



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbcs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Brasil

Alvarenga, Camila Cristina; de Mello, Carlos Rogério; de Mello, José Marcio; Viola, Marcelo Ribeiro
CONTINUIDADE ESPACIAL DA CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA SATURADA DO SOLO NA BACIA
HIDROGRÁFICA DO ALTO RIO GRANDE, MG

Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 35, núm. 5, 2011, pp. 1745-1757

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo

Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180221126029>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

CONTINUIDADE ESPACIAL DA CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA SATURADA DO SOLO NA BACIA HIDROGRÁFICA DO ALTO RIO GRANDE, MG⁽¹⁾

Camila Cristina Alvarenga⁽²⁾, Carlos Rogério de Mello⁽³⁾, José
Marcio de Mello⁽⁴⁾ & Marcelo Ribeiro Viola⁽²⁾

RESUMO

A distribuição espacial da condutividade hidráulica saturada (k_0) é essencial para estudos relacionados a erosão do solo e escoamento superficial. Este trabalho objetivou estudar a continuidade espacial do atributo hidrológico do solo k_0 na Bacia Hidrográfica do Alto Rio Grande, MG, e realizar seu mapeamento por meio de técnicas geoestatísticas, utilizando dados sem e com transformação logarítmica. Os modelos de semivariograma esférico e exponencial foram ajustados ao semivariograma experimental pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Ponderados (MQP). Técnicas de validação cruzada e preditiva foram aplicadas para a escolha do melhor modelo. Os resultados indicaram que, ao se trabalhar com o logaritmo dos dados de k_0 , houve redução de pontos discrepantes e de anisotropia, entretanto os valores mais elevados de grau de dependência espacial foram observados nos dados sem transformação. O ajuste do modelo esférico, por meio do método MQO, foi o que produziu melhor desempenho na modelagem da continuidade espacial de k_0 . Os mapas gerados a partir dos dados sem e com transformação logarítmica não apresentaram o mesmo comportamento na distribuição espacial dos valores, e o mapa dos dados na forma transformada teve o melhor detalhamento da distribuição espacial.

Termos de indexação: Infiltração, geoestatística, hidrologia do solo, recarga subterrânea.

⁽¹⁾ Parte da Dissertação de Mestrado da primeira autora apresentada à Universidade Federal de Lavras – UFLA, para obtenção do título de mestre em Engenharia Agrícola (Engenharia de Água e Solo). Recebido para publicação em 7 de julho de 2010 e aprovado em 11 de julho de 2011.

⁽²⁾ Doutorando em Recursos Hídricos em Sistemas Agrícolas, Universidade Federal de Lavras – DEG/UFLA. Caixa Postal 3037, CEP 37200-000 Lavras (MG). E-mails: camilaalvarenga@uol.com.br; m.r.viola@hotmail.com

⁽³⁾ Professor do DEG/UFLA. E-mail: crmello@deg.ufla.br

⁽⁴⁾ Professor do DCF/UFLA. E-mail: josemarcio@dcf.ufla.br

SUMMARY: SPATIAL CONTINUITY OF THE SATURATED HYDRAULIC CONDUCTIVITY IN SOIL OF THE ALTO RIO GRANDE BASIN, MG

Spatial distribution of the saturated hydraulic conductivity (k_0) is essential in the study of soil erosion and surface runoff. The purpose of this study was to investigate the spatial continuity of the soil hydrologic characteristic k_0 in the watershed Alto Rio Grande, state of Minas Gerais, and to map k_0 based on geostatistical procedures, using data without and with logarithmic transformation. Exponential and spherical semi-variogram models were fitted to the experimental semi-variograms in two approaches: ordinary minimum square (MQO) and weighted minimum square (MQP). Cross validation and predictive validation were both applied to choose the best model. The results showed that the use of $\log(k_0)$ improved the geostatistical applicability due to a reduction in the number of outliers and anisotropy; however, the spatial dependency degree was highest for k_0 data without log-transformation. The spherical model fitted by MQO performed best in the spatial continuity modeling of k_0 . The spatial distribution in the basin, indicated by the maps developed from data without and with log transformation was not the same; the map developed on the basis of log-transformed data showed a more detailed spatial distribution.

Index terms: infiltration, geostatistics, soil hydrology, groundwater recharge.

INTRODUÇÃO

Infiltração é o processo no qual a água, proveniente da chuva ou irrigação, atravessa a superfície do solo. A taxa de infiltração diminui com o tempo até atingir valor constante, que é equivalente à condutividade hidráulica saturada, influenciando todo o comportamento hidrológico de uma bacia hidrográfica (Julià et al., 2004). Por essa razão, a condutividade hidráulica saturada é um atributo hidrológico imprescindível para a modelagem chuva-vazão, dimensionamento de sistemas de irrigação e drenagem, transporte de solutos no solo, recarga de aquíferos, escoamento superficial e transporte de sedimentos.

A determinação, no entanto, da condutividade hidráulica saturada em condições de campo de forma a cobrir toda a área de uma grande bacia hidrográfica é cara, demorada e complexa, especialmente pelo fato de esse atributo apresentar elevada variabilidade espacial (Moustafa, 2000; Sepaskhah & Ataee, 2004; Fallico et al., 2005; Montenegro & Montenegro, 2006). Julià et al. (2004) destacam, ainda, que a combinação de relevo montanhoso, classes de solos variadas e diferentes usos do solo produzem um território complexo, com comportamento hidrológico diversificado e complexo.

A krigagem ordinária é um dos principais métodos de interpolação espacial geoestatística e vem sendo usada para mapear os atributos hidrológicos do solo com boa exatidão, gerando mapas com estimativas não tendenciosas de locais não amostrados e com variância de estimação mínima, desde que haja modelagem consistente da continuidade espacial (Cichota et al., 2003; Gomes et al., 2007).

