

# SEÇÃO I - FÍSICA DO SOLO

## ANÁLISE DA VARIABILIDADE ESPACIAL DE PONTOS AMOSTRAIS DA CURVA DE RETENÇÃO DA ÁGUA NO SOLO<sup>(1)</sup>

R. CICHOTA<sup>(2)</sup> & Q. de JONG van LIER<sup>(2)</sup>

### RESUMO

A determinação da curva de retenção da água no solo é parte fundamental da caracterização das propriedades hidráulicas do solo. Apesar de ser estudada há bastante tempo, ainda não são bem descritas várias particularidades referentes à variabilidade espacial das curvas, bem como a variabilidade geral de seus pontos experimentais. O conhecimento da variabilidade permite um planejamento adequado de experimentos, com menor esforço de amostragem. Objetivou-se explorar procedimentos de análise de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo, visando melhor descrever sua variabilidade espacial. Este trabalho utilizou amostras indeformadas de solo coletadas em uma transeção, com três repetições a cada 2 m, em cinco profundidades, tendo sido submetida cada amostra a sete diferentes tensões; o valor da umidade de saturação foi estimado pelas densidades do solo e dos sólidos. Foram efetuadas análises descritivas e exploratórias, com determinação de dados discrepantes, encontrando-se para a maioria dos dados distribuição normal. A desconsideração de dados discrepantes aumentou a normalidade. A análise geoestatística revelou dependência espacial e em algumas tensões com estruturas de dependência em duas escalas. Uma análise de concordância das curvas de acordo com a distância revelou diferenças significativas entre as repetições de cada ponto em comparação com seus vizinhos, porém não foi significativa a diminuição da concordância com o aumento da distância.

**Termos de indexação:** relação solo-água; geoestatística; análise de concordância.

---

<sup>(1)</sup> Recebido para publicação em agosto de 2003 e aprovado em julho de 2004.

<sup>(2)</sup> Departamento de Ciências Exatas, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/USP. Caixa Postal 9, CEP 13418-900 Piracicaba (SP). E-mails: rcichota@hortreseeach.co.nz; qdjvlier@esalq.usp.br

**SUMMARY:** *SPATIAL VARIABILITY ANALYSIS OF SAMPLING POINTS OF THE SOIL WATER RETENTION CURVE*

*The determination of the soil water retention curve is a fundamental part of the characterization of soil hydraulic properties. Although soil water retention has been studied for a long time, many details on spatial variability of curves and experimental values are not well known. Knowing on this variability allows a better planning of experiments leading to simplification of sampling. The aim of the study was to explore the procedures for the analysis of the soil water retention curve in order to have a better description of their spatial variability. An experiment was conducted with undisturbed soil samples from a straight line transect using three replicates at every 2 m, from five depths. Each soil sample was submitted to 7 different tensions. The saturated soil water content was estimated based on bulk and particle density. Descriptive and exploratory analyses were carried out and it was found that the majority of data presented a normal distribution. The elimination of outliers improved normality without leading to a high data loss. Geostatistic analysis showed spatial dependency and at some tensions dependency structures occurred in two scales. An agreement analysis of curves as a function of distance showed significant differences among replicates at each location compared to their neighbors, though the decrease of agreement with distance was not significant.*

*Index terms: soil-water relation; geostatistics; agreement analysis.*

**INTRODUÇÃO**

A obtenção da relação entre umidade do solo ( $\theta$ ) e o potencial matricial do solo ( $\psi_m$ ), a chamada curva característica de retenção da água no solo (Childs, 1940), ou simplesmente curva de retenção, é parte fundamental da caracterização das propriedades hidráulicas do solo (Klute, 1986).

O estudo da relação entre o conteúdo de água no solo e seu potencial, bem como suas implicações no movimento e na disponibilidade de água às plantas, remonta ao início do século XX (Buckingham, 1907; Gardner, 1920; Richards, 1928). Apesar de ser estudada há bastante tempo, várias particularidades referentes à variabilidade espacial das curvas e à variabilidade geral de seus pontos experimentais ainda não são bem descritas. Resultados de pesquisas nesse sentido estão disponíveis (Aljibury & Evans, 1961; Nielsen et al., 1973; Babalola, 1978; Warrick & Nielsen, 1980; Moraes et al., 1993b), embora, por vezes, sejam encontrados conjuntos de dados pouco explorados. A escassez de dados pode ser atribuída ao fato de a obtenção dos pontos de amostragem para confecção da curva ser trabalhosa e demorada, tanto na obtenção das amostras de solo no campo como nos procedimentos de laboratório.

Estudos da variabilidade espacial da umidade e do potencial matricial no campo reportam divergências quanto ao seu padrão de variabilidade. Yeh et al. (1986) e Hendrickx et al. (1990), por exemplo, encontraram aumento do coeficiente de variação do potencial com a diminuição da umidade. Contrariamente, Greminger et al. (1985) verificaram redução do coeficiente de variação quando a umidade foi reduzida. Tanto estes quanto Hendrickx et al.

(1990) encontraram coeficientes de variação crescentes para a umidade com a diminuição da umidade média. Babalola (1978) e Warrick & Nielsen (1980) reportaram valores crescentes para o coeficiente de variação da umidade de acordo com aumento do potencial para dados obtidos em laboratório; concordando com os resultados de Nielsen et al. (1973) e Moraes et al. (1993b); entretanto, a variabilidade expressa pelo coeficiente de variação apresentou leve aumento também nas tensões mais baixas.

Questionam-se, no entanto: qual o número de amostras necessário para obter uma curva de retenção representativa? qual o espaçamento amostral ideal e qual a extensão de aplicabilidade de cada curva? Também não está bem formalizado o procedimento de obtenção dos pontos amostrais da curva de retenção. Moraes et al. (1993a) mostraram que pequenas variações adotadas no procedimento podem produzir resultados significativamente distintos. Além disso, o procedimento de análise dos dados também requer atenção. Análises que exploram a fundo os dados permitem aumentar, além da confiabilidade da curva de retenção encontrada, o nível de conhecimento desta relação, auxiliando, assim, na resolução de tais questões.

O procedimento normalmente utilizado na análise dos pontos amostrais da curva de retenção baseia-se na obtenção da média e desvio-padrão das repetições para umidade em cada tensão. Em adição, utiliza-se frequentemente o coeficiente de variação (razão do desvio-padrão pela média) para avaliar a variabilidade. A utilização desses parâmetros somente é segura, se a distribuição de probabilidade a que os dados se ajustam for normal. Vários erros

de interpretação podem ser cometidos ao considerar como normal uma distribuição não-normal (Warrick & Nielsen, 1980). A simples observação dos valores da média e da mediana pode dar uma idéia da normalidade ou não da distribuição; no entanto, as medidas de assimetria e a curtose são mais apropriadas (Jones, 1969). Valores elevados para estes parâmetros, ditos medidas de forma, são fortes indícios de que a distribuição não seja normal. As medidas de posição, dispersão e forma são normalmente reunidas no resumo estatístico, que deve ser complementado com a análise da distribuição de frequências e teste de normalidade. Exemplos destes procedimentos podem ser encontrados em Vieira et al. (1992), Libardi et al. (1996) e Cichota et al. (2003).

