## SEÇÃO I - FÍSICA DO SOLO

### ANÁLISE EXPLORATÓRIA E VARIABILIDADE DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO DA CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA, EM UM EXPERIMENTO DE PERFIL INSTANTÂNEO<sup>(1)</sup>

Paulo Leonel Libardi<sup>(2)</sup> & José Fernandes de Melo Filho<sup>(3)</sup>

#### **RESUMO**

No contexto das Ciências Agronômicas e Ambientais, a função condutividade hidráulica  $K(\theta)$ , isto é, a condutividade hidráulica (K) em função da umidade ( $\theta$ ), tem especial importância para os estudos e solução de problemas práticos relacionados, dentre outros, com a irrigação, drenagem e lixiviação de nutrientes e poluentes. Quantificar e caracterizar a variabilidade deste parâmetro hídrico é fundamental para a obtenção de valores médios representativos que possam ser utilizados com segurança nas suas diversas aplicações. Objetivando caracterizar o comportamento estatístico e quantificar a variabilidade dos parâmetros da equação representativa da função  $K(\theta)$ , realizou-se um experimento de campo para determinação desta função pelo método do perfil instantâneo em um Latossolo Vermelho-Amarelo (Typic Hapludox), numa transeção de 50 pontos distanciados entre si de 1 m. As equações obtidas foram do tipo  $K = K_{\theta=\theta} exp(\beta\theta)$  e os resultados indicaram que os padrões de variabilidade dos parâmetros  $\beta$  e  $lnK_{\theta=0}$ , bem como de 0, aumentaram em profundidade e não apresentaram relação entre si. Verificouse também que a presença de valores extremos alterava as medidas estatísticas relativas aos parâmetros da função  $K(\theta)$ , com reflexos significativos quanto ao número de amostras necessárias para estimar o valor médio destes parâmetros, sendo importante sua identificação antes de aplicar determinado método para avaliação da condutividade hidráulica do solo.

Termos de indexação: variabilidade do solo, métodos estatísticos, conteúdo de água.

<sup>(1)</sup> Parte da Tese de Doutorado do segundo autor, apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/USP. Recebido para publicação em agosto de 2003 e aprovado em fevereiro de 2006.

<sup>(2)</sup> Professor do Departamento de Ciências Exatas, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/USP. Av. Pádua Dias, Caixa Postal 9, CEP 13418-970 Piracicaba (SP). Bolsista do CNPq. E-mail: pllibard@esalq.usp.br

<sup>(3)</sup> Professor do Departamento de Química Agrícola e Solos, Escola de Agronomia da Universidade Federal da Bahia – AGRUFBA. CEP 44380-000 Cruz das Almas (BA). E-mail:jfmelo@ufba.br

# SUMMARY: EXPLORATORY ANALYSIS AND VARIABILITY OF HYDRAULIC CONDUCTIVITY EQUATION PARAMETERS, IN AN INSTANTANEOUS PROFILE EXPERIMENT

In agriculture and environmental studies, the hydraulic conductivity equation, that is, the hydraulic conductivity (K) as a function of soil-water content ( $\theta$ ), plays an important role in the resolution of practical problems related to irrigation, drainage, and leaching of nutrients and pollutants. In order to quantify and characterize this hydric soil property it is essential to obtain representative values that can be safely used in a number of applications. With the objective of characterizing the statistical behavior and of quantifying the variability of the hydraulic conductivity equation parameters, an instantaneous profile field experiment was carried out at 50 points spaced 1 m apart in a transect in a Typic Hapludox. Equations were of the type  $K = K_{\theta=0} \exp(\beta\theta)$  and results showed that the variability patterns of the parameters  $\beta$  and  $\ln K_{\theta=0}$  as well as of  $\theta$  during the water redistribution increased with soil depth, and that there were no relationships among them. It was also observed that the presence of extreme values changes the statistical measurements of the K equation parameters, affecting the number of samples necessary to estimate the mean values of these parameters. It is important to identify these values prior to the use of any method of soil hydraulic conductivity sampling.

*Index terms:* soil variability, statistical methods, water content.

