44	0,07	0,17	0,23	1,00								
17/08	0,35	0,10	0,07	-0,02	0,00	1,00							
24/08	0,43	0,06	0,09	0,03	0,10	0,92	1,00						
01/09	-0,50	-0,83	-0,37	-0,11	-0,28	-0,47	-0,45	1,00					
07/09	0,59	0,28	0,30	0,20	0,17	0,91	0,93	-0,28	1,00				
18/09	0,57	0,29	0,36	0,20	0,19	0,86	0,87	-0,40	0,93	1,00			
25/09	0,48	0,19	0,21	0,06	0,04	0,87	0,86	-0,59	0,92	0,95	1,00		
02/10	-0,12	-0,33	-0,55	-0,59	-0,59	0,83	0,82	-1,35	0,76	0,72	0,79	1,00	
11/10	-1,13	-1,21	-1,33	-1,46	-1,46	0,59	0,57	-2,41	0,46	0,40	0,50	0,87	1,00

Como já foi comentado para os dados de armazenamento, os coeficientes de correlação de Pearson, ou de Spearman, possibilita verificar a existência da estabilidade temporal, mas não permite identificar 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 ( $\delta_{ij}$ ) e seus respectivos desvios padrão. As diferenças relativas, quando ordenadas e plotadas em um gráfico, possibilitam identificar os pontos cujos valores estejam próximos da média real e possam ser utilizados como referência amostral. Nas Tabelas 22 e 23 são apresentados esses valores das diferenças relativas média (DRM) e seus respectivos desvios padrões ( $\delta$ ), para os 39 pontos de observação, nas camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade, durante o período estudado.

Pelos dados das Tabelas 22 e 23 verifica-se que, para vários pontos, camadas e períodos analisados, o desvio padrão pode ser considerado pequeno. Por outro lado, para outros pontos, o valor de desvio padrão pode ser considerado muito alto (21,50), como é o caso do ponto 16, na camada de 20-40 cm. Vachaud et al. (1985) encontraram valores máximo de desvio padrão de 4,4.

Ao analisar os dados para o período total observado, tem-se que a diferença relativa média para o ponto 16 representou a maior diferença positiva em relação à média, em ambas as camadas (0-20 e 20-40), ou seja, representa a maior diferença relativa acima da média e os pontos 30 e 11 apresentaram a maior diferença relativa negativa para as camadas de 0-20 e 20-40 cm, respectivamente, ou seja, maior diferença abaixo da média. Logo, o ponto 16 foi quem mais superestimou a média em ambas as camadas e os pontos 30 e 11 subestimaram a média para as camadas de 0-20 e 20-40 cm, respectivamente.

Para alguns pontos, o comportamento foi repetido de um período para o outro (úmido, seco e total) e de uma camada para outra (0-20 e 20-40 cm). Para a camada de 0-20 cm, no período úmido, o ponto 32 foi o que apresentou valor

mais próximo da média, com diferença relativa de 0,21 e desvio de 5,29, e o ponto 10 também apresentou bons resultados para esta condição (úmido). Já para o período seco, na mesma camada (0-20 cm), o ponto 10 foi o que ficou mais próximo da média, com diferença relativa de 0,02 e desvio de 7,76. Porém, ainda para o período seco de 0-20 cm, o ponto 32 apresentou uma diferença relativa média de 0,31 com desvio de 7,51, podendo este ponto, 32, também ser representativo para o local. Quando se leva em consideração o período total analisado, novamente o ponto 32 apresenta a menor diferença relativa média (0,15) com um desvio padrão de 8,93 e o ponto 10 apresentou bons resultados também para o período total. Logo, os pontos 32 e 10 são os melhores representantes reais para a realização de uma amostragem na camada de 0-20 cm de profundidade.

Para a camada de 20-40 cm, no período úmido, o ponto 20 foi o que apresentou valor mais próximo da média, com diferença relativa de 0,04 e desvio de 4,22. Já para o período seco, na mesma camada (20-40 cm), o ponto 2 foi o que ficou mais próximo da média, com diferença relativa de 0 e desvio de 8,31. Quando se leva em consideração o período total analisado, o ponto 8 apresenta a menor diferença relativa média (-0,20) com um desvio padrão de 7,66. Porém, para todos os períodos analisados (úmido, seco e total), na camada de 20-40 cm, o ponto 37 apresentou-se com valores de diferença relativa média próximos aos pontos já citados e desvio padrão menor para as condições de período seco e total. Logo, o ponto 37 é um bom representante real para realização de uma amostragem na camada de 20-40 cm de profundidade.

Portanto, esses pontos citados poderiam ser utilizados para o monitoramento da umidade no solo, visto que, de acordo com Vachaud et al. (1985), uma pequena variação temporal de DRM é uma indicação de estabilidade temporal dos dados no tempo, independente da umidade no solo.

TABELA 22 Valores da diferença relativa média (DRM) em ordem crescente e desvio padrão do armazenamento de água no solo durante o período de observação, para a camada de 0-20 cm.

Ordem "Rank"	Período úmido			Período seco			Período total		
	Ponto	DRM	$\delta$	Ponto	DRM	$\delta$	Ponto	DRM	$\delta$
1	11	-9,61	7,44	1	-6,92	6,66	30	-6,88	7,96
2	29	-8,75	6,04	23	-6,79	6,44	11	-6,67	8,73
3	26	-8,57	6,27	30	-6,66	5,96	29	-6,65	6,82
4	37	-7,78	5,95	2	-4,75	6,90	26	-6,33	7,19
5	7	-6,98	3,93	22	-4,67	5,63	37	-5,93	7,57
6	30	-6,89	3,98	26	-4,19	6,09	2	-5,78	9,14
7	2	-6,74	8,65	37	-4,13	6,73	22	-4,84	8,23
8	1	-6,46	8,69	27	-3,96	6,09	23	-4,67	12,50
9	22	-4,79	5,42	11	-3,93	9,10	27	-4,43	10,90
10	27	-4,72	12,46	29	-3,38	6,25	1	-4,21	9,94
11	34	-4,68	6,96	12	-3,27	7,18	12	-3,77	9,21
12	12	-4,11	7,58	3	-2,06	6,00	7	-3,60	5,95
13	6	-3,39	4,79	34	-1,98	4,74	34	-3,34	7,49
14	36	-2,10	9,93	36	-1,76	5,93	36	-2,56	9,63
15	24	-2,04	6,70	25	-1,47	5,99	3	-2,00	8,66
16	23	-1,94	11,65	8	-1,37	5,43	24	-1,56	8,43
17	3	-1,69	5,79	24	-0,94	6,13	25	-1,28	9,30
18	25	-0,81	7,51	7	-0,49	6,31	6	-0,83	5,49
19	18	-0,58	4,15	5	-0,36	10,11	<b>10</b>	<b>-0,37</b>	8,89
20	<b>10</b>	<b>-0,57</b>	5,43	21	-0,31	5,94	<b>32</b>	<b>0,15</b>	8,93
21	<b>32</b>	<b>0,21</b>	5,29	<b>10</b>	<b>0,02</b>	7,76	5	0,33	10,76
22	5	1,37	5,34	<b>32</b>	<b>0,31</b>	7,51	21	0,44	9,53
23	21	1,55	6,84	20	1,38	8,21	8	0,85	11,43
24	14	1,67	7,82	14	1,61	7,11	14	1,52	9,57
25	4	1,71	4,23	6	1,66	3,67	18	1,71	8,50
26	28	2,56	6,60	13	2,14	6,51	20	2,23	10,14
27	35	2,59	7,27	39	2,66	8,67	9	3,13	13,91
28	15	3,22	7,03	9	2,90	12,33	13	3,38	9,43
29	20	3,45	5,76	38	3,03	6,14	28	3,40	7,45
30	9	3,65	13,12	4	3,46	1,09	15	3,41	9,18
31	8	3,69	9,18	28	3,53	1,38	35	3,95	8,00
32	38	4,25	10,33	15	3,80	7,32	4	3,99	6,32
33	13	5,07	3,61	33	3,87	6,25	38	4,00	10,73
34	19	5,40	3,66	18	3,89	9,87	33	5,54	11,08
35	33	7,73	8,93	31	4,39	11,60	19	6,32	8,12
36	31	10,12	19,84	35	5,32	5,91	39	7,46	18,19
37	16	10,52	16,79	17	5,68	7,77	31	7,61	18,12
38	17	11,12	7,31	16	6,41	4,84	17	8,08	11,70
39	39	13,31	19,08	19	7,32	7,94	16	8,19	14,19

TABELA 23 Valores da diferença relativa média (DRM) em ordem crescente e desvio padrão do armazenamento de água no solo durante o período de observação, para a camada de 20-40 cm.

