

Variabilidade Espacial de Atributos Físico-hídricos de Solos em uma Bacia Experimental no Estado de Pernambuco

**Osvalcélio Mercês Furtunato¹; Suzana Maria Gico Lima Montenegro²; Antônio Celso Dantas Antonino²;
Leidjane Maria Maciel de Oliveira²; Eduardo Soares de Souza³; Albert Einstein Spíndola Saraiva de Moura³**
*osvalcelio.furtunato@cprm.gov.br; suzanam@ufpe.br; acda@ufpe.br; leidjaneoliveira@hotmail.com; eduardosouza@uastl.ufrpe.br;
aessmoura@yahoo.com.br*

Recebido: 20/11/11 - revisado: 22/02/12 - aceito: 20/12/12

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo analisar a variabilidade espacial dos parâmetros das curvas de retenção e condutividade hidráulica, descritas, respectivamente, pelos modelos de van Genuchten (1980) e de Brooks & Corey (1964), obtidos com o método Beerkan. Os ensaios de campo foram realizados em 102 pontos, distribuídos sob uma malha com espaçamento de 500m x 500m. A variabilidade espacial foi analisada com base na geoestatística. Os mapas de variabilidade espacial foram produzidos utilizando-se a técnica de Krigagem Ordinária para a interpolação de dados. O modelo esférico foi o que apresentou melhor ajuste para todos os parâmetros avaliados, os quais apresentaram estrutura de moderada dependência espacial. O método Beerkan apresentou-se como uma ferramenta promissora, robusta e de fácil aplicação.

Palavras-chave: Beerkan, semivariograma, curva de retenção, condutividade hidráulica

INTRODUÇÃO

A descrição ou predição dos processos da dinâmica da água no solo em condições de campo necessita do conhecimento das características hidráulicas do solo, como a relação entre o potencial matricial (h) e a umidade volumétrica do solo θ , conhecida como curva característica da umidade do solo ou curva de retenção da água no solo $\theta(h)$, e a relação entre a condutividade hidráulica K e a umidade volumétrica θ , conhecida como curva de condutividade hidráulica $K(\theta)$ (HILLEL, 1998).

Apesar do avanço nas pesquisas, as determinações das propriedades hidráulicas do solo diretamente no campo continuam complexas (MUALEM, 1986; BOUMA, 1989). Uma das limitações das medidas diretas é devido à significante variabilidade espacial, que requer um grande número de medidas e, consequentemente, tempo e recursos financeiros (VAN GENUCHTEN et al., 1999).

A metodologia “Beerkan” (HAVERKAMP et al., 1994; BRAUD et al., 2005; LASSABATÈRE et al., 2006) é uma alternativa, para a caracterização hidráulica de solos, que propõe a estimativa dos parâmetros das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$ descritos pelos modelos matemáticos de van Genuchten (1980) e de Brooks & Corey (1964), respectivamente. Nesta metodologia, $\theta(h)$ e $K(\theta)$ podem ser descritas, analiticamente, por cinco parâmetros: dois de forma, m ou n e η , relacionado principalmente com a textura, e três de normalização θ_s (umidade volumétrica na saturação), K_s (condutividade hidráulica saturada do solo) e h_g (parâmetro de normalização), dependentes da estrutura do solo. Esse método permite determinar parâmetros hidrodinâmicos do solo, independentemente da escala de estudo (BRAUD et al., 2005; LASSABATÈRE et al., 2006; SOUZA et al., 2008a).

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, sendo seu surgimento atrelado à 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 (SOUZA et al., 2008a).

¹ - Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais / Serviço Geológico do Brasil – CPRM/SGB

²- Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

³- Universidade Federal Rural de Pernambuco - UFRPE

Utilizando a metodologia Beerkan, poucos são os estudos sobre variabilidade espacial dos parâmetros $\theta(h)$ e $K(\theta)$, e raros são os trabalhos voltados à variabilidade espacial e temporal desses parâmetros utilizando o método Beerkan, no qual se destaca o trabalho de Souza et al. (2008b).

Os estudos iniciais de variabilidade espacial das propriedades físicas do solo freqüentemente só levavam em consideração o coeficiente de variação (BABALOA, 1977; WARRICK & NIELSEN, 1980). No entanto, muitas das propriedades físicas do solo que são variáveis no espaço não apresentam distribuição aleatória, mas são variáveis regionalizadas (GAJEM et al., 1981; VIEIRA et al., 1983). Visto que seus termos de erro estão correlacionados, tais variáveis violam as hipóteses da ANOVA e das técnicas de regressão clássicas. Desse modo, a geoestatística tem sido desenvolvida para tratar as variáveis regionalizadas (GOOVAERTS, 1999). A geoestatística pode caracterizar e quantificar a variabilidade espacial, desenvolver uma interpolação ótima, bem como estimar a variância dos valores interpolados (FENG et al., 2004). Diversos trabalhos vêm sendo desenvolvidos para avaliar a estrutura de correlação espacial de atributos do solo (e.g. HAWLS et al., 2004).

Até o final dos anos 80, a geoestatística foi essencialmente vista como um meio de descrever os padrões espaciais por semivariogramas e para prever os valores de atributos do solo em locais não amostrados por meio da krigagem. Novas ferramentas foram recentemente desenvolvidas para tentar resolver problemas avançados, tais como, a avaliação da incerteza sobre a qualidade do solo ou sobre as concentrações de poluentes, a simulação estocástica da distribuição espacial das características do solo e a modelagem dos processos espaço-temporais (GOOVAERTS, 1999).

Este trabalho tem 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), por meio do método Beerkan, em uma bacia experimental em Pernambuco.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado na bacia experimental do riacho Gameleira, localizada na sub-bacia da bacia hidrográfica do rio Tapacurá, no município de Vitória de Santo Antão, Zona da Mata do Estado de Pernambuco, aproximadamente entre

$8^{\circ} 08'$ de latitude sul e $35^{\circ} 31'$ de longitude oeste. A bacia possui área de drenagem de 17 km^2 , e está inserida na área de transição entre a zona da mata e o agreste. A ocupação do solo na bacia é basicamente feita pela pecuária extensiva praticada por fazendeiros proprietários de glebas maiores e, pela horticultura, praticada por pequenos agricultores. O relevo é representado por morros de declividade elevada, tendo seu ponto mais alto situado na cota de 430 m e o ponto mais baixo na seção exutória do riacho Gameleira, com 140 m. Os solos são predominantemente do tipo Argissolos e Gleissolos (BRAGA, 2001).

No mapa da bacia foram escolhidos 102 pontos, distribuídos sob uma malha de $500 \times 500 \text{ m}$. As coordenadas de cada ponto foram colocadas em um GPS de navegação que indicou o local de cada ensaio. Devido às adversidades do terreno e à permissão de acesso por particulares, alguns pontos foram deslocados para o local mais próximo onde pudesse ser realizado o ensaio, conforme Figura 1. Foram realizados ensaios com infiltrômetro de anel simples de 15 cm de diâmetro e coletas de amostras de solo deformadas e indeformadas.

