



## Variabilidade espacial de classes de textura, salinidade e condutividade hidráulica de solos em planície aluvial

**Abelardo A. A. Montenegro<sup>1</sup> & Suzana M. G. L. Montenegro<sup>2</sup>**

### RESUMO

Visando-se avaliar a distribuição de classes texturais e sua correlação espacial com a infiltrabilidade e salinidade de uma área aluvial, no Agreste de Pernambuco, utilizou-se a geoestatística indicadora segundo uma distribuição binária baseada na presença/ausência de solos francos. Considerando-se pontos de amostragem e de testes de infiltração dispostos ao longo do eixo principal do aluvião, e aleatoriamente distribuídos, analisou-se a variabilidade espacial das classes de solo predominantes, da velocidade de infiltração básica (condutividade hidráulica saturada) e da condutividade elétrica do extrato de saturação da camada subsuperficial, cujos alcances dos semi-variogramas ajustados foram de 333, 320 e 520 m, respectivamente. Verificou-se que a geoestatística indicadora preservou a correlação espacial entre a textura e a condutividade hidráulica, e entre a textura e a condutividade elétrica. Deste modo, as classes de solo predominantes podem ser usadas para representar distintos padrões no tocante ao potencial de lixiviação e à susceptibilidade de salinização. A metodologia indicadora mostra-se promissora para estudo da variabilidade espacial de propriedades físicas de solos aluviais onde predominam classes contrastantes.

**Palavras-chave:** aluvião, geoestatística indicadora, infiltração

## Spatial variability of textural classes, salinity and hydraulic conductivity of soil in an alluvial plain

### ABSTRACT

Aiming to evaluate the soil textural classes distribution and the spatial correlation between the soil textural classes and both infiltration rate and salinity in an alluvial area, in Pernambuco State "agreste" region, indicator geostatistics has been applied, adopting a binary distribution based on the presence/absence of loam soils. Considering sampling points and test locations along the main longitudinal transect in the valley, as well as randomly distributed locations, the spatial variability of the main soil classes, the infiltration rate, and the electrical conductivity of the saturated extract have been analyzed, for the subsurface soil layer. The fitted semivariogram ranges were 333, 320, and 520 m, respectively. It has been verified that the indicator geostatistics preserved the spatial correlation between texture and hydraulic conductivity, and between texture and electrical conductivity. Thus, the main soil classes can be adopted to represent different leaching and salinisation risk patterns. The discussed methodology has a potential for spatial variability investigations on soil physical properties in alluvial areas where contrasting soil classes prevail.

**Key words:** alluvium, indicator geostatistics, infiltration

<sup>1</sup> UFRPE. Departamento de Tecnologia Rural, CEP 52.171-900, Recife Fone: (081) 3302 1273. E-mail: monte@hotlink.com.br.

<sup>2</sup> UFPE. Departamento de Engenharia Civil, CEP 50.670-530, Recife-PE. (081) 2126 8709. E-mail: suzanam@ufpe.br.

## INTRODUÇÃO

Os vales aluviais do semi-árido apresentam elevado potencial para a pequena agricultura irrigada, embora sejam susceptíveis a processos de acúmulo de sais, tanto na zona não-saturada quanto na saturada, a depender, dentre outros fatores, da distribuição espacial de suas características hidráulicas. A irrigação nessas áreas pode incorrer em impactos ambientais quanto ao solo e à água subterrânea (Ghassemi et al., 1991). Para minimizar esses impactos é necessária a adoção de taxas de aplicação e lâminas de lavagem compatíveis com a capacidade de infiltração do solo, em particular nos solos de textura fina, onde a infiltrabilidade pode ser limitada e processos de ascensão capilar tendem a ser relevantes, influenciando o processo de acúmulo de sais (Ritjema, 1969; van Hoorn & van Alphen, 1994; Ribeiro et al., 2003). Em tais áreas, a não consideração da variabilidade espacial dos atributos do solo e de suas aptidões pode afetar intensamente os planos de manejo agrícola.

Para análise da distribuição espacial das classes de solo pode-se utilizar a geoestatística indicadora. Esta técnica tem sido aplicada em geologia e em hidrologia, em particular na avaliação de semi-variogramas experimentais, a partir de perfis de sondagem (Johnson & Dreiss, 1989; Johnson, 1995) e para representar regiões contrastantes de alta e baixa permeabilidade em solos (Desbarats, 1987). Johnson (1995) destaca que a aproximação indicadora considera as características estruturais em escalas relevantes para investigação de processos de contaminação e manejo de solos. Também, como demonstrado por Journel (1983), semi-variogramas indicadores são capazes de fornecer informações estruturais similares às obtidas a partir de semi-variogramas associados a permeabilidades logaritmadas.

Indicadores morfológicos foram recentemente avaliados por Tassinari et al. (2002) para se estimar o conteúdo de água em solos contrastantes, considerando-se a presença/ausência do indicador. Entretanto, os testes realizados se basearam na análise de variância clássica dos indicadores, não se incluindo a correlação espacial entre as locações estudadas. Conforme ressaltam Gonçalves & Folegatti (2002), uma forte correlação espacial entre variáveis pode não ser plenamente descrita pela estatística clássica, recomendando-se a adoção de técnicas geoestatísticas. Tais autores avaliaram a correlação espacial entre a retenção de água a diferentes tensões e a textura do solo, inferindo os semi-variogramas cruzados (Vauclin et al., 1983) entre a fração argila e os conteúdos de água. Concluiu-se que a fração argila (e também a areia) apresentava forte correlação espacial com os teores de umidade, embora com reduzidos alcances, da ordem de 20 m, para os semi-variogramas cruzados. Investigando a dependência espacial de atributos físicos em solo aluvial ao longo de transecto paralelo ao curso d'água principal, Eguchi et al. (2002) também verificaram que os atributos texturais eram espacialmente dependentes, tendo-se obtido alcances não superiores a 50 m.