A fim de identificar dados discrepantes ou extremos e aprimorar a descrição da relação entre umidade e tensão, são utilizados alguns métodos para estabelecer limites aceitáveis de variação. Dados acima ou abaixo do limite podem ser retirados do conjunto, devendo ser estudados separadamente. Um critério utilizado é produzido pelo “resumo dos cinco números”, em que os limites críticos são estimados como sendo os valores a partir dos quartis iguais a 1,5 vez a amplitude interquartil (Libardi et al., 1996). Outra possibilidade é o “critério de Chauvenet”, determinado com base na distribuição normal (Vuolo, 1996). A curva de retenção, por refletir a retenção da água nos inúmeros poros do solo com diâmetros e formatos muito variados, é, do ponto de vista prático, uma função contínua com formato geral conhecido, sendo comumente expressa em termos de um modelo matemático, p.e. o modelo de Brooks & Corey (1964) ou o de Van Genuchten (1980). Assim, é básico efetuar uma análise preliminar dos dados por meio do formato das curvas experimentais não só para identificar discrepâncias nos valores dos pares de umidade e tensão, mas também pra verificar se alguma das repetições apresenta comportamento anômalo. O procedimento de retirada de dados discrepantes é recomendado, pois estes não trazem informações sobre a realidade, mas, sim, de erros na realização do experimento ou eventos de baixíssima probabilidade (Sen & Srivastava, 1990; Vuolo, 1996).

A partir da década de 1970, o desenvolvimento de técnicas estatísticas para análise de dados geo-referenciados – geoestatística – permitiu aprimorar o nível de detalhamento da análise de propriedades do solo (Trangmar et al., 1985; Olivier & Webster, 1991). Com o advento desta técnica, algumas análises tornaram-se rotineiras na descrição dos dados, em especial aquelas relacionadas com as questões de estacionaridade, independência entre posição e média e variância (Hamlett et al., 1986; Moolman & van Huyssteen, 1989; Libardi et al., 1996). A análise da existência e do padrão de dependência espacial proporciona uma visão do comportamento da variável relacionando sua

variação com a distribuição no espaço, sendo importante para trabalhos de modelagem ou mapeamento que exigem interpolação de dados (Borguelt, et al., 1994; Vieira, 2000), permitindo ainda um planejamento adequado do experimento, com menor esforço amostral e boa representatividade (Vieira et al., 1980; Cichota et al., 2003), bem como permite uma exploração mais adequada dos resultados.

Este trabalho teve por objetivo explorar procedimentos de análise de pontos amostrais de curvas de retenção da água no solo e mostrar como eles podem auxiliar na melhor descrição desta relação e sua variabilidade espacial. Especificamente, procurou-se explorar uma forma de identificação de dados discrepantes, bem como de eliminação de tendências.

## MATERIAL E MÉTODOS

Amostras indeformadas de solo foram coletadas num Latossolo Vermelho-Amarelo álico de textura média e relevo plano a suave ondulado, localizado no campus da ESALQ/USP, em Piracicaba, SP (22° 42' S e 47° 38' W).

Foram coletadas amostras indeformadas de solo em 24 pontos, espaçados em 2 m, numa transeção aproximadamente perpendicular à declividade do terreno, utilizando-se na coleta um amostrador de Uhland com anéis de diâmetro de 0,046 m e 0,03 m de altura. Em cada ponto, foram coletadas três amostras, doravante chamadas repetições, distantes entre si no máximo 0,30 m, perpendicular à transeção, em cinco profundidades médias: 0,075; 0,225; 0,375; 0,525 e 0,675 m.

Os pares de dados (pontos amostrais) para a confecção da curva característica de retenção de água no solo (tensão e umidade) foram obtidos no laboratório de física do solo do Departamento de Ciências Exatas da ESALQ/USP. Realizaram-se determinações de umidade de acordo com a tensão no domínio de 1 a 100 kPa, correspondente à faixa de maior interesse agrônômico. Embora se determinem normalmente as umidades até à tensão de 1500 kPa, a qualidade dos valores obtidos é, muitas vezes, questionável, conforme demonstraram Moraes et al. (1993a). As umidades correspondentes às tensões de 1,0; 2,0 e 4,0 kPa foram obtidas em caixa de areia, e as correspondentes a 6, 10, 33 e 100 kPa foram obtidas em uma câmara de pressão de Richards, seguindo procedimento semelhante ao descrito por Klute (1986).

Paralelamente à coleta das amostras para a confecção da curva de retenção, amostras deformadas foram coletadas para determinar a densidade de sólidos, cuja razão com a densidade do solo permitiu estimar a umidade de saturação, ou

porosidade total do solo. O resumo da análise granulométrica e das densidades encontra-se no quadro 1, onde se verifica, pela análise comparativa de médias (teste de Tukey), que a densidade do solo é menor na superfície (em torno de  $1.500 \text{ kg m}^{-3}$ ) do que em profundidade (aproximadamente  $1.700 \text{ kg m}^{-3}$ ). Esses valores estão dentro do esperado para solos dessa classe textural. O teor de argila foi maior, e o de areia foi menor, na camada mais profunda (0,60 a 0,75 m), enquanto a densidade de sólidos e o teor de silte não apresentaram variações significativas em profundidade.

Foi efetuada uma análise preliminar para avaliar o formato geral das curvas experimentais, a fim de identificar anomalias provocadas por erros no procedimento amostral ou laboratorial que pudessem levar a resultados errôneos. Nesta análise, utilizou-se a soma dos desvios relativos à média de cada tensão, para cada uma das três repetições por ponto. Amostras que apresentassem desvios maiores que a média das demais repetições do ponto multiplicada por 1,45, bem como desvios maiores que a média de todas as repetições de todos os pontos multiplicada por 1,45, foram consideradas anômalas e eliminadas. Para identificação de anomalias em observações de umidade em tensões específicas, por ponto, adotou-se a diferença da umidade na tensão em questão e na tensão anterior, que deveria ser negativa. Pontos cujas diferenças se apresentaram positivas ou que excederam em 10 % a média das diferenças dos demais pontos, por profundidade, foram eliminados.

Para os dados de cada profundidade em cada tensão, procedeu-se à análise descritiva e exploratória geral, seguindo procedimentos encontrados na literatura (Hamlett et al., 1986; Moolman & Van Huyssteen, 1989; Libardi et al., 1996). Esta etapa, constituída basicamente pela elaboração do resumo estatístico das medidas de posição, dispersão e forma, foi complementada com a análise de distribuição de freqüências, com vistas em avaliar se os dados ajustavam-se à distribuição normal. Foram utilizados gráficos e teste de

normalidade de Shapiro & Wilk (1965). Nesta análise, buscou-se também identificar dados discrepantes ainda não percebidos na análise preliminar, ou seja, dados que não condizem com a distribuição normal esperada. Para tanto, utilizou-se o critério de Chauvenet. Uma descrição mais detalhada deste critério pode ser encontrada em Pugh & Winslow (1966) e Vuolo (1996). Foram eliminados os dados cujos desvios apresentaram-se maiores que o *limite de rejeição de Chauvenet* ( $d_{ch}$ ), dado pela resolução da equação (1):

$$\int_{-d_{ch}}^{+d_{ch}} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)} dx = 1 - \frac{1}{2n} \quad (1)$$

sendo  $x$  o valor observado,  $\mu$  a média da população,  $\sigma$  a variância e  $n$  o número de observações.

A análise exploratória foi finalizada com a verificação das hipóteses básicas de independência dos desvios e dos dados e da estacionaridade de 1ª e 2ª ordem. Utilizaram-se gráficos da média ao longo da transeção e desta versus o desvio-padrão (Moolman & Van Huyssteen, 1989; Hamlett et al., 1986).