Na literatura, encontram-se trabalhos em que os pesquisadores empregaram o logaritmo da condutividade hidráulica saturada em procedimentos geoestatísticos (Montenegro et al., 1999; Cichota et al., 2003; Sepaskhah & Ataee, 2004; Sobieraj et al., 2004; Montenegro & Montenegro, 2006; Souza et al., 2008). A justificativa desses pesquisadores para o emprego dessa transformação é a de que a condutividade hidráulica saturada possui alta variabilidade, apresentando distribuição de frequência assintótica. Dessa forma, a transformação logarítmica dos dados pode facilitar a aplicação das técnicas geoestatísticas, uma vez que haveria redução na assimetria dos dados após a sua transformação. Entretanto, conforme destacado por Montenegro et al. (1999), os procedimentos do tipo “mínimos quadrados” em geoestatística têm a vantagem, em relação a outros métodos, de requerer o menor número de hipóteses em relação à distribuição de probabilidade dos dados amostrais. Assim, para aplicação do método dos mínimos quadrados ponderados não é necessário que os dados estejam em perfeita conformidade com a distribuição normal.

São escassas na literatura pesquisas que investigaram o efeito da transformação logarítmica na estrutura de dependência espacial de k_0 . Nesse sentido, as propostas deste trabalho foram avaliar e comparar a continuidade espacial dos dados de k_0 e $\log(k_0)$ e verificar se a transformação logarítmica pode minimizar os efeitos provocados pela alta variabilidade espacial apresentada por esse atributo e que dificulta o ajuste do semivariograma, como a existência de dados discrepantes, assimetria e tendência geográfica dos dados, ou seja, seu comportamento em razão da latitude e da longitude.

Com base nas hipóteses levantadas anteriormente, este trabalho objetivou modelar a continuidade espacial da condutividade hidráulica saturada do solo, determinada em condições de campo, na Bacia Hidrográfica do Alto Rio Grande, MG, e promover o seu mapeamento por meio de técnicas geoestatísticas.

MATERIAL E MÉTODOS

A Bacia Hidrográfica do Alto Rio Grande, localizada no Sul e Sudeste do Estado de Minas Gerais, possui área de drenagem de aproximadamente 6.270 km². É constituída por regiões fisiográficas importantes do ponto de vista, notadamente, da “produção de água”, como Campo das Vertentes e Serra da Mantiqueira. O clima é do tipo Cwa em grande parte da bacia e Cwb na cabeceira, conforme classificação desenvolvida por Köppen (Mello et al., 2008). Seu relevo é bastante movimentado, apresentando declividade superior a 15 cm m⁻¹ em aproximadamente 90 % da área da bacia. A classe de solos predominante é o Cambissolo, que ocupa cerca de 68 % da área, seguido pelo Latossolo, com 18 %; o uso do solo é dividido em pastagens extensivas (29 %), área cultivada (28 %), cerrado (21 %), florestas (13 %) e solo exposto (8 %), conforme figura 1, a qual foi adaptada de Araújo (2006) e Beskow et al. (2009).

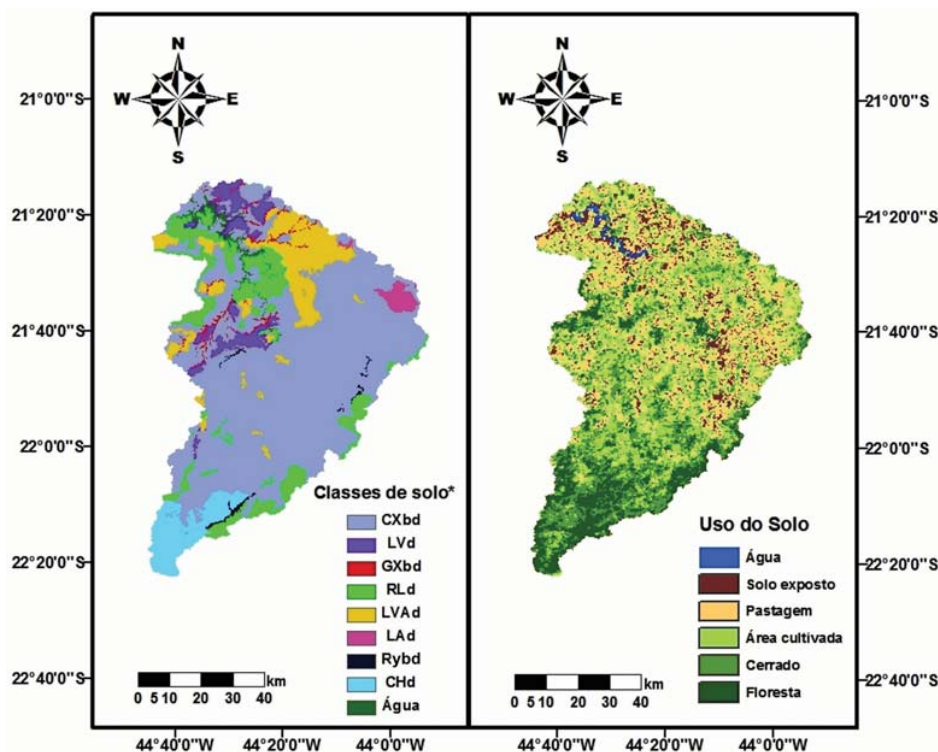
Para aplicação do método geoestatístico foram considerados dados de condutividade hidráulica saturada (k_0), determinada *in situ* por meio de infiltrômetro de disco (modelo 2825K1) associado aos acessórios do permeâmetro de Guelph (modelo 2800K1), em 537 pontos distribuídos no espaço da Bacia Hidrográfica do Alto Rio Grande. Na figura 2 estão apresentados os pontos amostrados, com detalhamento espacial de sub-bacias hidrográficas do Alto Rio Grande.

