

SEÇÃO I - FÍSICA DO SOLO

VARIABILIDADE ESPACIAL DOS PARÂMETROS HIDRODINÂMICOS DE DUAS PARCELAS AGRÍCOLAS NO ESTADO DA PARAÍBA⁽¹⁾

Eduardo Soares de Souza⁽²⁾, Antonio Celso Dantas Antonino⁽³⁾,
Rafael Angulo Jaramillo⁽⁴⁾, Andre Maciel Netto⁽³⁾, Suzana Maria
Gico Lima Montenegro⁽⁵⁾ & Edvane Borges da Silva⁽³⁾

RESUMO

O conhecimento das curvas de retenção e da condutividade hidráulica da água do solo é indispensável para a modelagem do transporte de água e de poluentes em sistemas agrícolas. Essas propriedades são afetadas por numerosas fontes de variabilidade, geralmente associadas a fatores espacial e temporal, e relacionadas com o manejo agrícola. O objetivo desse trabalho foi analisar a variabilidade espacial dos parâmetros das curvas de retenção da água (van Genuchten) e da condutividade hidráulica (Brooks & Corey) da água do solo, obtidos com o método “Beerkan”, que se baseia em ensaios de infiltração simplificados e nas informações texturais do solo. Esses parâmetros são de forma ou texturais (parâmetros de ajuste que dão forma às curvas) e de normalização ou estruturais (umidade volumétrica saturada, condutividade hidráulica saturada do solo e potencial de entrada de ar). Os ensaios de campo foram conduzidos em uma malha regular de 25 x 25 m num Neossolo Flúvico e num Latossolo Amarelo cultivados com feijão (*Vigna unguiculata* (L.) Walp.). Para ambos os solos, os valores dos parâmetros de forma, da umidade volumétrica saturada, dos logaritmos da condutividade hidráulica saturada e do potencial de entrada de ar apresentaram dependência espacial. Os valores da umidade volumétrica saturada e dos logaritmos do potencial de entrada de ar foram mais sensíveis à variação a pouca distância no Neossolo Flúvico do que do Latossolo Amarelo, com semivariogramas apresentando estruturas de variação com fraca dependência espacial.

Termos de indexação: propriedades hidráulicas, escala integral, infiltração.

⁽¹⁾ Recebido para publicação em novembro de 2006 e aprovado em agosto de 2008.

⁽²⁾ Professor da Unidade Acadêmica de Serra Talhada da Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE. Fazenda Saco S/N, CEP 56900-000 Serra Talhada (PE). E-mail: eduardosouza@uast.ufpe.br

⁽³⁾ Professor do Departamento de Energia Nuclear da Universidade Federal da Pernambuco – UFPE. Av. Prof. Luiz Freire 1000, Cid. Universitária, CEP 54740-540 Recife (PE). E-mails: acda@npd.ufpe.br; amnetto@ufpe.br; edvborges@yahoo.com

⁽⁴⁾ Laboratoire des Sciences de l’Environnement, ENTPE. Rue Maurice Audin, 69518 Vaulx en Vélín, França. E-mail: angulo@hmg.inpg.fr

⁽⁵⁾ Professor do Departamento Engenharia Civil, UFPE. E-mail: suzanam@ufpe.br

SUMMARY: *SPATIAL VARIABILITY OF HYDRODYNAMIC PARAMETERS IN TWO AGRICULTURAL PLOTS IN PARAÍBA STATE – BRAZIL*

Knowledge on soil hydraulic properties such as water retention and hydraulic conductivity curves is indispensable for water and pollutant transport modeling of agricultural systems. This soil hydraulic properties are affected by numerous sources of variability, mostly associated with spatial, temporal, and management-related factors. The objective of this study was to analyze the spatial variability of parameters of water retention (van Genuchten) and hydraulic conductivity (Brooks & Corey) curves obtained with the “Beerkan” method based on simple infiltration experiments and soil texture data. These parameters are related to shape or texture (fitting parameters that shape the curves) and normalization or structure (saturated water content, saturated hydraulic conductivity and air entry potential). The field tests were carried out in a 25 x 25 m grid in a Fluvent soil and in an Oxisoil planted with beans (Vigna Unguiculata (L.) Walp.). For both soils, spatial dependence was verified in the values of parameters of shape, saturated water content, logarithms of the saturated hydraulic conductivity and air entry potential. The values of saturated water content and air entry potential were more sensitive to variation at short distances in the Fluvent than in the Oxisoil. The spatial dependence in the variograms was weak.

Index terms: Hydraulic property, integral scale, infiltration.

INTRODUÇÃO

A descrição ou predição dos processos da dinâmica da água e de sais no solo em processos de irrigação, drenagem, conservação de água, recarga e contaminação do lençol freático, infiltração e escoamento superficial necessita do conhecimento das propriedades hidrodinâmicas do solo, ou seja: (a) da relação entre o potencial matricial (h) e a umidade volumétrica do solo $\theta(h)$, conhecida como curva característica da umidade do solo ou curva de retenção da água no solo, e (b) da relação entre a condutividade hidráulica e a umidade volumétrica $K(\theta)$, conhecida como curva de condutividade hidráulica (Hillel, 1998). Um dos grandes desafios é representar essas propriedades e, ou, os processos na presença da variabilidade espacial, numa escala diferente da escala das observações realizadas.

Normalmente, para fazer inferências do valor verdadeiro das propriedades hidrodinâmicas do solo, $\theta(h)$ e $K(\theta)$, é necessário coletar um grande número de informações. No caso da caracterização hidrodinâmica dos solos, isso implica ensaios de campo e de laboratório dispendiosos e que demandam um tempo longo de execução. O custo efetivo dessas determinações levou alguns pesquisadores a utilizarem métodos indiretos que se baseiam em dados do solo prontamente disponíveis, usuais e de baixo custo, como a textura, a massa específica dos solos, a porosidade, o teor de matéria orgânica e outros (Minasny et al., 1999; Minasny & McBratney, 2002). Essas relações são comumente chamadas de funções de pedotransferência - FPT (*pedotransfer functions*). Entretanto, o desempenho dessas funções depende essencialmente de fatores, como a analogia entre a região de aplicação e a região da base de dados na qual foram geradas as FPT,

do clima, da geologia e das técnicas de medidas empregadas (Wagner et al., 2001; Wösten et al., 2001).