#### INTRODUÇÃO

A condutividade hidráulica do solo (K) é uma função direta e não-linear da umidade  $(\theta)$ , cuja relação resulta, normalmente, em uma função exponencial do tipo da equação (1) (Warrick & Nielsen, 1980), a seguir,

$$K = K_0 \exp \left[\beta(\theta - \theta_0)\right] \tag{1}$$

a qual, quando logaritmizada, torna-se:

$$lnK = \beta(\theta - \theta_0) + lnK_0 \tag{2}$$

ou

$$lnK = \beta(\theta) + lnK_{\theta=0} \tag{3}$$

sendo  $\beta$  o coeficiente angular da reta definida pela equação (3),  $K_o$  e  $\theta_o$ , respectivamente, os valores da condutividade hidráulica e da umidade do solo no tempo zero de redistribuição da água, quando  $K(\theta)$  é determinada pelo método do perfil instantâneo. O  $lnK_{\theta=0}$  representa o coeficiente linear da reta definida pela equação (3) e corresponde ao logaritmo natural da condutividade hidráulica para  $\theta$  igual a zero, o qual não tem significado físico, porém é importante para entender a variabilidade dos fatores que influenciam a função  $K(\theta)$ .

A condutividade hidráulica do solo normalmente é influenciada por muitos fatores, dentre os quais se destaca a umidade do solo ( $\theta$ ). É uma relação tão sensível que alterações da ordem de 1 a 2 % no teor de água podem gerar coeficientes de variação superiores a 170 % na condutividade hidráulica do solo não saturado. Portanto, a utilização e a extrapolação de valores médios, resultantes de observações experimentais de campo em estudos de dinâmica da água no solo, para este parâmetro

hidráulico em suas aplicações agrícolas, podem gerar erros significativos (Nielsen et al., 1973; Cadima et al., 1980; Falleiros et al., 1998; Jong van Lier & Libardi, 1999). Por esse motivo, é muito comum obter-se resultados experimentais com valores muito diferentes para a mesma avaliação.

O método do perfil instantâneo (Watson, 1966) tem sido o mais utilizado para determinar a função  $K(\theta)$  no campo. Este método tem a vantagem de basear-se em medições diretas e a desvantagem de alto investimento em tempo e mão-de-obra. Por essa razão, existem poucos resultados experimentais para determinações da função  $K(\theta)$  pelo método do perfil instantâneo com grande número de repetições. Assim, um experimento deste tipo, com grande número de repetições, associado à análise e à caracterização da variabilidade dos resultados da função  $K(\theta)$  por meio da estatística exploratória descritiva, torna-se fundamental para esclarecer a natureza e a magnitude da variabilidade dos fatores que influenciam a função  $K(\theta)$ , facilitando o planejamento para a realização de amostragens relativas a esse parâmetro hídrico do solo.

O presente trabalho teve como objetivo caracterizar o comportamento estatístico e quantificar a variabilidade da umidade e dos parâmetros da equação  $K=K_{\theta=0}$  exp  $(\beta\theta)$  em um experimento de perfil instantâneo.

#### MATERIAL E MÉTODOS

#### Métodos experimentais

O experimento foi realizado no campus da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/ USP, localizado no município de Piracicaba (SP), cujas coordenadas geográficas são as seguintes: 22 ° 42 ' 30 " de latitude Sul, 47 ° 38 ' 00 " de longitude Oeste e altitude de 580 m. O relevo local é plano com declive menor que 0,01 m m<sup>-1</sup> na área experimental. O solo é um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico A moderado textura média que se apresenta moderadamente a bem drenado e o uso atual é com pastagem de capim-elefante (Quadro 1).

A parcela experimental tinha um comprimento de 70 m e uma largura de 20 m; na sua linha central, ao longo do comprimento, foram selecionados 50 pontos de observação, distanciados de 1 m entre si e, em cada um deles, instalados cinco tensiômetros, equidistantes, numa circunferência de raio de 0,10 m, com suas cápsulas porosas localizadas nas profundidades de 0,15; 0,30; 0,45; 0,60; 0,75 m. No centro da circunferência de cada conjunto dos cinco tensiômetros, foi instalada uma sonda de TDR para medida do conteúdo de água no solo nas mesmas cinco profundidades. Manômetros de Hg. localizados fora da área útil experimental, foram conectados aos tensiômetros, bem como os correspondentes cabos de TDR. Antes da instalação dos equipamentos, a vegetação de capim-elefante foi removida e, em seguida, foram realizadas uma aração e uma gradagem na camada de 0-0,30 m com vistas em uniformizar a área experimental.

Os tensiômetros utilizados foram construídos com tubos de PVC rígido com diâmetros (externo e interno) medindo 0,021 e 0,016 m, respectivamente, e comprimento correspondente à profundidade de instalação. Uma tubulação de plástico ("nylon"), com diâmetro interno de 0,002 m, também colada ao tubo de PVC, foi utilizada para conectar cada um dos cinco tensiômetros de cada ponto a uma única cuba com Hg dos cinco manômetros de leitura do ponto.