Com a finalidade de realizar o mapeamento da condutividade hidráulica saturada da Bacia Hidrográfica do Alto Rio Grande, com base na geoestatística, primeiramente foi realizada a análise exploratória dos dados por meio de histogramas de frequência, determinação das principais medidas de posição e dispersão, verificação de tendência e gráfico “boxplot”, os quais permitem a identificação de pontos discrepantes (“outliers”).

A análise da continuidade espacial dos dados foi conduzida pela função semivariograma, conforme descrito por Journel & Huijbregts (1991), ou seja:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (1)$$

em que $N(h)$ é o número de pares amostrados $[z(x_i), z(x_i + h)]$ separados pelo vetor h .



* CXbd: Cambissolo Háplico Tb distrófico; LVd: Latossolo Vermelho distrófico típico; GXbd: Gleissolo Háplico Tb distrófico; RLd: Neossolo Litólico distrófico típico; LVA: Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico típico; LA: Latossolo Amarelo distrófico típico; Rybd: Neossolo Flúvico Tb distrófico típico; e CHd: Cambissolo Húmico distrófico típico.

Figura 1. Mapas de solos (a) e uso do solo (b) da Bacia Hidrográfica do Alto Rio Grande. Fonte: Adaptados de Araújo (2006) e Beskow et al. (2009).

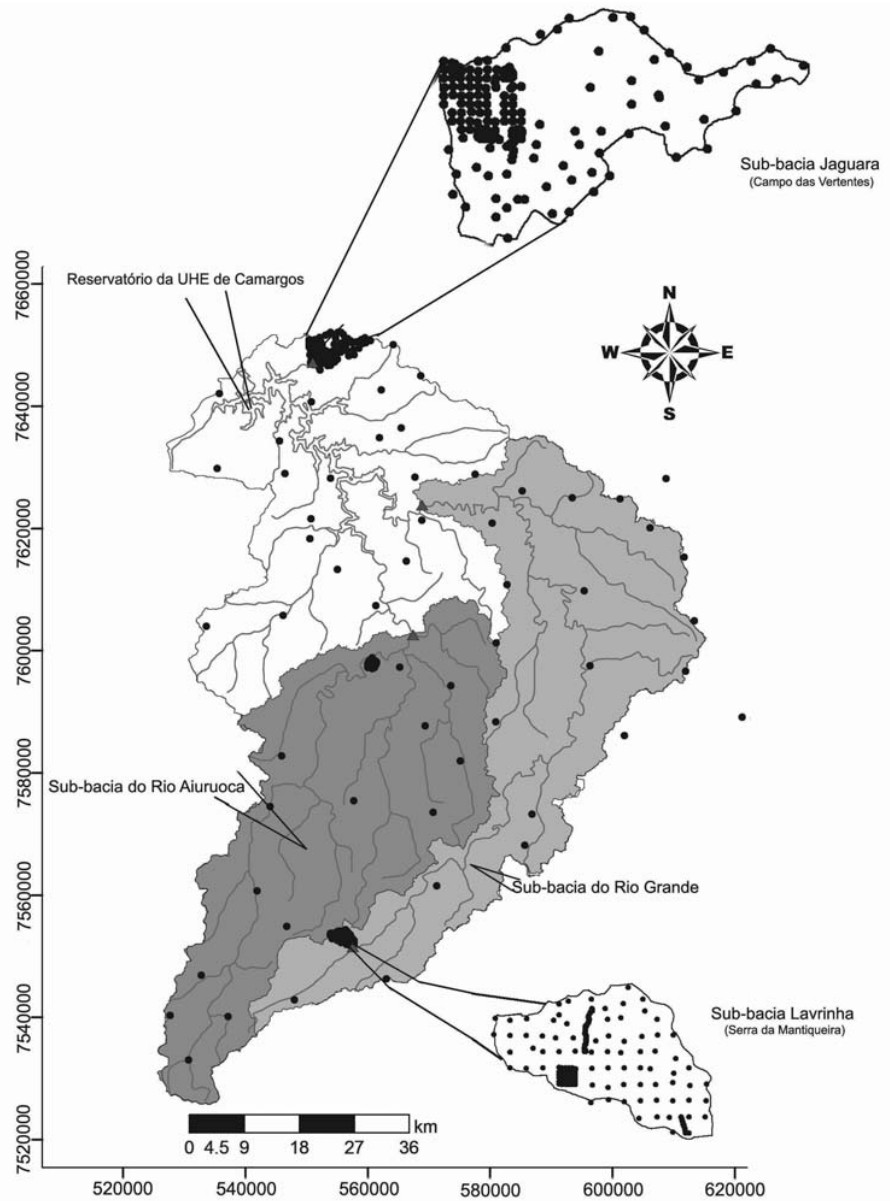


Figura 2. Localização e detalhamento dos pontos amostrados na bacia hidrográfica do Alto Rio Grande, MG.

Uma vez determinado o semivariograma experimental, é necessário ajustá-lo ao semivariograma teórico. Neste trabalho, foram testados dois modelos de semivariograma caracterizados com patamar (Journel & Huijbregts, 1991; Cressie, 1993):

(a) Modelo esférico

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; 0 < h < a \quad (2)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1; h \geq a \quad (3)$$

(b) Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a^*}\right) \right]; 0 < h < d \quad (4)$$

$$a^* = 3a \quad (5)$$

em que C_0 é o efeito pepita; C_1 é a contribuição; h é a distância entre pares de pontos; a é o alcance; a^* é o alcance prático; e d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido.