Haverkamp et al. (1996), baseados na teoria do escalonamento, por intermédio da análise dinâmica aplicada à equação de fluxo em solo não saturado, mostraram que a completa identificação dos fatores de escala da equação do fluxo não saturado pode ser efetuada independente da equação de infiltração considerada e das condições de fronteiras impostas. Este trabalho deu origem a um método denominado “Beerkan” (Haverkamp et al., 1998; Soria Ugalde, 2003; Braud et al., 2005; Lassabatère et al., 2006), que se baseia principalmente em ensaios simplificados de infiltração e na análise da distribuição dos tamanhos das partículas do solo. Nesse método, as curvas de retenção da água no solo $\theta(h)$ e da condutividade hidráulica $K(\theta)$ podem ser descritas analiticamente por cinco parâmetros: dois de forma e três de normalização. Em comparação com outros métodos experimentais, o método Beerkan é eficiente, de baixo custo, e apresenta uma grande vantagem, pois sua aplicação é bem mais simples e rápida. Tanto as FPT como o método Beerkan surgiram com a proposta de melhorar as perspectivas nas análises de variabilidade espacial das propriedades hidráulicas dos solos, a partir das quantidades e qualidades nas estimativas dessas propriedades.

Muitos estudos foram realizados no que concerne à variação temporal ou apenas à variabilidade espacial da condutividade hidráulica saturada (por exemplo, Sobieraj et al., 2004) ou da taxa de infiltração (Vieira et al., 1981; Haws et al., 2004). Poucos estudaram a variabilidade espacial dos parâmetros, seja de $\theta(h)$ e, ou, de $K(\theta)$, ou de ambas as curvas, e raros são os que estudaram a variabilidade espacial e temporal dos parâmetros de $\theta(h)$ e $K(\theta)$.

As propriedades hidráulicas do solo são afetadas por diversos fatores (ausência ou presença das plantas, diversidade da fauna microbológica, preparo do solo, exposição do solo à ação direta das chuvas, etc.), principalmente associados a aspectos espacial e temporal relacionados ao manejo agrícola. A importância desses fatores pode ser considerada sob duas diferentes perspectivas: (a) o efeito da magnitude dessas fontes de variabilidade sobre as propriedades hidráulicas do solo, e (b) o impacto da variação nas propriedades hidráulicas do solo sobre os processos simulados, os quais são altamente não lineares (van Es et al., 1999).

Nesse contexto, este trabalho teve como objetivo analisar a variabilidade espacial dos parâmetros das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$ descritas, respectivamente, pelos modelos de van Genuchten (1980) e de Brooks & Corey (1964), obtidos com o método Beerkan, em dois solos cultivados com feijão (*Vigna unguiculata* (L.) Walp.).

MATERIAL E MÉTODOS

Os ensaios de campo foram conduzidos em duas parcelas experimentais, com condições ambientais e solos bem diferenciados. Uma campanha de infiltração foi realizada na Fazenda Várzea Grande (FVG), situada no município de São João do Cariri, coordenadas $7^{\circ} 23' 27''$ S e $36^{\circ} 31' 58''$ O, numa parcela experimental de aproximadamente 4 ha. Este município faz parte da microrregião do Cariri Oriental, mesorregião da Borborema do Estado da Paraíba e está a uma altitude de aproximadamente 458 m. O solo no local foi classificado como Neossolo Flúvico (Embrapa, 2006). O clima é do tipo Bsh, semi-árido, quente e seco, com chuvas de verão, alcançando os índices mais baixos de precipitação do estado.

Outra campanha de infiltração foi realizada numa parcela (≈ 4 ha) da Fazenda Experimental Chã de Jardim do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal da Paraíba, no município de Areia, situado na microrregião Brejo Paraibano, coordenadas geográficas $6^{\circ} 58' 12''$ S e $35^{\circ} 42' 15''$ O, com altitude de aproximadamente 619 m. O solo no local foi classificado como Latossolo Amarelo (Embrapa, 2006). O clima na região, pela classificação de Köppen, é do tipo As' (quente e úmido), com estação chuvosa no período outono-inverno, com maiores precipitações nos meses de junho e julho.

Os trabalhos experimentais buscaram medir as propriedades físico-hídricas numa malha de pontos (80 para o Neossolo e 81 para o Latossolo) equidistantes 25×25 m para a análise da variabilidade espacial desses solos. Para isso, foram realizados ensaios de infiltração para analisar o comportamento das propriedades hidrodinâmicas logo após o preparo dos solos para a semeadura da cultura do feijão (*Vigna unguiculata* (L.) Walp.). Durante os ensaios, também foram coletadas amostras de solo deformadas nas

malhas para a determinação da curva granulométrica. As áreas experimentais foram cultivadas aproveitando as épocas das chuvas. O preparo dos solos consistiu apenas na gradagem, utilizando como implemento a grade de disco.

Metodologia Beerkan

A curva de retenção de água no solo, $\theta(h)$ (Burdine, 1953; van Genuchten, 1980), e a curva de condutividade hidráulica, $K(\theta)$ (Brooks & Corey, 1964), utilizadas na metodologia Beerkan são descritas, respectivamente, por:

$$\left(\frac{\theta - \theta_r}{\theta_s - \theta_r} \right) = \left[1 + \left(\frac{h}{h_g} \right)^n \right]^{-m} \quad \text{com } m = 1 - \frac{2}{n} \quad (1)$$

e

$$K(\theta) = K_s \left(\frac{\theta - \theta_r}{\theta_s - \theta_r} \right)^{\eta} \quad (2)$$

sendo θ a umidade volumétrica⁽⁶⁾ [$L^3 L^{-3}$]; θ_r e θ_s , as umidades volumétricas residual e saturada [$L^3 L^{-3}$], respectivamente; h , o potencial matricial [L]; h_g , um valor crítico de h a partir do qual ocorre a dessaturação, conhecido como potencial de entrada de ar [L]; n e m são parâmetros de forma; K_s , a condutividade hidráulica saturada do solo⁽⁶⁾ [$L T^{-1}$]; e η , o parâmetro de forma para a curva de condutividade hidráulica.