Ordem "Rank"	Período úmido			Período seco			Período total		
	Ponto	DRM	$\delta$	Ponto	DRM	$\delta$	Ponto	DRM	$\delta$
1	11	-9,46	8,07	26	-6,58	3,23	11	-7,79	5,50
2	26	-8,98	3,93	1	-6,48	3,64	26	-7,55	3,23
3	22	-7,76	6,16	11	-5,91	5,50	22	-5,96	4,84
4	13	-7,42	3,66	4	-5,57	5,06	1	-5,96	3,64
5	33	-7,00	9,96	22	-4,69	4,84	4	-5,94	5,06
6	4	-6,69	4,91	33	-4,04	2,51	33	-5,68	2,51
7	12	-6,11	4,05	36	-3,45	3,50	13	-4,68	2,79
8	3	-5,37	7,36	13	-3,17	2,79	12	-4,28	6,23
9	36	-5,09	7,14	12	-2,98	6,23	36	-4,06	3,50
10	1	-4,27	8,56	3	-2,95	2,66	3	-3,92	2,66
11	30	-2,93	4,55	18	-2,31	6,24	18	-2,11	6,24
12	23	-2,88	6,91	27	-2,21	3,29	6	-1,68	5,10
13	34	-2,77	7,24	5	-1,81	5,15	23	-1,46	2,60
14	31	-2,75	7,27	29	-1,32	3,50	29	-0,93	3,50
15	18	-2,18	3,54	23	-1,26	2,60	31	-0,87	3,92
16	6	-1,31	19,21	6	-1,26	5,10	34	-0,47	2,56
17	29	-0,79	8,27	21	-0,73	2,70	<b>37</b>	<b>-0,40</b>	5,35
18	7	-0,59	6,26	8	-0,71	7,66	<b>8</b>	<b>-0,20</b>	7,66
19	<b>37</b>	<b>-0,45</b>	9,90	<b>37</b>	<b>-0,63</b>	5,35	21	0,23	2,70
20	<b>20</b>	<b>0,04</b>	4,22	<b>2</b>	<b>0,00</b>	8,31	27	0,31	3,29
21	25	0,68	4,76	<b>14</b>	<b>0,23</b>	<b>5,74</b>	5	0,47	5,15
22	19	1,53	3,69	31	0,47	3,92	30	1,17	11,86
23	8	2,09	11,22	24	0,50	5,69	24	1,43	5,69
24	24	2,20	8,96	17	0,77	2,81	2	1,55	8,31
25	21	2,55	8,17	34	1,24	2,56	20	1,73	3,87
26	38	2,65	6,81	35	1,56	4,54	7	2,24	5,38
27	5	2,81	5,94	28	2,02	2,03	17	2,25	2,81
28	27	2,93	10,16	39	3,18	4,43	14	2,35	5,74
29	10	3,26	6,34	38	3,21	5,52	25	2,41	4,56
30	35	3,31	7,08	32	3,29	3,37	35	2,51	4,54
31	39	3,52	8,96	10	3,51	4,72	19	3,27	4,35
32	17	3,65	11,75	20	3,62	3,87	39	3,48	4,43
33	9	3,98	7,85	25	3,62	4,56	15	3,52	5,50
34	14	4,50	11,23	7	4,40	5,38	10	3,54	4,72
35	2	4,69	22,10	15	4,40	5,50	38	3,54	5,52
36	15	4,86	4,73	19	4,50	4,35	32	4,90	3,37
37	32	6,46	8,89	30	4,80	11,86	9	5,00	5,85
38	28	13,90	15,77	16	6,04	3,49	28	7,65	2,03
39	16	15,20	21,50	9	6,70	5,85	16	10,41	3,49

Nas Figuras 54 a 59 encontram-se as representações gráficas das diferenças relativas média da armazenamento de água no solo e os pontos que mais se aproximaram da média, ou seja, os pontos que apresentaram estabilidade temporal pela técnica da estabilidade de Vachaud et al. (1985). Essa representação possibilita melhor visualizar o comportamento dos pontos em relação à média, confirmando a escolha deles, cuja diferença relativa foi mais próximo de zero e com menor desvio padrão. Essa metodologia de escolha do ponto amostral tem uma aplicação bastante prática, visto que, com ela, pode-se realizar a amostragem, com segurança, da representatividade da área e reduzindo o número de amostragem, mesmo para parâmetros de grande variabilidade, diminuindo o custo e o tempo despendido. Os pontos escolhidos (10 e 32 para 0-20 cm e 37 para 20-40cm) mostraram estabilidade temporal e poderiam ser escolhidos para representar a área, portanto, poderiam ser pontos de amostragem representativos da área no monitoramento de água no solo para fins de irrigação.

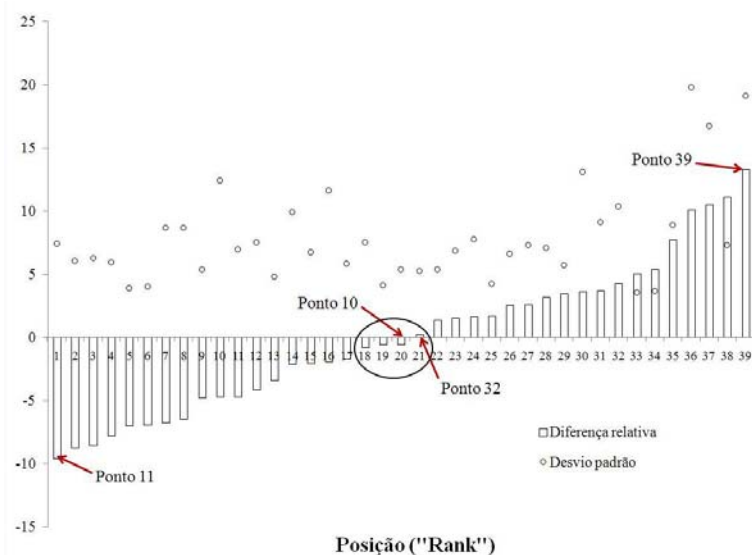


FIGURA 54 Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para o período de maior umidade do solo, na camada de 0-20 cm.

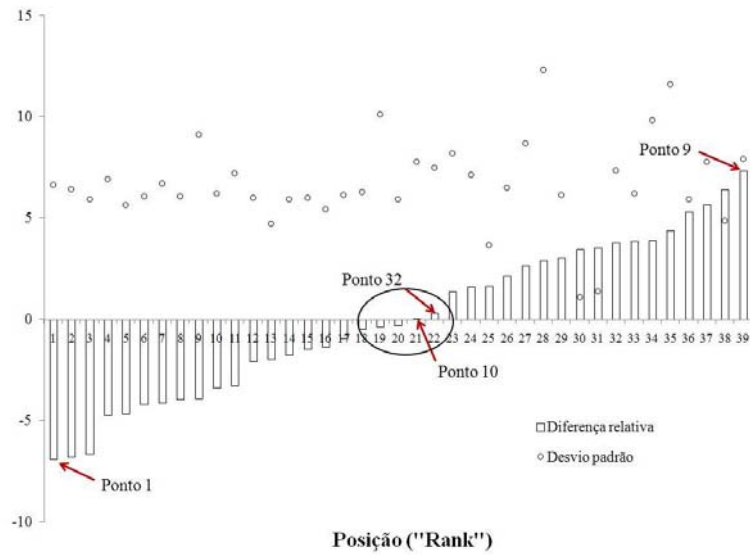


FIGURA 55 Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para o período de menor umidade do solo, na camada de 0-20 cm.