As sondas de TDR utilizadas foram "Type" 4 (PRBH), model MP 917, com cinco segmentos de 0,15 m para medida da umidade. A partir de um conjunto de dados de 210 pares de leituras de TDR x  $\theta$ , foram

ajustadas equações de calibração para cada profundidade e cada ponto de observação.

Para o ensaio do perfil instantâneo, o solo da parcela experimental foi umedecido, aplicando-se água por meio de irrigação por aspersão, continuamente, durante cinco dias, até os tensiômetros indicarem leitura constante. Em seguida, a superfície do solo foi coberta com uma lona plástica, satisfazendo, assim, a primeira condição de contorno exigida pelo método. A partir desse momento e durante o processo de redistribuição, o conteúdo de água no solo  $(\theta)$  e o potencial mátrico da água no solo  $(\phi_m)$  foram monitorados pelas leituras dos TDRs e dos tensiômetros. O período total de duração da coleta dos dados experimentais foi de 62 dias ou 1.370 h, entre 19 de junho e 19 de agosto de 2000. Em razão de problemas experimentais, escolheu-se o período entre 78 e 604 h para as avaliações. Em decorrência de defeitos nas sondas de TDR, cinco pontos de leituras e duas profundidades (0,15 e 0,75 m) foram descartados para as análises deste trabalho.

### Estatística descritiva e análise exploratória dos dados

Os valores de  $\theta$ ,  $lnK_{\theta=0}$  e  $\beta$ , foram submetidos à análise estatística descritiva exploratória. Para tanto, utilizou-se o programa Statistica for Windows (Stat Soft, 1993). As seguintes medidas estatísticas foram feitas: média, mediana, moda, desvio-padrão, variância, coeficiente de variação, valor mínimo, valor máximo, amplitude total, primeiro quartil, terceiro quartil, amplitude interquartil, assimetria e curtose, além da identificação de valores extremos, segundo as indicações de Libardi et al. (1996). A verificação da normalidade da distribuição dos dados foi feita com base nos coeficientes de assimetria e curtose, análise visual da reta de Henry e "box-plot" e confirmada pelo teste Shapiro-Wilk (W). Depois da identificação dos valores extremos, verificou-se novamente a distribuição dos dados para confirmar se a observação discrepante realmente alterava, em algum sentido, os parâmetros estatísticos relacionados com os dados.

Quadro 1. Granulometria e classe textural dos horizontes descritos no perfil de solo da área experimental

Horizonte (Profundidade)			Areia		m 1	
	Argila	Silte	Grossa	Fina	Total	Solo
m			%			
Ap (0-0,15)	16,7	8,4	12,9	62,0	74,9	Franco-arenoso
AB (0,15-0,31)	18,6	6,2	14,8	60,4	75,2	Franco-arenoso
BA (0,31-0,50)	18,8	6,3	15,6	59,3	74,9	Franco-arenoso
B1 (0,50-0,78)	23,1	10,5	14,7	51,7	66,4	Franco-arenoso
B2 (0,78-1,08)	27,9	4,3	13,9	53,9	67,8	Franco-argilo arenoso
B3 (+ 1,08)	25,4	6,4	13,6	54,6	68,2	Franco-argilo arenoso

#### RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### Umidade do solo ( $\theta$ )

Verificou-se que as médias dos valores de  $\theta$ diminuíram de maneira aproximadamente semelhante para as três profundidades avaliadas, indicando que o processo de redistribuição e secagem se deu de forma aproximadamente uniforme em todo o período de avaliação (Quadro 2). A proximidade entre os valores da média e mediana indica que  $\theta$ apresenta distribuição aproximadamente simétrica e normal para todas as profundidades, o que pode ser confirmado pela observação da reta de Henry, blox-plot e teste W (Figura 1). Os valores dos coeficientes de variação foram baixos (4 a 6 %), mas indicaram uma tendência de aumento da variabilidade de  $\theta$  com o tempo no processo de secagem nas profundidades de 0,30 e 0,45 m, nas quais este fenômeno manifestou-se mais claramente, confirmando os resultados de Hendrickx & Wierenga (1990). Esses valores do coeficiente de variação decorrem, certamente, da homogeneidade vertical do perfil (Quadro 1) e uniformidade do processo de secagem (Figura 2) apesar do aumento da amplitude e do coeficiente de variação ao longo do tempo.

Os padrões de variabilidade das medidas foram diferentes entre as três profundidades (Figura 2). Não obstante, quando se compara individualmente cada profundidade, nota-se que existe uma

similaridade no comportamento das medidas durante o processo de redistribuição. Fica bem claro que os pontos, em sua maioria, mantêm sempre a mesma posição em relação ao conjunto de medidas, indicando a existência de estacionaridade, ausência de tendência para a concentração de valores em determinada direção e evidência de continuidade espacial para esta variável.