O método Beerkan vale-se de propriedades estáticas e dinâmicas do solo, como a curva de distribuição dos tamanhos das partículas e a curva de infiltração da água no solo, respectivamente, para obter os parâmetros (n , η , θ_s , K_s e h_g). Os detalhes do método incluindo os dados necessários para a sua aplicação, como também os procedimentos necessários para os cálculos, são apresentados detalhadamente em Souza (2005).

Análise estatística e geoestatística

O ajuste à distribuição normal foi analisado pelo teste Kolmogorov-Smirnov (D_{KS}) a 5%. Por meio da estatística descritiva, determinaram-se a média aritmética, o desvio-padrão amostral e o coeficiente de variação (CV) para n , η , θ_s , K_s e h_g . A partir do coeficiente de variação, o grau de variabilidade desses valores foi analisado com base na classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), que sugere os limites $CV < 12\%$, $12 \leq CV \leq 52\%$ e $CV \geq 52\%$ para as propriedades de baixa, média e alta variabilidade, respectivamente.

O método utilizado para estudar a variabilidade espacial das propriedades hidrodinâmicas consiste em assimilar as N observações da variável considerada em uma realização bidimensional, aplicando os princípios da análise geoestatística. O primeiro passo

⁽⁶⁾ Expressos nas dimensões L comprimento e T tempo.

na análise geoestatística é a verificação da dependência espacial, que pode ser estimado pela seguinte equação:

$$\gamma(L) = \frac{1}{2N_{VD}(L)} \sum_{i=1}^{N(L)} (Z(x_i + L) - Z(x_i))^2 \quad (3)$$

ou

$$\gamma^*(L) = \frac{\gamma(L)}{\alpha_{ei}} \quad (4)$$

sendo $\gamma(L)$ a função semivariograma, $Z(x_i)$ o valor da variável no ponto x_i , $Z(x_i + L)$ o valor da variável no ponto $x_i + L$ e $N_{VD}(L)$ o número de pares separados por uma distância L , $\gamma^*(L)$ o semivariograma normalizado (ou escalonado) (Salviano, 1996), e α_{ei} é o fator de escalonamento (i vai de 1 até é o número de variáveis medidas).

A análise e o ajuste do semivariograma experimental a um modelo teórico denominam-se Análise Estrutural (Guerra, 1988). Esta estrutura é identificada por meio do estudo da forma do semivariograma $\gamma(L)$. Basicamente, a estrutura espacial é analisada dependendo do comportamento do semivariograma na origem e dos seus fenômenos de transição.

Dentre os principais modelos teóricos dos semivariogramas citado por Guerra (1988), o que tem se destacado mais é o esférico:

$$\gamma(L) = C_0 + C_1 \left[1,5 \left[\frac{L}{A} \right] - 0,5 \left(\frac{L}{A} \right)^3 \right] \quad (5)$$

sendo C_0 o efeito pepita, $(C_0 + C_1)$ o patamar e A o alcance.

Teoricamente, há uma tendência de $\gamma(L)$ crescer indefinidamente com L . Porém, na prática, as amostras podem não apresentar influência umas sobre as outras a partir de certa distância. Este efeito pode ser observado pelo alcance A , que representa a distância a partir da qual o valor da variável em estudo num ponto não tem mais influência sobre o valor no ponto vizinho. Marca assim o início da zona de pura aleatoriedade. Este tipo de situação refere-se a fenômenos de transição que se caracterizam por semivariogramas cujo crescimento tende até ao patamar $C_0 + C_1$. O patamar indica o valor da variância total da variável em estudo. C_1 é denominado de variância de dispersão e representa as diferenças espaciais entre os valores de uma variável tomada em dois pontos separados por distâncias cada vez maiores.

Segundo Vieira & De Maria (1995), α_{ei} pode ser adotado como o valor da própria variância, do patamar, do maior valor de $\gamma(L)$ ou um valor próximo a este, desde que contribua para que os semivariogramas experimentais aglutinem-se em uma única função. Após escalonar os semivariogramas, a soma dos parâmetros C_0 e C_1 deve ser 1, já que o fator de escala utilizado são os valores das variâncias (Vieira, 1997).

Cambardella et al. (1994), a partir da relação $[(C_0/(C_1 + C_0)) \times 100]$, propuseram os seguintes intervalos para avaliar a dependência espacial:

$\leq 25\%$ - forte dependência espacial; entre 25 e 75% - moderada dependência espacial e $\geq 75\%$ - fraca dependência espacial.

Com o propósito de comparar os parâmetros estudados, seguindo o exemplo de Vauclin & Chopart (1991), foram calculadas as escalas integrais (J) para todas as direções:

$$J = \left[2 \int_0^{\infty} \rho(L) L dL \right]^{1/2} \quad (6)$$

sendo a função de autocorrelação $\rho(L) = 1 - \gamma(L)/\sigma^2$.

A escala integral (J) representa a distância média para a qual as observações são autocorrelacionadas (Vauclin & Chopart, 1991).

Os semivariogramas experimentais onidirecionais foram calculados e modelados com o programa geoestatístico VARIOWIN® (Pannatier, 1996). A seleção dos modelos teóricos foi baseada no índice IGF (*Indicative goodness of fit*) e na inspeção visual dos semivariogramas experimentais. Esse índice computado pelo VARIOWIN® é o quadrado médio da diferença entre os valores observados e estimados. A análise do comportamento visual dos semivariogramas é importante porque fornece uma descrição sintética das estruturas dos fenômenos estudados. A adequação do modelo de semivariograma ao caracterizar a estrutura de determinado conjunto de pontos deve ser verificada antes de usá-lo para a geração de mapas, prognósticos e de cenários. O método de Jack-Knifing ou validação cruzada é usualmente aplicado para tal validação (Vauclin et al., 1983). O método consiste em remover sucessivamente dado ponto Z_i de cada vez e depois estimá-lo a partir do restante de pontos, produzindo um valor de Z_i^* . Dessa forma, em cada localização dos pontos X_i , definem-se um erro reduzido R_i , seu valor médio e sua variância. O erro reduzido médio deve ser próximo de zero, caso não exista erro sistemático, e a variância deve ser próxima de 1, sugerindo que a variância dos erros $(Z_i - Z_i^*)$ está consistente com a variância da krigagem $(\sigma_{KR})^2$.