Alcances reduzidos, variando de 20 a 40 m, também foram obtidos para a variável condutividade elétrica do extrato saturado de solos aluviais do Projeto de Irrigação Capoei-

ra, no Estado da Paraíba, por Souza et al. (2000). Igualmente, alcances de aproximadamente 20 m foram encontrados por Vieira (1997) para as frações silte e argila, em um Latossolo Roxo de Campinas, SP.

Escalas de correlação da condutividade hidráulica podem apresentar altas dispersões, estando associadas aos processos geomorfológicos dos aquíferos aluviais, podendo-se citar valores variando de 2 a 60 m, obtidos por Istok et al. (1994), e oscilando de 2 a 166 m, observados por Bosch & West (1998). Dada a importância da condutividade hidráulica para estudo de recarga e processos de fluxo em aquíferos aluviais e tendo em vista a dificuldade de avaliação desta propriedade em campo, tem-se investigado sua correlação com a textura e outros atributos físicos dos solos, quer utilizando-se a estatística clássica (Ragab & Cooper, 1990) ou se adotando ferramentas geoestatísticas de co-krigagem (Gloaguen et al., 2001).

Este trabalho avalia a variabilidade espacial de classes texturais do solo, da condutividade hidráulica e da condutividade elétrica do extrato de saturação, em uma planície aluvial onde se pratica agricultura irrigada. Investiga-se também a estrutura de correlação das classes texturais dominantes com a salinidade e com a condutividade hidráulica saturada.

## MATERIAL E MÉTODOS

### Descrição da área

Este estudo foi desenvolvido na fazenda Nossa Senhora do Rosário, município de Pesqueira, Agreste Pernambucano, em uma área aluvial do Rio Ipanema, caracterizada pela presença de Neossolo Flúvico, de textura e níveis de salinidade variáveis. De acordo com a classificação de Köppen, o clima na região é do tipo BSsh (extremamente quente, semi-árido), com precipitação total anual média de 730 mm e evapotranspiração potencial anual média de 1683 mm, segundo Hargreaves (1974).

O aquífero aluvial sobre o qual a área estudada está situada, pertence a uma bacia hidrográfica relativamente plana. A altitude média da área é 630 m e a declividade média de 0,3%. Por outro lado, a agricultura é praticada em pequena escala na área, utilizando-se irrigação com águas subterrâneas através da aspersão, observando-se, entretanto, crescente aceitação da microaspersão.

As principais culturas exploradas nos lotes são pimenta (*Capsicum* spp), cenoura (*Daucus carota* L.), beterraba (*Beta vulgaris*), repolho (*Brassica oleracea* L. var. *capitata* L.), pimentão (*Capsicum annum*) e tomate (*Lycopersicon esculentum*), todas com sistema radicular raso e duas a três colheitas por ano.

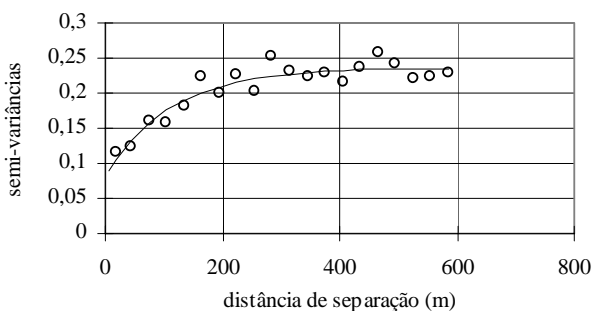
### Esquema de amostragem e caracterização dos solos

O aquífero estudado possui espessura média em torno de 10 m, cerca de 3 km de extensão e 300 m de largura. Segundo dados de levantamento pedológico (Acqua-Plan, 1985) atualizado por Ribeiro & Corrêa (2001), o solo na área é predominantemente Neossolo Flúvico, constituindo

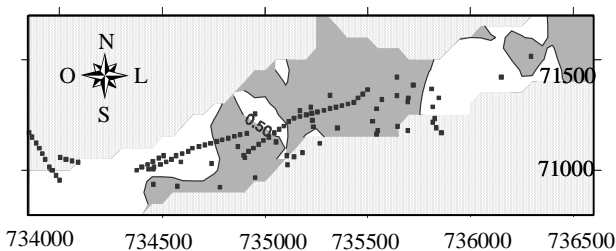
um depósito heterogêneo com teores de silte variando de médio a alto. Nas encostas circundantes encontram-se solos do tipo Neossolos Litólico e Regolítico e Argissolos, com presença de impedimento. Monitoramento da zona saturada através de piezômetros (Montenegro et al., 2003) indica que a profundidade média do lençol freático varia entre 2,0 e 4,0 m, para os períodos chuvosos e secos, respectivamente.

Caracterizou-se a salinidade da camada subsuperficial (15 a 45 cm) de solo em amostras deformadas, através da avaliação da condutividade elétrica do extrato de saturação. A análise granulométrica e a classificação textural nas mesmas amostras foram realizadas de acordo com a metodologia da EMBRAPA (1997) e, também, realizados testes de infiltração com infiltrômetro de duplo cilindro (Reichardt, 1990). Os cilindros com 30 cm de altura foram cravados até a profundidade de 15 cm.