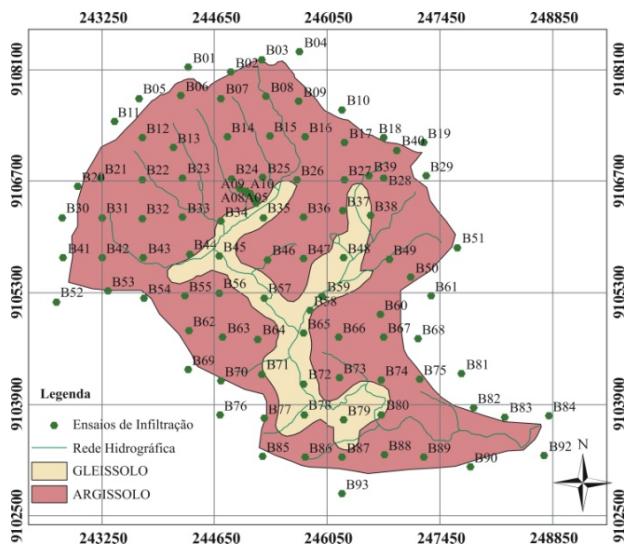


Figura 1 - Mapa de solos com a localização dos pontos amostrados

Os ensaios de infiltração consistem em se anotar o tempo que volumes constantes de água, adicionados continuamente no anel, levam para ser infiltrados (LASSABATÈRE et al., 2010). Esse teste fornece a infiltração tridimensional axissimétrica como uma função do tempo, $I_3(t)$.

Em cada teste também foram coletadas amostras indeformadas para a determinação da massa específica do solo e das umidades inicial (θ_0) e final (θ_s). A análise granulométrica foi realizada utilizando o método da ABNT (1984), o qual permite determinar os diâmetros das partículas mais finas (argila e silte) por sedimentação e as mais grosseiras (areia) por peneiramento.

Para obter os parâmetros das equações da curva de retenção de água no solo (VAN GENUCHTEN, 1980) e de condutividade hidráulica (BROOKS & COREY, 1964), utilizou-se o método Beerkan, conforme as equações 1 e 2:

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

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

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

Os parâmetros de forma e de normalização foram obtidos usando o programa BEST - Beerkan Estimation of Soil Transfer Parameters through Infiltration Experiments (LASSABATÈRE et al., 2006).

Foram determinadas, por meio da estatística descritiva, medidas de tendência central e de dispersão para os parâmetros (n , η , θ_s , K_s e h_g). A hipótese de normalidade foi testada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (D_{KS}), ao nível de significância de 5%. O grau de variabilidade foi analisado com base na classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), que sugerem os limites de coeficiente de variação $CV < 12\%$, $12 \leq CV \leq 52\%$ e $CV \geq 52\%$ para as condições de baixa, média e alta variabilidade, respectivamente.

A variabilidade espacial dos parâmetros, ou variável regionalizada na denominação da geoestatística, foi analisada por meio de ajustes de semivariogramas, com base na suposição de estacionariedade, mediante as equações 3 e 4:

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

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

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_{ci} é o fator de escalonamento (i vai de 1 até o número de pares separados por uma distância L). O semivariograma pode ser definido como uma função que conecta a variância à distância entre os pontos amostrais e pode ser representado analiticamente ou graficamente (LANDIM, 2003; CAMARGO et al., 2010). Para avaliar o grau de dependência espacial, foi utilizada a relação $[C_0/(C_0 + C_1)]$, proposta por Cambardella et al. (1994), em que: C_0 é o valor da variância quando h tende a zero (efeito pepita) e $(C_0 + C_1)$ é a maior variância (patamar). Valores da relação inferiores a 25% caracterizam forte dependência espacial, entre 25 e 75% moderada e acima de 75%, fraca dependência espacial.

Segundo Vieira & De Maria (1995), α_{ci} 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 escalar 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).

No ajuste dos semivariogramas experimentais, foram considerados os modelos teóricos esférico, exponencial e gaussiano. A seleção dos modelos teóricos de melhor ajuste foi baseada no índice IGF (*Indicative Goodness of Fit*). A validação cruzada foi realizada pelo método de Jack-knifing (VAUCLIN et al., 1983). Os dados observados e estimados foram submetidos a teste de comparação de média (Teste z) com significância de 0,05, com a hipótese de que a diferença entre as médias é igual a zero.

Os mapas da distribuição espacial das propriedades do solo foram produzidos com o programa ArcMap na versão 8.1 (ESRI, 2001), o qual utiliza a técnica de Krigagem Ordinária para a interpolação de dados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Apresentam-se na Figura 2 as frações de areia, silte e argila de cada ponto estudado.

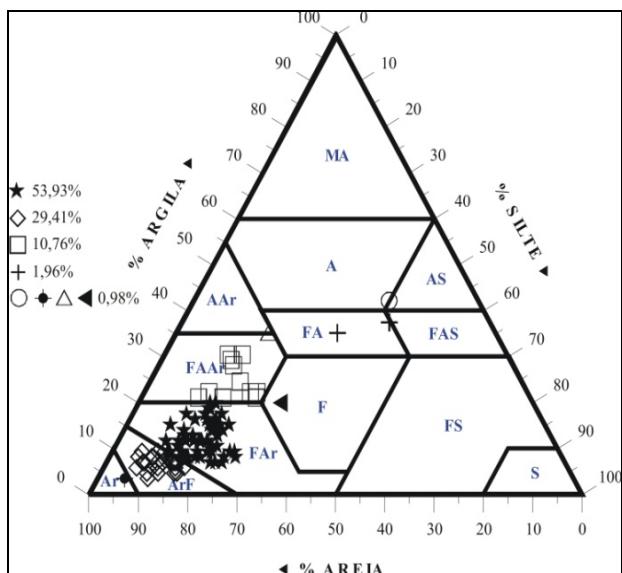


Figura 2 - Classes texturais dominantes dos solos nos pontos ensaiados na área. Ar: Areia; ArF: Areia Franca; FAr: Franco Arenoso; F: Franco; FAar: Franco Argilo Arenoso; FA: Franco Argiloso; FS: Franco Siltoso; S: Silte; FAS: Franco Argilo Siltoso; AS: Argila Siltosa; AAr: Argila Arenosa; A: Argila; MA: Muito Argilos

Dos 102 pontos amostrados na área de estudo, 65,69% são de textura média (53,93% são Franco Arenosos, 0,98% são Franco e 10,78% são Franco Argilo Arenosos), 30,39% são de textura arenosa (29,41% de Areia Franca e 0,98% de Areia) e 3,92% são de textura argilosa (0,98% são Argilos, 1,96% são Franco Argiloso e 0,98% são Argilo Arenoso).

Gruparam-se os testes de infiltração de acordo com a classe textural apresentada na Figura 3, cuja duração variou de 200 a 4000 s e a lâmina de infiltração de 40 a 180 mm.

É possível observar alta variabilidade dos fluxos de infiltração, o que pode ser interpretado como uma resposta à influência da heterogeneidade local. Essa variabilidade, por sua vez, deve estar mais associada aos fatores estruturais do solo do que aos fatores texturais, uma vez que em uma mesma classe textural (por exemplo, a franco arenosa), existe uma variabilidade elevada nas lâminas infiltradas. Os

fatores estruturais do solo podem estar associados à ativação hidráulica dos macroporos, durante a infiltração.

Scherpinski et al. (2010) afirmaram que condutividade hidráulica saturada depende do espaço poroso, e este parâmetro varia bastante de solo para solo e, também, para o mesmo solo em função das variações estruturais. As mudanças estruturais do solo, de acordo com Castro et al. (2010), podem ocorrer em função do seu manejo, o que propicia mudança no fluxo de água. Assim, para uma mesma classe textural do solo submetida a diferentes manejos, poderá ocorrer alta variabilidade da condutividade hidráulica.

Definidos os parâmetros de forma (m ou n e η) e de normalização (θ_s , K_s e h_g), construíram-se as curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$, conforme Figura 4. Em cada curva, o ponto de origem, θ_s , foi determinado durante os ensaios; elas apresentam claramente a inflexão característica do modelo logo após a saturação, correspondente ao valor do potencial de entrada de ar (h_g) na matriz porosa do solo.