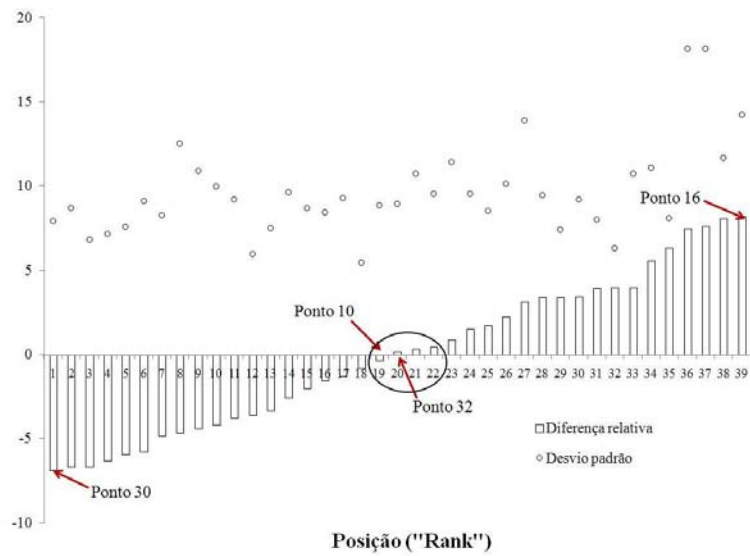


FIGURA 56 Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para o período total analisado, na camada de 0-20 cm.



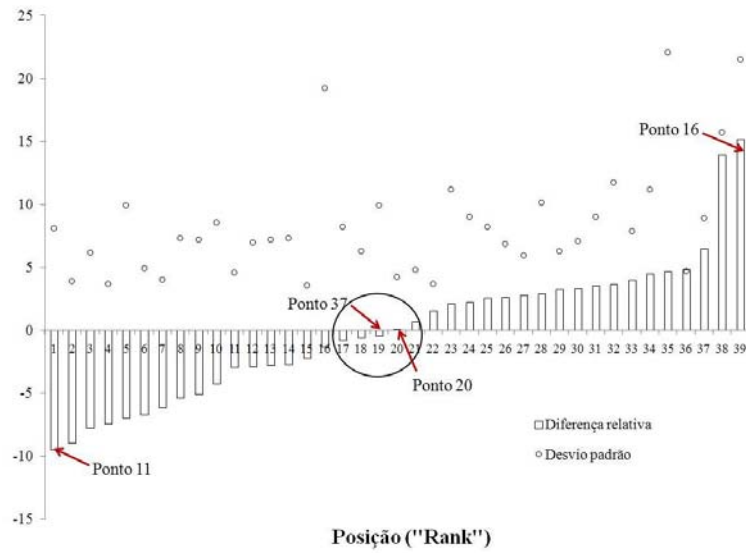


FIGURA 57 Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para o período de maior umidade do solo, na camada de 20-40 cm.

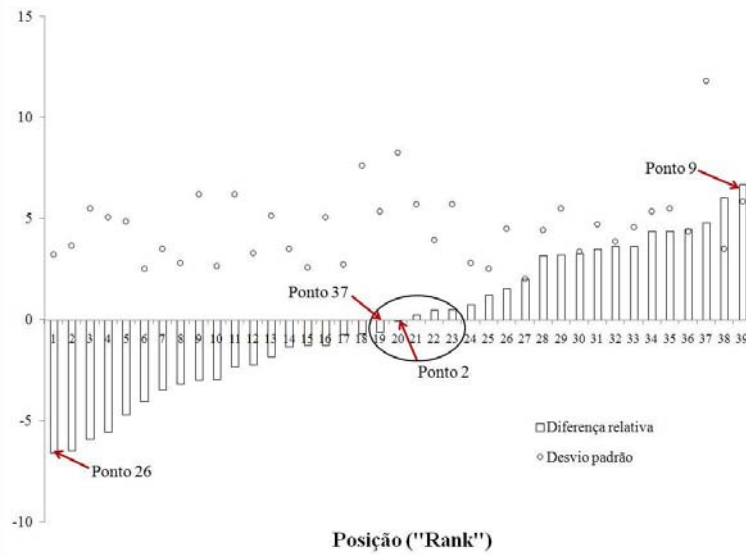


FIGURA 58 Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para o período de menor umidade do solo, na camada de 20-40 cm.

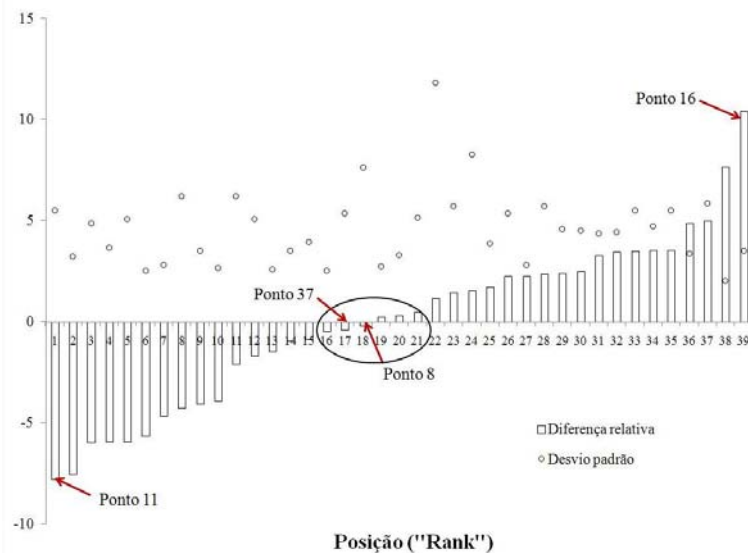


FIGURA 59 Diferença relativa média intertemporal e desvio padrão para o período total analisado, na camada de 20-40 cm.

#### 4.6 Estabilidade temporal do armazenamento determinado por TDR e sonda de nêutrons

No gráfico da Figura 60, tem-se a distribuição temporal da média espacial do armazenamento de água no solo (mm), determinada pelos tensiômetros, TDR e sonda de nêutrons para o perfil (camada) do solo de 0-40 cm de profundidade. Nela, pode-se observar que a tensiometria superestimou os valores de armazenamento em relação ao TDR e à sonda de nêutrons, principalmente das primeiras semanas até, aproximadamente, a metade do período estudado (dia 24 de agosto). Observa-se, ainda, que o TDR e a sonda de nêutrons estimaram valores de armazenamento muito parecidos para o perfil analisado (0-40 cm) durante o período estudado. Do início do período ao meio, o TDR subestimou as leituras da sonda de nêutrons e do meio do período ao final e superestimou os valores da sonda de nêutrons.