Conforme destacam Vieira et al. (1981), os planos de amostragem e teste para estudos de variabilidade espacial podem constar de malhas regulares, de transectos e de conjuntos de pontos aleatoriamente distribuídos. Neste estudo, parte dos locais de coleta e de teste coincidiu com os piezômetros instalados ao longo de transectos para fins de monitoramento da zona saturada (Montenegro et al., 2003). Considerando-se que os aluviões de rio têm forma na qual a dimensão longitudinal é de uma a duas ordens de grandeza superior à transversal (Gomes, 1990), coletaram-se amostras seguindo-se um conjunto de transectos longitudinais com espaçamento médio de 30 m entre pontos de coleta, preferencialmente ao longo do eixo longitudinal do aluvião onde se desenvolve a calha fluvial principal, e em locais não cultivados. Adicionalmente, pontos de coleta foram dispostos de



**Figura 1.** Semi-variograma indicador experimental clássico e exponencial ajustado



**Figura 2.** Mapa das texturas predominantes de solo (cinza representa solos francos e branco os solos franco-arenosos), em coordenadas UTM

forma aleatória no domínio. A adoção de pontos aleatórios tende a oferecer subsídios complementares à definição da estrutura de variação espacial e à krigagem (Webster & Oliver, 1990). A Figura 1 apresenta tal estrutura de variação, considerando os solos franco e franco arenosos, enquanto a Figura 2 exhibe os locais de campo adotadas para amostragem e teste.

### Análise estatística clássica

É comum, em análise hidrológica de solos, assumir-se a condutividade hidráulica como log-normalmente distribuída (Freeze, 1975). Tal comportamento tem sido amplamente verificado, podendo-se citar os trabalhos de Marsily (1986), Woodbury & Sudicky (1991), Istok et al. (1994) e Bosch & West (1998), embora alguns estudiosos como Vieira et al. (1981) tenham verificado a normalidade de tal parâmetro. Para os dados deste estudo, o ajuste à distribuição normal é discutido e analisado através do método de Kolmogorov-Smirnov em um subconjunto de amostras independentes (Pinto et al., 1976).

No tocante à condutividade elétrica, Souza et al. (2000) verificaram a não normalidade para solos aluviais nas profundidades de 0-20, 20-40, 0-60 cm. No presente estudo, a análise de normalidade também foi conduzida para as estimativas de condutividade elétrica, utilizando-se a metodologia acima descrita.

O grau de variabilidade dos parâmetros foi analisado a partir do coeficiente de variação, com base na classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), que sugere os limites  $CV < 12\%$ ,  $12 \leq CV < 60\%$ , e  $CV \geq 60\%$  para atributos de baixa, média e alta variabilidade, respectivamente.

Com base na análise textural e se utilizando o triângulo de classificação da EMBRAPA (1997), as áreas exibindo solos franco argilo siltosos, franco argilosos e franco argilo arenosos foram identificadas como solos francos, enquanto as areias francas e as areias como solos franco-arenosos, de modo a permitir uma diferenciação binária na planície.

### Estudo da variabilidade espacial

A estrutura de dependência espacial para as características físicas e de salinidade do solo (Neossolo Flúvico) foi estudada analisando-se os semi-variogramas experimentais e teóricos das variáveis pertinentes.

Para mapeamento das classes de solo predominantes do aquífero utilizou-se a krigagem indicadora, conforme descrito em Journel (1983) adotando-se, como indicador, a ausência/presença de solos francos; assim, os solos da área foram agrupados nas classes de solo franco e franco-arenoso.

A geoestatística indicadora utiliza os dados de campo, de modo a estimar as probabilidades de que a variável seja menor ou igual a um valor limite especificado,  $z_c$  (Journel, 1983). A metodologia é baseada na função binária  $I(X, z_c)$  estimada nos locais de campo  $X(x,y)$ , a qual pode ser definida como:

$$I(X, z_c) = \begin{cases} 1, & Z(X) \leq z_c \\ 0, & Z(X) > z_c \end{cases} \quad (1)$$

Para dado limite  $z_c$ , a função randômica  $I(X, z_c)$  é binomialmente distribuída, com valor esperado (ou esperança matemática) estimada através da média indicadora experimental  $m(z_c)$  e variância estimada dada por Journel (1983):

$$\text{var}[ I(X, z_c) ] = m(z_c)[ 1 - m(z_c) ] \quad (2)$$

A função  $Z(X) = I(X, z_c)$  deve ser aplicada no estimador experimental clássico:

$$\bar{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(X_i) - Z(X_i + h)]^2 \quad (3)$$

permitindo, assim, estimar-se as semi-variâncias indicadoras clássicas para o domínio, em que  $\gamma(h)$  é o valor da semi-variância experimental para a distância de separação  $h$ ,  $N(h)$  o número de pares de observações nessa distância de separação, e  $Z(X_i)$  e  $Z(X_i+h)$  representam duas observações quaisquer separadas pela distância  $h$ .

Além de utilizado para se estimar as semi-variâncias indicadoras das classes texturais, o semi-variograma clássico (Eq. 3) é também utilizado nesse estudo para inferir a dependência espacial das condutividades hidráulicas e condutividades elétricas das camadas subsuperficiais do solo. Cressie & Hawkins (1980) propuseram o estimador “robusto”, que é compatível com a presença de certo grau de “contaminação” (desvios em relação à distribuição Normal) nos dados amostrais e escrito como:

$$\bar{\gamma}(h) = \frac{1}{2[0,457 + 0,494/N(h)]} \left[ \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} (|Z(X_i) - Z(X_i + h)|)^{1/2} \right]^4 \quad (4)$$

O efeito da utilização do semi-variograma “robusto” é discutido em Montenegro et al. (1999). Quando ocorre semelhança entre as semi-variâncias calculadas a partir das Eq. 3 e 4, então não há evidências de “contaminação” nos dados.