Os mapas de contorno das propriedades do solo foram produzidos com o programa SURFER® (SURFER... 1999), que utiliza para a interpolação a Krigagem Ordinária.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Comportamento das componentes texturais e da infiltração

A partir das curvas de distribuição dos tamanhos das partículas obtidas para cada ponto, foi possível determinar as frações de areia, silte e argila dos dois solos e, conseqüentemente, suas classes texturais conforme diagramas apresentados na figura 1. Observou-se maior variação textural no Neossolo Flúvico (Figura 1a) do que no Latossolo Amarelo

(Figura 1b). Dos 80 pontos amostrados no Neossolo Flúvico, 91,2 % são de textura média (55,0 % são franco-arenosos, 23,7 % são franco e 12,5 % são franco-argilo-arenosos) e 8,8 % são de textura arenosa (7,5 % de areia-franca e 1,3 % de areia). Os 81 pontos amostrados no Latossolo Amarelo apresentaram textura média, predominando a classe franco-argilo-arenosa com 71,6 %.

Os testes de infiltração (Figura 2) estão agrupados de acordo com a textura do solo (Figura 1). Por exemplo, 55 % dos testes de infiltração no Neossolo Flúvico foram conduzidos na classe FAr (Figura 2a), enquanto 71,6 % dos testes realizados no Latossolo Amarelo foram conduzidos na classe FAAr (Figura 2b). As comparações das lâminas de água medidas nas diferentes classes texturais demonstram diferenças qualitativas e quantitativas dos efeitos texturais e estruturais no fluxo de água.

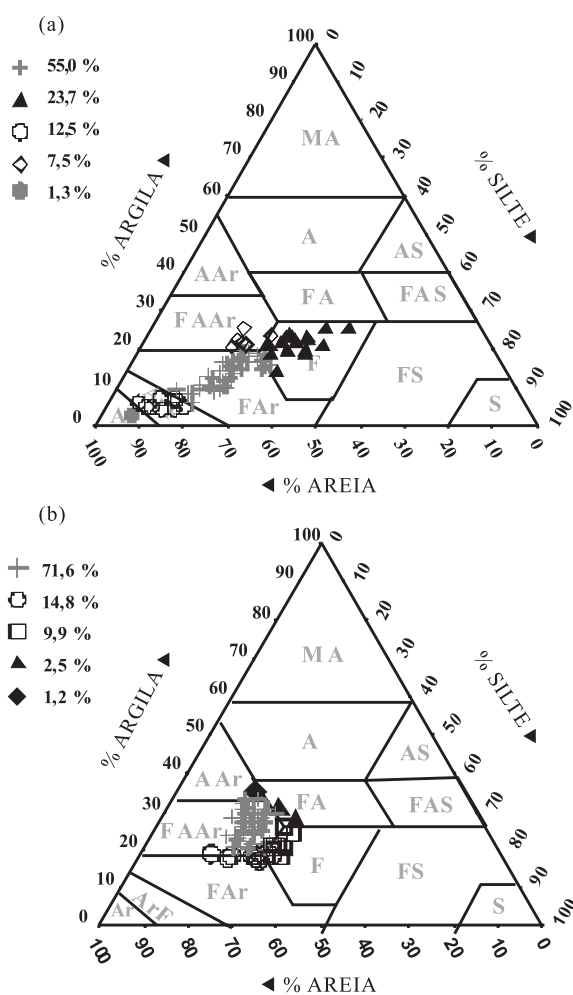


Figura 1. Classes texturais dominantes dos dois solos: Neossolo Flúvico (a) e Latossolo Amarelo (b). Ar: areia; ArF: areia-franca; F: franco; FAAr: franco-argilo-arenoso; FA: franco-argiloso; FS: franco-siltoso; FAS: franco-argilo-siltoso; AS: argila-siltosa; AAr: argila-arenosa; A: argila; MA: muito argiloso.

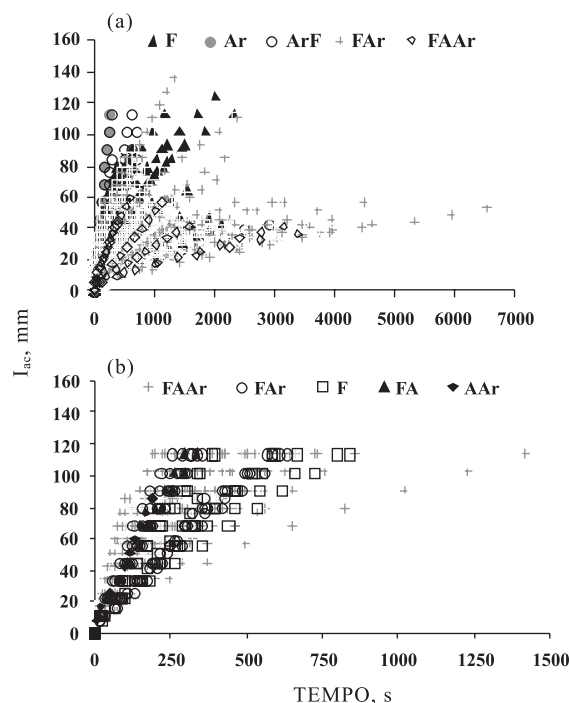


Figura 2. Infiltrações acumuladas em função do tempo para o Neossolo Flúvico (a) e Latossolo Amarelo (b).

Na maioria dos ensaios no Neossolo Flúvico, a duração do teste de infiltração variou de 200 até 4.000 s, para uma variação de lâmina acumulada de 120 a 40 mm, respectivamente (Figura 2a). A duração média da infiltração no Latossolo Amarelo foi em torno de 500 s para 120 mm do total da lâmina acumulada (Figura 2b). Dessa forma, é possível observar uma variabilidade mais significativa dos fluxos de infiltração no Neossolo Flúvico, no qual os dados texturais foram mais variáveis. Isto pode ser interpretado como um efeito mais importante da heterogeneidade local. Entretanto, a dispersão observada na infiltração nesse solo indica que o efeito da estrutura do solo e sua própria distribuição no espaço foram sobrepostos na distribuição espacial textural. Este efeito pode estar associado à ativação hidráulica dos macroporos, durante a infiltração com pressão zero em um solo arado.