Subseqüentemente, efetuou-se a análise de variabilidade espacial dos dados de modo a identificar estruturas de dependência espacial da umidade em cada tensão e para cada profundidade. Para esta análise, considerou-se cada uma das três repetições na mesma posição, ou seja, representa realizações da variável no mesmo lócus geográfico, o que parece razoável, pois a distância entre os pontos foi muito maior que entre as repetições. Este procedimento aumenta ao cubo o número de pares para comparação via semivariograma, e em adição fornece uma idéia da variabilidade intrínseca ao local ou "efeito pepita".

Para testar a variabilidade das curvas experimentais completas, foram utilizados entre todas as curvas dos vários pontos o coeficiente de correlação ( $R$ ) e o índice de concordância ( $d$ ), descrito pela equação (2) (Willmott, 1981).

**Quadro 1. Médias por camada de alguns atributos do solo, obtidos com base em 22 amostras (72 para densidade do solo)**

Profundidade	Densidade		Teor		
	Solo	Sólido	Areia	Silte	Argila
m	kg m <sup>-3</sup>		kg kg <sup>-1</sup>		
0-0,15	1.492,4 a	2.631,6 a	0,764 a	0,059 a	0,177 a
0,15-0,3	1.698,1 b	2.598,7 a	0,759 a	0,047 a	0,194 a
0,3-0,45	1.760,2 b	2.631,7 a	0,763 a	0,049 a	0,188 a
0,45-0,6	1.775,6 b	2.624,7 a	0,723 a	0,063 a	0,214 a
0,6-0,75	1.715,1 b	2.639,0 a	0,670 b	0,058 a	0,272 b

Valores seguidos de mesma letra, nas colunas, não diferem entre si pelo teste de Tukey a 5 %.

$$d_{i,h} = 1 - \frac{\sum_{j=T_1}^{T_n} (\theta_{i,j} - \theta_{i+h,j})^2}{\sum_{j=T_1}^{T_n} (|\theta_{i+h,j} - \bar{\theta}_i| + |\theta_{i,j} - \bar{\theta}_i|)^2} \quad (2)$$

em que T se refere à tensão,  $n$  é o número de tensões aplicadas,  $\theta_{i,j}$  é a umidade do ponto  $i$  na tensão  $j$ ,  $\bar{\theta}_i$  é a média das umidades nas várias tensões e  $\theta_{i+h,j}$  é a umidade na tensão  $j$  no ponto  $i + h$ , sendo  $h$  a distância entre os pontos amostrados.

Efetou-se esta análise, considerando a distância de separação entre os pontos amostrados, o que complementou a análise de variabilidade e dependência espacial.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise preliminar identificou 10 amostras que apresentaram taxa de variação da umidade, considerando a tensão muito inferior à das demais repetições, bem como dos demais pontos amostrados (Figura 1a). Como este comportamento é anômalo e pode ser atribuído à compactação da amostra durante sua coleta, por exemplo, eliminaram-se estas repetições da análise. Ainda algumas amostras apresentaram em determinadas tensões valores de umidade muito maiores que em tensões adjacentes (Figura 1b). Por este critério, 34 pontos amostrais foram eliminados. Após este procedimento, restaram 2.416 pontos de tensão versus umidade.

O quadro 2 exibe os resumos estatísticos da umidade em cada tensão aplicada, para cada profundidade. Pode-se verificar que a média apresenta tendência esperada, com diminuição não-linear de acordo com o aumento da tensão. A umidade de saturação é maior na camada mais superficial, não havendo tendência definida relacionada com o aumento da profundidade para nenhuma outra tensão. O desvio-padrão dos valores de umidade tende a diminuir em profundidade,

provavelmente por causa do aumento do teor de argila (Quadro 1) e da diferença na estrutura do solo. Os valores da média bastante próximos da mediana mostram que os dados seguem distribuição normal.

A dispersão dos valores de umidade em relação à média, estimada pelo coeficiente de variação, aumenta significativamente com a tensão para as profundidades de 0,075 m e 0,225 m (Quadro 2). O coeficiente de variação encontrado está em concordância com o reportado na literatura (Warrick & Nielsen, 1980; Moraes et al., 1993), podendo classificar-se como de baixa a média variabilidade. Concordando com resultados de Nielsen et al (1973) e Moraes et al. (1993b), o coeficiente de variação das umidades nas tensões intermediárias (4,0 e 6,0 kPa) tende a ser inferior ao das tensões menores e maiores, tendência essa mais clara nas maiores profundidades. Verifica-se ainda a maior variabilidade da umidade nas amostras mais próximas da superfície, em especial em tensões elevadas, o que se deve possivelmente à estrutura mais complexa do solo nestas profundidades.

Os valores de assimetria e curtose, parâmetros básicos na identificação da forma da distribuição, revelam, de modo geral, distribuição leptocúrtica e assimétrica à direita, porém com valores bastante variados. Os valores de assimetria, especialmente na segunda profundidade, exibem tendência de alteração da distribuição com o aumento da tensão. Os resultados do teste de Shapiro-Wilk mostram que os dados tendem a desviar-se da distribuição normal com o aumento da tensão, exceto nas duas maiores profundidades. Apesar disso, a distribuição de frequência da maioria dos conjuntos pode ser considerada normal.

Os gráficos de distribuição de frequência (Figura 2) também permitem avaliar o formato desta, assim como identificar a influência de dados extremos ou discrepantes (por exemplo, na Figuras 2a e 2b). Estes dados podem afetar as medidas de posição e forma de tal maneira que, observando apenas estes indicadores, várias conclusões poderiam ser tomadas erroneamente.

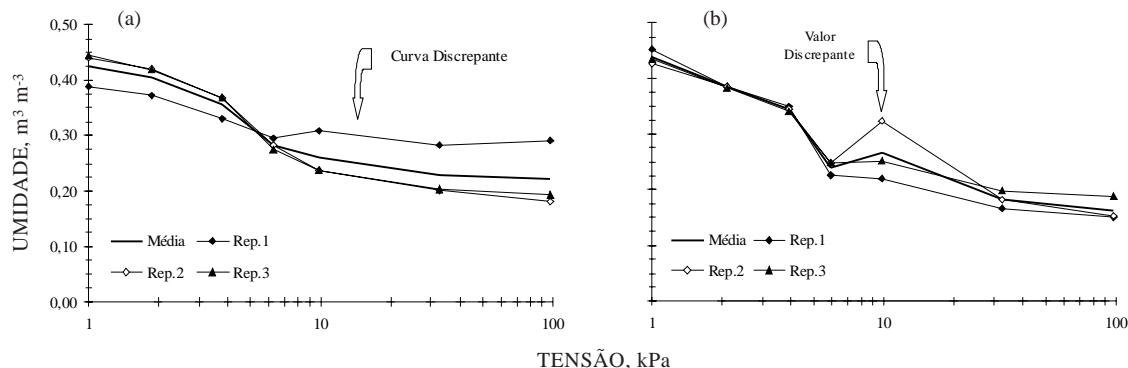


Figura 1. Repetições e médias das curvas de retenção experimentais, para o 10° ponto (a), com uma repetição irregular e o 15° ponto (b), com uma observação discrepante, ambos na camada superficial.