Analisando-se as situações extremas, solo FA e Ar, observa-se que a variação nos teores de umidade do FA é semelhante à variação do Ar, porém a capacidade de retenção do FA é bem maior. A maior proximidade das partículas do FA faz com que os efeitos de adsorção e capilaridade sejam mais intensos que no solo Ar, retendo maior quantidade de água. Segundo Beutler et al. (2002), as propriedades hidráulicas, como a curva de retenção de água, dependem do tipo de solo, histórico de uso e preparo do solo.

A análise das curvas de condutividade hidráulica ajuda a entender melhor o comportamento hidráulico nos solos dos pontos ensaiados. Para F, FAr e ArF, por exemplo, observa-se inversão de comportamento nas curvas de $K(\theta)$ a partir do conteúdo volumétrico de água igual a $0,25 \text{ cm}^3 \text{ cm}^{-3}$. Para $\theta < 0,25 \text{ cm}^3 \text{ cm}^{-3}$, os valores de $K(\theta)$ para F são menores que os do FAr e do ArF, enquanto para $\theta > 0,25 \text{ cm}^3 \text{ cm}^{-3}$ esta condição se inverte e os valores de $K(\theta)$ de F passam a ser maiores. Essa inversão no comportamento hidráulico pode ter ocorrido devido a fatores relacionados com a estrutura do solo, assim como pela presença de fendas, rachaduras e canais biológicos originados por raízes ou pela fauna do solo, que atuam como caminhos preferenciais e influenciam na condutividade hidráulica. Além disso, o manejo do solo pode ter contribuído para esse comportamento, uma vez que ele altera a estrutura do solo e, consequentemente, influencia na dinâmica do fluxo de água.

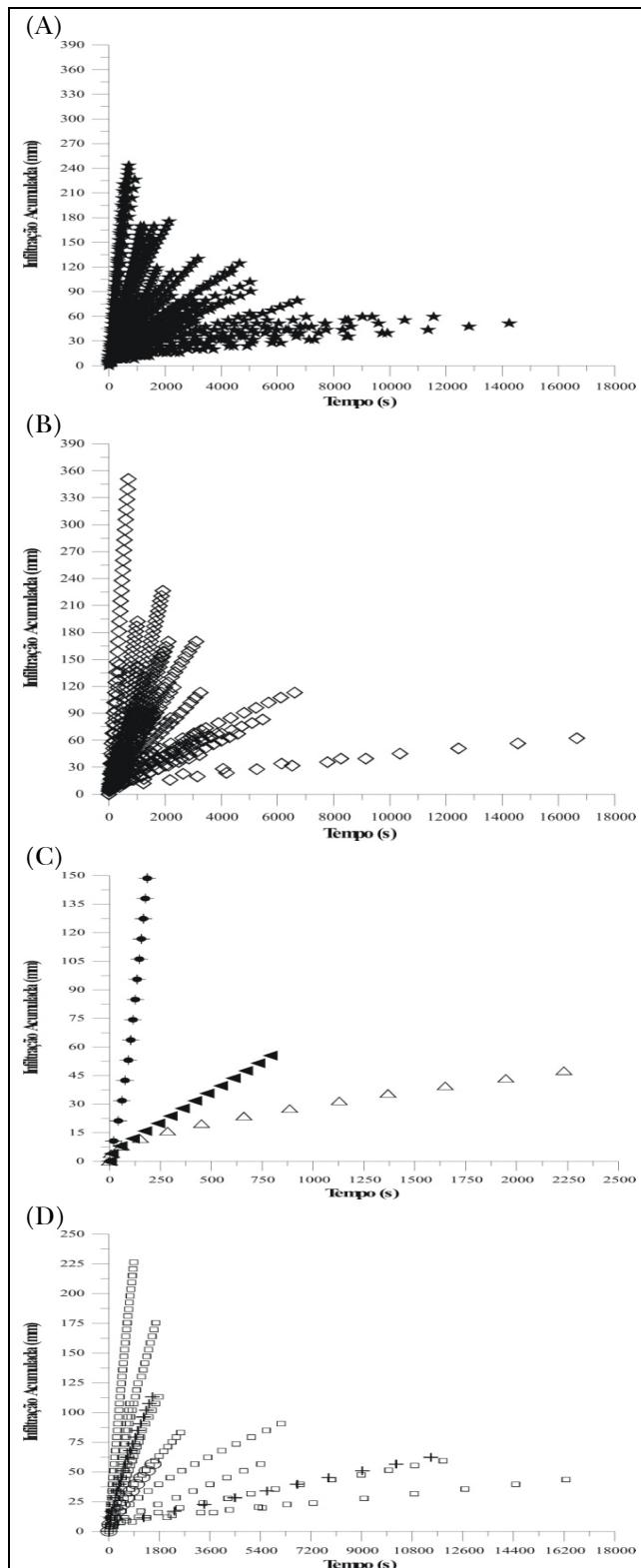
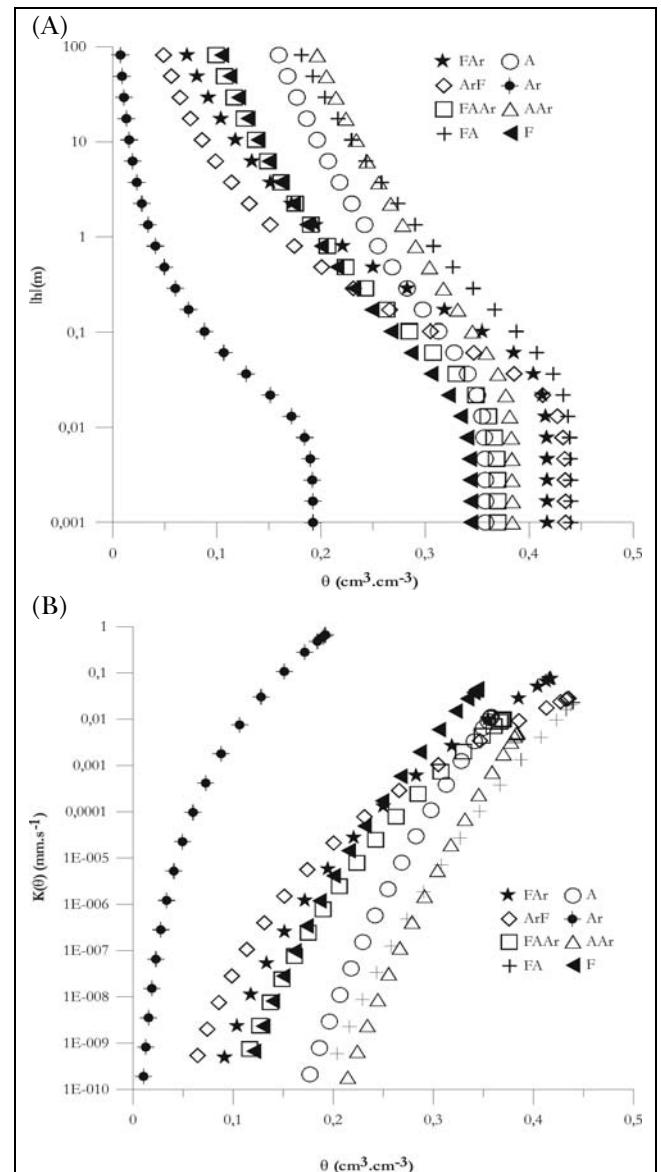


Figura 3 - Infiltrações acumuladas em função do tempo para as classes texturais dominantes dos solos nos pontos.