### Coeficiente angular ( $\beta$ ) da relação $\ln K = \beta \theta + lnK_{\theta=0}$

Observa-se que os valores originais médios de  $\beta$  aumentaram com a profundidade, assim como apresentaram-se bem distintos da mediana (Quadro 3). Tal característica pode ser confirmada pelos resultados dos coeficientes de assimetria e curtose, que se apresentam diferentes daqueles exigidos para variáveis com distribuição normal. Verifica-se que a distribuição do conjunto de dados originais, nas três profundidades, mostra-se completamente assimétrica e positiva, indicando que a presença de poucos valores extremos (Quadro 3) contribuiu para distorcer a média dos dados, aumentando-a artificialmente.

Constataram-se valores extremos nas três profundidades (Quadro 3). Estes afetaram as medidas de posição e dispersão, determinaram forte assimetria positiva e um padrão de distribuição diferente da normal para o conjunto de dados

Quadro 2. Estatística descritiva para umidade do solo  $(\theta)$ , em três profundidades e quatro tempos experimentais, em uma transeção de 45 pontos espaçados de um metro em um ensaio de perfil instantâneo

Variável		0,30 m			0,45 m			0,60 m				
	78	220	460	604	78	220	460	604	78	220	460	604
						m <sup>3</sup>	m-3					
Média	0,25	0,23	0,22	0,21	0,24	0,23	0,21	0,21	0,24	0,23	0,22	0,21
Mediana	0,25	0,24	0,22	0,22	0,24	0,23	0,21	0,21	0,24	0,23	0,22	0,22
Desvio-padrão	0,011	0,012	0,012	0,010	0,009	0,010	0,009	0,010	0,014	0,014	0,013	0,013
C.V. (%)	4,44	5,22	5,45	4,76	3,75	4,35	4,29	4,76	5,83	6,09	5,91	6,19
Mínimo	0,23	0,20	0,20	0,19	0,21	0,20	0,19	0,18	0,20	0,19	0,18	0,18
Máximo	0,27	0,25	0,25	0,24	0,26	0,25	0,23	0,23	0,27	0,26	0,24	0,25
Assimetria	-0.30	-0.55	0,23	0,32	-0,39	-0.47	-0,03	-0,07	-0,11	-0.57	-0.76	-0,28
Curtose	-0.78	0,11	-0,51	0,07	0,45	0,90	0,06	0.85	0,33	1,05	0,89	0,65
1º Quartil	0,24	0,22	0,21	0,21	0,23	0,22	0,21	0,20	0,23	0,22	0,21	0,21
3º Quartil	0,26	0,24	0,23	0,22	0,24	0,23	0,22	0,21	0,24	0,24	0,23	0,22
Valor extremo	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Teste W	0,955	-	-	0,973								
P < W	0,131	_	_	0,524								

<sup>(1)</sup> Tempo de amostragem em horas.

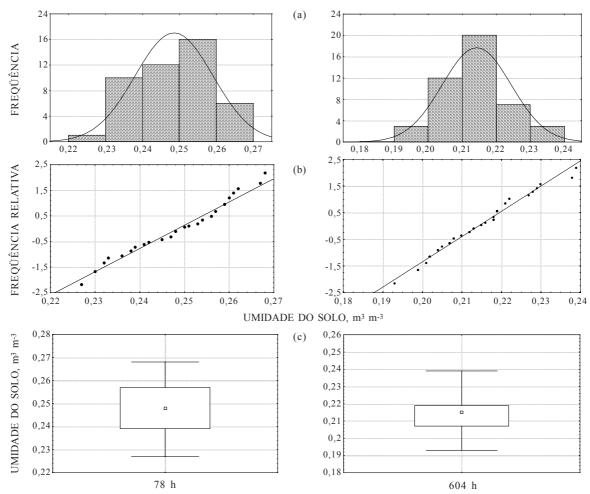


Figura 1. Histogramas de frequência (a), retas de probabilidade de Henry (b) e gráfico "box-plot" (c) para umidade do solo ( $\theta$ ), na profundidade de 0,30 m nos tempos: inicial (78 h) e final (604 h), durante a drenagem em um experimento de perfil instantâneo.