**Quadro 2. Resumo estatístico dos valores da umidade volumétrica dos pontos amostrais para cada tensão da curva de retenção do solo para as cinco profundidades, bem como valores do coeficiente de correlação  $R^2$  e do coeficiente angular  $a$  (apenas para  $R^2$  significativo) da relação do parâmetro com o logaritmo da tensão**

Profundidade		0 kPa	1 kPa	2 kPa	4 kPa	6 kPa	10 kPa	33 kPa	100 kPa	$R^2$	$a$
m											
0,075	Número de pontos	66	71	70	71	70	66	71	71		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,432	0,426	0,400	0,350	0,283	0,241	0,189	0,167	0,71	-0,08
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,425	0,425	0,397	0,347	0,281	0,233	0,181	0,156	0,70	-0,08
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,035	0,031	0,029	0,032	0,040	0,038	0,035	0,035	0,04	
	C.V. (%)	8,17	7,29	7,20	9,16	14,05	15,84	18,74	21,09	0,59	3,49
	Assimetria	1,455	1,473	2,014	1,268	0,710	1,211	1,274	1,272	0,09	
	Curtose	2,716	4,495	6,506	4,143	0,252	1,716	1,492	1,411	0,11	
	W (Shapiro-Wilk)	0,880	0,895	0,844	0,925	0,949	0,913	0,889	0,875	0,02	
0,225	Número de pontos	69	69	69	69	68	66	68	68		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,345	0,344	0,331	0,297	0,257	0,238	0,199	0,179	0,70	-0,05
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,349	0,343	0,329	0,295	0,254	0,233	0,182	0,161	0,72	-0,05
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,025	0,028	0,025	0,024	0,029	0,035	0,046	0,046	0,52	0,01
	C.V. (%)	7,11	8,08	7,64	7,99	11,37	14,48	22,86	25,81	0,58	4,65
	Assimetria	-0,180	0,412	0,746	0,412	0,341	0,687	1,234	1,395	0,79	0,37
	Curtose	-0,407	-0,032	0,671	-0,662	-0,639	-0,355	0,718	0,992	0,23	
	W (Shapiro-Wilk)	0,974	0,968	0,955	0,952	0,961	0,922	0,848	0,805	0,56	-0,04
0,375	Número de pontos	69	69	69	69	69	65	69	69		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,331	0,313	0,304	0,279	0,249	0,228	0,193	0,168	0,77	-0,04
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,329	0,311	0,299	0,279	0,253	0,223	0,184	0,159	0,76	-0,05
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,031	0,023	0,022	0,021	0,020	0,022	0,030	0,031	0,01	
	C.V. (%)	9,42	7,23	7,30	7,64	7,87	9,62	15,78	18,54	0,33	
	Assimetria	0,003	0,683	0,937	-0,151	-0,244	1,143	1,046	1,002	0,24	
	Curtose	-0,680	0,102	0,972	2,972	-0,063	1,773	0,825	0,067	0,12	
	W (Shapiro-Wilk)	0,966	0,952	0,935	0,958	0,954	0,924	0,913	0,879	0,61	-0,02
0,525	Número de pontos	66	68	68	68	68	64	68	67		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,323	0,315	0,303	0,284	0,262	0,244	0,213	0,193	0,75	-0,03
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,329	0,312	0,302	0,287	0,263	0,249	0,218	0,196	0,79	-0,03
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,023	0,021	0,017	0,015	0,016	0,019	0,027	0,030	0,08	
	C.V. (%)	7,01	6,73	5,66	5,17	6,08	7,69	12,83	15,35	0,35	
	Assimetria	-0,568	1,067	1,317	0,362	-0,567	-0,896	-0,207	-0,084	0,02	
	Curtose	-0,341	2,083	4,658	1,336	0,352	0,808	-0,462	-0,394	0,01	
	W (Shapiro-Wilk)	0,952	0,943	0,924	0,968	0,972	0,937	0,970	0,969	0,12	
0,675	Número de pontos	66	72	72	72	71	68	72	71		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,348	0,333	0,320	0,298	0,271	0,251	0,216	0,194	0,77	-0,04
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,347	0,331	0,322	0,299	0,272	0,250	0,217	0,194	0,77	-0,04
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,022	0,019	0,013	0,014	0,016	0,017	0,016	0,019	0,21	
	C.V. (%)	6,24	5,85	4,01	4,65	5,94	6,93	7,41	10,00	0,24	
	Assimetria	-0,171	0,401	0,076	0,089	-0,149	0,653	0,603	0,527	0,44	
	Curtose	-0,184	0,013	0,107	0,636	-0,385	1,333	1,137	1,255	0,47	
	W (Shapiro-Wilk)	0,983	0,977	0,962	0,988	0,978	0,947	0,973	0,977	0,07	

Retirando dados considerados extremos pelo critério de Chauvenet [Eq. (1)], as distribuições apresentaram valores bastante elevados para W, assim como valores de assimetria e curtose aceitáveis para uma distribuição normal, sem praticamente alterar os valores da média (Quadro 3) e em especial do formato geral das curvas de retenção experimentais. Em adição, o desvio-padrão foi reduzido. Neste procedimento, eliminaram-se 44 pontos amostrais,

e, na menor profundidade, uma das repetições do ponto 18 foi indicada como valor extremo em seis tensões, tendo sido então eliminada por completo. Na segunda profundidade, foram identificados poucos valores extremos e sua retirada não resultou em melhora significativa do valor de W. Os valores de assimetria (Quadro 3) mostram uma tendência significativa e positiva com o aumento da tensão nas duas profundidades mais superficiais, indicando que

nelas a distribuição desloca-se para a esquerda à medida que a tensão aumenta.

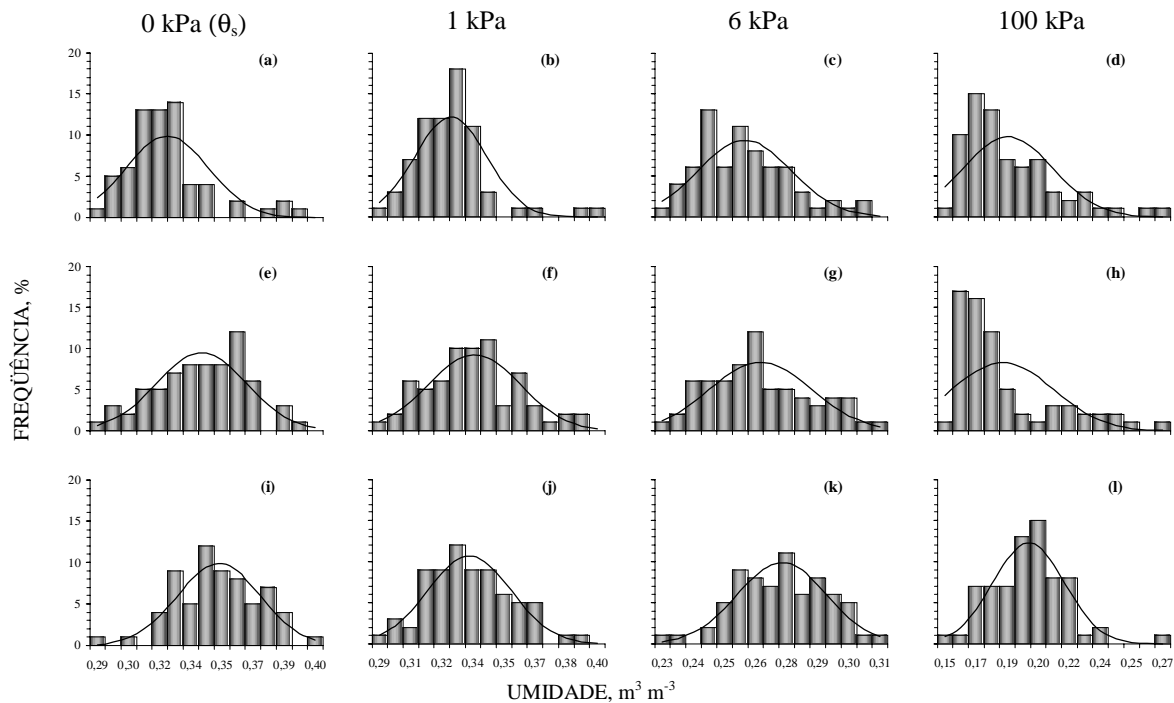
Por ser a umidade uma propriedade contínua no solo e, em geral, apresentar certa organização espacial, sua análise de variabilidade espacial ficaria comprometida, pois uma das premissas da análise de dados geo-referenciados é sua distribuição aleatória: estabilidade da média, ou inexistência de tendências,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