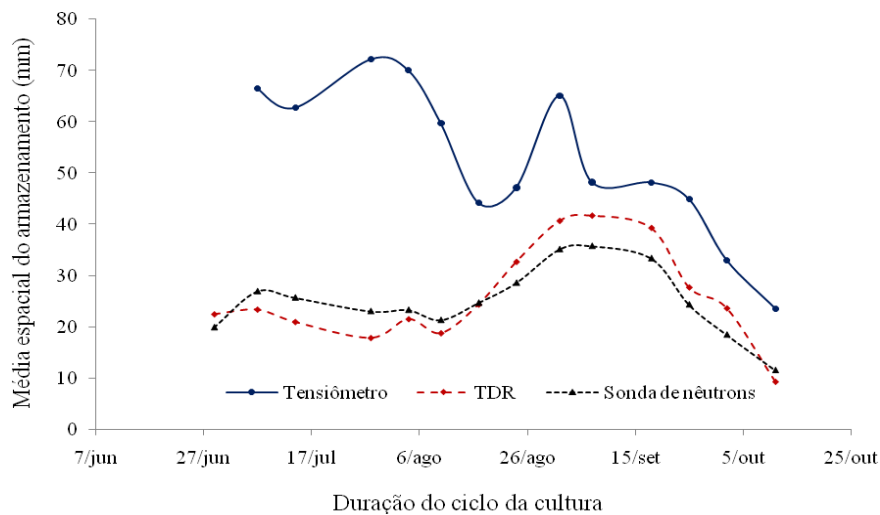


FIGURA 60 Armazenamento médio de água no solo (mm), ao longo do tempo, estimada por métodos diferentes para o perfil de 0-40 cm de profundidade do solo.

Para a avaliação inicial dos dados de armazenamento de água no solo, determinada pela sonda de nêutrons e pelo TDR, foi realizada a análise descritiva, para visualizar o comportamento geral dos dados. Nas Tabelas 24 e 25 apresentam-se os resumos estatísticos das análises dos valores de armazenamento ao longo do período estudado (29/06 a 11/10/2007), para os 11 pontos amostrais monitorados por TDR e sonda de nêutrons para o perfil de 0-120 cm de profundidade. Nela, encontram-se os valores das medidas de tendência central: média ( $\mu$ ), mediana ( $\eta$ ), valor máximo ( $V_{\max}$ ) e valor mínimo ( $V_{\min}$ ) e das medidas de dispersão: desvio padrão ( $\sigma$ ) e coeficientes de variação (CV).

O gráfico da Figura 61 expressa os valores de armazenamento médio (mm) para cada ponto amostral, conforme os dados das Tabelas 24 e 25. Nela,

podem-se observar, de maneira mais fácil, os pontos amostrais em que o armazenamento médio (mm) foi maior ou menor, ou seja, podem-se distinguir sondas que monitoravam áreas mais secas e sondas que monitoravam áreas mais úmidas.

TABELA 24 Resumo estatístico do armazenamento (mm) determinado pelo TDR, nos 11 pontos selecionados, na camada de 0-120 cm.

Ponto	$\mu$	$\eta$	$V_{\max}$	$V_{\min}$	$\sigma$	CV (%)
1	64,26	59,68	98,76	27,50	21,32	33,18
2	123,72	119,41	184,13	37,37	40,55	32,78
3	68,68	61,30	106,76	36,98	21,18	30,83
4	66,24	60,89	100,65	27,36	20,78	31,37
5	43,94	40,05	83,65	24,13	18,07	41,11
6	90,05	86,49	139,50	43,78	29,14	32,37
7	40,04	36,55	65,22	17,13	14,84	37,08
8	102,45	102,56	148,25	45,37	32,27	31,50
9	89,19	82,94	118,96	61,41	19,69	22,08
10	60,62	52,77	98,47	23,60	21,19	34,96
11	54,07	46,04	88,21	33,68	19,85	36,71

TABELA 25 Resumo estatístico do armazenamento (mm) determinado pela sonda de nêutrons, nos 11 pontos selecionados, na camada de 0-120 cm.

Ponto	$\mu$	$\eta$	$V_{\max}$	$V_{\min}$	$\sigma$	CV (%)
1	71,62	70,50	99,67	43,28	16,11	22,49
2	84,96	86,24	122,13	35,37	24,70	29,07
3	56,89	50,10	96,00	35,80	17,53	30,81
4	84,76	85,43	113,69	39,72	20,99	24,76
5	64,54	60,02	93,48	44,84	15,25	23,63
6	69,97	63,41	103,11	43,33	20,15	28,79
7	62,32	57,17	94,87	32,97	16,98	27,25
8	96,93	99,39	127,76	54,12	22,65	23,37
9	98,81	101,20	119,38	63,08	15,90	16,09
10	83,73	88,05	108,06	43,23	19,37	23,14
11	58,57	54,55	87,10	41,12	12,76	21,78

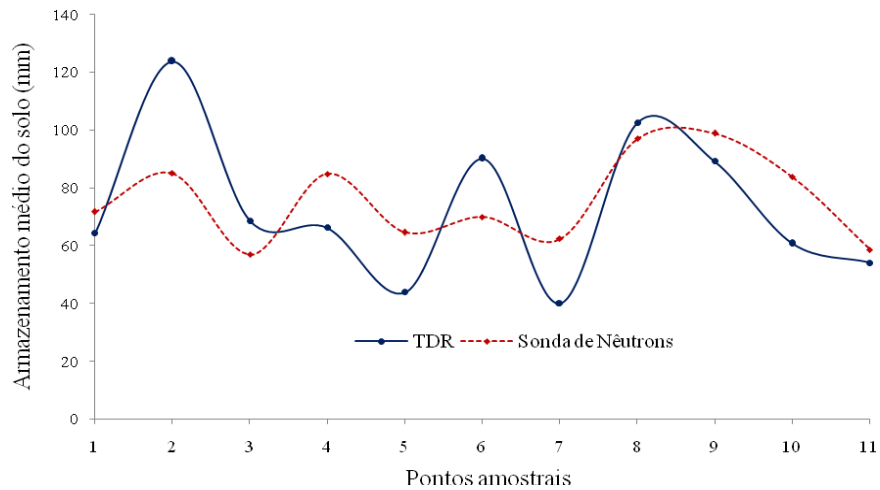


FIGURA 61 Armazenamento médio (mm) nos 11 pontos monitorados para o perfil de 0-120 cm de profundidade.

Nas Tabelas 26 e 27 são apresentados os valores dos coeficientes de correlação de Pearson para a armazenamento da água no solo durante o período estudado, para a camada de 0-120 cm de profundidade, determinados pelo TDR e sonda de nêutrons, respectivamente. As correlações com  $r_{t2-t1}$  igual ou maior que 0,30 são consideradas significativas a 5% de probabilidade ( $P \leq 0,05$ ) e, com  $r_{t2-t1}$  igual ou maior que 0,40, são consideradas significativas, a 1% de probabilidade ( $P \leq 0,01$ ).

De acordo com os resultados mostrados nas Tabelas 26 e 27, pode-se observar que, para o período analisado, a armazenamento de água no solo tem ótimas correlações positivas, sendo consideradas como correlações muito fortes, o que indica uma ótima estabilidade temporal para todo o período analisado.

TABELA 26 Coeficientes de correlação de Pearson entre armazenagens e entre estas, durante o período estudado, para a camada de 0-120 cm de profundidade do solo, determinados pelo TDR.

	07/07	14/07	28/07	04/08	10/08	17/08	24/08	01/09	07/09	18/09	25/09	02/10	11/10
07/07	1,00	0,84	0,84	0,74	0,72	0,65	0,73	0,79	0,75	0,73	0,71	0,62	0,52
14/07		1,00	0,95	0,90	0,86	0,84	0,89	0,89	0,90	0,87	0,85	0,78	0,72
28/07			1,00	0,95	0,89	0,85	0,90	0,91	0,94	0,91	0,88	0,81	0,71
04/08				1,00	0,98	0,93	0,93	0,96	0,98	0,96	0,95	0,93	0,83
10/08					1,00	0,95	0,95	0,98	0,97	0,95	0,96	0,97	0,89
17/08						1,00	0,96	0,93	0,94	0,94	0,95	0,97	0,97
24/08							1,00	0,97	0,98	0,96	0,97	0,93	0,88
01/09								1,00	0,98	0,95	0,96	0,94	0,84
07/09									1,00	0,97	0,98	0,93	0,85
18/09										1,00	0,99	0,95	0,86
25/09											1,00	0,96	0,89
02/10												1,00	0,94
11/10													1,00

TABELA 27 Coeficientes de correlação de Pearson entre armazenagens e entre estas, durante o período estudado, para a camada de 0-120 cm de profundidade do solo, determinados pela sonda de nêutrons.