Análise estatística e geostatística

A normalidade foi formalmente confirmada aplicando-se o teste de Kolmogorov-Smirnov (D_{KS}), com nível de 95 % de confiança. Determinou-se o erro $|F(O) - F(t)|$ com base no número total de amostras da população observada dos dados experimentais, e na distribuição teórica normal. Comparando-se este erro com o valor admissível D_{KS} , pode-se concluir que a hipótese de normalidade não pode ser rejeitada. Como é verificado no quadro 1, os valores de n , η e θ_s e dos logaritmos de K_s e h_g se aproximam de uma distribuição normal.

Como o grau de variabilidade é dependente da natureza das propriedades que estão sendo examinadas, as duas propriedades do solo foram agrupadas de acordo com critérios utilizados por Warrick & Nielsen (1980), ou seja, em função dos seus respectivos coeficientes de variação (CV). Analisando-se o quadro 2, pode-se observar que os parâmetros de formas n e η são, respectivamente, de baixa e média variabilidade nos dois solos; os valores de θ_s são classificados como de média variabilidade no Neossolo Flúvico e baixa variabilidade no Latossolo Amarelo;

os valores $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$ no Neossolo Flúvico são classificados como média variabilidade, enquanto no Latossolo Amarelo são, respectivamente, classificados como de alta e média variabilidade.

Os semivariogramas experimentais normalizados correspondentes às propriedades estudadas foram descritos por modelos esféricos, quando encontradas estruturas de correlação espacial (Figuras 3 e 4). Os parâmetros dos semivariogramas normalizados para os parâmetros de forma n e η são apresentados na figura 3.

Quadro 1. Teste de distribuição Kolmogorov – Smirnov

D_{KS}	$ F(O) - F(t) _{m\acute{a}x}$					
	n	η	θ_s	$\ln S$	$\ln K_s$	$\ln h_g $
			$cm^3\ cm^{-3}$	$mm\ s^{-1/2}$	$mm\ s^{-1}$	mm
0,157	0,071	0,108	Neossolo Flúvico	0,096	0,052	0,064
0,160	0,060	0,112	Latossolo Amarelo	0,096	0,108	0,099

$|F(O) - F(t)|_{m\acute{a}x}$ é a diferença entre frequência acumulada observada e teórica máxima; D_{KS} é o coeficiente de Kolmogorov – Smirnov para 5 %. $|F(O) - F(t)|_{m\acute{a}x} < D_{KS}$, aceita a hipótese.

Quadro 2. Estatística das variáveis estudadas

Parâmetro	Variáveis				
	n	η	θ_s	$\ln K_s$	$\ln h_g $
			$cm^3\ cm^{-3}$	$mm\ s^{-1}$	mm
μ	2,26	10,45	Neossolo Flúvico	-4,02	3,70
σ	0,07	2,33	0,39	1,09	0,91
CV (%)	2,9	22,6	0,06	-27,3	24,5
			15,2		
			Latossolo Amarelo		
μ	2,21	11,7	0,46	-1,55	2,41
σ	0,03	1,64	0,05	0,90	1,12
CV (%)	1,4	13,9	10,7	-58,1	51,4

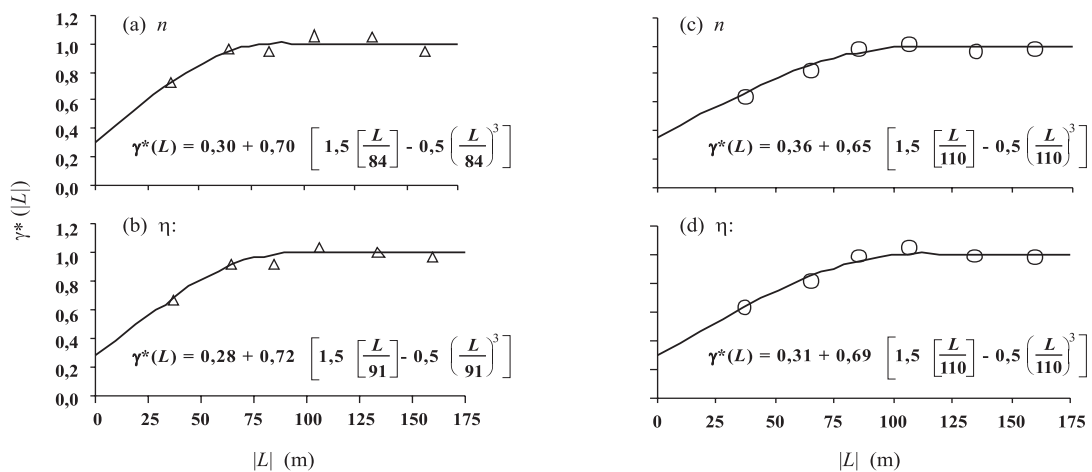


Figura 3. Semivariogramas experimentais e teóricos normalizados dos parâmetros de forma n e η . Neossolo Flúvico (a) e (b) e Latossolo Amarelo (c) e (d).

Os parâmetros n e η apresentaram alcances muito elevados. Coincidentemente, os valores de C_0 analisados apresentaram dependência espacial moderada (entre 25 e 75 %, de acordo com Cambardella et al. (1994)) (Figura 3). A análise do método Jack-Knifing no Neossolo Flúvico conduziu a erros médios próximos de zero ($n = 0,010$ e $\eta = -0,010$), porém as variâncias foram ligeiramente menores do que 1 ($n = 0,757$ e $\eta = 0,784$). No Latossolo Amarelo, os erros médios para os parâmetros de forma n e η foram iguais a 0,004 e -0,004, respectivamente, e as variâncias se aproximaram mais de 1 ($n = 0,978$ e $\eta = 0,900$).

Como n e η são relacionados à textura, subunidades homogêneas poderiam ser obtidas baseando-se apenas na escala integral J (Equação 6). Portanto, áreas circulares com diâmetro de 31,3 m para n , e diâmetro de 34,5 m para η poderiam ser amostradas e, ou, tratadas individualmente no Neossolo Flúvico, e no Latossolo Amarelo, áreas com diâmetros de 37,2 m para n , e de 40,8 m para η .