No entanto, é possível trabalhar com esse tipo de dados, desde que adequadamente tratados (Western & Blöschl, 1999). A relação umidade versus tensão é obviamente dependente da profundidade, motivo pelo qual foram obtidas curvas distintas para cada profundidade. No entanto, sua relação com o espaço na horizontal deve ser avaliada. A figura 3 exibe gráficos da umidade ao longo da transeção para algumas profundidades e tensões, onde é possível verificar que a tendência de variação com a posição é pequena, diversa e não-significativa, o que serve como indicativo suficiente para aceitar a hipótese de estacionaridade de primeira ordem, premissa necessária para a utilização das técnicas de geoestatística (Vieira, 2000).

A figura 4 exibe a relação entre a média e o desvio-padrão da umidade para três profundidades

e quatro tensões, calculados agrupando dois pontos vizinhos (seis repetições). Pode-se inferir desta figura que a hipótese de estacionaridade de segunda ordem, ou homogeneidade da variância, não pode ser aceita com segurança. Existe um padrão relacionando a variância dos dados com sua média em várias tensões; no entanto, não foi possível identificar tendência ou relação com a profundidade ou tensão. Como este trabalho não visa explorar as técnicas geoestatísticas mais elaboradas e como a média é estacionária, pode-se admitir a hipótese mínima de estacionaridade intrínseca ou estacionaridade local (Vieira, 2000). O uso de semivariogramas modelados e de outras técnicas como a Krigagem deve ser feito com o devido cuidado nas tensões em que a relação entre a média e o desvio-padrão mostrou-se significativa.

Para os conjuntos de dados de cada profundidade e para cada tensão foram calculados os semivariogramas experimentais. Com as três repetições de cada ponto, foi possível estimar a variabilidade intrínseca do ponto, ou o "efeito pepita", que corresponde à variabilidade na escala de centímetros. A diferença entre a semivariância calculada nos pontos e a encontrada nas comparações com os pontos distantes, aproximadamente homogêneas para os primeiros vizinhos, é forte evidência da existência de dependência da variância conforme a distância de separação dos pontos de coleta das amostras (Figura 5).



**Figura 2. Distribuição de frequência e probabilidade normal esperada para os dados da umidade de saturação e nas tensões 1, 6 e 100 kPa, para as profundidades de 0,075 m (a,b,c,d), 0,225 m (e,f,g,h) e 0,675 m (i,j,k,l).**

**Quadro 3. Resumo estatístico dos valores da umidade volumétrica dos pontos amostrais para cada tensão da curva de retenção do solo para as cinco profundidades, bem como valores do coeficiente de correlação  $R^2$  e do coeficiente angular  $a$  (apenas para  $R^2$  significativo) da relação do parâmetro com o logaritmo da tensão, após a retirada de dados discrepantes**

Profundidade		0 kPa	1 kPa	2 kPa	4 kPa	6 kPa	10 kPa	33 kPa	100 kPa	$R^2$	$a$
m											
0,075	Número de pontos	62	69	68	70	70	65	69	69		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,426	0,423	0,396	0,349	0,283	0,238	0,186	0,164	0,70	-0,07
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,423	0,425	0,396	0,346	0,281	0,232	0,181	0,155	0,70	-0,08
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,024	0,024	0,021	0,028	0,040	0,034	0,031	0,030	0,24	
	C.V. (%)	5,74	5,68	5,33	8,06	14,05	14,42	16,39	18,37	0,63	3,52
	Assimetria	0,425	0,184	0,762	0,585	0,710	0,871	0,955	0,915	0,51	0,16
	Curtose	0,437	0,496	2,458	1,926	0,252	0,340	0,357	0,058	0,02	
	W (Shapiro-Wilk)	0,9713	0,9817	0,9703	0,9645	0,9486	0,9264	0,9063	0,8994	0,58	-0,02
0,225	Número de pontos	69	67	68	69	68	66	66	66		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,345	0,342	0,330	0,297	0,257	0,238	0,196	0,175	0,71	-0,05
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,349	0,342	0,329	0,295	0,254	0,233	0,181	0,159	0,72	-0,05
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,025	0,025	0,024	0,024	0,029	0,035	0,041	0,041	0,52	0,00
	C.V. (%)	7,11	7,42	7,15	7,99	11,37	14,48	20,77	23,39	0,59	4,14
	Assimetria	-0,180	0,161	0,517	0,412	0,341	0,687	1,165	1,370	0,81	0,38
	Curtose	-0,407	-0,416	0,064	-0,662	-0,639	-0,355	0,534	0,898	0,32	
	W (Shapiro-Wilk)	0,9735	0,9755	0,9591	0,9519	0,9611	0,9215	0,8562	0,8071	0,56	-0,04
0,375	Número de pontos	69	68	68	67	68	63	67	68		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,331	0,313	0,303	0,280	0,249	0,226	0,191	0,167	0,77	-0,04
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,329	0,310	0,299	0,279	0,252	0,222	0,183	0,158	0,76	-0,05
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,031	0,021	0,020	0,017	0,019	0,018	0,026	0,030	0,04	
	C.V. (%)	9,42	6,85	6,67	6,21	7,66	8,06	13,87	17,86	0,25	
	Assimetria	0,003	0,541	0,569	0,510	-0,351	0,503	0,684	0,989	0,30	
	Curtose	-0,680	-0,257	-0,471	-0,533	-0,110	-0,373	-0,453	0,064	0,45	
	W (Shapiro-Wilk)	0,9661	0,9523	0,9397	0,9429	0,9453	0,9518	0,9241	0,8775	0,58	-0,02
0,525	Número de pontos	66	66	66	67	67	63	68	67		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,323	0,313	0,301	0,284	0,262	0,245	0,213	0,193	0,75	-0,03
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,329	0,312	0,301	0,287	0,264	0,250	0,218	0,196	0,79	-0,03
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,023	0,018	0,013	0,013	0,015	0,017	0,027	0,030	0,06	
	C.V. (%)	7,01	5,66	4,38	4,76	5,63	7,07	12,83	15,35	0,31	
	Assimetria	-0,568	0,331	-0,272	-0,109	-0,263	-0,653	-0,207	-0,084	0,06	
	Curtose	-0,341	-0,377	-0,405	0,303	-0,543	0,060	-0,462	-0,394	0,00	
	W (Shapiro-Wilk)	0,9515	0,9721	0,9789	0,9528	0,9723	0,9463	0,9702	0,9689	0,09	
0,675	Número de pontos	66	71	72	71	71	66	71	70		
	Média ( $m^3 m^{-3}$ )	0,348	0,332	0,320	0,297	0,271	0,250	0,215	0,193	0,78	-0,04
	Mediana ( $m^3 m^{-3}$ )	0,347	0,331	0,322	0,299	0,272	0,250	0,216	0,194	0,77	-0,04
	Desvio-padrão ( $m^3 m^{-3}$ )	0,022	0,018	0,013	0,013	0,016	0,015	0,015	0,018	0,32	
	C.V. (%)	6,24	5,54	4,01	4,40	5,94	6,03	6,82	9,15	0,17	
	Assimetria	-0,171	0,193	0,076	-0,189	-0,149	0,065	0,168	-0,009	0,12	
	Curtose	-0,184	-0,476	0,107	0,229	-0,385	0,296	-0,139	-0,351	0,00	
	W (Shapiro-Wilk)	0,9831	0,9773	0,9622	0,9883	0,9783	0,9745	0,9780	0,9829	0,00	