(A) FAr; (B) ArF; (C) Ar, AAr e F; (D) FA, A e FAAr



**Figura 4 - Curva de retenção da água no solo (A)
e Curva de condutividade hidráulica (B)**

Na Tabela 1, estão apresentados os resultados da estatística descritiva realizada para a série de dados, de onde é possível verificar que a média e a mediana permanecem próximas, sendo verificada uma distribuição normal para os valores de n , η e θ_s e log-normal os dados de K_s e $h_g(\theta)$. O teste de Kolmogorov-Smirnov, cujo resultado também está presente na referida Tabela 1, confirma a observação anterior.

Analisando a variabilidade espacial dos parâmetros das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$, obtidos com o método Beerkan, em dois solos cultivados na

Paraíba, Souza et al. (2008b) observaram também que os valores de n , η e θ_s se aproximam da distribuição normal e que os de K_s e $|h_g|$ se aproximam da distribuição log-normal. Em seus trabalhos Mubarak et al. (2009), Sisson & Wirenga (1981) e Luxmoore & Sharma (1980) também verificaram uma distribuição log-normal para K_s .

freqüentemente encontrados. Embora o modelo esférico seja o mais utilizado, Junqueira Junior et al. (2008) sugerem a utilização do modelo gaussiano, em estudo realizado num Cambissolo da Sub-bacia Hidrográfica do Ribeirão Lavrinhas.

Tabela 1 - Resumo da estatística descritiva para os parâmetros estudados

Parâmetros	n	η	θ_s ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$)	$\log K_s$ (mm s^{-1})	$\log h_g $ (mm)	Parâmetros										
						n	η	θ_s ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$)	$\log K_s$ (mm s^{-1})	$\log h_g $ (mm)	Modelo	Esf	Esf	Esf	Esf	Esf
Média	2,22	13,16	0,36	-1,66	1,43											
Mediana	2,22	12,24	0,36	-1,68	1,41											
DP	0,07	3,72	0,06	0,61	0,22											
CV (%)	3,00	28,26	16,82	-36,76	15,57											
D_t	0,05	0,13	0,06	0,05	0,07											
$D_{c,n,5\%}$	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13											

$D_t = \max [F(X)-G(X)]$, em que $F(X)=P(X \leq x)$ e $G(X)$ são as freqüências acumuladas dos valores observados; $D_{c,n,5\%}$ (KS) é o valor crítico do teste KS para $n=N^0$ de pontos

Observa-se na Tabela 1 que o parâmetro de forma n apresentou baixa variabilidade ($CV < 12\%$) e o parâmetro de forma η e os de normalização θ_s , $\log K_s$ e $\log |h_g|$ apresentaram média variabilidade ($12\% \leq CV \leq 52\%$).

Souza et al. (2008b), estudando a variabilidade espacial das propriedades hidráulicas, obtidas com o método Beerkan, em uma bacia experimental do semi-árido paraibano, verificaram uma média variabilidade da variável θ_s para o Neossolo Flúvico e baixa variabilidade para o Latossolo Amarelo. Mubarak et al. (2009) estudando um solo franco com 43% de areia, 40% de silte e 17% de argila, também observaram média variabilidade do parâmetro K_s .

Os resultados da análise geoestatística dos parâmetros avaliados estão apresentados na Tabela 2, o modelo esférico foi escolhido, haja vista que se ajustou melhor às semivariâncias experimentais.

O modelo matemático esférico ajustado a todos os semivariogramas é o que predomina nos trabalhos em ciência do solo (e.g. VIEIRA, 1997; SOUZA et al., 2001; CARVALHO et al., 2002). Estudando modelos de ajustes de semivariogramas, McBratney & Webster (1986) relataram que os modelos esférico e exponencial são os mais

Tabela 2 - Resumo da análise geoestatística dos parâmetros estudados

Parâmetros	n	η	θ_s ($\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$)	$\log K_s$ (mm s^{-1})	$\log h_g $ (mm)
Modelo	Esf	Esf	Esf	Esf	Esf
C_0	0,67	0,49	0,48	0,52	0,68
C_1	0,35	0,58	0,51	0,43	0,34
a (km)	1,02	1,34	1,23	1,23	1,09
GDE	65,88	45,85	48,79	54,94	66,57
DE	Mod	Mod	Mod	Mod	Mod
IGF	0,01	0,04	0,01	0,01	0,002

C_0 = efeito pepita; $(C_0 + C_1)$ = patamar; a = alcance; GDE = grau de dependência espacial; DE = dependência espacial; IGF = Indicativo de boa qualidade do ajuste (Indicative Goodness of Fit).

Os parâmetros estudados apresentaram dependência espacial moderada. Cambardella et al. (1994) avaliaram o grau de dependência espacial, segundo este critério, em 27 atributos do solo, e identificaram diferentes níveis de dependência. Abreu et al. (2003) destacam que, de maneira geral, as propriedades do solo apresentam moderada dependência espacial.

Os modelos teóricos de semivariogramas usualmente considerados foram testados e somente os que apresentaram os valores de IGF (Indicative Goodness of Fit) próximos a zero foram mostrados. Os semivariogramas experimentais normalizados, bem como o modelo teórico ajustado correspondente aos parâmetros do solo estudados, estão apresentados na Figura 5.

Os menores valores para o alcance foram observados para n e $\log |h_g|$, indicando que os pontos são mais semelhantes entre si num raio de 1 km aproximadamente. Já para os demais parâmetros, os raios aumentam em média para 1,26 km, comprovando que o alcance da dependência espacial depende do parâmetro. Para determinar o parâmetro η , por exemplo, podem ser usados espaçamentos maiores na amostragem, pois o alcance obtido foi maior do que para os demais parâmetros avaliados.