Os resultados da análise geoestatística dos parâmetros (θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$) são apresentados na figura 4. Conforme os critérios de Cambardella et al. (1994), as razões entre o efeito pepita e o patamar ($C_0/(C_1 + C_0)$) da maioria dos parâmetros estudados apresentaram dependência espacial moderada, com exceção de θ_s e $\ln |h_g|$ no Neossolo Flúvico, que apresentaram dependência espacial fracas. O $\ln K_s$ no Neossolo Flúvico apresenta um alcance maior (132 m) do que os demais parâmetros.

O exame dos semivariogramas para θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$ mostram que, no Latossolo Amarelo, os seus alcances foram praticamente os mesmos. No entanto, a dependência espacial foi ligeiramente menor em $\ln |h_g|$, como pode ser visto na figura 4, na qual o efeito pepita foi maior ($C_0 = 0,56$) do que em θ_s ($C_0 = 0,30$) e em $\ln K_s$ ($C_0 = 0,46$). De acordo com os valores de J , observa-se que as distâncias cujas observações estão correlacionadas são inferiores ao menor intervalo de medida para θ_s ($J = 20,4$ m) e $\ln |h_g|$ ($J = 14,3$ m) no Neossolo e para $\ln |h_g|$ ($J = 24,1$ m) no Latossolo Amarelo.

Conforme o método Jack-Knifing, os parâmetros θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$ produziram erros médios próximos de zero e variâncias ligeiramente menores do que 1. No Neossolo Flúvico, os erros médios foram iguais a -0,002, 0,010 e -0,008 para θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$, respectivamente, e as variâncias referentes a esses parâmetros foram iguais a 0,745, 0,814 e 0,787. No Latossolo Amarelo, os erros médios foram iguais a 0,007, -0,010 e 0,009 e variâncias iguais a 0,892, 0,750 e 0,829 para θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$, respectivamente.

As figuras 5 e 6 mostram, através dos mapas de contorno, o comportamento espacial de n , η , θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$, construídos a partir dos modelos dos semivariogramas escalonados (Figuras 3 e 4) nos dois sítios experimentais. Verifica-se que os mapas no Neossolo Flúvico (Figura 5) têm valores com amplitude de 2,15 a 2,39 de n , 0,36 a 0,47 $\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$ de θ_s , -4,7 a -2,9 mm s^{-1} de $\ln K_s$ e 3,25 a 4,30 mm de $\ln |h_g|$. No

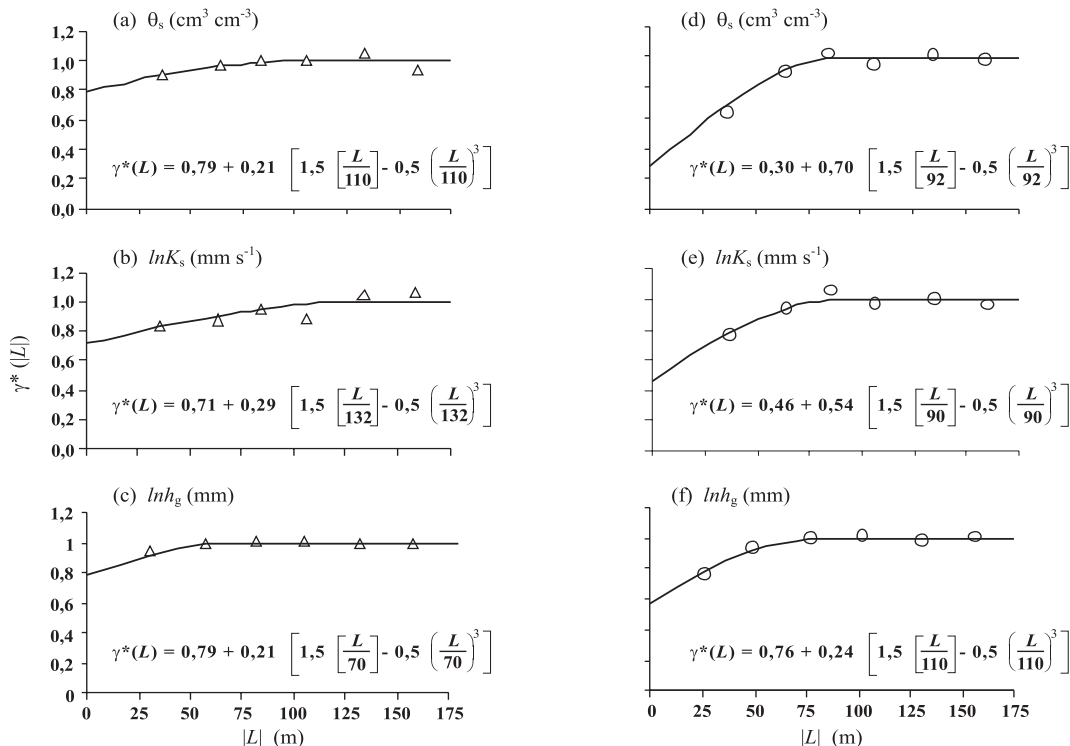


Figura 4. Semivariogramas experimentais e teóricos normalizados de θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$. Neossolo Flúvico (a), (b) e (c) e Latossolo Amarelo (d), (e) e (f).