Na prática, quando os locais de medição não são igualmente espaçados no domínio, os estimadores só podem ser aplicados para um conjunto discreto de distâncias de separação  $h_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, p$ . Os pares de pontos são agrupados considerando-se intervalos  $[h_j^-; h_j^+]$ , de modo que  $h_j \in [h_j^-; h_j^+]$  e  $h_j = [(h_j^+ + h_j^-)/2]$ . Journel & Huijbregts (1978) recomendam pelo menos 30 pares de pontos por intervalo para uma estimativa adequada da semi-variância experimental. Com base nas semi-variâncias experimentais e se utilizando funções contínuas, pode-se escolher o modelo de semi-variograma que represente a estrutura de variabilidade espacial em análise. Os modelos mais utilizados na literatura são: o exponencial, o gaussiano, o esférico e o linear. No tocante aos modelos para semi-variogramas, Delhomme (1976) pode ser consultado.

Os procedimentos de ajuste entre os semi-variogramas teórico e experimental utilizados aqui, foram baseados no método dos mínimos quadrados ponderados, conforme sugerido por Cressie (1993). Este método baseia-se na minimização da função objetivo:

$$\Omega = \sum_{j=1}^k \frac{|N(h(j))|}{\left\{ \gamma(h(j); \bar{\theta}) \right\}^2} \left\{ \bar{\gamma}(h(j)) - \gamma(h(j); \bar{\theta}) \right\}^2 \quad (5)$$

com

$$\bar{\theta} = \left( \bar{c}_0; \bar{c}_1; \bar{a}_s \right) \quad (6)$$

que representa o vetor de parâmetros de ajuste do semi-variograma, constando do efeito pepita, patamar e alcance, respectivamente, e  $k$  se refere ao número de classes de distância de separação utilizadas na descrição das semi-variâncias. A minimização da função  $\Omega$  pode ser obtida através de procedimento iterativo não-linear. Observe-se que a função objetivo atribui maior peso ao ajuste para distâncias reduzidas de separação (onde as semi-variâncias são menores) e para valores experimentais obtidos a partir de maior número de pares de pontos.

Para validação do semi-variograma ajustado, a técnica do jack-knifing (Vauclin et al., 1983) pode ser empregada. Nesta técnica, em que cada um dos valores medidos é interpolado pelo método da krigagem eliminam-se, sucessivamente, os valores medidos, os quais são substituídos pelas estimativas calculando-se, em seguida, a distribuição dos erros padronizados, a qual deve apresentar média zero e desvio-padrão unitário.

A distribuição espacial é, então, analisada, através do método da krigagem, utilizando-se conjuntamente os dados de campo e o semi-variograma ajustado, conforme descrito em Peck et al. (1988) e Vieira (1997). O método da krigagem é particularmente útil para mapeamento de propriedades espacialmente variáveis e que exibem uma estrutura de correlação espacial. As equações do método da krigagem podem ser encontradas em Journel & Huijbregts (1978), de Marsily (1986) e Peck et al. (1988).

Em particular, na krigagem indicadora as propriedades físicas do solo são investigadas de modo indireto, considerando-se as classes de solo, segundo a Eq. 1 que descreve a função binária  $I(X, z_c)$ . Após aplicação da Eq. 1 os locais de amostragem, procede-se à interpolação e a isolinha de valor 0,5 é adotada para representar a transição entre as regiões contrastantes no mapeamento, nesse estudo representando solos franco e franco-arenosos. Desbarats (1987) utiliza o mesmo critério para distinguir áreas de condutividade hidráulica contrastantes.

Para análise da correlação espacial entre duas variáveis distribuídas, utilizou-se o semi-variograma cruzado, que pode ser expresso por Vauclin et al. (1983):

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(X_i) - Z_1(X_i + h)] [Z_2(X_i) - Z_2(X_i + h)] \quad (7)$$

onde  $Z_1$  e  $Z_2$  são variáveis correlacionadas espacialmente.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Variabilidade espacial das classes texturais

Os solos francos (índice 1) e franco-arenosos (índice 0) foram utilizados para uma diferenciação edáfica binária. A Figura 1 apresenta os semi-variogramas indicadores experimental clássico e parametrizado. O modelo que melhor se ajustou, segundo o método dos mínimos quadrados ponderados, descrito por Cressie (1993), foi o exponencial, com efeito pepita de 0,08, patamar de 0,24 e alcance de 333 m. Este semi-variograma ajustado foi validado através da metodologia de Jack-knifing, produzindo resíduos com média 0,031 e desvio-padrão de 1,029.

A Figura 2 ilustra o resultado da identificação dos tipos de solo predominantes, mediante krigagem com o semi-variograma ajustado. A região de transição entre os dois solos contrastantes é definida pela isolinha de valor 0,5.

Aliados às condições climáticas, que determinam a evapotranspiração potencial, e à profundidade do lençol freático, as regiões de solo franco encontradas na área tendem a favorecer a ocorrência da ascensão capilar (van Hoorn & van Alphen, 1994) e a contribuir para acúmulo de excedentes de chuvas e irrigações na superfície do solo, devido às baixas taxas de infiltração nesses locais; onde predominam solos de textura fina, a água tende a se acumular na superfície e na subsuperfície, e se evaporar. As características de infiltração do Neossolo Flúvico estão discutidas na seção seguinte.