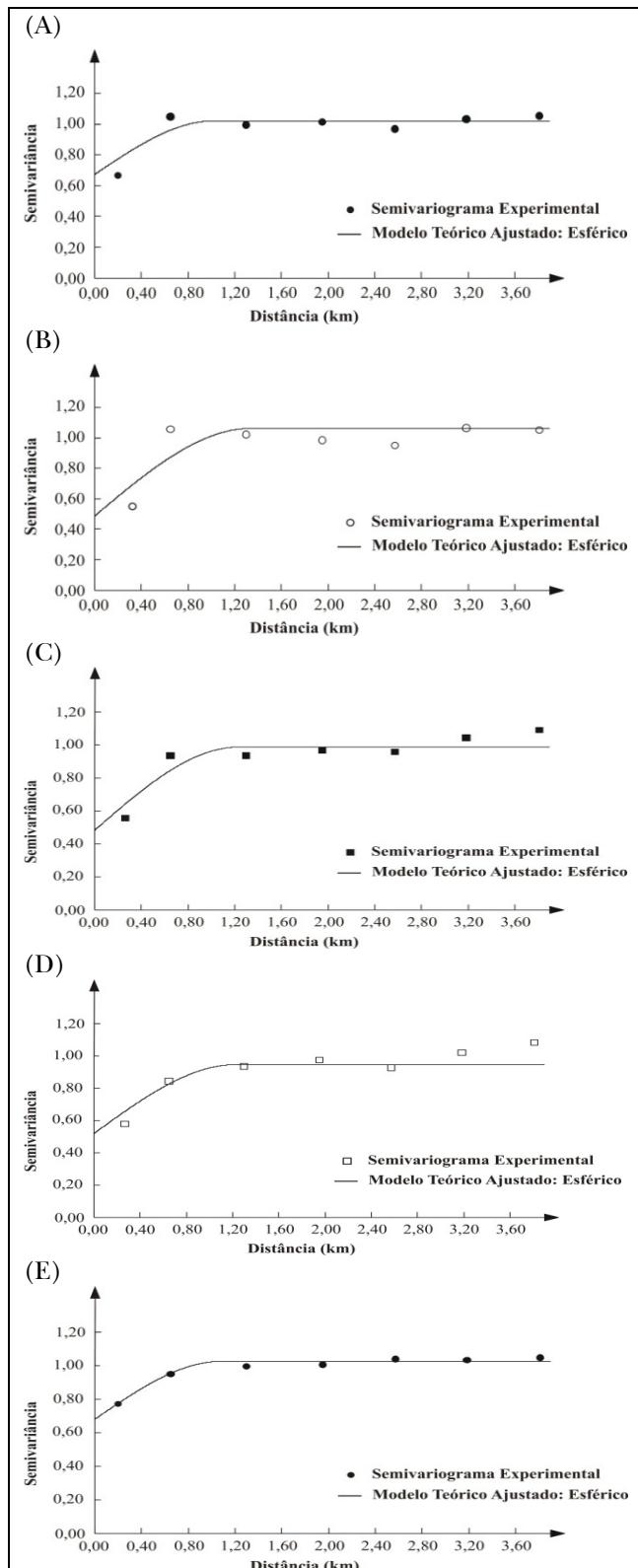


Figura 5 - Semivariogramas dos parâmetro n (A), parâmetro η (B), parâmetro θ_s (C), parâmetro K_s (D) e parâmetro $\log |h_g|$ (E)

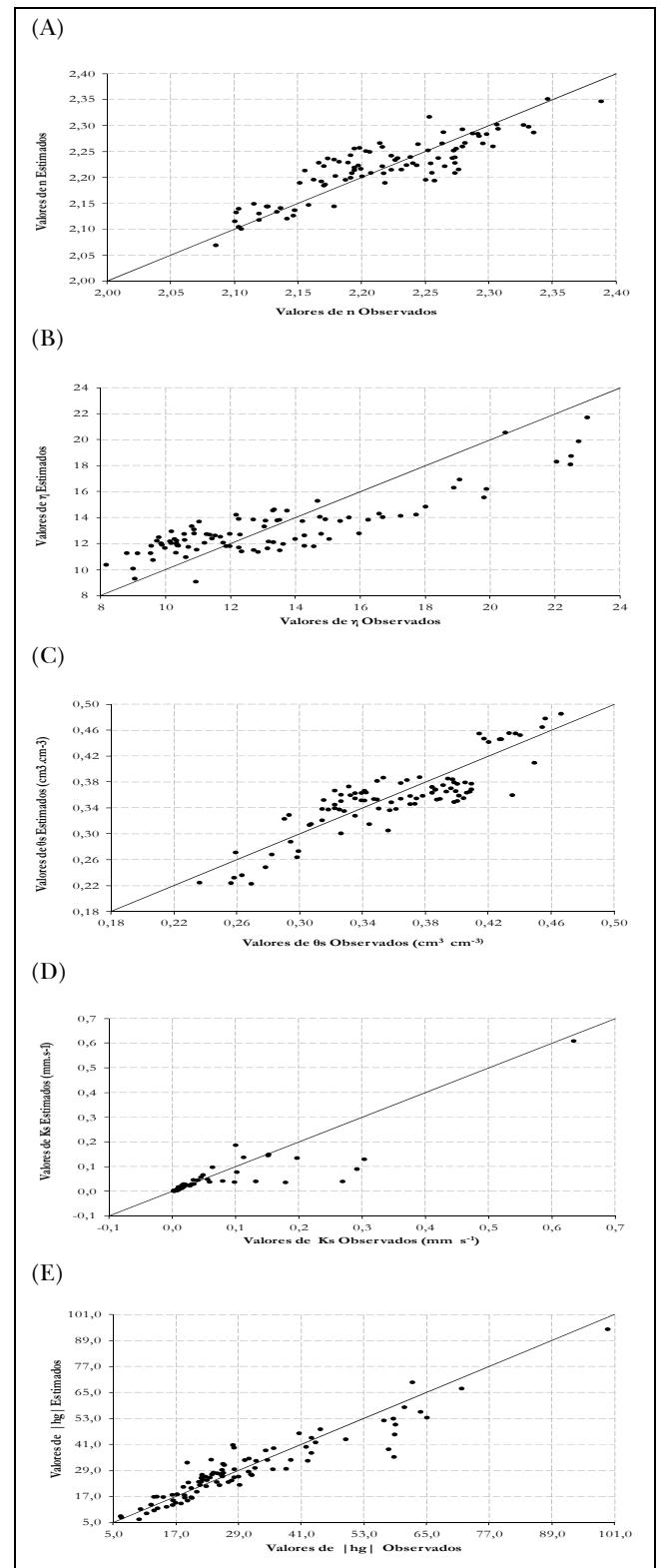


Figura 6 - Significância dos ajustes dos modelos teóricos aos dados experimentais parâmetro n (A), parâmetro η (B), parâmetro θ_s (C), parâmetro K_s (D) e parâmetro h_g (E)

O parâmetro $\log|h_g|$ apresentou maior valor de efeito pepita em relação aos demais parâmetros, sendo igual a 0,681. Os valores de efeito pepita refletem a variabilidade provavelmente não detectada pelas distâncias dos pontos de amostragem. Já para os parâmetros η e θ_s , os valores foram praticamente os mesmos.

Para estudos de solos agrícolas, Tsegaye & Hill (1998) e Bosch & West (1998) indicam as práticas de cultivo como as principais causadoras dos elevados efeitos pepita, (C_0), nas camadas mais superficiais. Segundo Mohanty & Mousli (2000), além do cultivo, os efeitos do tráfego, das raízes, das minhocas e dos ciclos de congelamento e descongelamento, promovem um aumento de C_0 nas camadas mais superficiais.

A Figura 6 apresenta a significância dos ajustes dos modelos teóricos aos dados experimentais. Os valores estimados foram baseados na técnica de Jack-Knifing. Percebe-se um bom ajuste dos valores estimados pelos semivariogramas teóricos em relação aos dados experimentais dos parâmetros n , η , θ_s , K_s e h_g , sendo os valores do coeficiente de determinação (R^2) acima de 0,7. Verifica-se, para os valores de η , maior dispersão entre os dados observados e estimados, sendo explicitada pela distribuição dos valores em torno da reta 1:1 e confirmado pelo menor valor de R^2 . Os melhores ajustes foram observados para os parâmetros de normalização (K_s e h_g), com os maiores valores de R^2 , confirmando os valores mais baixos do índice IGF observados para eles.

Os mapas de distribuição espacial dos parâmetros de forma (n e η) e de normalização (θ_s , K_s e h_g) das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$, produzidos a partir da análise geoestatística e da interpolação por krigagem ordinária, estão apresentados na Figura 7.

Na Figura 7A, verifica-se que o mapa da distribuição espacial do parâmetro n tem valores com amplitude que variam de 2,08 a 2,38, observando-se uma maior variabilidade entre os valores ocorrendo na direção NS da área da bacia.

Lassabatère et al. (2006) utilizaram o método Beerkan em três solos diferentes (Roujan, Django Reinhardt, Chernobyl) e encontraram valores de n iguais a 2,20, 2,97 e 2,65, respectivamente. Souza et al. (2008) encontraram valores de n nos intervalos de 2,15 a 2,36, em um Neossolo Flúvico e 2,16 a 2,23 em um Latossolo Amarelo.

Na Figura 7B, observa-se que o mapa tem valores com amplitude de 8,14 a 26,54, verificando-se uma ocorrência das menores amplitudes na parte sul da área de estudo. Souza (2005), estudando em

duas áreas experimentais cultivadas com feijão no estado da Paraíba, observou valores de η com amplitude de 7,5 a 15,5 e 9,5 a 15.