	07/07	14/07	28/07	04/08	10/08	17/08	24/08	01/09	07/09	18/09	25/09	02/10	11/10
07/07	1,00	0,83	0,76	0,50	0,47	0,50	0,55	0,51	0,51	0,58	0,55	0,55	0,64
14/07		1,00	0,95	0,74	0,71	0,72	0,74	0,74	0,78	0,78	0,67	0,64	0,60
28/07			1,00	0,89	0,85	0,85	0,87	0,87	0,92	0,88	0,80	0,77	0,70
04/08				1,00	0,99	0,96	0,97	0,99	0,98	0,94	0,92	0,92	0,78
10/08					1,00	0,99	0,98	0,98	0,95	0,93	0,92	0,94	0,79
17/08						1,00	0,99	0,96	0,92	0,90	0,90	0,96	0,84
24/08							1,00	0,98	0,94	0,91	0,90	0,95	0,86
01/09								1,00	0,97	0,93	0,91	0,94	0,80
07/09									1,00	0,94	0,90	0,86	0,70
18/09										1,00	0,98	0,90	0,75
25/09											1,00	0,93	0,81
02/10												1,00	0,93
11/10													1,00

Como já foi comentado para os dados de armazenamento, os coeficientes de correlação de Pearson possibilitam verificar a existência da estabilidade temporal, mas não permitem identificar os locais em que as medidas podem ser feitas para representar a média da variável em estudo para qualquer tempo e valor. Por isso, as diferenças relativas, quando ordenadas e plotadas em um gráfico, possibilitam identificar os pontos cujos valores estejam próximos da média real e possam ser utilizados como referência amostral (Vachaud et al., 1985). Na Tabela 28 são apresentados os valores das diferenças relativas média (DRM) e seus respectivos desvios padrões ( $\delta$ ), para os onze pontos de observação com TDR e sonda de nêutrons, na camada de 0-120 cm de profundidade, durante o período estudado.

TABELA 28 Valores da diferença relativa média (DRM) em ordem crescente e desvio padrão do armazenamento de água no solo, determinados pelo TDR e sonda de nêutrons, na camada de 0-120 cm.

Ordem "Rank"	TDR			Sonda de nêutrons		
	Ponto	DRM	$\delta$	Ponto	DRM	$\delta$
1	7	-32,99	14,84	3	-18,84	17,53
2	5	-29,08	18,07	11	-17,16	12,75
3	11	-18,95	19,85	7	-13,42	16,98
4	10	-12,40	21,19	5	-11,20	15,25
5	1	-8,77	21,32	6	-5,77	20,15
6	4	-6,79	20,78	<b>1</b>	<b>-4,12</b>	16,11
7	<b>3</b>	<b>-4,34</b>	21,18	10	7,99	19,37
8	9	16,16	19,69	4	9,03	20,99
9	6	17,02	29,14	2	9,22	24,70
10	8	29,43	32,27	8	21,19	22,65
11	2	50,70	40,55	9	23,07	15,89

Nas Figuras 62 e 63 estão as representações gráficas das diferenças relativas média da armazenamento de água no solo e os pontos que mais se



aproximaram da média, ou seja, os pontos que apresentaram estabilidade temporal pela técnica da estabilidade de Vachaud et al. (1985).

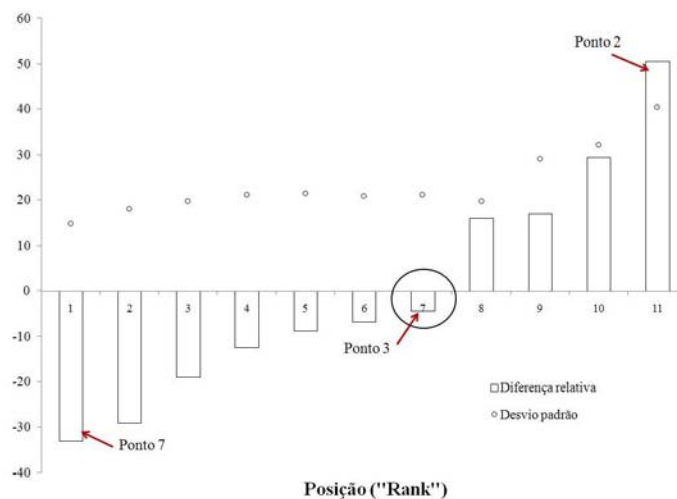


FIGURA 62 Diferença relativa média e desvio padrão para o armazenamento, na camada de 0-120 cm, determinada pelo TDR.

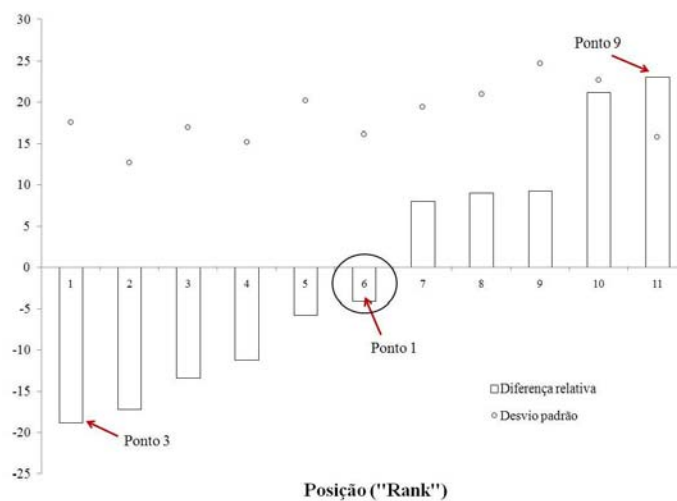


FIGURA 63 Diferença relativa média e desvio padrão para o armazenamento, na camada de 0-120 cm, determinada pela sonda de nêutrons.

## 5 CONCLUSÕES

Diante do estudo espacial e temporal dos atributos físico-hídricos do solo, pode-se concluir que:

1. A análise variográfica mostrou que a armazenamento de água no solo apresentou-se estruturada espacialmente (possuem dependência espacial), ou seja, os métodos geoestatísticos utilizados foram adequados para descrever a estrutura de dependência espacial do armazenamento de água no solo, sendo que, em função do modelo utilizado, foram detectadas desde uma forte dependência espacial até uma moderada dependência, com valores de alcance variando de 1,46 a 13,45 metros;

2. Verificou-se desempenho similar entre os métodos de ajuste mínimos quadrados ponderados e máxima verossimilhança, não havendo desempenho superior significativo de um deles, podendo ambos ser indicados para o ajuste de semivariogramas de armazenamento de água no solo;

3. Em relação aos modelos geoestatísticos testados, o gaussiano apresentou uma inferioridade, quando comparado com o exponencial e esférico. Estes dois últimos foram semelhantes;

4. O armazenamento de água no solo apresentou uma considerada variabilidade espacial na área analisada, mostrando a necessidade de se manejar a irrigação de forma diferenciada e não considerando a área como homogênea, como é feito atualmente. Porém, um ponto positivo foi que essa variação espacial foi semelhante para todos os perfis estudados (0-20, 20-40 e 0-40 cm), o que pode facilitar na realização do manejo diferenciado;

5. A metodologia com base nos coeficientes de correlação de Sperman e de Pearson, entre as datas de monitoramento da água no solo, permitiu concluir que os valores de armazenamento de água no solo para algumas datas

apresentaram boa estabilidade no tempo, para os 39 pontos amostrados. Porém, para uma grande parte das correlações obtidas, foi detectada certa instabilidade temporal do armazenamento de água no solo;

6. A estabilidade temporal do armazenamento de água no solo apresentou-se com comportamento distinto entre as camadas de solo analisadas;