Variabilidade espacial da condutividade hidráulica

A taxa de infiltração limite, ou condutividade hidráulica saturada da camada sub-superficial de solo, varia de 0,07 a 93 m dia<sup>-1</sup>, com média igual a 7,13 m dia<sup>-1</sup>, e desvio-padrão de 15,25 m dia<sup>-1</sup>, avaliadas em 59 pontos distribuídos longitudinalmente ao vale. A Figura 3 apresenta o gráfico da frequência experimental dos logaritmos das condutividades hidráulicas saturadas para a camada 0-15 cm, em escala de probabilidade normal. Pode-se verificar, visualmente, boa aproximação à distribuição log-normal.

Adicionalmente, foram selecionados, de forma aleatória, 20 testes de infiltração e se aplicou o Teste de Kolmogorov-

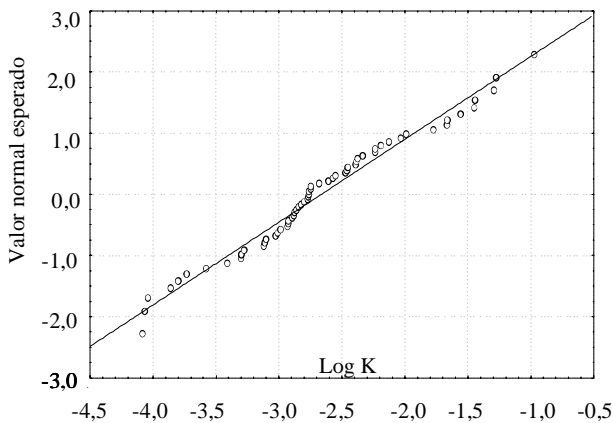


Figura 3. Distribuição de probabilidade dos logaritmos da condutividade hidráulica saturada

Tabela 1. Estatística descritiva para a condutividade hidráulica saturada, K

	K (cm s <sup>-1</sup> )	log K(cm s <sup>-1</sup> )
Média	8,25 E <sup>-03</sup>	-2,66
Mediana	1,74 E <sup>-03</sup>	-2,76
Desvio-padrão	0,02	0,72
CV	2,14	-0,27
Coefficiente de Assimetria	3,83	0,20
Coefficiente de Curtose	17,48	-0,03
No de elementos da amostra	59	59

Smirnov, para um nível de significância de 5%, conforme descrito em Pinto et al. (1976). Salienta-se que a seleção aleatória de 20 pontos (ao invés da seleção de toda a amostra) visa gerar um subconjunto de medidas independentes (Woodbury & Sudicky, 1991), condição necessária para que o teste de normalidade possa ser aplicado. A máxima diferença entre frequências teórica e experimental foi de 0,090, não se podendo rejeitar a hipótese de log-normalidade.

A Tabela 1 diz respeito à estatística descritiva para a condutividade hidráulica e para o seu logaritmo. Tomando-se por base o coeficiente de variação CV, pode-se verificar que o logaritmo da condutividade hidráulica apresenta média variabilidade na área.

Com base em todos os testes de infiltração, estimaram-se as semi-variâncias experimentais dos logaritmos das condutividades hidráulicas saturadas, utilizando-se o estimador clássico (Eq. 3), escalonado pela variância dos dados (Vieira et al., 1991) utilizando-se o estimador robusto (Eq. 4) escalonado. O modelo de semi-variograma que melhor se ajustou às semi-variâncias experimentais avaliadas pelo estimador clássico foi o Gaussiano, com efeito pepita de 0,41 e alcance de 320 m, utilizando-se o método dos mínimos quadrados ponderados segundo Cressie (1993) (Figura 4). A verificação do modelo em que se empregou o Método do Jack-knifing, produziu resíduos com média 0,010 e desvio-padrão 1,091, os quais são suficientemente próximos de zero e de um, respectivamente.

Adicionalmente, verifica-se que as semi-variâncias experimentais escalonadas para os modelos clássico e robusto são

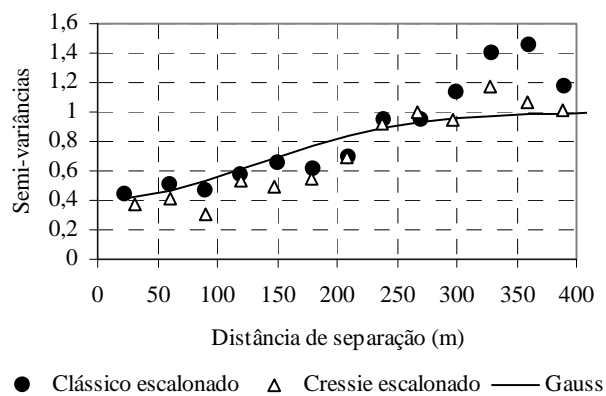


Figura 4. Semi-variâncias experimental e teórica para os logaritmos da condutividade hidráulica

similares, particularmente para distâncias reduzidas de separação, que são as de maior peso na krigagem.

Com efeito, a camada sub-superficial até 30 cm de profundidade, desempenha importante papel na geração de lâminas de infiltração que, por sua vez, podem interferir na salinidade do solo. Em particular para o domínio em estudo, onde se desenvolvem culturas de sistema radicular raso, esta camada de solo exerce forte influência nos processos de germinação e desenvolvimento vegetal.

### Variabilidade espacial da salinidade do solo

Com base no extrato saturado das amostras coletadas próximo aos piezômetros, testou-se a aderência dos dados de condutividade elétrica do solo à distribuição normal. Utilizando-se o teste de Kolmogorov-Smirnov, a hipótese de normalidade foi rejeitada para uma significância de 5%. Alternativamente e com base em amostra aleatória de 20 valores de logaritmo de condutividade elétrica do extrato saturado (com o objetivo de se gerar um subconjunto de medidas independentes, conforme discutido anteriormente para as condutividades hidráulicas), aplicou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov para um nível de significância de 5%. A máxima diferença foi igual a 0,15 não se podendo, assim, rejeitar a hipótese de log-normalidade. A estatística descritiva dos dados de condutividade elétrica está apresentada na Tabela 2. Com base na classificação de Warrick & Nielsen (1980) para o coeficiente de variação, verifica-se média variação para a condutividade elétrica. A unidade de condutividade elétrica na Tabela 2, embora não pertencente ao sistema internacional (SI), foi adotada de modo a evitar valores com diferentes sinais algébricos na transformação por logaritmo.