Na Figura 7C, percebe-se que o mapa da distribuição espacial do parâmetro θ_s tem valores com amplitude de 0,19 a 0,51 $\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$, verificando-se uma variação nas amplitudes dos valores no sentido NO para SO, além de acompanhar aproximadamente o curso do rio principal, conforme Figura 1. Silva et al. (2009), analisando amostras de solos com diferentes classes texturais (arcia, areia franca e franco arenosa), verificaram para o parâmetro θ_s valores com amplitudes de 0,28 a 0,53 $\text{cm}^3 \text{cm}^{-3}$ na bacia do rio Guaraíra. Souza et al. (2008b) observaram valores de θ_s entre 0,36 a 0,47 cm^3 , em um Neossolo flúvico com texturas FAr, F, FAAr, ArF e Ar, e 0,38 a 0,56 cm^3 em um Latossolo Amarelo com textura média, predominando a classe FAAr.

Na Figura 7D, verifica-se no mapa da distribuição espacial de K_s valores com amplitude de 0,002 a 0,63. As menores amplitudes são observadas, principalmente, nas faixas marginais aos cursos d'água onde ocorrem os Gleissolos, os quais se caracterizam como solos de baixa condutividade hidráulica, sendo basicamente constituídos por perfis com uma camada que impede o movimento de água em profundidade, com textura média a argilosa.

Observam-se na Figura 7E valores de $|h_g|$ com amplitude de 6,30 a 99,55 mm, verificando-se a ocorrência de uma variação nas amplitudes dos valores tanto no sentido NS como no sentido de NO para SO. Souza et al. (2008a) analisaram amostras de solos com diferentes classes texturais e reportaram valores para o parâmetro $|h_g|$ com amplitude que variaram entre 12,25 a 84,30 mm.

As médias observada e estimada de todos os parâmetros avaliados não apresentaram diferenças significativas ao nível de 0,05 de probabilidade.

Os mapas das estimativas de erro dos cinco parâmetros avaliados estão apresentados na Figura 8. O comportamento diferenciado dos mapas dos parâmetros entre si é justificado pelas diferenças nas estruturas de correlação espacial (Figura 5). Observa-se que os erros de estimativas dos parâmetros são da ordem de grandeza dos desvios-padrão de campo (Tabela 1) nos casos da Figura 8 C, D e E, enquanto no caso das Figuras 8 A e B são superiores ao desvio-padrão das observações. Esse fato está relacionado aos elevados efeito-pepita das variáveis correspondentes às Figuras 8 A e B, superiores aos das demais variáveis. Isso demonstra que para essas variáveis a amostragem realizada não

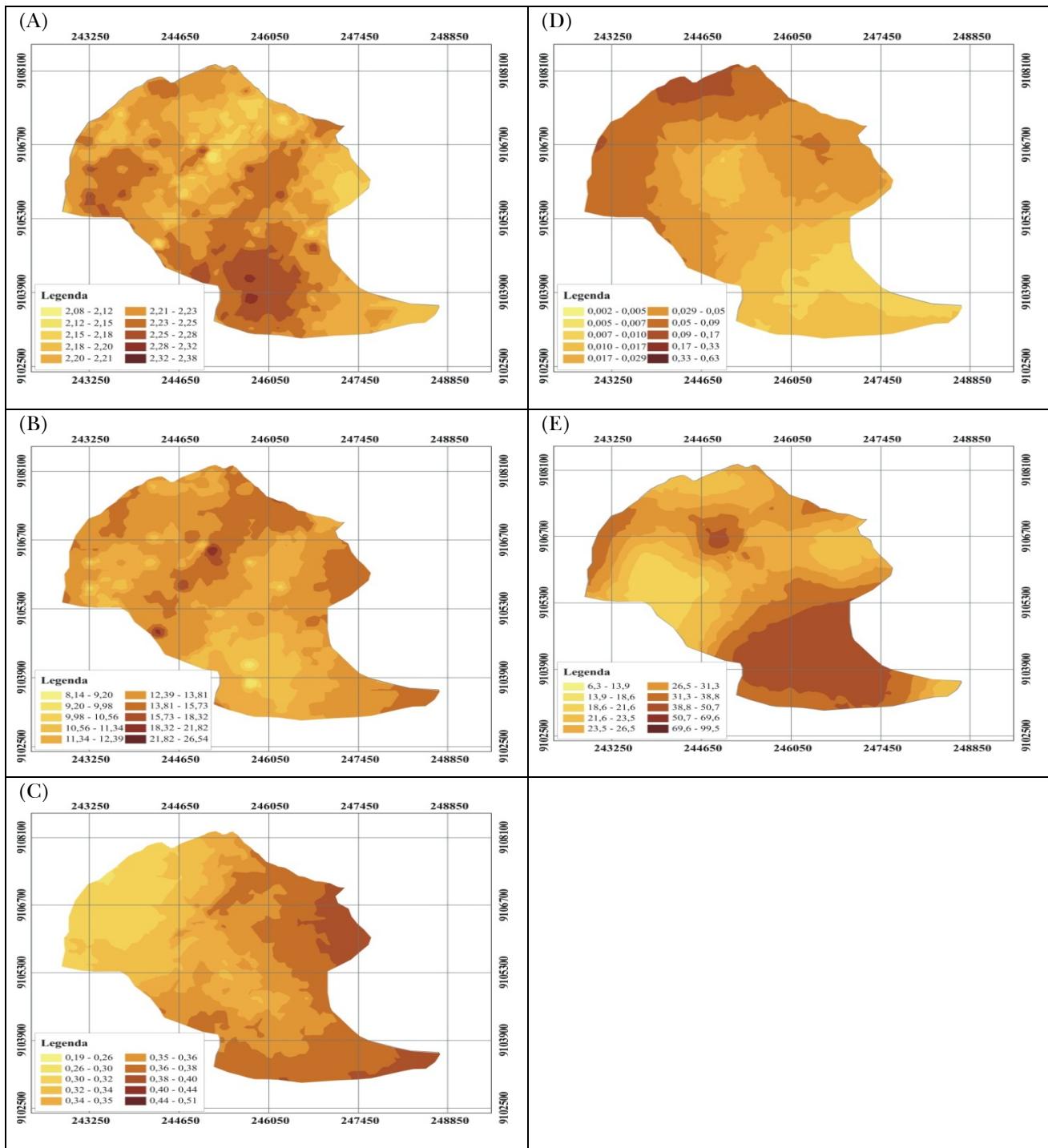


Figura 7 - Mapas de distribuição espacial do parâmetro n (A), parâmetro η (B), parâmetro θ_s (C), parâmetro K_s (D) e parâmetro h_g (E)

capturou a estrutura de correlação das variáveis e, portanto, a estatística clássica poderia ser aplicada para caracterização dessas variáveis. Montenegro et al. (1999) também observaram elevados erros de

estimativa devido à presença da microestrutura de correlação, identificada através do efeito pepita no variograma.