Os modelos foram ajustados ao semivariograma experimental pelo método dos Mínimos Quadrados

Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Ponderados (MQP).

A escolha do melhor modelo ajustado foi realizada com base nas validações cruzada e preditiva. A validação cruzada é bastante comum como procedimento válido pela geoestatística, sendo conhecida como “Jack-knifing”, e resumidamente consiste na retirada dos valores amostrados individualmente, estimando-os por krigagem com base no modelo de semivariograma ajustado. Maiores detalhes desse procedimento podem ser encontrados em Vieira (2000). Para validação preditiva, um conjunto com 100 valores de condutividade hidráulica saturada, que não fez parte do ajuste dos modelos de semivariograma, foi aplicado. Nessa técnica, os resultados da interpolação por krigagem são comparados aos observados em campo e totalmente excluídos do processo de modelagem do semivariograma. Portanto, a validação preditiva deve ser privilegiada sempre que houver dados disponíveis para isso. Com base nos resultados desses procedimentos de validação, foram calculadas as estatísticas de precisão: erro médio reduzido (ER) e desvio-padrão dos erros (S_{ER}), cujas equações, respectivamente, são (Mello, 2004):

$$ER = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{z(x_i) - z^*(x_i)}{\sigma(x_i)} \right) \quad (6)$$

$$S_{ER} = \sqrt{\frac{1}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N \left(\frac{z(x_i) - z^*(x_i)}{\sigma(x_i)} \right)^2 \right\}} \quad (7)$$

em que N é o número de dados da validação; $z(x_i)$ é o valor observado no ponto i ; $z^*(x_i)$ é o valor estimado para o ponto i ; e $\sigma(x_i)$ é o desvio-padrão da krigagem no ponto i .

O erro médio reduzido mais próximo de zero e o desvio-padrão mais próximo de 1 foram os primeiros critérios aplicados para a escolha do melhor modelo, conforme Andriotti (2003). O grau de dependência espacial, adaptado de Cambardella et al. (1994), foi aplicado como critério para definição final do melhor modelo.

Todas as análises estatísticas e geoestatísticas foram desenvolvidas pelo software R, utilizando-se o

pacote geoR (Ribeiro Júnior & Diggle, 2001), com os mapas tendo sido gerados pelo programa ArcMap (ESRI, 2004), mantendo-se os parâmetros do semivariograma obtidos na etapa de modelagem da continuidade espacial.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análises exploratória e descritiva dos dados

Na figura 3 estão apresentados os gráficos “boxplot” dos dados de condutividade hidráulica saturada sem (a) e com transformação logarítmica (b). É possível observar que houve redução considerável de observações consideradas discrepantes na situação com dados transformados, produzindo apenas cinco valores contra 59 dos dados sem transformação. Borssoi et al. (2009), analisando técnicas de diagnóstico para aplicação da geoestatística, relataram que a existência de observações discrepantes pode influenciar decisivamente no uso e aplicação das técnicas geoestatísticas, especialmente na modelagem do semivariograma com base em algoritmos associados à normalidade bivariada, como da máxima verossimilhança, e os dados devem ser removidos. Além desse aspecto, dados discrepantes têm várias origens, especialmente relacionadas à obtenção dos valores, tanto em condições de campo quanto em laboratório, e a condutividade hidráulica medida em condições de campo pode apresentar valores muito discrepantes numa pequena distância entre uma amostra e outra devido a vários fatores específicos, como fluxo preferencial, para os quais não se tem controle.

Observando, no entanto, a figura 3, verifica-se que os dados que foram considerados discrepantes na situação sem transformação constituem valores superiores a $3,5 \text{ m dia}^{-1}$ e, no caso dos dados transformados, estes não foram considerados como discrepantes. Essa situação é relevante, uma vez que, quando o processo de krigagem for aplicado para o mapeamento, não existirá nenhuma região do mapa com dados sem transformação com valores superiores

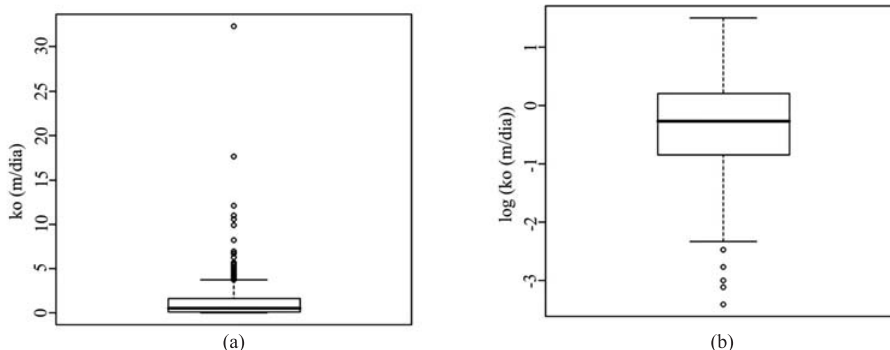


Figura 3. Gráficos “boxplot” de dados sem (a) e com transformação logarítmica (b).

a $3,5 \text{ m dia}^{-1}$, o que pode conduzir a interpretações equivocadas sobre o comportamento da condutividade hidráulica saturada na bacia hidrográfica, bem como sobre seu potencial de infiltração e recarga subterrânea.