Para avaliação da estrutura espacial da condutividade elétrica, utilizou-se a técnica do escalonamento, dividindo-se cada semi-variância pela variância total dos dados, conforme sugerido por Vieira et al. (1991). As semi-variâncias experimentais foram estimadas utilizando-se os estimadores clássico e “robusto”, de acordo com o indicado nas Eq. 3 e 4. O modelo Gaussiano foi o que melhor se ajustou aos dados clássicos, indicados na Figura 5.

O ajuste foi realizado utilizando-se metodologia dos mínimos quadrados ponderados, com o modelo teórico Gaussiano (de efeito pepita igual a 0,34 e alcance de 520,32 m) ajustados ao modelo clássico escalonado. Como evidenciado na Figura 6, as semi-variâncias experimentais calculadas com a utilização do modelo “robusto” foram equivalentes àque-

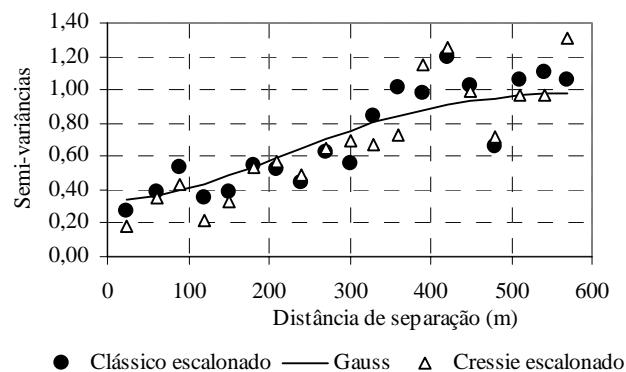


Figura 5. Semi-variâncias escalonadas do logaritmo da condutividade elétrica

las estimadas com o modelo clássico, cujo resultado sugere não existir desvios significativos nos dados de condutividade elétrica. Com o método do Jack-knifing, verifica-se que o modelo ajustado produziu resíduos com média  $-0,005$  e desvio-padrão de  $0,935$ , os quais são suficientemente próximos de zero e de um, respectivamente.

### Anisotropia

Ressalta-se que os semi-variogramas aqui estudados foram estimados considerando-se os planos de amostragem (em transectos e aleatórios) simultaneamente. Assumiu-se a isotropia do domínio no tocante à estrutura de dependência espacial. Deste modo, o semi-variograma experimental  $\gamma(h)$  pode ser interpretado como resultante de ‘n’ estruturas de variabilidade atuando simultaneamente, cada uma representada por uma direção no plano bidimensional. Tem-se, então:

$$\gamma(h) = \gamma_1(h) + \gamma_2(h) + \dots + \gamma_{n-1}(h) + \gamma_n(h) \quad (8)$$

Além disso e se considerando que em aluviões as dimensões longitudinais são de ordem de magnitude superior às transversais e se adotando a direção ‘1’ coincidente com o eixo do aluvião, então:

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \gamma(h) = \gamma_1(h) \quad (9)$$

Como, por definição, o patamar ou soleira do semi-variograma representa o limite de  $\gamma(h)$ , quando  $h \rightarrow \infty$  (Journel & Huijbregts, 1978) então, apenas os pares situados ao longo do eixo do aluvião serão de relevância para distâncias de separação elevadas, particularmente quando tais distâncias forem equivalentes à largura do aluvião.

Com efeito, e se considerando simultaneamente as Eq. 8 e 9, pode-se observar que, na presença de anisotropia relevante, as semi-variâncias experimentais tenderiam a exibir fortes oscilações para alguma distância de separação menor ou igual ao alcance, comportamento este não acentuado em nenhum dos semi-variogramas (Figuras 1, 4, e 5).

Tabela 2. Estatística descritiva para a condutividade elétrica CE

	CE ( $\mu\text{S cm}^{-1}$ )	Log CE ( $\mu\text{S cm}^{-1}$ )
Média	1894,57	3,04
Mediana	1045,00	3,02
Desvio-padrão	2243,26	0,45
CV	1,18	0,15
Coefficiente de Assimetria	1,96	0,36
Coefficiente de Curtose	3,32	-0,65
No de elementos da amostra	59	59

### Desempenho da metodologia indicadora com relação à textura do solo

O mapeamento apresentado na Figura 2 baseou-se na hipótese de que os solos característicos do aluvião eram apenas das classes texturais franca e franco-arenosa, o que produz um relativo truncamento na função densidade de probabilidade do teor de silte (e correspondente efeito no teor de areia). No contexto de análise de infiltrabilidade e salinidade, cabe avaliar o potencial do indicador selecionado em preservar a correlação espacial entre a textura, representada aqui pelo teor de silte, e a condutividade hidráulica, e a textura e a condutividade elétrica dos solos. Esta análise foi realizada avaliando-se os semi-variogramas indicadores cruzados das propriedades e comparando-os com os semi-variogramas cruzados de tais propriedades com a percentagem de silte das amostras (Figuras 6 e 7).