7. O armazenamento de água no solo, determinada pelo TDR e sonda de nêutrons, apresentou estabilidade temporal maior do que o armazenamento de água no solo determinado por tensiometria;

8. A técnica da estabilidade temporal possibilitou identificar, no campo, os pontos que melhor representaram a média do armazenamento de água no solo para a área experimental e, também, identificou os pontos que superestimaram e subestimaram a média do armazenamento de água no solo;

9. Aplicando-se a metodologia da estabilidade temporal, o número de amostras necessárias para estimar uma média representativa com elevada precisão pode ser reduzido. Além disso, ela determina pontos da área representativos que podem ser utilizados para o monitoramento da água no solo para fins de irrigação.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHN, C. W.; BAUMGARDNER, M. F.; BIEHL, L. L. Delineation of soil variability using geostatistics and fuzzy clustering analyses of hyperspectral data. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 63, p. 142-150, 1999.
- ALLEN, R. G.; PEREIRA, L. S.; RAES, D.; SMITH, M. **Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements**. Roma: FAO, 1998. 300 p. (FAO Irrigation and Drainage Paper, n. 56).
- ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo: Unisinos, 2004. 165 p.
- ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA. **Agrianual 2008**. São Paulo: Instituto FNP, 2008. p. 493-502.
- ARYA, L. M.; PARIS, J. F. A physicoempirical model to predict soil moisture characteristics from particle-size distribution and bulk density data. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 45, p. 1023-1030, 1981.
- ASSIS, F. N.; ARRUDA, H. V.; PEREIRA, A. R. **Aplicações da estatística à climatologia**. Pelotas: UFPel, 1996. 161 p.
- ÁVILA NETTO, J.; AZEVEDO, P. V. de; SILVA, B. B. da; SOARES, J. M.; TEIXEIRA, A. H. C. Exigência hídrica da videira na região do submédio São Francisco. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 8, p. 1559-1566, ago. 2000.
- BACCHI, O. O. S.; REICHARDT, K. **A sonda de nêutrons e seu uso na pesquisa agrônômica**. Piracicaba: CENA, 1990. 48 p. (Boletim didático, 22).
- BASSOI, L. H.; AQUINO, L. S.; RECKZIEGEL, L. N.; TIMM, L. C.; VAZ, C. M. P.; MANIERI, J.; TAVARES, V. E. Q. Mapas de contorno da capacidade de água disponível em solo cultivado com videiras irrigadas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 31., 2007, Gramado. **Anais...** Gramado: SBCS, 2007. p. 1-4.

BASSOI, L. H.; ASSIS, J. S.; LIMA FILHO, J. M. P.; RIBEIRO, H. A.; SILVA, M. R.; MIRANDA, A. A. **Interrupções da irrigação no período de maturação da uva cv, Itália**. Petrolina: EMBRAPA/CPATSA, 1999. 5 p. (Comunicado técnico, n. 79).

BASSOI, L. H.; GRANGEIRO, L. C.; SILVA, J. A. M.; SILVA, E. E. G. da. Root distribution of irrigated grapevine rootstocks in a coarse texture soil of the São Francisco Valley, Brazil. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 24, n. 1, p. 35-38, 2002.

BASSOI, L. H.; HOPMANS, J. W.; JORGE, L. A. C.; ALENCAR, C. M.; SILVA, J. A. M. Grapevine root distribution for drip and microsprinkler irrigation. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 60, n. 2, p. 377-387, 2003.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2002. 526 p.

CÂMARA, G.; CARVALHO, M. S. Análise espacial de eventos. In: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. (Ed.). **Análise espacial de dados geográficos**. Planaltina: EMBRAPA Cerrados, 2004. cap. 2, p. 55-75.

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

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

CARVALHO, H. O.; CASSEL, D. K.; HAMMOND, J.; BAUER, A. Spatial variability of in situ unsaturated hydraulic conductivity of maddock sand loam. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 40, n. 6, p. 1-8, 1976.

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, J. R. P.; VIEIRA, S. R. Teste de filiben para validar modelos Geoestatísticos aplicados a agroclimatologia. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 23., 2004, São Pedro. **Anais...** Campinas: UNICAMP, 2004. 1 CD-ROM.

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

CARVALHO, L. A. **Distribuição espacial dos parâmetros da equação da condutividade hidráulica em função da umidade do solo**. 2006. 180p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

CICHOTA, R.; HURTADO, A. L. B.; LIER, Q. de J. van. Spatial-temporal variability of soil water tension in a tropical soil in Brazil. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 133, p. 231-243, 2006.

CIRILLO, M. A.; FERREIRA, D. F. Extensão do teste para normalidade univariado baseado no coeficiente de correlação quantil-quantil para o caso multivariado. **Revista de Matemática e Estatística**, Marília, v. 21, n. 3, p. 67-84, 2003.

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.

CONOVER, W. J. **Practical nonparametric statistics**. 2. ed. New York: W.I.E., 1980. 493 p.

CRESSIE, N. A. **Statistics for spatial data**. New York: J. Wiley, 1993. 900 p. (Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics).

DAVIDOFF, B.; SELIM, H. M. Correlation between spatially variable soil moisture content and temperature. **Soil Science**, Baltimore, v. 145, p. 1-10, 1988.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JUNIOR, P. J. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO DE PROBABILIDADE ESTATÍSTICA, 14., 2000, Caxambú. **Resumos...** Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 2000. 129 p.

DOORENBOS, J.; KASSAM, A. H. **Efeito da água no rendimento das culturas**. Roma: FAO, 1979. 306 p. (FAO Irrigação e drenagem, 33).

DOORENBOS, J.; PRUITT, W. O. **Crop water requirements**. Rome: FAO, 1977. 144 p. (FAO Irrigation and drainage, 24).

DOURADO NETO, D.; NIELSEN, D. R.; HOPMANS, J. W.; REICHARDT, K.; BACCHI, O. O. S.; LOPES, P. P. **Programa para confecção da curva de retenção de água no solo, modelo van Genuchten**: soil water retention curve, SWRC (version 3,00 beta). Piracicaba: USP, 2001.

DOURADO NETO, D.; TIMM, L. C.; OLIVEIRA, J. C. M.; REICHARDT, K.; BACCHI, O. O. S.; TOMINAGA, T. T.; CASSARO, F. A. M. State-space approach for the analysis of soil water content and temperature in a sugarcane crop. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 56, p. 1215-1221, 1999.

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

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. 2. ed. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 2006. 306 p.

ENTIN, J. K.; ROBOCK, A.; VINNIKOV, K. Y.; HOLLINGER, S. E.; LIU, S.; NAMKAI, A. Temporal and spatial scales of observed soil moisture variations in the extratropics. **Journal of Geophysical Research**, Washington, v. 105, p. 865-877, 2000.

EVANS, R. G.; SPAYD, S. E.; WAMPLE, R. L.; KROEGER, M. W.; MAHAN, M. O. Water use of *Vitis vinifera* grapes in Washington. **Agricultural Water Management**, Amsterdam, v. 23, p. 109-124, 1993.

EVANS, R. G.; HAN, S.; KROEGER, M. W. Spatial distribution and uniformity evaluations for chemigation with center pivots. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v. 38, n. 1, p. 85-92, 1995.

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.

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

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

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

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **Produção e área cultivada de uvas no mundo**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/site/526/default.aspx>>. Acesso em: 17 jan. 2008.

FREITAS, W. S.; RAMOS, M. M.; OLIVEIRA, A. M. S. Demanda de irrigação da cultura da uva na Bacia do Rio São Francisco. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campo Grande, v. 10, n. 3, p. 563-569, 2006.

GAMMA DESIGN SOFTWARE. **GS+**: geostatistics for the environmental sciences. Plainwell, 2004.

GENUCHTEN, M. T. van. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 44, p. 892-898, 1980.