Nas figuras 4 e 5 estão apresentados, respectivamente, os gráficos para avaliação da presença de tendência geográfica dos dados sem e com transformação logarítmica. Em ambas as situações, pode-se observar que esses gráficos não mostraram tendência, uma vez que os valores de condutividade hidráulica saturada não tendem a crescer (ou diminuir) de norte para sul ou de leste para oeste e vice-versa.

Na figura 4, mais proeminente que na figura 5, observa-se que os dados estão mais concentrados em determinadas regiões do que em outras. Por essa razão, na fase inicial deste trabalho foi levantada a hipótese e, posteriormente testada, de se trabalhar com uma base de dados reduzida, visando a uma distribuição mais uniforme. Entretanto, essa hipótese foi rejeitada por não contribuir para a construção de um semivariograma experimental de melhor qualidade e, consequentemente, facilitar o ajuste do modelo teórico a ele.

Cichota et al. (2003), aplicando procedimento semelhante para identificação de tendência de dados de infiltração de água no solo ao longo de uma transeção, encontraram significância estatística em seus testes, comprovando que é possível ocorrer essa

situação mesmo em testes de campo criteriosamente conduzidos. Quando se detecta que os dados apresentam taxa de aumento (ou diminuição) em função das coordenadas geográficas, é dito que eles apresentam tendência, sendo indispensável sua remoção ou um tratamento geoestatístico dos resíduos propriamente ditos. No entanto, essa situação não ocorreu com os dados levantados neste trabalho, ou seja, sua distribuição em função da longitude e, ou, da latitude não apresenta comportamento específico. Dessa forma, pode-se aplicar a geoestatística tanto na condição sem transformação dos dados quanto naquela com dados transformados.

No quadro 1 estão relacionados os resultados da estatística descritiva aplicada aos dados após a remoção dos pontos discrepantes, bem como dos pontos para validação preditiva. As distâncias mínima e máxima entre os pontos amostrados variam de 8 a 123.000 m, respectivamente.

O teste de Shapiro-Wilk foi aplicado para avaliação da normalidade em ambas as situações e foi significativo ($p < 0,05$), ou seja, rejeitou-se a hipótese H_0 de que os dados são normalmente distribuídos. No entanto, Hurtado (2004), comparando valores do teste de Shapiro-Wilk antes e depois da transformação logarítmica de dados, observou que os valores da estatística W do teste aumentam consideravelmente após a transformação, concluindo que o tratamento logarítmico dos dados de condutividade hidráulica di-

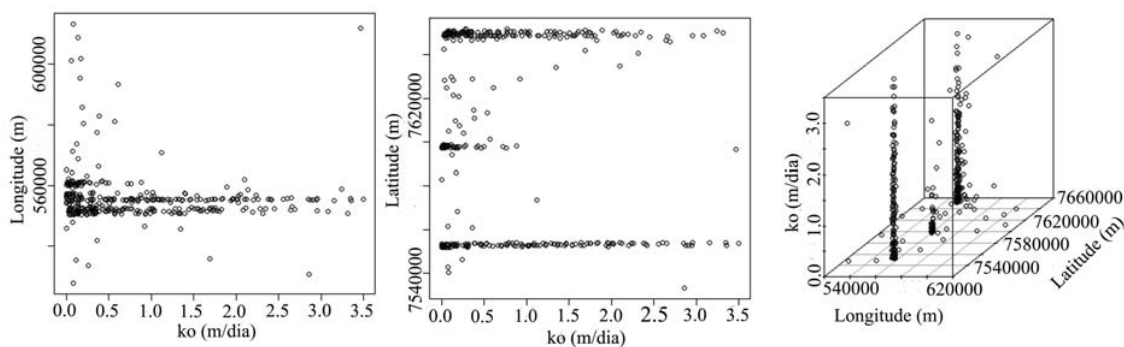


Figura 4. Gráficos de tendência de dados de condutividade hidráulica saturada sem transformação.

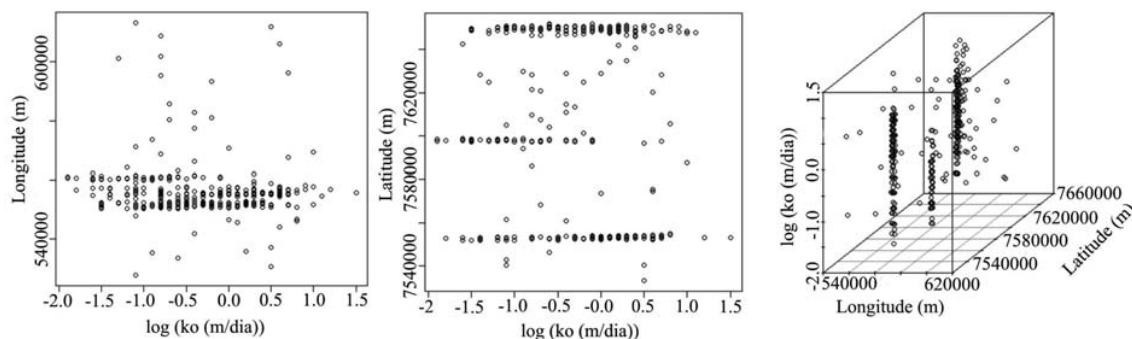


Figura 5. Gráficos de tendência dos dados transformados de condutividade hidráulica saturada.