Considerando o fato de a distância entre os pontos ter sido de dois metros, esta estrutura de dependência não pôde ser adequadamente descrita. Em grande parte dos conjuntos, há a indicação de o alcance estar aproximadamente entre cinco e dez metros (por exemplo, figura 5a). Em onze conjuntos, no entanto, não foi possível identificar alguma indicação do alcance da dependência espacial nesta escala, como é o caso da figura 5b. É notável ainda que o patamar ficou muito próximo da variância total

em todos os conjuntos, à exceção dos dados de umidade de saturação e à tensão de 1,0 kPa, na profundidade de 0,675, e de umidade de saturação e às tensões de 2,0 e 4,0 kPa, na profundidade intermediária (0,375 m). Estes conjuntos exibiram padrão com dois patamares, indicando, portanto, uma segunda estrutura de dependência numa escala maior. Na profundidade de 0,675, a estrutura de dependência em escala maior pôde ser modelada, exibindo alcance em torno de 25 m (como na



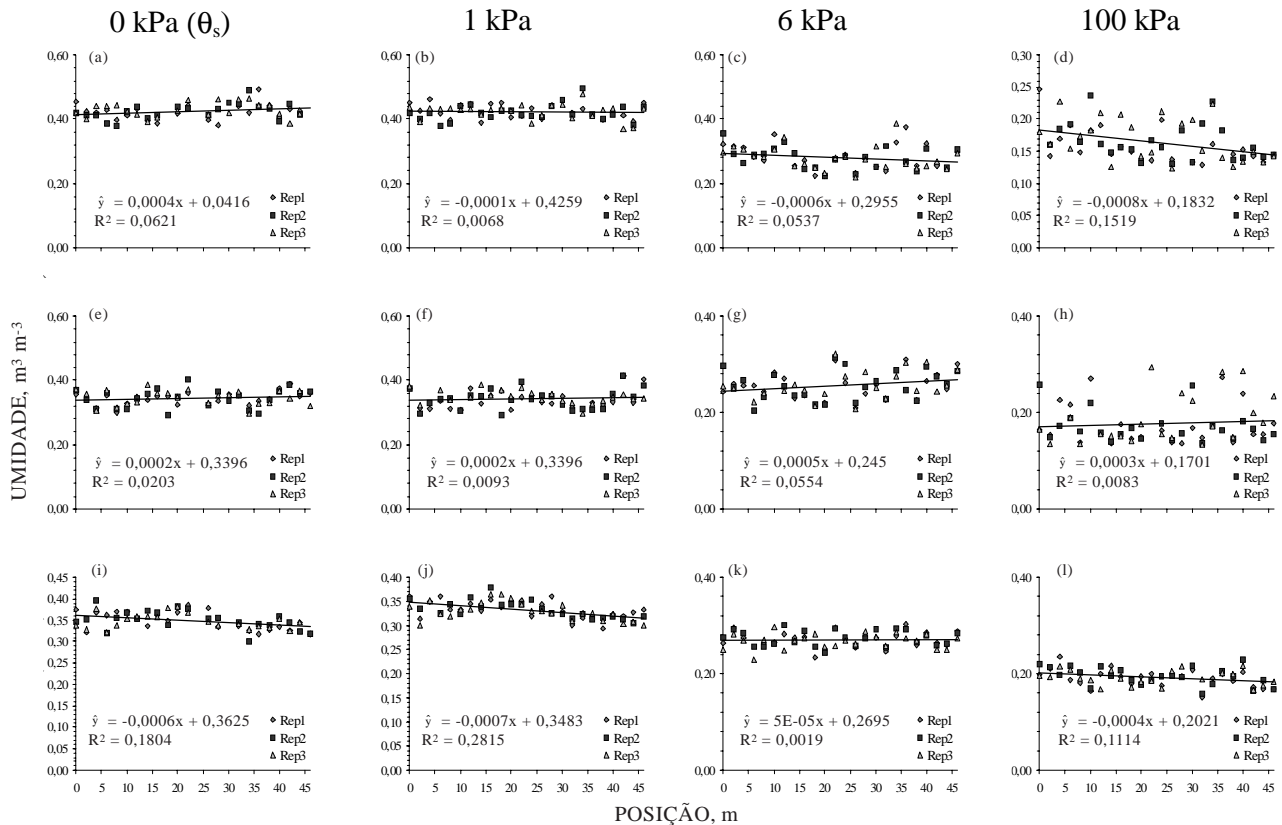


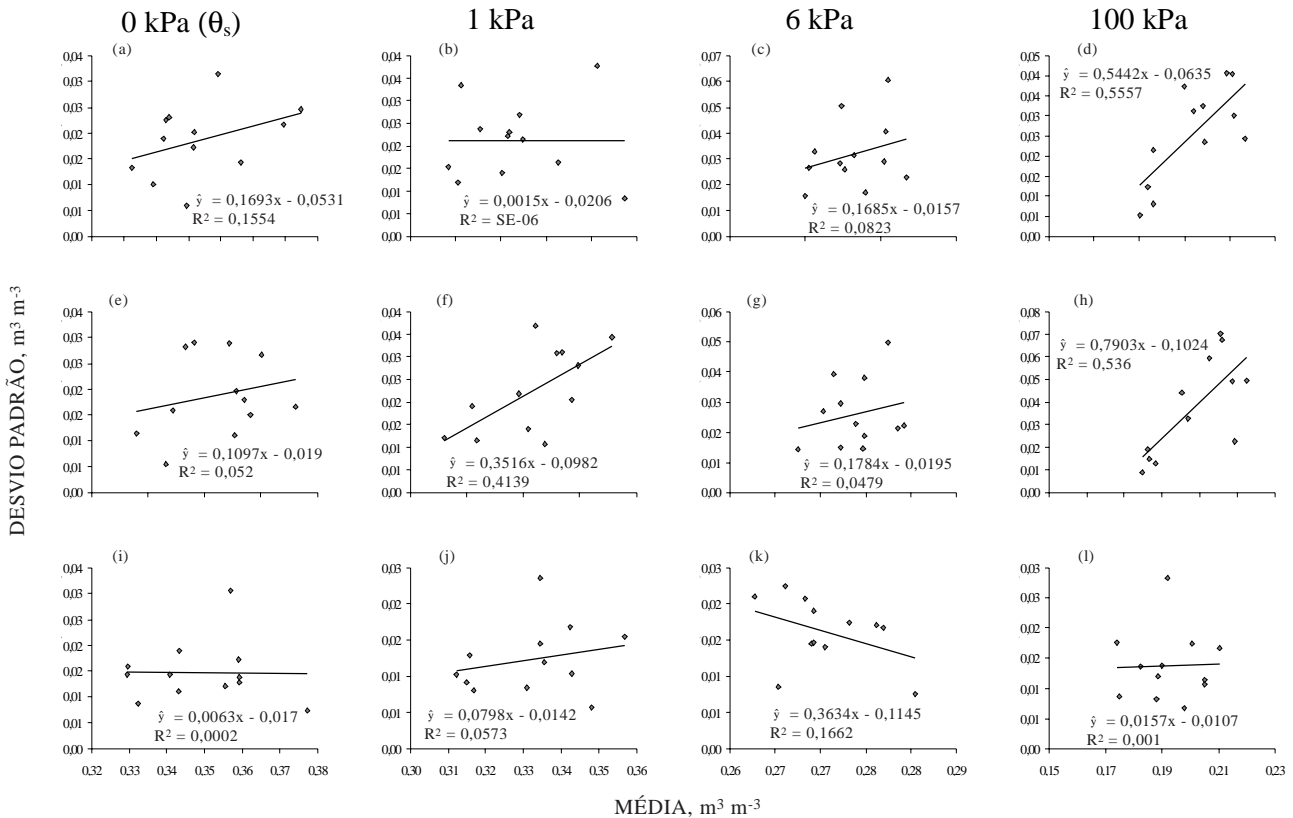
Figura 3. Umidades observadas ao longo da transeção para os dados da umidade de saturação e nas tensões 1, 6 e 100 kPa, para as profundidades de 0,075 m (a,b,c,d), 0,225 m (e,f,g,h) e 0,675 m (i,j,k,l).