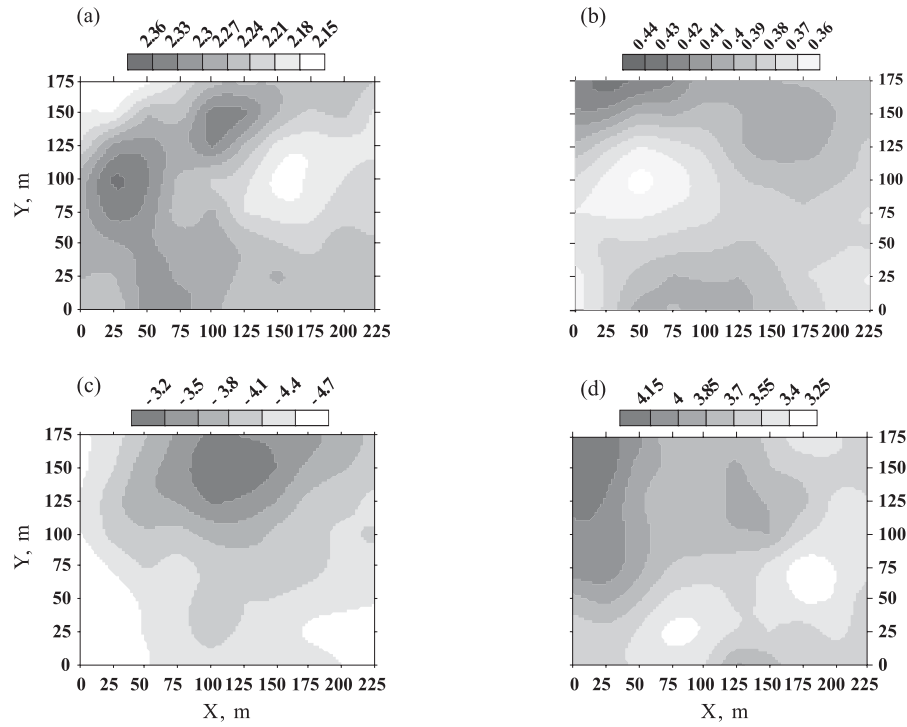


Figura 5. Mapas de isolinhas do Neossolo Flúvico: (a) n , (b) θ_s ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$), (c) $\ln K_s$ (mm s^{-1}) e (d) $\ln |h_g|$ (mm).

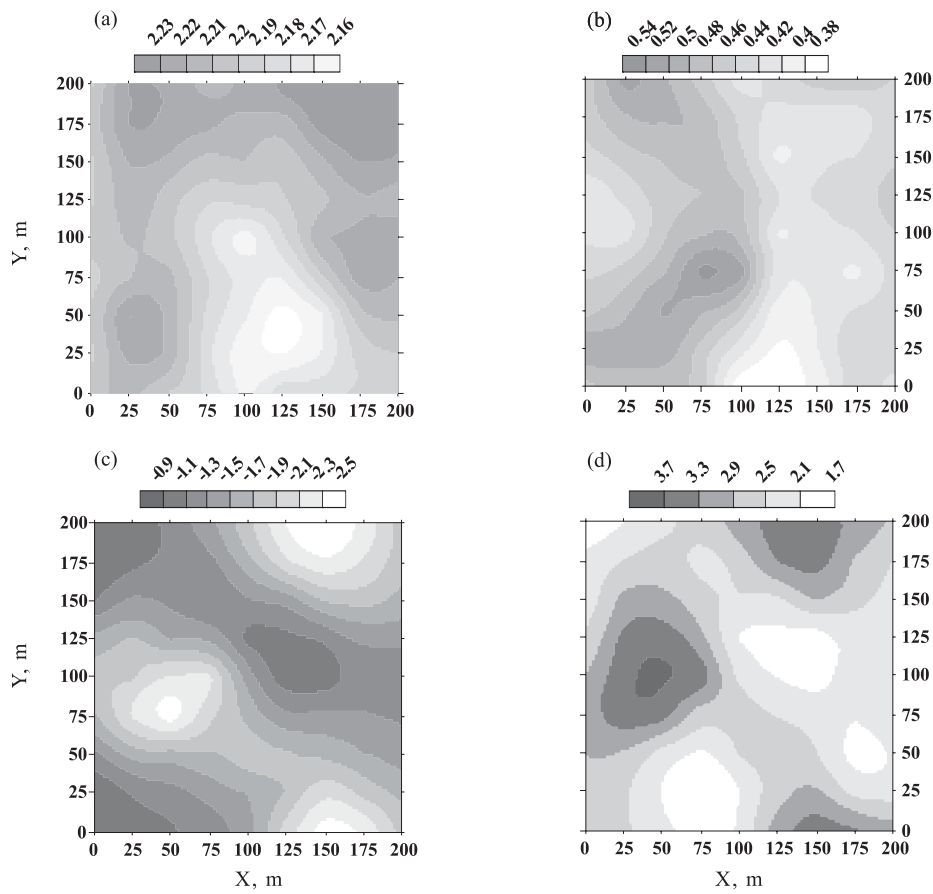


Figura 6. Mapas de isolinhas do Latossolo Amarelo: (a) n , (b) θ_s ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$), (c) $\ln K_s$ (mm s^{-1}) e (d) $\ln |h_g|$ (mm).

Latossolo Amarelo (Figura 6), eles têm valores com amplitude de 2,16 a 2,34 de n , 0,38 a 0,56 $\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$ de θ_s , -2,5 a -0,7 mm s^{-1} de $\ln K_s$ e 1,70 a 4,10 mm de $\ln |h_g|$.

CONCLUSÕES

1. A modelagem aplicada permitiu estimar os parâmetros n , η , θ_s , $\ln K_s$ e $\ln |h_g|$ dos dois solos, bem como o alcance e a magnitude da dependência espacial de cada atributo estudado.

2. Os parâmetros θ_s e $\ln |h_g|$ foram mais sensíveis à variação em pouca distância no Neossolo Flúvico do que no Latossolo Amarelo, com seus semivariogramas $\gamma^*(L)$, apresentando estruturas de variação com fraca dependência espacial.

3. O mapeamento das variáveis estudadas sugere que é possível separar subunidades homogêneas baseadas na escala integral J , ou seja, áreas circulares podem ser amostradas e tratadas individualmente no campo, a fim de tornar o manejo dos recursos mais eficiente, especialmente o de água.

AGRADECIMENTOS

À CAPES (Projeto de Cooperação internacional CAPES-COFECUB, N° 350/01) e ao CNPq (Processos N°s 55.0160/02-7, Edital do CT - HIDRO N° 01/2001, 303790/02-4, e 505452/03-0), pela concessão de bolsas e dos recursos necessários ao desenvolvimento deste trabalho.