Quadro 1. Estatísticas descritivas dos dados de condutividade hidráulica saturada sem e com transformação logarítmica

Estatística descritiva	k_0 (m dia ⁻¹)	log [k_0 (m dia ⁻¹)]
Número de dados	378	432
Mediana	0,426	-0,2
Média	0,783	-0,303
Variância	0,694	0,435
Desvio-padrão	0,833	0,660
W	0,837	0,9811
p	$2,2 \times 10^{-16}$	$2,3 \times 10^{-5}$

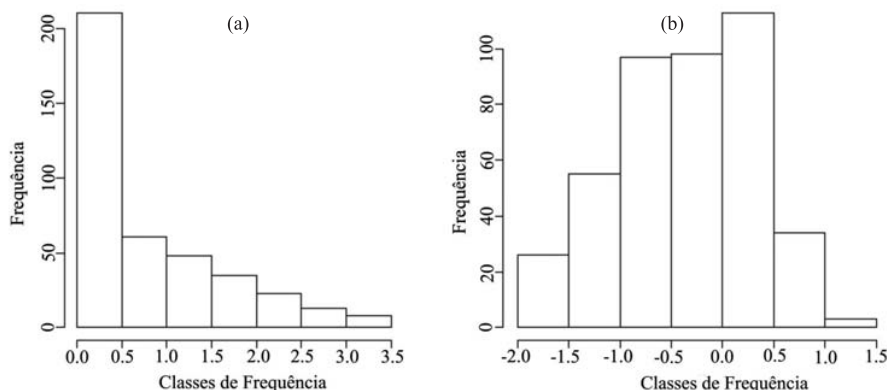
minui a assimetria da distribuição. Os resultados do quadro 1 (valor de W), bem como os histogramas de frequência da figura 6, evidenciam essa situação. O comportamento do teste de Shapiro-Wilk apresentado por Cichota et al. (2003) para seus dados de infiltração, transformados em logaritmo, especialmente para infiltração após 105 min, a qual se aproxima da velocidade de infiltração básica e, conseqüentemente, da condutividade hidráulica saturada em condição de campo, é semelhante ao do quadro 1, com autores concluindo a respeito da apresentação de normalidade de seus dados transformados. No entanto, neste estudo não houve normalização efetiva da distribuição, mas redução significativa da assimetria, o que, segundo Montenegro et al. (1999), não impede de se modelar o semivariograma com base nos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados Ponderados.

Modelagem da continuidade espacial dos dados

Na figura 7 estão apresentados os semivariogramas experimentais das quatro direções principais e o semivariograma unidirecional (linha contínua) dos dados sem (a) e com transformação logarítmica (b). Observa-se, nessa figura, que os semivariogramas apresentaram comportamento semelhante, com a mesma estrutura de dependência espacial para as di-

ferentes direções avaliadas, indicando tendência de comportamento isotrópico. No entanto, podem ser verificadas algumas discrepâncias em relação ao semivariograma unidirecional quando o semivariograma é plotado nas direções 90° e 45° dos dados sem transformação (Figura 7a). Tal comportamento não é observado nos dados transformados, ou seja, mesmo nas direções destacadas anteriormente, o comportamento dos semivariogramas ficou próximo ao do unidirecional. Essa situação constitui-se numa das explicações plausíveis para as diferenças em termos do comportamento da continuidade espacial dos dados, uma vez que tem sido caracterizada uma situação mais fortemente isotrópica da variabilidade espacial quando os dados sofrem transformação, refletindo na qualidade e representatividade final dos mapas, sendo desejável que isso ocorra.

O resultado da modelagem da estrutura de dependência espacial dos dados sem e com transformação logarítmica, por meio da função semivariograma, está apresentado na figura 8, com ajuste dos modelos teóricos de semivariogramas esférico e exponencial, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Ponderados (MQP), ao semivariograma experimental unidirecional. É possível observar, na referida figura, que o semivariograma experimental, em ambas as situações estudadas, apresentou comportamento periódico, com elevada semivariância na primeira distância ("lag"), na qual se espera que pontos amostrados a pequenas distâncias apresentem valores de k_0 similares e, portanto, baixa semivariância. Tal fato está relacionado à alta variabilidade espacial exibida pela condutividade hidráulica saturada a pequenas distâncias, conforme relataram Buttle & House (1997), Moustafa (2000), Giménez et al., (2000) Sobieraj et al. (2004), e, principalmente, quando se consideram as inúmeras combinações de classes, relevo, ocupação e manejo de solo presentes numa bacia hidrográfica com as características e dimensões apresentadas pelo Alto Rio Grande. Esse problema ocorreu mesmo na condição de dados transformados. Apesar do elevado número de amostras obtidas em campo, a amostragem em pequenas distâncias ficou

**Figura 6. Histogramas de frequência de dados sem (a) e com transformação logarítmica (b).**

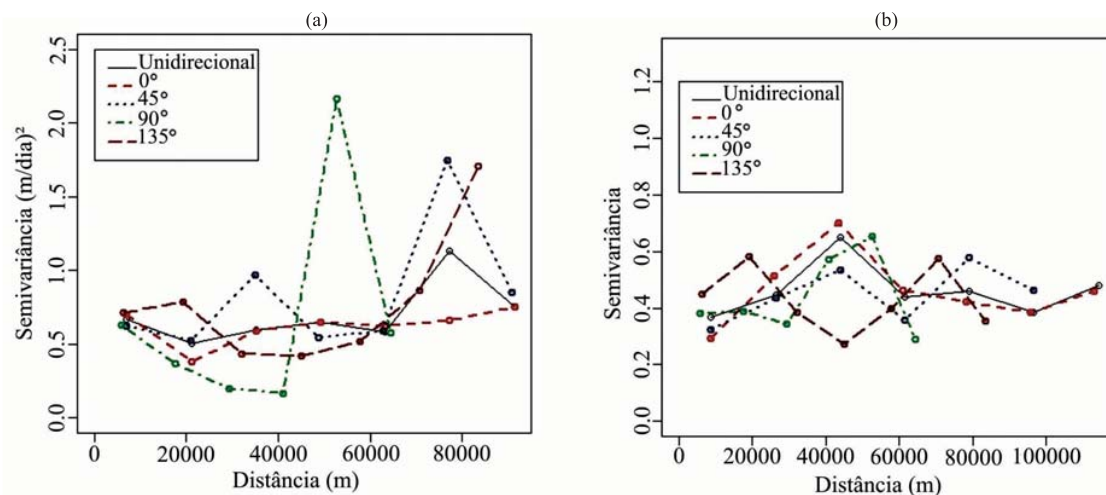


Figura 7. Estrutura de dependência espacial das quatro direções com os dados sem (a) e com transformação logarítmica (b).