Figura 5c). Os dados da camada intermediária, no entanto, não apresentaram padrão tão definido (Figura 5d). Uma segunda estrutura de dependência espacial também foi evidenciada em outras tensões e profundidades; entretanto, por apresentarem alcance próximo do comprimento da transeção, não podem ser consideradas com confiança, pois o número de pares de dados neste caso é muito pequeno. Apenas a quarta profundidade não revelou evidências desta segunda estrutura em nenhuma tensão.

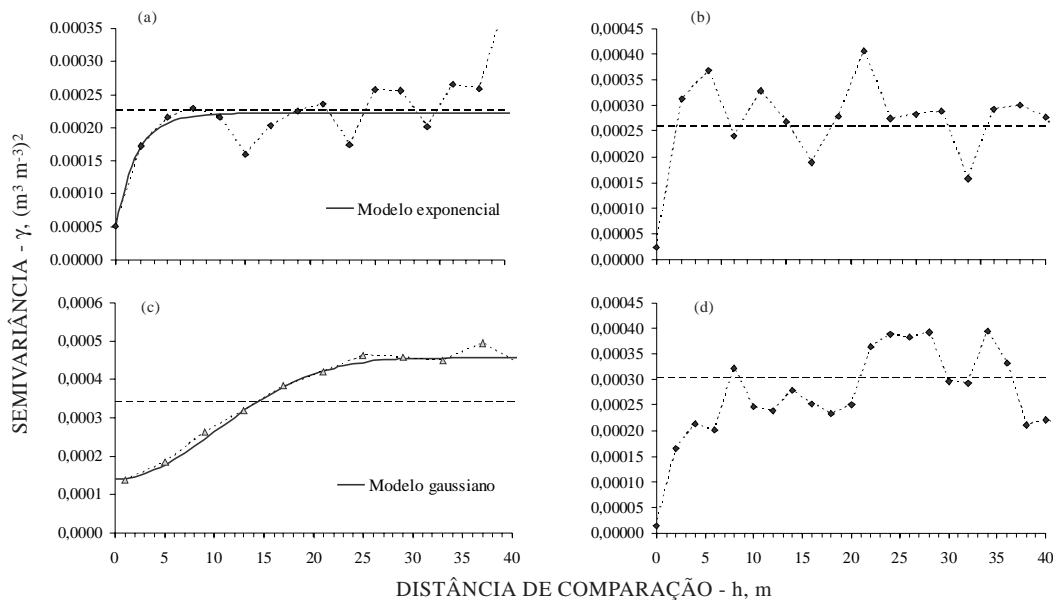
Os resultados fornecem evidências de que a dependência espacial pode variar com a tensão, pois os padrões de dependência espacial mostraram-se bastante diferentes entre os vários conjuntos. Não foi encontrada relação da variabilidade espacial de acordo com a profundidade ou mesmo com a tensão; no entanto, em todas as profundidades, os semivariogramas experimentais das três maiores tensões apresentaram coeficientes de correlação bastante elevados, maiores que 0,90, contrastando com os dados das demais tensões que, em geral, não exibiram correlação entre si. Esta variação do padrão de comportamento espacial dos pontos amostrais da curva de retenção é bastante interessante. Estudos mais detalhados poderão descrever mais adequadamente o padrão de dependência espacial e, assim, auxiliar na explicação destas diferenças e

melhorar o entendimento da variabilidade da curva de retenção.

A análise de correlação e concordância entre os conjuntos de pontos amostrais de cada curva de retenção mostrou elevada semelhança entre as curvas nas três repetições de cada ponto, com coeficiente de correlação  $R > 0,98$  e índice de concordância  $d > 0,97$  (Figura 6). Na mesma figura, verifica-se que a comparação com pontos vizinhos exibiu decréscimo da correlação com o aumento da distância; no entanto, este decréscimo não foi significativo em nenhuma das profundidades. A diferença significativa entre a correlação ou a concordância calculada com as repetições no próprio ponto e com os dados de pontos vizinhos, mais notadamente nas três profundidades intermediárias, corrobora a análise de dependência espacial. É possível que a grande variabilidade dos padrões exibidos na análise geoestatística entre as várias tensões mascare as variações da semelhança entre as curvas de retenção de acordo com a distância de comparação, pois aqui todos os pontos amostrais são considerados em conjunto e, assim, obteve-se este padrão de pouca sensibilidade. O coeficiente que apresentou mais sensibilidade foi o índice de concordância, ainda assim não-significativo. Esta análise poderia indicar faixas em que as curvas de retenção são altamente concordantes, o que evidenciaria a distância em que



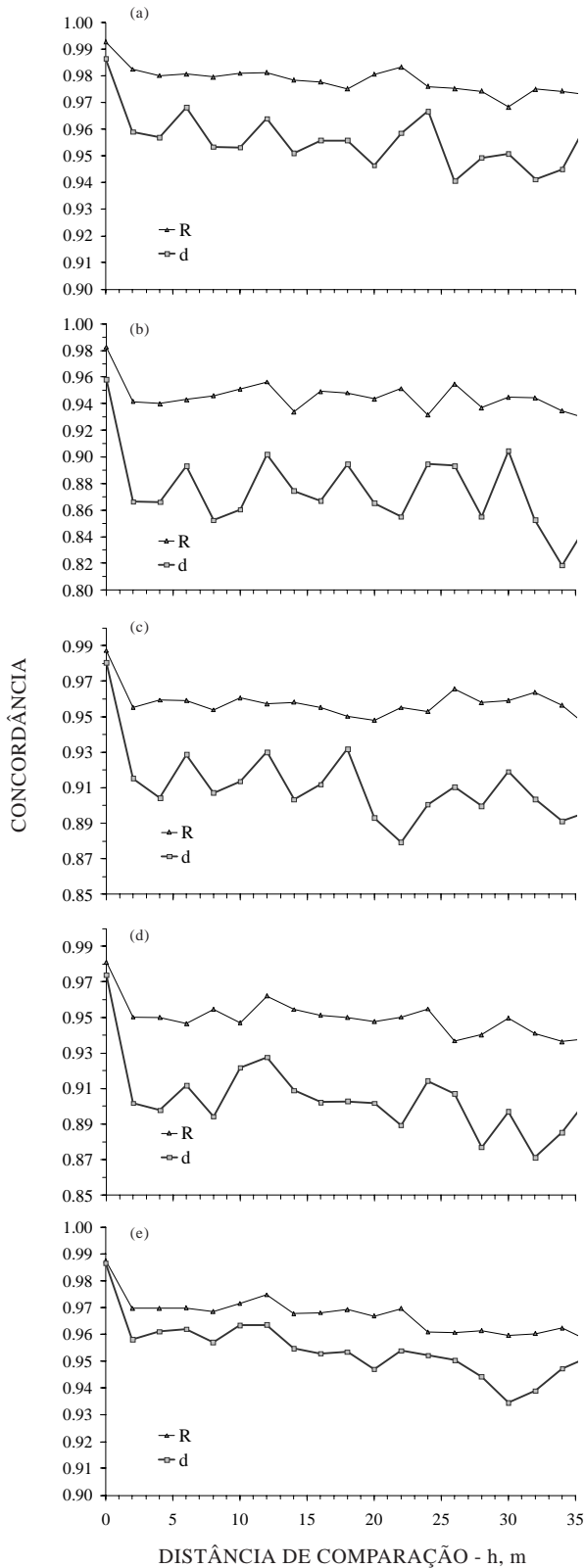
**Figura 4.** Desvio-padrão em função da média, calculado a cada dois pontos ao longo da transeção para os dados da umidade de saturação e nas tensões 1, 6 e 100 kPa, para as profundidades de 0,075 m (a,b,c,d), 0,225 m (e,f,g,h) e 0,675 m (i,j,k,l).