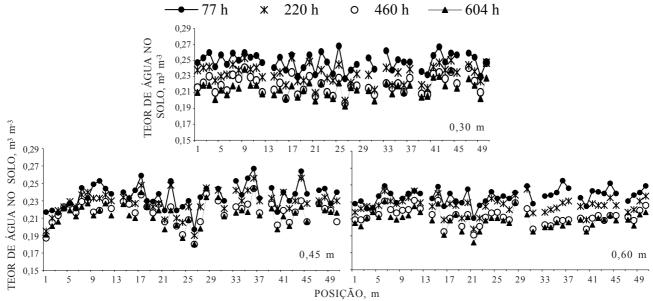


Figura 2. Variabilidade do teor de água no solo, segundo uma transeção de 50 pontos espaçados de um metro, em três profundidades e quatro tempos de amostragem. A linha interrompida indica os cinco pontos de medida que foram eliminados.

originais de  $\beta$  (Figura 3). Quando se retiraram os valores extremos, ocorreram significativas alterações nos parâmetros estatísticos do conjunto de dados. Os valores da média e mediana ficaram mais próximos, principalmente nas profundidades de 0,30 e 0,45 m. Na profundidade de 0,60 m, tal efeito não foi tão evidente, possivelmente em virtude da presença de um valor muito próximo do limite superior para ser considerado extremo, que, por isso, não foi eliminado e, de alguma forma, também influenciou os resultados.

Segundo Falleiros et al. (1998), os valores de  $\beta$  variam de 50 a 200, mas podem, em alguns casos, superar 500 (Jong van Lier & Libardi, 1999). Neste estudo, 75 % dos valores foram menores que 58, portanto, mais próximos daqueles encontrados por Libardi et al. (1980) e bastante inferiores aos registrados por Jong van Lier & Libardi (1999).

Os valores do desvio-padrão foram diferentes e irregulares nas três profundidades. Apresentou-se próximo de 13, na profundidade de 0,30 m, diminuiu para 9, em 0,45 m, e aumentou para 18, na

profundidade de 0,60 m. O mesmo comportamento foi encontrado para o coeficiente de variação, cuja tendência foi diminuir da profundidade 0,30 para 0,45 m e voltar a aumentar desta para a profundidade de 0,60 m (Quadro 3). Warrick & Nielsen (1980) não explicitam valores para o coeficiente  $\beta$ ; no entanto, considerando as faixas de variabilidade definidas pelos autores para outros atributos, pode-se afirmar que o  $\beta$  apresentou médio índice de variabilidade nas três profundidades. Estes resultados diferem dos elevados índices encontrados por Jong van Lier & Libardi (1999), porém foram próximos daqueles registrados por Falleiros et al. (1998).

Considerando que a condutividade hidráulica do solo é função exponencial da umidade, é muito interessante uma comparação entre os valores médios dos coeficientes de variação de  $\theta$  (Quadro 2) e  $\beta$  (Quadro 3). Percebe-se que os valores de  $\theta$  apresentaram pequenas diferenças durante o tempo de secagem e redistribuição, mas que foram suficientes para causar variações significativas no

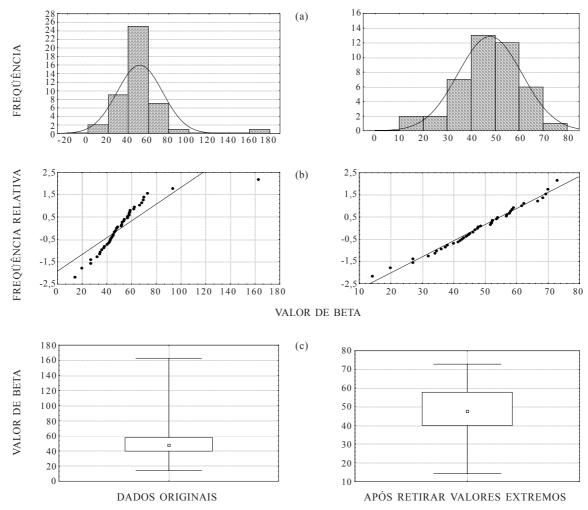


Figura 3. Histogramas de frequência (a), retas de probabilidade de Henry (b) e gráfico "box-plot" (c), para  $\beta$ , na profundidade de 0,30 m.

valor do  $\beta$ , indicando elevada sensibilidade das medidas de  $\theta$  no cálculo das relações  $K(\theta)$ , à semelhança dos resultados encontrados por Falleiros et al. (1998).

### Coeficiente linear $(lnK_{\theta=0})$ da relação $lnK = \beta\theta + lnK_{\theta=0}$

O  $lnK_{\theta=0}$  representa o coeficiente linear da função  $lnK=\beta\theta+lnK_{\theta=0}$ , que define a relação entre a condutividade hidráulica (K) e a umidade ( $\theta$ ). Seu valor corresponde ao logaritmo natural da condutividade hidráulica para  $\theta$  igual a zero. Verifica-

se que seu comportamento estatístico é diferente do coeficiente  $\beta$ . Enquanto os valores médios de  $\beta$  decresceram em profundidade, os valores do  $lnK_{\theta=0}$  ficaram muito próximos nas três profundidades (Quadro 4).