A Figura 6 exibe a comparação entre semi-variogramas cruzados para o logaritmo da condutividade elétrica, enquanto a Figura 7 para o logaritmo da condutividade hidráulica. Os semi-variogramas cruzados foram escalonados pela covariância entre as variáveis. Pode-se observar a similaridade dos semi-variogramas cruzados, notando-se que a aproximação indicadora não enfraqueceu a correlação espacial, particularmente para reduzidas distâncias de separação.

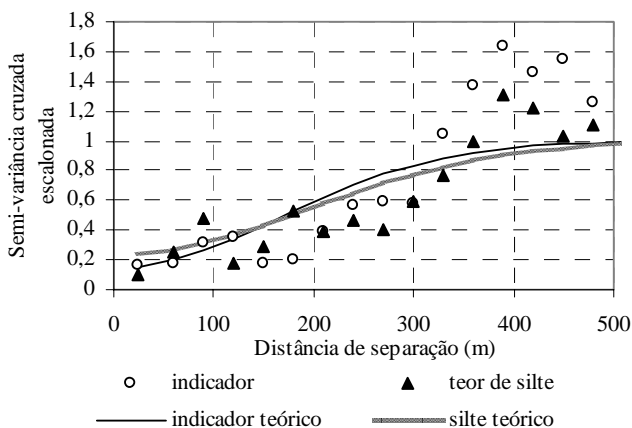


Figura 6. Semi-variâncias cruzadas escalonadas (indicador x Log CE) e (teor de silte x LogCE)

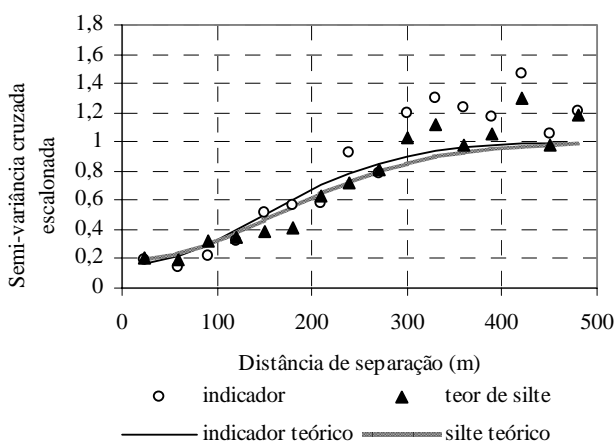


Figura 7. Semi-variâncias cruzadas escalonadas (indicador x Log K) e (teor de silte x Log K)

Complementarmente, salienta-se que o alcance dos semi-variogramas da salinidade foi de 520 m, de mesma ordem de magnitude do alcance do semi-variograma indicador para os tipos de solo (333 m). Este alcance, por sua vez, também foi de mesma ordem de grandeza que o da condutividade hidráulica, que apresentou alcance de 320 m.

### CONCLUSÕES

1. Verificou-se que a geoestatística indicadora preservou a correlação espacial entre a textura do solo e a condutividade hidráulica, e entre a textura do solo e a condutividade elétrica.
2. Pequenas variações texturais a nível de classe não têm relevância na estrutura de dependência espacial das propriedades físicas analisadas.
3. Os solos dominantes, de textura franca e franco-arenosa, têm influência na distribuição espacial da condutividade hidráulica e de salinidade, apresentando elevadas escalas de dependência espacial.
4. A condutividade hidráulica dos solos e a condutividade elétrica do extrato saturado, aproximam-se da distribuição log-normal, na área pesquisada.

### AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, da FACEPE, do BNB/ ETENE, do DFID/ British Council, Inglaterra, da Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, da Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, da Secretaria de Recursos Hídricos de Pernambuco, do INMET-PE e da EBAPE – PE, para a realização desta pesquisa, bem como aos revisores, que muito contribuíram para o aprimoramento deste artigo.

### LITERATURA CITADA

- Acqua-Plan. Estudo de aproveitamento hidroagrícola da área de Nossa Senhora do Rosário, Pesqueira. Recife: Acqua-Plan Estudos, Projetos e Consultoria, 1985. 250p.
- Bosch, D. D.; West, L. T. Hydraulic conductivity variability for two sandy soils. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.62, n.1, p.90-98, 1998.
- Cressie, N. A. *Statistics for spatial data*. Wiley Series in probability and mathematical statistics, New York: John Wiley & Sons, 1993. 900p.
- Cressie, N. A.; Hawkins, D. Robust estimation of the variogram. *Journal of International Association of Mathematical Geology*, Kingston, v. 12, n.1, p.115-125, 1980.
- Delhomme, J. P. *Applications de la théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau*. Paris: Université Pierre et Marie Curie. 1976. 130p. Tese Doutorado
- Desbarats, A. J. Numerical estimation of effective permeability in sandshale formations. *Water Resources Research*, Washington, v. 23, n. 2, p.273-286, 1987.