LITERATURA CITADA

- BRAUD, I.; DE CONDAPPA, D.; SORIA UGLADE, J.M.; HAVERKAMP, R.; ANGULO-JARAMILLO, R.; GALLE, S. & VAUCLIN, M. Use of scaled forms of the infiltration equation for the estimation of unsaturated soil hydraulic properties (the Beerkan method). *Eur. J. Soil Sci.*, 56:361-374, 2005.
- BROOKS, R.H. & COREY, A.T. Hydraulic properties of porous media. Fort Collins, Colorado State University, 1964. (Hydrology Paper, 3)
- BURDINE, N.T. Relative permeability calculations from pore-size distribution data. *Am. Inst. Mining Metal. Eng.*, 198:71-77, 1953.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIM, T.B.; KARLEN, D.I.; TURCO, R.F. & KOOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 58:1501-1511, 1994.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília, Serviço de Produção da Informação; Rio de Janeiro, Embrapa solos, 2006. 306p.
- GUERRA, P.A.G. Geoestatística operacional. Brasília, Ministério das Minas e Energia, Departamento de Produção Mineral, 1988. 145p.
- HAVERKAMP, R.; ARRUÉ, J.L.; VANDERVAERE, J.P.; BRAUD, I.; BOULET, G.; LAURENT, J.P.; TAHA, A.; ROSS, P.J. & ANGULO-JARAMILLO, R. Hydrological and thermal behaviour of the vadose zone in the area of Barrax and Tomelloso (Spain): Experimental study, analysis and modeling. Spain, Project EU no EV% C - CT 92 00 90. Laboratoire d'étude des Transferts en Hydrologie et Environnement, BP 53, 38041. Grenoble, 1996. (Final integrad report EFEDE II)
- HAVERKAMP, R.; PARLANGE, J.Y.; CUENCA, R.; ROSS, P.J. & STEENHUIS, T.S. Scaling of the Richards equation and its applications to watershed modeling. In: SPOSITO, G., ed. Scale dependence and scale invariance in hydrology. Cambridge, Cambridge University Press, 1998. p.190-230.
- HAWS, N.W.; LIU, B.; BOAST, C.W.; RAO, P.S.C.; KLADIVKO, E.J. & FRANZMEIER, D.P. Spatial variability and measurement scale of infiltration rate on an agricultural landscape. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 68:1818-1826, 2004.
- HILLEL, D. Environmental soil physics. New York, Academic Press, 1998. 771p.
- LASSABATÈRE, L.; ANGULO-JARAMILLO, R.; SORIA, J.M.; CUENCA, R.; BRAUD, I. & HAVERKAMP, R. Beerkan Estimation of Soil Transfer parameters through infiltration experiments - BEST. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 70:521-532, 2006.
- MINASNY, B.; MCBRATNEY, A.B. & BRISTOW, K.L. Comparison of different approaches to the development of pedotransfer functions for water retention curves. *Geoderma*, 93:225-253, 1999.
- MINASNY, B. & MCBRATNEY, A. The efficiency of various approaches to obtaining estimates of soil hydraulic properties. *Geoderma*, 107:55-70, 2002.
- PANNATIER, Y. Variowin: Software for spatial data analysis in 2D. New York, Springer, 1996. 91p.
- SALVIANO, A.A.C. Variabilidade de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* em solo degradado do município de Piracicaba-SP. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1996. 91p. (Tese de Doutorado).
- SOBIERAJ, J.A.; ELSENBEER, H.; MARQUES, R. & NEWTON, B. Spatial variability of soil hydraulic conductivity along a tropical rainforest catena. *Geoderma*, 108:79-90, 2002.
- SOBIERAJ, J.A.; ELSENBEER, H. & CAMERON, G. Scale dependency in spatial patterns of saturated hydraulic conductivity. *Catena*, 55:49-77, 2004.
- SORIA UGALDE, J.M.; LEIJ, F.J.; ANGULO-JARAMILLO, R.; FUENTES, C.; HAVERKAMP, R. & PARLANGE, J.-Y. Aggregation scenarios to model water fluxes in watersheds with spatial changes in soil texture. In: HYDROLOGY DAYS AGU, 23., Fort Collins, 2003. Proceedings. Fort Collins, Colorado State University, 2003. 29p.

- SOUZA, E.S. Caracterização hidrodinâmica na escala local e da parcela agrícola de dois solos do estado da Paraíba: Variabilidade espacial e temporal, e meio homogêneo equivalente. Recife, Universidade Federal de Pernambuco, 2005. 138p. (Tese de Doutorado)
- SURFER for windows. Realese 7.0. Contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers. User's guide. New York, Golden Software, 1999. 619p.
- van ES, H.M.; OGDEN, C.B.; HILL, R.L.; SCHINDELBECK, R.R. & TSEGAYE, T. Integrated assessment of space, time, and management-related variability of soil hydraulic properties. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 63:1599-1608, 1999.
- van GENUCHTEN, M.Th. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 44:892-898, 1980.
- VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G. & NIELSEN, D.R. The use of cokriging with limited field soil observations. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 47:175-184, 1983.
- VAUCLIN, M. & CHOPART, J.L. Méthodologie d'analyse de la variabilité spatiale de dispositifs agronomiques. In: *Utilisation rationnelle de l'eau des petits bassins versants en zone aride*. Paris, AUPELF – UREF, John Libbey Eurotext, 1991. p.307-315.
- VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP). *Bragantia*, 56:181-190, 1997.
- VIEIRA, S.R. & DE MARIA, I.C. Delineamento experimental e análise estatística na pesquisa de conservação do solo. In: *REUNIÓN SOBRE METODOLOGIA PARA INVESTIGACIÓN EN MANEJO DE SUELOS*, Montevideo, 1995. *Dialogo*. Montevideo, IICA, 1995. p.3-11.
- VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45:1040-1048, 1981.
- WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physics properties in the field. In: *HILLEL, D., ed. Applications of soil physics*. New York, Academic Press, 1980. p.319-344.
- WAGNER, B.; TARNAWSKI, V.R.; HENNINGS, V.; MÜLLER, U.; WESSOLEK, G. & PLAGGE, R. Evaluation of pedotransfer functions for unsaturated soil hydraulic conductivity using an independent data set. *Geoderma*, 102:275-297, 2001.
- WÖSTEN, J.H.M.; PACHEPSKY, Y.A.A. & RAWLS, W.J. Pedotransfer functions: Bridging the gap between available basic soil data and missing soil hydraulic characteristics. *J. Hydrol.*, 251:123-150, 2001.