Em relação às medidas de dispersão, verifica-se que os valores encontrados não seguem um padrão definido em relação à profundidade, bem como diferem do  $\beta$ . Os desvios-padrão, depois da retirada dos valores extremos, foram semelhantes nas profundidades de 0,30 e 0,60 m e bem menores na profundidade de 0,45 m (Quadro 4). Os coeficientes

Quadro 3. Estatística descritiva dos valores  $\beta$ , antes e depois da retirada dos valores extremos em três profundidades, em uma transeção de 45 pontos espaçados de um metro em um ensaio de perfil instantâneo

Variável		Valor original		Após retirada do valor extremo			
	0,30 m	0,45 m	0,60 m	0,30 m	0,45 m	0,60 m	
Média	51,40	53,59	61,90	47,84	43,60	44,02	
Mediana Desvio-padrão	$47,71 \\ 22,44$	$44,50 \\ 32,96$	$44,19 \\ 73,56$	47,58 $13,33$	$43,19 \\ 9,11$	$41,47 \\ 18,25$	
C.V. (%)	43,65	61,50	118,84	27,87	20,90	41,46	
Mínimo	14,11	20,70	6,24	14,11	20,70	6,24	
Máximo	162,64	223,12	496,81	72,80	68,66	92,29	
Assimetria	2,82	3,68	5,00	-0,31	0,34	0,51	
Curtose	13,33	16,40	28,84	0,04	1,06	0,55	
1º Quartil	39,89	37,76	34,26	· -	· -	-	
3º Quartil	57,81	52,79	57,68	-	-	-	
Valor extremo(1)	Sim (2)	Sim (6)	Sim (5)	-	-	-	
Teste W	0,784	0,606	0,487	0,980	0,954	0,967	
P < W	0,000	0,000	0,000	0,783	0,159	0,409	

<sup>&</sup>lt;sup>(1)</sup> Valores entre parênteses indicam a quantidade de valores extremos.

Quadro 4. Estatística descritiva dos valores  $lnK_{\theta=0}$ , antes e depois da retirada dos valores extremos em três profundidades, em uma transeção de 45 pontos espaçados de um metro em um ensaio de perfil instantâneo

Variável		Valor original	<u> </u>	Após retirada do valor extremo			
	0,30 m	0,45 m	0,60 m	0,30 m	0,45 m	0,60 m	
Média	-17,08	-17,22	-18,57	-16,56	-15,48	-15,00	
Mediana	-16,37	-15,40	-15,00	-16,33	-15,24	-14,58	
Desvio-padrão	5,59	7,46	16,46	3,35	2,28	3,84	
C.V. (%)	32,69	43,31	88,65	20,21	14,71	25,59	
Mínimo	-41,81	-55,12	-116,09	-23,41	-22,58	-24,36	
Máximo	-3,75	-4,14	-1,64	-8,09	-10,15	-6,80	
Assimetria	-1,77	-3,36	-5,00	0,17	-0,58	-0,38	
Curtose	8,38	15,42	29,11	-0,10	1,51	0,60	
1º Quartil	-19,25	-17,72	-18,39	-	-	-	
30 Quartil	-14,38	-14,11	-12,96	-	-	-	
Valor extremo(1)	Sim (3)	Sim (6)	Sim (6)	-	-	-	
Teste W	0,868	0,667	0,496	0,989	0,973	0,968	
P < W	0.000	0.000	0.000	0,980	0,589	0,425	

<sup>(1)</sup> Valores entre parênteses indicam a quantidade de valores extremos.

de variação nas três profundidades indicam um índice de variabilidade médio (Warrick e Nielsen, 1980) e seguiu o mesmo padrão de comportamento do desvio-padrão em relação à profundidade. Outro aspecto importante relativo ao  $lnK_{\theta=0}$  é que sua variabilidade, medida pelo índice de coeficiente de variação, foi sempre menor que os mesmos índices para  $\beta$ , indicando que a sensibilidade das medidas de umidade em relação a estes dois parâmetros da função  $K(\theta)$  é diferente e mais sensível para o  $\beta$ .