- Eguchi, E. S.; Silva, E. L. da; Oliveira, M. S. de. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no Município de Lavras, MG. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v.6, n.2, p.242-246, 2002.
- EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solo. Manual de métodos de análise de solo. 2ed. Rio de Janeiro: EMBRAPA. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solo, 1997. 212p.
- Freeze, R. A. A stochastic conceptual analysis of one-dimensional groundwater flow in nonuniform homogeneous media. *Water Resources Research*, Washington, v.11, n.5, p.725-742, 1975.
- Ghassemi, F.; Jakeman, A. J.; Nix, H. A. Human induced salinization and the use of quantitative methods. *Environment International*, Amsterdam, v.17, n.3, p.581-594, 1991.
- Gloaguen, E.; Chouteau, M.; Marcotte, D.; Chapuis, R. Estimation of hydraulic conductivity of an unconfined aquifer using cokriging of GPR and hydrostratigraphic data, *Applied Geophysics*, Amsterdam, v.47, n.2, p.135-152, 2001.
- Gomes, C. C. Modelagem matemática para estudo de comportamento de aquífero aluvial represado por barragem subterrânea. Fortaleza: UFC. 1990. 120p. Dissertação Mestrado
- Gonçalves, A. C. A.; Folegatti, M. V. Correlação espacial entre retenção de água e textura do solo, para fins de manejo de irrigação. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v.22, n.3, p.296-303, 2002.
- Hargreaves, G. H. Climatic zoning for agricultural production in northeast Brazil. Logan: Utah State University, 1974. 6p.
- Istok, J. D.; Blout, D. O.; Baker, L.; Johnjack, K. R.; Hammermeister, D. P. Spatial variability in alluvium properties at a low-level nuclear waste site. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.58, n.4, p.1040-1051, 1994.
- Johnson, N. M. Characterization of alluvial hydrostratigraphy with indicator semivariograms, *Water Resources Research*, Washington, v.31, n.12, p.3217-3227, 1995.
- Johnson, N. M.; Dreiss, S.J. Hydrostratigraphic interpretation using indicator geostatistics. *Water Resources Research*, Washington, v.25, n. 12, p.2501-2510, 1989.
- Journel, A. G. Nonparametric estimation of spatial distributions. *Mathematical Geology*, Columbia, v.15, n.3, p.445-468, 1983.
- Journel, A. G.; Huijbregts, C. J. Mining geostatistics. London: Academic Press, 1978. 600p.
- Marsily, G. de. Quantitative hydrogeology: Groundwater hydrology for engineers. Orlando: Academic Press, Inc., 1986. 440p.
- Montenegro, S. M. G. L.; Montenegro A. A. de A.; Mackay, R. Caracterização da variabilidade espacial de parâmetros hidráulicos em solos aluviais no estado de Pernambuco. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, Porto Alegre, v.4, n.2, p.3-20, 1999.
- Montenegro, S. M. G. L.; Montenegro, A. A. de A.; Mackay, R.; de Oliveira, A. S. C. Dinâmica hidro-salina em aquífero aluvial utilizado para agricultura irrigada familiar em região semi-árida. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, Porto Alegre, v.8, n.2, p.85-92, 2003.
- Peck, A.; Gorelick, S.; de Marsily, G.; Foster, S.; Kovalesky, V. Consequences of spatial variability in aquifer properties and data limitations for groundwater modelling practice. IAHS Publication 175. Wallingford, 1988. 271p.
- Pinto, N. L. de S.; Holtz, A. C. T.; Martins, J. A.; Gomide, F. L. S. Hidrologia básica. São Paulo: Edgard Blücher, 1976. 278p.
- Ragab, R.; Cooper, J. D. Obtaining soil hydraulic properties from field, laboratory and predictive methods. Wallingford: Institute of Hydrology. 1990. 83p.
- Reichardt, K. A água em sistemas agrícolas. São Paulo: Editora Manole Ltda, 1990. 188p.
- Ribeiro, M. R.; Corrêa, M. M. Levantamento detalhado de solos da Fazenda Nossa Senhora do Rosário. In: Montenegro, A. A. A. Diagnóstico e controle da salinização em aluviões com pequena agricultura irrigada. Recife: UFRPE, 2001. Relatório de Projeto CNPq- Programa Nordeste, processo número 521224/98-5
- Ribeiro, M. R.; Freire, F. J.; Montenegro, A. A. A. Solos halomórficos no Brasil: Ocorrência, gênese, classificação, uso e manejo sustentável. In: Curi, N.; Marques, J. J.; Guilherme, L. R. G.; Lima, J. M. da; Lopes, A. S.; Alvarez, V. H. (eds.). Tópicos em ciência do solo. v.3. Viçosa: SBCS, 2003. cap.4, p.165-208.
- Ritjema, P. E. Soil moisture forecasting. ILRI Nota 513. Wageningen: International Institute for Land Reclamation and Improvement, 1969. 28p.
- Souza, L. C. de; Queiroz, J. E. & Gheyi, H. R. Variabilidade espacial da salinidade de um solo aluvial no semi-árido paraibano, *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v.4, n.1, p. 35-40, 2000.
- Tassinari, C.; Lagacherie, P.; Bouzigues, R.; Legros, J. P. Estimating soil water saturation from morphological soil indicators in a pedologically contrasted Mediterranean region. *Geoderma*, Amsterdam, v.108, n.3-4, p.225-235, 2002.
- van Hoorn, J. W.; van Alphen, J. G. Salinity control In: H. P. Ritzen (eds.) Drainage principles and applications. ILRI Publication 16. 2.ed. Wageningen: International Institute for Land Reclamation and Improvement, 1994. cap. 15, p.533-600.
- Vauclin, M.; Vieira, S. R.; Vachaud, G.; Nielsen, D. R. The use of cokriging with limited field soil observations. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v. 47, n.1, p.175-184, 1983.
- Vieira, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte, e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas, SP. *Bragantia*, Campinas, v.56, n.1, p.181-190, 1997.
- Vieira, S. R.; Lombardi Neto, F.; Burrows, I. T. Mapeamento da chuva máxima provável para o estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 15, n.1: 93-98, 1991.
- Vieira, S. R.; Nielsen, D. R.; Biggar, J. W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v. 45, n.4, p.1040-1048, 1981.
- 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.
- Webster, R.; Oliver, M. A. Statistical methods in soil and land resource survey. Oxford: Oxford University Press, 1990. 316p.
- Woodbury, A. D.; Sudicky, E. A. The geostatistical characteristics of the borden aquifer. *Water Resources Research*, Washington, v.27, n.4, p.533-546, 1991.