GÓMEZ-PLAZA, A.; ALVAREZ-ROGEL, J.; ALABALADEJO, J.; CASTILLO, V. M. Spatial patterns and temporal stability of soil moisture across a range of scales in a semi-arid environment. **Hydrological Processes**, Chichester, v. 14, n. 7, p. 1261-1277, Apr. 2000.

GOMIDE, R. L. Monitoramento automático de fluxo de seiva com sondas de balance de energia e caracterização de estresse hídrico de duas linhagens de milho (*Zea mays* L.). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 31., 2002, Salvador. **Anais...** Salvador: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 2002. 1 CD-ROM.



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

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; VIANA, J. D. Análises exploratórias e geostatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 23, n. 5, p. 1149-1157, 2001.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; VIEIRA, S. R. Padrões de amostragem e intensidade de krigagem na caracterização do armazenamento de água no solo, em área irrigada por pivô central. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 23, p. 485-95, 1999.

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

GRAYSON, R. B; WESTERN, A. W. 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**, Campinas, v. 29, n. 2, p. 169-177, maio/abr. 2005.

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

HENDRICKY, J. M. H.; NIEBER, J. L.; SICCAMI, P. D. Effect of tensiometer cup size on field water tension variability. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 65, p. 668-677, 1994.

HENDRICKX, J. M. H.; WIERENGA, P. J. Variability of soil water tension in a trickle irrigated chile pepper field. **Irrigation Science**, New York, v. 11, n. 1, p. 23-30, 1990.

HENDRICKX, J. M. H.; WIERENGA, P. J.; NASH, M. S. Variability of soil-water tension and soil-water content. **Agricultural Water Management**, Amsterdam, v. 18, n. 2, p. 135-148, 1990.

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. 119 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

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

JAQUES, D.; MOHANTY, B.; TIMMERMAN, A.; FEYEN, J. Study of time dependency of factors affecting the spatial distribution of soil water content in a field-plot. **Physics and Chemistry of the Earth**, Oxford, v. 26, p. 629-634, 2001.

JAYNES, D. B.; HUNSAKER, D. J. Spatial and temporal variability of water content and infiltration on a flood irrigated field. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v. 32, p. 1229-1238, 1989.

JUNQUEIRA JÚNIOR, J. A.; SILVA, A. M.; MELLO, C. R.; PINTO, D. B. F. Continuidade espacial de atributos físico-hídricos do solo em sub-bacia hidrográficas de cabeceira. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, p. 914-922, 2008.

KACHANOSKI, R. G.; JONG, E. de. 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.

KELLER, J.; KARMELI, D. **Trickle irrigation design**. Glendora: Rain Bird Sprinkler Manufacturing Corporation, 1975. 133 p.

KELLER, J.; KARMELI, D. Trickle irrigation design parameters. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v. 17, n. 4, p. 678-684, 1974.

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

LEÃO, P. C. de S.; NACHTIGAL, J. C.; PEREIRA, F. M.; Koba, V. Y. Comportamento fenológico e produtivo das variedades de uva 'Ribol' e 'Superior Seedless' na região de Jaboticabal, SP. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 22, n. 2, p. 300-302, 2000.

LIU, S. X. Spatial variation of soil moisture in China: geostatistical characterization. **Journal of the Meteorological Society of Japan**, Tokyo, v. 79, n. 1B, p. 555-574, 2001.

MANTOVANI, E. C. A irrigação do cafeeiro. **ITEM: Irrigação e Tecnologia Moderna**, Brasília, v. 48, p. 45-49, 2000.

MARCIANO, C. R.; MORAES, S. O.; SAAD, A. M.; LIBARDI, P. L. Variabilidade do potencial mátrico e do conteúdo de água no solo em experimento de manejo de irrigação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 22, n. 4, p. 563-571, 1998.

MARDIA, K. V.; MARSHALL, R. J. Maximum likelihood models for residual covariance in spatial regression. **Biometrics**, Washington, v. 71, n. 1, p. 135-146, 1984.

MARRO, M. **Princípios de viticultura**. Barcelona: CEAC, 1989. 215 p.

MARTHALER, H. P.; VOGELSANGER, W.; RICHARD, F.; WIERENGA, P. J. A pressure transducer for field tensiometers. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 47, p. 624-627, 1983.

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

MCBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **The Journal of Soil Science**, Oxford, v. 37, p. 617-639, 1986.

MELLO, C. R.; LIMA, L. M.; SILVA, A. M.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S. Krigagem e inverso do quadrado da distância para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 27, p. 925-933, 2003.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004a. 110 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Escola Superior de Agricultura de "Luiz de Queiroz", Piracicaba.

MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; OLIVEIRA, M. S. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariogramas visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 1, n. 69, p. 25-37, 2005.

MELLO, L. M. R. de. **Atuação do Brasil no mercado vitivinícola mundial: panorama 2006**. Bento Gonçalves: EMBRAPA Uva e Vinho, 2006. Disponível em: <<http://www.cnpuv.embrapa.br/publica/artigos>>. Acesso em: 08 jul. 2007.

MELLO, L. M. R. de. Produção e comercialização de uvas. In: NACHTIGAL, J. C.; CAMARGO, U. A.; CONCEIÇÃO, M. A. F. (Ed.). **Uvas sem sementes: cultivares BRS Morena, BRS Clara e BRS Linda**. Bento Gonçalves: EMBRAPA Uva e Vinho, 2004b. p. 11-14. (Sistemas de produção, 1).

MELLO, L. M. R. de. **Vitivinicultura brasileira: panorama 2006**. Bento Gonçalves: EMBRAPA Uva e Vinho, 2006. Disponível em: <<http://www.cnpuv.embrapa.br/publica/artigos>>. Acesso em: 05 jul. 2007.

MERRIAM, J. L.; KELLER, J. **Farm irrigation system evaluation: a guide for management**. Logan: Utah State University, 1978. 271 p.

MOHANTY, B. P.; FAMIGLIETTI, J. S.; SKAGGS, T. H. Evolution of soil moisture spatial structure in a mixed vegetation pixel during the Southern Great Plains 1997 (SGP97) Hydrology experiment. **Water Resources Research**, Washington, v. 36, p. 3675-3686, 2000.

MORAES, S. O.; LIBARDI, P. L. Variabilidade da água disponível de uma Terra Roxa Estruturada Latossólica. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 50, n. 3, p. 404-412, 1993.

MORAES, S. O.; LIBARDI, P. L.; REICHARDT, K. Heterogeneidade dos pontos experimentais de curva de retenção da água no solo. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 50, n. 3, p. 393-403, 1993.

MORETI, D. **Avaliação espaço-temporal de processos do balanço de água em um solo com citros**. 2006. 139 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

NAIME, J. M.; SHINYA, V. T.; VAZ, C. M. P. Programa para estimativa indireta da curva de retenção da água no solo. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 15., 2004, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: UFSM, 2004. 1 CD ROM.

NAIME, J. M.; VAZ, C. M. P.; MACEDO, A. Automated soil particle size analyzer based on gamma-ray. **Computers and Electronics in Agriculture**, New York, v. 31, p. 295-304, 2001.

NIELSEN, D. R.; ALEMI, M. H. Statistical opportunities for analyzing spatial and temporal heterogeneity of field soils. **Plant and Soil**, The Hague, v. 115, p. 285-296, 1989.

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.

NIELSEN, D. R.; TILLOTSON, P. M.; VIEIRA, S. R. Analyzing field-measured soilwater properties. **Agricultural Water Management**, Amsterdam, v. 6, p. 93-109, 1983.

NIELSEN, D. R.; WENDROTH, O. **Spatial and temporal statistics: sampling field soils and their vegetation**. Reiskirchen: Catena Verlag, 2003. 398 p.

NIELSEN, D. R.; WENDROTH, O.; PIERCE, F. J. Emerging concepts for solving the enigma of precision farm research. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4., 1998, St. Paul. **Anais...** St. Paul: ASA/CSSA/SSSA, 1998. p. 303-318.