**Figura 5.** Semivariograma experimental das umidades observadas ao longo da transeção para a profundidade de 0,675 m, nas tensões de (a) 10 kPa, (b) 6 kPa e (c) 1 kPa, e (d) para a profundidade de 0,375 m na tensão de 2 kPa. A linha horizontal pontilhada corresponde à variância total dos dados.

o solo poderia ser considerado homogêneo, do ponto de vista da curva de retenção. No entanto, uma

descrição mais detalhada do terreno deveria ser efetuada para testar esta hipótese.



**Figura 6. Médias do índice de concordância - d - e do coeficiente de correlação - R - entre as repetições de cada ponto, conforme a distância entre os pontos comparados. Para as profundidades de (a) 0,075 m, (b) 0,225 m, (c) 0,375 m, (d) 0,525 m e (e) 0,675 m.**

## CONCLUSÕES

1. A eliminação criteriosa de dados discrepantes, por meio da análise preliminar e utilizando o critério de Chauvenet, pode melhorar a descrição estatística de dados da curva de retenção da água no solo, sem perda significativa do número de dados.

2. Em sua maioria, os dados amostrais de umidade em função da tensão apresentaram distribuição normal.

3. Verificou-se estacionaridade de primeira ordem para os dados de retenção de água no solo; a estacionaridade de segunda ordem não pôde ser comprovada.

4. A umidade em função da tensão apresentou padrões de dependência espacial; mais do que uma estrutura de dependência pode ocorrer.

5. Percebeu-se dependência espacial dos índices de concordância e de correlação da curva experimental de retenção de água no solo.

## LITERATURA CITADA

- ALJIBURY, F.K. & EVANS, D.D. Soil Sampling for moisture retention and bulk density measurements. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*, 25:180-183, 1961.
- BABALOLA, O. Spatial variability of soil water properties in tropical soils of Nigeria. *Soil Sci.*, 126:269-279, 1978.
- BORGUEL, S.C.; SEARCY, S.W.; STOUT, B.A. & MULLA, D.J. Spatially variable liming rates: a method for determination. *Trans. ASAE*, 37:1499-1507, 1994.
- BROOKS, R.H. & COREY, A.T. Hydraulic properties of porous media: *Hydrology Papers*, Colorado State University, 24p. 1964.
- BUCKINGHAM, R.C. Studies of the movement of soil moisture. Washington, USDA Bur. Soil Bull. 38. US. Government Printing Office, 1907.
- CHILDS, E.C. The use of soil moisture characteristics in soil studies. *Soil Sci.*, 50:239-252, 1940.
- CICHOTA, R.; JONG VAN LIER, Q. & LEGUIZAMÓN ROJAS, C.A. Variabilidade espacial da taxa de infiltração em Argissolo Vermelho. *R. Bras. Ci. Solo*, 27:789-798, 2003.
- GARDNER, W. The capillarity potential and its relation to soil-moisture constants. *Soil Sci.*, 10:357-359, 1920.
- GREMINGER, P.J.; SUD, Y.K. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of field measured soil water content. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 49:1075-1081, 1985.
- HAMLETT, J.M.; HORTON, R. & CRESSIE, N.A.C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 50:868-875, 1986.
- HENDRICKX, J.M.H.; WIERENGA, P.J. & NASH, M.S. Variability of soil water tension and soil water content. *Agric. Water Manag.*, 18:135-148, 1990.

- JONES, T.A. Skewness and Kurtosis as criteria of normality in observed frequency distributions, *J. Sed. Pet.*, 39:1622-1627, 1969.
- KLUTE, A. Water retention: laboratory methods. In: KLUTE, A., ed. *Methods of soil analysis I, physical and mineralogical methods*. Madison, SSSA, 1986. p.635-661.
- LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O. & TUON, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. *R. Bras. Ci. Solo*, 20:1-12, 1996.
- MORAES, S.O.; LIBARDI, P.L. & DOURADO NETO, D. Problemas metodológicos na obtenção da curva de retenção da água no solo. *Sci. Agric.*, 50:383-392, 1993a.
- MORAES, S.O.; LIBARDI, P.L.; REICHARDT, K. & BACCHI, O.O.S. Heterogeneidade dos pontos experimentais de curvas de retenção da água no solo. *Sci. Agric.*, 50:393-403, 1993b.
- MOOLMAN, J.H. & van HUYSTEEEN, L. A geostatistical analysis of the penetrometer soil strength of a deep ploughed soil. *Soil Till. Res.*, 15:11-24, 1989.
- NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. & ERH, K.T. Spatial variability of field-measured soil water properties. *Hilgardia*, 42:214-259, 1973.
- OLIVIER, M.A. & WEBSTER R. How geostatistics can help you. *Soil Use Manag.*, 4:206-217, 1991.
- PUGH, E.M. & WINSLOW, G.H. The analysis of physical measurements. Reading, Addison-Wesley, 1966. 246p.
- RICHARDS, L.A. The usefulness of capilarity potential to soil moisture and plant investigators. *J. Agric. Res.*, 37:719-742, 1928.
- SEN, A.K. & SRIVASTAVA M. *Regression analysis: theory and applications*. New York, Springer-Verlag, 1990. 347p.
- SHAPIRO S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Bometrika*, 52:591-611, 1965.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, 38:45-94, 1985.
- van GENUCHTEN, M.T. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 44:892-898, 1980.
- VIEIRA, S.R. Geostatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H. & SCHAEFER, C.E.G.R. *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-54.
- VIEIRA, S.R.; CASTRO, O.M. & TOPP, G.C. Spatial variability of some soil physical properties in three soils of São Paulo, Brazil. *Pesq. Agropec. Bras.*, 27:333-341, 1992.
- VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45:1040-1048, 1980.
- VUOLO, J.H. *Fundamentos da teoria dos erros*. 2.ed. São Paulo, Edgar Blüncher, 1996. 249p.
- WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties on the field. In: HILLEL, D., ed. *Applications of soil physics*. New York, Academic Press, 1980. p.319-344.
- WESTERN, A.W. & BLÖSCHL, G. On the spatial scale of soil moisture. *J. Hydrol.*, 217:203-224, 1999.
- WILLMOTT, C.J. On the validation of models. *Phys. Geogr.*, 2:184-194, 1981.
- YEH, T.C.J.; GELHAR, L.W. & WIERENGA, P.J. Observations of spatial variability of soil water pressure in a field soil. *Soil Sci.*, 142:7-12, 1986.