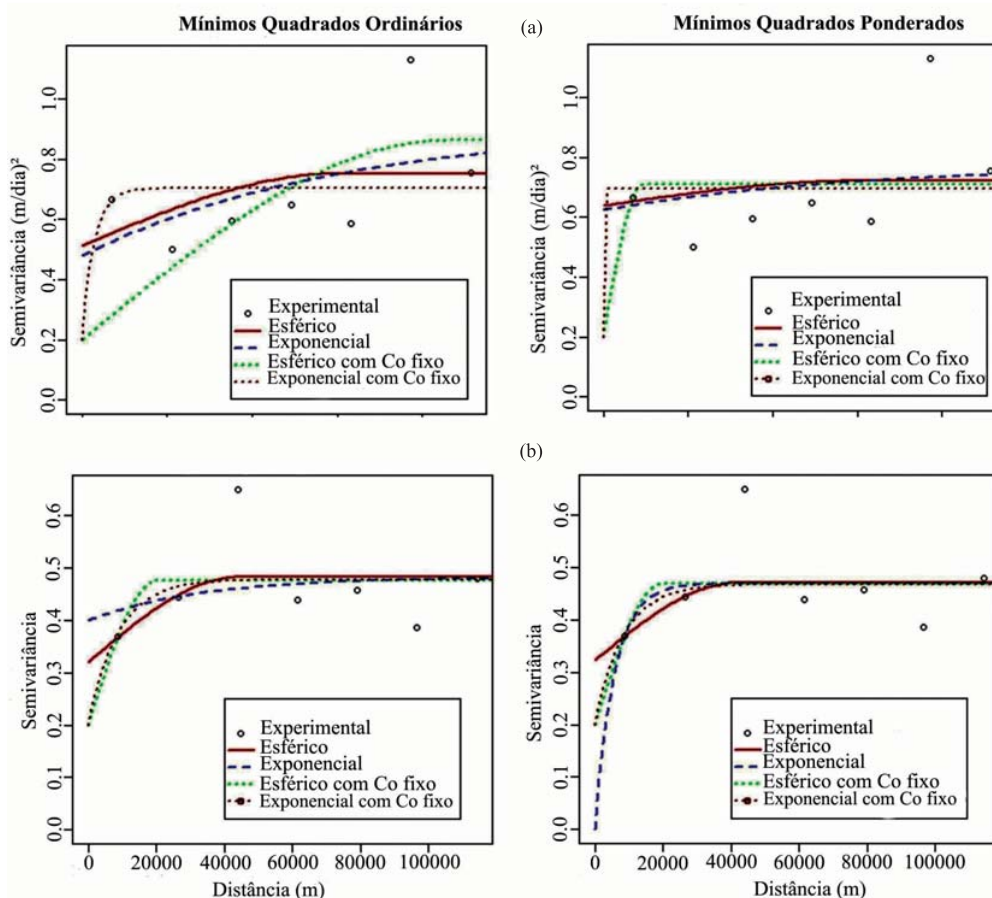


Figura 8. Semivariogramas experimentais e teóricos dos dados de condutividade hidráulica saturada sem (a) e com transformação (b).

concentrada em duas sub-bacias hidrográficas, as quais ocupavam, proporcionalmente, pequena área em relação à bacia do Alto Rio Grande, o que pode ter colaborado para que a semivariância na primeira

distância tenha sido elevada. Contudo, essa situação não prejudicou o desenvolvimento do semivariograma experimental, e sua modelagem foi possível independentemente do modelo ajustado.

O comportamento do semivariograma experimental observado na figura 8b está em concordância com os resultados verificados por Montenegro et al. (1999). Esses pesquisadores constataram que o variograma experimental do logaritmo de k_0 apresentou flutuações, caracterizando um comportamento periódico, similar ao comportamento sem transformação. Esse comportamento pode ser atribuído à não regularidade entre as distâncias de amostragem e ao efeito do uso do solo traduzido na presença de solos cultivados e não cultivados na área de estudo, o qual é mais evidente nas camadas superficiais e que caracterizam a chamada variabilidade extrínseca. Nesse aspecto, a transformação logarítmica dos dados não produziu resultados diferentes dos dados sem transformação, ou seja, a estrutura espacial não foi alterada.

Ao se observarem, contudo, os ajustes dos semivariogramas na figura 8, é possível analisar, de forma geral, que há uma sensível diferença entre os modelos ajustados dos dados sem transformação, comparativamente aos dados transformados. Os modelos desta última situação tendem a modelar, de fato, a estrutura de dependência espacial, tendendo a um ajuste mais próximo entre os modelos e métodos testados. Tal situação é reflexo da dificuldade de ajuste dos modelos de semivariograma quando os dados são trabalhados sem transformação, apesar do bom ajuste obtido com o modelo esférico com efeito pepita fixo.