OLIVEIRA, J. B. **Variação de características morfológicas, físicas e mineralógicas em duas áreas de oxossolo**. 1973. 199 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

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

PARDO-IGUZQUIZA, E. MLREML a computer program for the inference of spatial covariance parameters by maximum likelihood and restricted maximum likelihood. **Computers and Geosciences**, New York, v. 23, n. 2, p. 153-162, Mar. 1997.

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

POMMER, C. V. **Uva: tecnologia de produção, pós-colheita e mercado**. Porto Alegre: Cinco Continentes, 2003. 777 p.

PUNTES, R.; WILDING, L. P.; DREES, L. R. Microspatial variability and sampling concepts in soil porosity studies of Vertisols. **Geoderma**, Amsterdam, v. 53, p. 373-385, 1992.

REDDY, S. J.; AMORIM NETO, M. S. **Dados de precipitação, vapotranspiração potencial, radiação solar global de alguns locais e classificação climática do Nordeste do Brasil**. Petrolina: EMBRAPA/CPATSA, 1983. 280 p.

REICHARDT, K. **Processos de transferência no sistema solo-planta-atmosfera**. São Paulo: Fundação Cargill, 1985. 466 p.

REICHARDT, K.; BACCHI, O. S.; VILLAGRA, M. M.; TURATTI, A. L.; PEDROSA, Z. O. Hydraulic variability in space and time in a dark red latosol of the tropics. **Geoderma**, Amsterdam, v. 60, p. 159-168, 1993.

REICHARDT, K.; SILVA, J. C. A.; BASSOI, L. H.; TIMM, L. C.; OLIVEIRA, J. C. M.; BACCHI, O. O. S.; PILOTTO, J. E. Soil spatial variability and the estimation of irrigation water depth. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 58, n. 3, p. 549-553, 2001.

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

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

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

RICHARDS, L. A. Physical conditions of water in soil. In: BLACK, C. A.; EVANS, D. D.; WHITE, J. L.; ENSMINGER, L. E.; CLARK, F. E. (Ed.). **Methods of soil analysis: physical and mineralogical properties, including statistics of measurements and sampling**. Madison: American Society of Agronomy, 1965. p. 128-152.

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. 117 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

ROTH, K. Steady state flow in an unsaturated, two-dimensional, macroscopically homogeneous Miller-similar medium. **Water Resources Research**, Washington, v. 31, p. 2127-2140, 1995.

SAAD, A. M.; LIBARDI, P. L. **Aferição do controle da irrigação feito pelos agricultores utilizando tensiômetros de faixas**. São Paulo: IPT, 1994. 14 p. (Publicação, 2147).

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

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

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade especial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 27, n. 6, p. 1013-1020, 2003.

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

SOARES, J. M. **Consumo hídrico da videira Festival sob intermitência de irrigação no Submédio São Francisco**. 2003. 309 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande.

SOARES, J. M.; COSTA, F. F. da. Irrigação da cultura da videira. In: LEÃO, P. C. S.; SOARES, J. M. (Org.). **A viticultura no semi-árido brasileiro**. Petrolina: EMBRAPA Semi-Árido, 2000. v. 1, p. 147-212.

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

STARKS, T. H.; FANG, J. H. The effect of drift on the experimental semivariogram. **Mathematical Geology**, New York, v. 14, n. 4, p. 309-319, 1982.

TEIXEIRA, A. H. C. **Informações agrometeorológicas do Pólo Petrolina-PE/Juazeiro-BA**. Petrolina: EMBRAPA Semi-Árido, 2002. 48 p. (EMBRAPA Semi-Árido. Documentos, 168).

TEIXEIRA, A. H. C.; AZEVEDO, P. V. Zoneamento agroclimático para a videira europeia no Estado de Pernambuco, Brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 4, n. 1, p. 137-141, 1996.

TEIXEIRA, A. H. C.; AZEVEDO, P. V.; SILVA, B. B. da; SOARES, J. M. Consumo hídrico e coeficiente da cultura da videira na região de Petrolina, PE. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campo Grande, v. 3, n. 3, p. 413-416, 1999.

TIMM, L. C.; OLIVEIRA, J. C. M.; TOMINAGA, T. T.; CÁSSARO, F. A. M.; REICHARDT, K.; BACCHI, O. O. S. Soil hydraulic conductivity measurement on a sloping field. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campo Grande, v. 4, n. 3, p. 480-482, 2000.

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

TURATTI, A. L.; REICHARDT, K. Variabilidade do armazenamento de água em terra roxa estruturada. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 15, p. 253-257, 1991.

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



- VAUCLIN, M.; VIEIRA, S. R.; BERNARD, R.; HATFIELD, J. L. Spatial variability of surface temperature long two transects of bare soil. **Water Resources Research**, Washington, v. 18, p. 1677-1686, 1982.
- VAUCLIN, M.; VIEIRA, S. R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D. R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 47, p. 175-184, 1983.
- VAZ, C. M. P.; IOSSI, M. F.; NAIME, J. M.; MACEDO, A. **Retenção de água no solo estimada através da medida de distribuição do tamanho das partículas do solo**. São Carlos: EMBRAPA Instrumentação Agropecuária, 2003. 6 p. (Comunicado técnico, 57).
- VAZ, C. M. P.; IOSSI, M. F.; NAIME, J. M.; MACEDO, A. **Validação de modelos para estimativa indireta da capacidade de retenção da água nos solos**. São Carlos: EMBRAPA Instrumentação Agropecuária, 2004. (Comunicado técnico, 61).
- VAZ, C. M. P.; NAIME, J. M.; MACEDO, A. Soil particle size fractions determined by gamma-ray attenuation. **Soil Science**, Baltimore, v. 164, p. 403-410, 1999
- VAZ, C. M. P.; NAIME, J. M.; MACEDO, A.; MELLO, S. **Análise granulométrica por raios gama**. São Carlos: EMBRAPA Instrumentação Agropecuária, 1997. 13 p.
- VENDRÚSCULO, L. G. **Uso de índice de desempenho e do critério de informação de Akaike para ajuste de modelos de semivariogramas**. Campinas: EMBRAPA, 2003. 4 p. (Comunicado técnico, 58).
- VIEIRA, S. R. **Curso de atualização em conservação do solo: uso da geoestatística em estudos de variabilidade espacial**. Campinas: Instituto Agrônomo de Campinas, 1995. 61 p. Apostila.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. In: \_\_\_\_\_. GIS Brasil, Curitiba: [s.n.], 1998. 53 p.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-54.

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.; CASTRO, O. M.; TOPP, G. C. Spatial variability of soil physical properties in three soils of São Paulo, Brazil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 27, p. 333-341, 1992.

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

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, 1980. cap. 13, p. 319-344.

WENDROTH, O.; AL-OMRAN, A. M.; KIRDA, C.; REICHARDT, K.; NIELSEN, D. R. State-space approach to spatial variability of crop yield. **Journal Soil Science Society of America**, Madison, v. 56, p. 801-807, 1992.

WENDROTH, O.; JÜRSCHIK, P.; KERSEBAUM, K. C.; REUTER, H.; KESSEL, C. van; NIELSEN, D. R. Identifying, understanding, and describing spatial processes in agricultural landscapes - four case studies. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 58, p. 113-127, 2001.

WENDROTH, O.; POHL, W.; KOSZINSKI, S.; ROGASIK, H.; RITSEMA, C. J.; NIELSEN, D. R. Spatio-temporal patterns and covariance structures of soil water status in two Northeast German field sites. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 215, p. 38-58, 1999.

WENDROTH, O.; REYNOLDS, W. D.; VIEIRA, S. R.; REICHARDT, K.; WIRTH, S. Statistical approaches to the analysis of soil quality data. In: GREGORICH, E. G.; CARTER, M. R. (Ed.). **Soil quality for crop production and ecosystem health**. Amsterdam: Elsevier Science, 1997. p. 247-276.

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

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