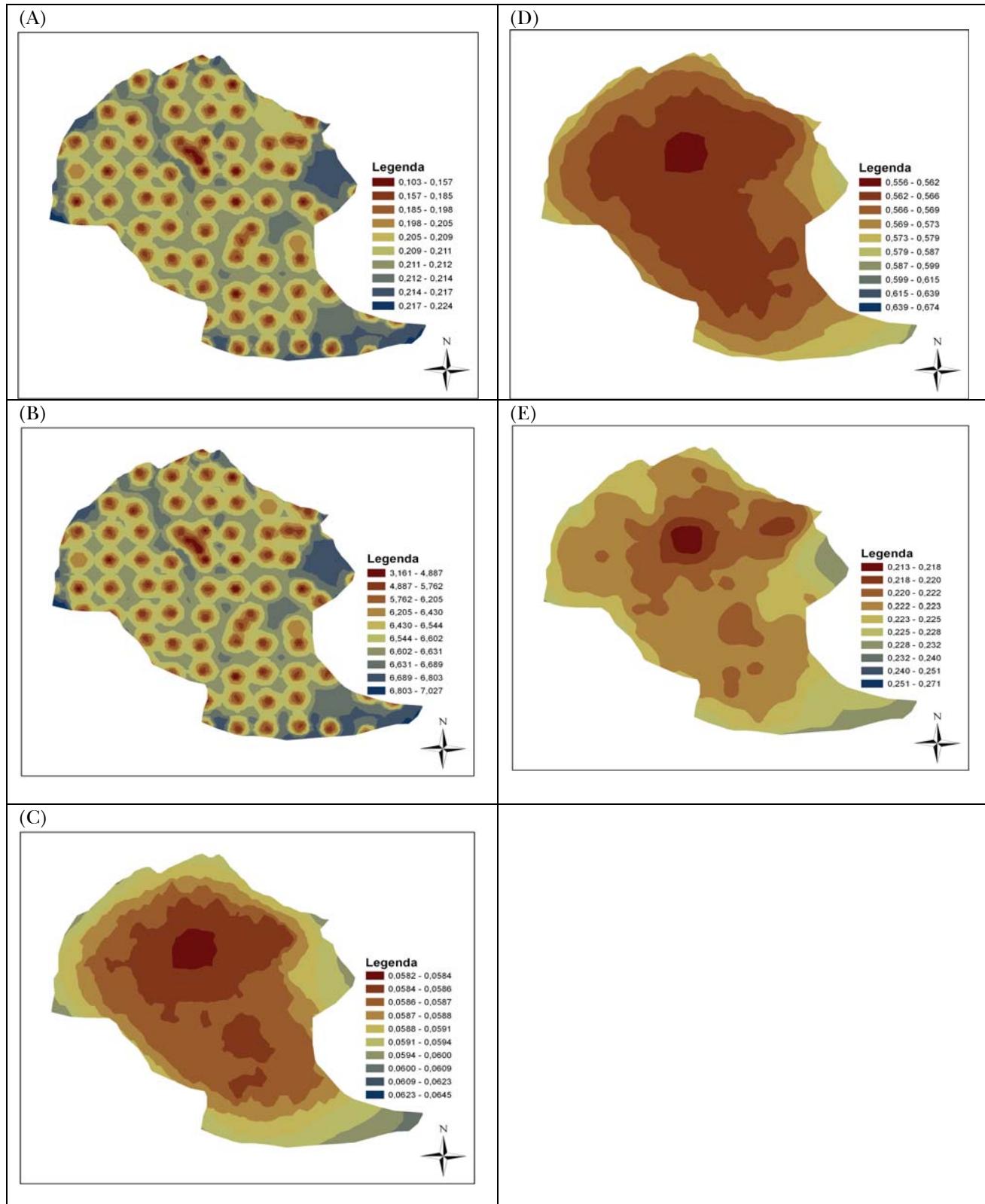


Figura 8 - Mapas das estimativas de erro dos parâmetros n (A), parâmetro η (B), parâmetro θ_s (C), parâmetro K_s (D) e parâmetro h_g (E)

CONCLUSÕES

1. Verificou-se que os resultados obtidos a partir da utilização do método Beerkan, apresentaram coerência com outros trabalhos da literatura que usaram a mesma metodologia;
2. Observou-se que tanto para os parâmetros de forma (n e η) quanto para os parâmetros de normalização (θ_s , K_s e h_g) das curvas $\theta(h)$ e $K(\theta)$, o modelo esférico foi o que melhor se ajustou às semivariâncias experimentais;
3. Conforme os critérios propostos por Cambardella et al. (1994), as razões entre o efeito pepita e o patamar dos parâmetros estudados apresentaram estruturas de moderada dependência espacial, onde os valores da relação $[C_0/(C_0 + C_1)]$ está entre 25% e 75%;
4. Pôde-se concluir que o método Beerkan apresentou-se como uma ferramenta promissora, robusta e de fácil aplicação o que poderá ajudar a parametrização de modelos hidrológicos do tipo físico e distribuído.

AGRADECIMENTOS

À FINEP, ao CNPq e à FACEPE pelo apoio financeiro e concessão das bolsas de Doutorado/Produtividade em Pesquisa, aos revisores da RBRH e à REHISA (Rede de Hidrologia do Semiárido) pelo suporte científico.

REFERÊNCIAS

ABREU, S. L. DE; REICHERT, J. M.; SILVA, V. R. DA; REINERT, D. J.; BLUME, E. (2003) *Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto*. Ciência Rural, 33: 275-282.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS (ABNT) (1984). *Análise granulométrica*. Rio de Janeiro. (ABNT NBR – 7181).

BABALOA, O. (1977) *Spatial variability of soil water properties in tropical soil of Nigéria*. Soil Science, 126: 269–279.

BEUTLER, A. N.; CENTURION, J. F.; SOUZA, Z. M.; ANDRIOLI, I.; ROQUE, C. G. (2002) *Retenção de água em dois tipos de Latossolo sob diferentes usos*. R. Bras. Ci. Solo, 26: 829-834.

BOSCH, D.D.; WEST, L.T. (1998) *Hydraulic conductivity variability for two sandy soils*. Soil Science Society of America Journal, Madison, 62: 90–98.

BOUMA, J. (1989) *Using soil survey data for quantitative land evaluation*. Adv. Soil Science., 9: 177-213.

BOUMA, J. (1989) *Using soil survey data for quantitative land evaluation*. Adv. Soil Science., 9: 177-213.

BRAGA, R. A. P. (2001). *Gestão ambiental da bacia do rio Tapacurá – Plano de ação*. UFPE/CTG/DECIVIL/GRH, apoio FINEP e FACEPE, Recife, 101 p.

BRAUD, I.; DE CONDAPPA, D.; SORIA UGLADE, J. M.; HAVERKAMP, R.; ANGULO-JARAMILLO, R.; GALLE, S. AND VAUCLIN, M. (2005) *Use of scaled forms of the infiltration equation for the estimation of unsaturated soil hydraulic properties (the Beerkan method)*. European Journal of Soil Science, 56: 361-374.

BROOKS, R. H.; COREY, A. T. (1964) *Hydraulic properties of porous media*. Hydrology Paper, n.3, Colorado State University, Fort Collins.

CAMARGO, L. A.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T. (2010) *Spatial variability of physical attributes of an alfisol under different hillslope curvatures*. Revista Brasileira de Ciência do Solo, 34:617-630.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIM, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KOOPKA, A. E. (1994) *Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils*. Soil Science Society of America Journal, Madison, 58: 1501-1511.

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

CASTRO, O. M.; VIEIRA, S. R.; SIQUEIRA, G. M. (2010) *Atributos físico-hídricos de um Latossolo Vermelho Eutroférico sob diferentes sistemas de manejo.* Bragantia, Campinas, v. 69, n. 2, p.433-443.

ESRI. Inc. ArcMap versão 8.1. (2001) Copyright – US Patent No. 5710835.

FENG, Q.; LIU, Y.; MIKAMI, M. (2004) *Geostatistical analysis of soil moisture variability in grassland.* Journal of Arid Environments, 58: 357–372.

GAJEM, Y.M.; WARRICK, A.W.; MYERS, D.E. (1981) *Spatial dependence of physical properties of a Typic Torrifluvent soil.* Soil Science Society of America Journal, Madison, 45: 709-715.