Sabendo que a condutividade hidráulica do solo apresenta distribuição log-normal e que a sua transformação para lnK resulta em um conjunto de dados com distribuição aproximadamente normal (Nielsen et al., 1973; Libardi et al., 1980; Schaap & Leij, 1998), esperava-se a confirmação desta regra ao conjunto de dados originais de  $lnK_{\theta=0}$ , o que não ocorreu. Tal fato deve-se à existência dos valores extremos, cuja presença no conjunto de dados também foi responsável por alterações nos parâmetros estatísticos desta variável. Observa-se

que a magnitude do efeito da presença dos valores extremos em relação à média e a mediana do  $lnK_{\theta=0}$  foi menor do que para  $\beta$ , mas seus efeitos em relação às medidas de dispersão, assimetria e distribuição foram semelhantes (Quadro 4 e Figura 4). Neste caso, a eliminação dos valores extremos praticamente igualou a média e mediana, nas profundidades de 0,30 e 0,45 m e, à semelhança do que ocorreu com o  $\beta$ , na profundidade de 0,60 m, esses valores ainda mantiveram certa distância, cuja razão não ficou tão evidente quanto no caso anterior.

### Número de amostras para estimativa de $\theta$ , $\beta$ e $lnK_{\theta=0}$

Um dos principais objetivos dos estudos de variabilidade é quantificar o número de amostras que devem ser obtidas para representar adequadamente o valor médio de uma propriedade ou característica do solo. O modelo matemático mais utilizado para este propósito exige que as amostras sejam independentes e apresentem distribuição normal e é

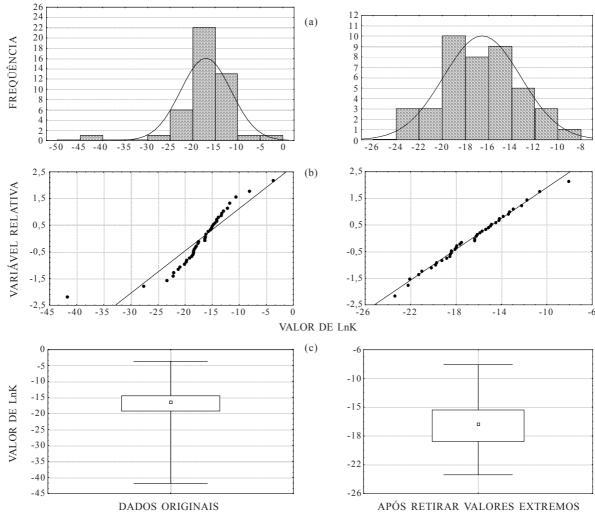


Figura 4. Histogramas de freqüência (a), retas de probabilidade de Henry (b) e gráfico "box-plot" (c), para  $lnK_{\theta=0}$ , na profundidade de 0,30 m.

o seguinte:  $n = (t \times CV/D)^2$ , em que té o valor tabulado de Student para o nível de confiança estabelecido, CV é o coeficiente de variação da população e D é o desvio-padrão desejado da população em relação à média (Souza, 1992; Santos & Vasconcelos, 1987).

Com base no modelo matemático acima, calculouse o número de amostras necessárias para estimar os valores de  $\theta$ ,  $\beta$  e  $lnK_{\theta=0}$ , considerando  $t_{10}$ % e uma variação de 10 % em torno da média (Quadro 5).

O número de amostras necessárias para estimar  $\theta$  é pequeno e igual à unidade nas três profundidades, 0,30; 0,45 e 0,60 m, refletindo os baixos valores de coeficiente de variação apresentados por este parâmetro. Todavia, este é um valor que deve ser considerado com cautela, tendo em vista que a variabilidade da umidade do solo tende a aumentar durante o processo de secagem (Libardi et al., 1996) e, conseqüentemente, também o número de repetições para estimar a média.

Outra constatação importante é que a presença de valores extremos em um conjunto de dados, além de influir nas medidas estatísticas descritivas, também altera muito o número de amostras para que se possa estimar a média de um atributo, utilizando-se a equação de Santos & Vasconcelos (1987). Tanto para  $\beta$  quanto para  $\ln K_{\theta=0}$ , a presença dos valores extremos aumenta significativamente esses números, os quais, muitas vezes, resultam em valores impraticáveis, como verificado para a profundidade de 0,60 m, em que seriam necessárias 399 amostras para  $\beta$  e 222 para  $\ln K_{\theta=0}$ .

Com a eliminação dos valores extremos, houve tendência geral de reduzir o número de amostras nas três profundidades nos dois casos. Nesta condição, para uma variação de 10 % em torno da média, a profundidade de 0,45 m foi a que apresentou o menor número de medidas necessárias para estimativa de  $\beta$  e  $lnK_{\theta=0}$ , exigindo, para tanto, 12 e 6 amostras, respectivamente. Nas outras profundidades, os valores foram maiores, sendo necessárias para  $\beta$  22 amostras, na profundidade de 0,30 m, e de 49, na profundidade de 0,45 m. Para  $lnK_{\theta=0}$ , seriam necessárias 12 amostras, na profundidade de 0,30 m, e 18, na profundidade de 0,60 m.

#### **CONCLUSÕES**

- 1. A variável conteúdo de água  $(\theta)$  e os parâmetros coeficiente angular  $\beta$  e coeficiente linear  $\ln K_{\theta=0}$  da relação entre a condutividade hidráulica e a umidade do solo apresentaram distribuição normal, mas foram fortemente afetados pela presença de valores extremos, notadamente no caso do  $\beta$ , em que a presença destes foi responsável por alterações significativas nos índices e gráficos de probabilidade de distribuição.
- 2. As maiores variabilidades, determinadas pelos coeficientes de variação, foram para o coeficiente angular  $\beta$  em relação ao coeficiente linear  $lnK_{\theta=0}$ . Em ambos os casos, houve sensibilidade muita elevada das medidas de umidade no cálculo da função  $K(\theta)$ , tendo em vista que pequenas variações na umidade foram suficientes para causar variações significativas no  $\beta$  e no  $lnK_{\theta=0}$ .
- 3. O padrão de variabilidade de  $\theta$ ,  $\beta$  e  $lnK_{\theta=0}$  aumentou em profundidade, diferindo daqueles normalmente encontrados na literatura e indicando a necessidade de realização de estudos mais detalhados com vistas em melhorar o entendimento das causas de variação principalmente aquelas relativas ao solo.
- 4. A presença de valores extremos alterou as medidas estatísticas relativas aos parâmetros da equação representativa da função  $K(\theta)$  com reflexos significativos quanto ao número de amostras necessárias para a estimativa do valor médio, sendo importante sua identificação e eliminação antes da aplicação de qualquer método para avaliar a condutividade hidráulica do solo.

#### **AGRADECIMENTOS**

Os autores agradecem à FAPESP, pelo auxílio concedido para execução deste projeto de pesquisa (processo número 99/02130-0).

Quadro 5. Número de amostras necessárias para estimar o valor médio para  $\beta$  e  $lnK_{\theta=0}$  da relação  $lnK=\beta\theta+lnK_{\theta=0}$ , em três profundidades com 10 % de erro em torno da média, considerando  $\mathbf{t}_{10~\%}$ 

		β	$LnK_{m{ heta}} = 0$			
Profundidad	le Dados originais	Após retirada dos valores extremos	Dados originais	Após retirada dos valores extremos		
0,30 m	54	22	30	12		
0.45  m	107	12	53	6		
0.60  m	399	49	222	18		

#### LITERATURA CITADA

- CADIMA, Z.A.; LIBARDI, P.L. & REICHARDT, K. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica em um Latossolo Vermelho-Amarelo textura média, no campo. R. Bras. Ci. Solo, 4:63-66, 1980.
- FALLEIROS, M.C.; PORTEZAN, O.; OLIVEIRA, J.C.M.; BACCHI, O.O.S. & REICHARDT, K. Spatial and temporal variability of soil hydraulic conductivity in relation to soil water distribution, using an exponential model. Soil Technol, 45:279-285, 1998.
- HENDRICKX, J.M.H. & WIERENGA, P.J. Variability of soil water tension in a trickle irrigated Chile pepper field. Irrig. Sci., 11:23-30, 1990.
- JONG van lier, Q. & LIBARDI, P.L. Variabilidade dos parâmetros da relação entre condutividade hidráulica e umidade do solo determinada pelo método do perfil instantâneo. R. Bras. Ci. Solo, 23:1005-1014, 1999.
- 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.
- LIBARDI, P.L.; REICHARDT, K.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Simplified field methods for estimating the unsaturated hydraulic conductivity. Soil Sci. Soc. Am. J., 44:3-6, 1980.

- NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. & ERH, K.T. Spatial variability of field measured soil water properties. Hilgardia, 42:215-259, 1973.
- SANTOS, H.L. & VASCONCELOS, C.A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. R. Bras. Ci. Solo, 11:97-100, 1987.
- SCHAAP, M.G. & LEIJ, F.J. Using neural networks to predict soil water retention and soil conductivity. Soil Till. Res., 47:37-42, 1998.
- SOUZA, L.S. Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1992. 162p. (Tese de Doutorado)
- STAT SOFT. Statistics for Windows (Eletronic manual index), v.4.3. Tulsa, 1993. 2v.
- WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D., ed. Applications of soil physics. New York, Academic Press, 1980. p.319-344.
- WATSON, K.K. An instantaneous profile method for determining the hydraulic conductivity of unsaturated porous materials. Water Res. Res., 2:709-715, 1966.