GOOVAERTS, P. (1999) *Geostatistical in soil science: State-of-the-art and perspectives.* Geoderma, 89:1-45.

HAVERKAMP, R.; ROSS, P.J.; SMETTEM, K.R.J.; PARLANGE, J.Y. (1994) *Three dimensional analysis of infiltration from the disc infiltrometer. 2. Physically based infiltration equation.* Water Resources Research, Washington, 30: 2931-2935.

HAWS, N.W.; LIU, B.; BOAST, C.W.; RAO, P.S.C.; KЛАDIVKO, E.J. & FRANZMEIER, D.P. (2004) *Spatial variability and measurement scale of infiltration rate on an agricultural landscape.* Soil Sci. Soc. Am. J., 68:1818-1826.

HILLEL, D. (1998) *Environmental soil physics.* New York: Academic Press, 771p.

JUNQUEIRA JUNIOR, JOSÉ A.; SILVA, ANTONIO M.; R.; PINTO, DANIEL BRASIL FERREIRA. (2008) *Continuidade espacial de atributos físico-hídricos do solo em sub-bacia hidrográfica de cabeceira.* Ciência e Agrotecnologia, 3: 914–922.

LANDIM, P. M. B. (2003) *Análise estatística de dados geológicos.* São Paulo: Editora UNESP, 253p.

LASSABATÈRE, L.; ANGULO-JARAMILLO, R.; SORIA, J.M.; CUENCA, R.; BRAUD, I.; HAVERKAMP, R. (2006) *Beerkan Estimation of Soil Transfer parameters through infiltration experiments – BEST.* Soil Science Society of American Journal, Madison, 70: 521-532.

LASSABATÈRE, L.; ANGULO-JARAMILLO, R.; GOUTALAND, D.; LETELLIER, L.; GAUDE, J. P.; WINIARSKI, T.; DELOLME, C. (2010) *Effect of the*

settlement of sediments on water infiltration in two urban infiltration basins. Geoderma, 156: 316–325.

LUXMOORE, R.J.; SHARMA, M.L. (1980) *Runoff responses to soil heterogeneity: experimental and simulation comparisons for two contrasting watersheds.* Water Resources Research, 16: 675-684.

MCBRATNEY, A. B. & WEBSTER, R. (1986) *Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates.* J. Soil Sci., 37: 617-639.

MOHANTY, B.P.; MOUSLI, Z. *Saturated hydraulic conductivity and soil water retention properties across a soil-slope transition.* Water Resources Research, 36:3311–3324, 2000.

MONTENEGRO, S.M.G.L.; MONTENEGRO, A.A.A.; MACKAY, R. (1999). *Caracterização da variabilidade espacial de parâmetros hidráulicos em solos aluviais no Estado de Pernambuco.* Revista Brasileira de Recursos Hídricos, Porto Alegre- RS, v. 4, n.2, p. 3-20.

MUALEM, Y. (1986) *Hydraulic conductivity of unsaturated soils: Predictions and formulas In: Klute, A. (ed.) Methods of soil analysis. Part 1.* 2nd ed. SSSA Book Ser. 5. SSSA, Madison, WI, p. 799–823.

MUBARAK, ; MAILHOL, J.C.; JARAMILO, R. A.; RUELLE, P.; BOIVIN, P.; KHALEDIAN, M. (2009) *Temporal variability in soil hydraulic properties under drip irrigation.* Geoderma, 150:158–165.

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”, Tese de Doutorado, 1996, 91p.

SOUZA, M.Z.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; AMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P. & PEREIRA, G.T. (2001) *Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS).* Revista Brasileira de Ciência Solo, 25: 699-707.

SOUZA, E.S. (2005) *Caracterização hidrodinâmica na escala local e da parcela agrícola de dois solos do estado da Paraíba: Variabilidade espacial e temporal, e meio homogêneo equivalente.* Tese de Doutorado - Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 138 p.

- SOUZA, E. S.; ANTONINO, A. C. D.; ÂNGULO-JARAMILLO, R.; NETTO, A. M. (2008 a) *Caracterização hidrodinâmica de solos: aplicação do método.* Revista Bras. de Engenharia Agrícola e Ambiental. Campina Grande, v.12, n 2, pp.128-135.
- SOUZA, E. S.; ANTONINO, A. C. D.; ÂNGULO-JARAMILLO, R.; NETTO, A. M.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; SILVA, E. B. (2008 b) *Variabilidade espacial dos parâmetros hidrodinâmicos de duas parcelas agrícolas no Estado da Paraíba.* R. Bras. C. Solo, 32: 1795 – 1804.
- SCHERPINSKI, C.; URIBE-OPAZO, M. A.; BOAS, M. A. V.; SAMPAIO, S. C.; JOHANN, J. (2010) A. *Variabilidade espacial da condutividade hidráulica e da infiltração da água no solo.* Acta Scientiarum. Agronomy. Maringá, v. 32, n. 1, p. 7 13.
- SILVA, J. F. C. B. C. (2009) *Análise espacial das características hidrodinâmicas e do uso e ocupação do solo da bacia experimental do rio Guaraíra mediante uso de geotecnologias.* Dissertação de Mestrado - Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 85 p.
- SISSON, J.B.; WIERENGA, P.J. (1981) *Spatial variability of steady-state infiltration rates as a stochastic process.* Soil Science Society of America Journal, 45: 699-704.
- TSEGAYE, T.; HILL, R. L. *Intensive tillage effects on spatial variability of soil physical properties.* Soil Science, 163: 143-154, 1998.
- VAN GENUCHTEN, M. TH. (1980) *A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils.* Soil Sci. Society of America Journal, Madison, 44: 892-898.
- VAN GENUCHTEN, M. TH.; SCHAAP, M.G.; MOHANTY, B.P.; SIMUNEK, J.; LEIJ, F.J. (1999) *Modeling flow and transport processes at the local scale.* In: Feyen, J.; Wiyo, K. (ed.) *Modeling of transport process in soils at various scales in time and space.* Wageningen Pers, Wageningen, The Netherlands, p.23–45.
- VAUCLIN, S.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G. & NIELSEN, D.R. (1983) *The use of cokriging with limited field soil observations.* Soil Sci. Soc. Am. J., 47:175-184.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. (1983) *Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties.* Hilgardia, v.51, p.1-75.
- VIEIRA, S. R.; DE MARIA, I. C. (1995) *Delineamento experimental e análise estatística na pesquisa de conservação do solo.* In: Reunión sobre metodología investigación en manejo de suelos. Dialogo. Montevideo: IICA, p.3-11.
- VIEIRA, S. R. (1997) *Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP).* Bragantia, 56: p.181-190.
- WARRICK A.W.; NIELSEN, D.R. (1980) *Spatial variability of soil physical properties in the field.* In: Hillel, D. (Ed.). *Application of soil physics.* New York: Academic Press.
- Spatial Variability Of Physical And Hydraulic Attributes Of Soils In An Experimental Basin In The State Of Pernambuco**
- ABSTRACT**
- The objective of this work was to analyze the spatial variability of the parameters from retention and hydraulic conductivity curves, described by van Genuchten (1980) and Brooks and Corey (1964) models, respectively, using the Beerkman method. The field tests were performed at 102 points in a 500 x 500 m grid. Geostatistics was used to analyze the spatial variability. The spatial distribution maps were produced by the Ordinary Kriging technique for interpolation of the data. The spherical model showed a better fit for all evaluated parameters which presented a structure of moderate spatial dependence. The Beerkman method has been shown as a promising tool, robust and easy to apply.
- Key-words:** Beerkman, variogram, retention curve, hydraulic conductivity