Nos quadros 2 e 3 estão relacionados os parâmetros de cada modelo ajustado pelo respectivo método. Entre os parâmetros do semivariograma, destacam-se o efeito pepita (C_0), a contribuição (C_1), o patamar ($C_0 + C_1$) e o alcance prático (a^*). O grau de dependência espacial (GD) de cada combinação (modelo/método) foi calculado pela relação entre a contribuição e o patamar, conforme Gomes et al. (2007) e Junqueira Junior et al. (2008), ambos adaptando o conceito elaborado por Cambardella et al. (1994). Observa-se, nesses quadros, que praticamente todas as combinações apresentaram estrutura de dependência espacial definida, com destaque para a qualidade dos semivariogramas ajustados pelo método MQO para os dados de k_0 sem transformação, com alcance prático variando de 8,4 a 180 km. O mesmo foi observado nos dados transformados de k_0 , porém com alcance prático entre 17 e 98 km. Ressalta-se, no entanto, que o modelo exponencial, com efeito pepita fixo ajustado pelo método MQP para os dados originais de k_0 , apresentou alcance nulo, o que indica ausência de estrutura de dependência espacial. Essa foi uma única situação em que se obteve o efeito pepita puro.

Entre os modelos teóricos de semivariograma ajustados, destaca-se o modelo esférico, com efeito pepita fixado em 0,2, ajustado pelo método MQO. Esse ajuste apresentou grau de dependência espacial na ordem de 77 % para os dados de k_0 sem transformação

Quadro 2. Parâmetros dos semivariogramas ajustados dos dados sem transformação

Modelo	Método	C_0	C_1	a^*	GD
		(m/dia) ²		m	%
Esférico	MQO	0,5126	0,2398	60000	32
Exponencial	MQO	0,4788	0,4301	179744	47
Esférico com C_0 fixo	MQO	0,2	0,6631	85543	77
Exponencial com C_0 fixo	MQO	0,2	0,5041	8446	72
Esférico	MQP	0,6389	0,0827	60000	11
Exponencial	MQP	0,6246	0,1506	179744	19
Esférico com C_0 fixo	MQP	0,2	0,5108	9384	72
Exponencial com C_0 fixo	MQP	0,2	0,4954	0	71

Quadro 3. Parâmetros dos semivariogramas ajustados dos dados transformados

Modelo	Método	C_0	C_1	a^*	GD
				m	%
Esférico	MQO	0,3199	0,1623	44090	34
Exponencial	MQO	0,3993	0,0829	97929	17
Esférico com C_0 fixo	MQO	0,2	0,2764	20219	58
Exponencial com C_0 fixo	MQO	0,2	0,2783	26319	58
Esférico	MQP	0,3226	0,1485	41743	32
Exponencial	MQP	0	0,4696	17041	100
Esférico com C_0 fixo	MQP	0,2	0,2696	19642	57
Exponencial com C_0 fixo	MQP	0,2	0,2683	24958	57

e de 58 % para os dados transformados, sendo esse ajuste considerado, respectivamente, de alta e moderada dependência espacial, conforme classificação proposta por Cambardella et al. (1994).

Destaca-se que o modelo exponencial ajustado por MQP, para dados transformados de k_0 , apresentou efeito pepita nulo, o qual, apesar de desejável, é improvável devido ao fato de que os dados de condutividade hidráulica apresentam elevada variabilidade mesmo em pequenas distâncias, conforme discutido anteriormente.

Comparando os parâmetros dos semivariogramas ajustados, observou-se que o logaritmo da condutividade hidráulica saturada forneceu valores de efeito pepita reduzidos até pela metade, embora tenha apresentado valores moderados de GD. Isso é resultado da transformação logarítmica que minimiza as semivariâncias com a redução da amplitude de variação da quantidade de dados e, conseqüentemente, produz redução do efeito pepita, resultando em modelos de semivariograma mais consistentes, conforme pode ser observado na figura 8. Porém, essa redução não resultou em aumento efetivo do grau de dependência espacial.

Nos quadros 4 e 5 estão apresentadas as estatísticas de precisão oriundas das validações cruzada e preditiva, as quais nortearam, de forma definitiva, a seleção da melhor combinação a ser usada para o mapeamento da condutividade hidráulica saturada na Bacia do Alto Rio Grande, por meio de krigagem ordinária.

Com base nas estatísticas dos referidos quadros, o procedimento de validação cruzada dos dados sem transformação e transformados apresentou diferença muito pequena, não contribuindo decisivamente para a escolha do modelo. Entretanto, a validação preditiva, independentemente da base de dados aplicada (sem ou com transformação), revelou valores de erro médio reduzidos mais distantes de zero, em comparação com aos obtidos pela técnica da validação cruzada. Esse comportamento era esperado, pois a validação cruzada ocorre no contexto da base de dados sobre a qual o modelo foi ajustado, enquanto a preditiva se dá no contexto de dados desconhecidos do processo de modelagem do semivariograma, devendo este último procedimento ser preferido, uma vez que demonstra efetivamente a real exatidão do interpolador geoestatístico.

Apesar dos aspectos levantados a respeito das dificuldades envolvidas com a modelagem da continuidade espacial da condutividade hidráulica saturada, Schaffrath et al. (2008), ajustando os mesmos modelos teóricos aplicados neste trabalho (esférico e exponencial) para porosidade total do solo e armazenamento de água correspondente à umidade na capacidade de campo, variáveis essas associadas ao comportamento da condutividade hidráulica saturada, obtiveram semivariogramas similares em termos da representatividade da continuidade espacial, especialmente na situação de dados com transformação. Aplicando o modelo Gaussiano, Cichota et al. (2003) obtiveram bons ajustes desse modelo para o semivariograma experimental, o qual foi gerado com

Quadro 4. Validações cruzada e preditiva dos dados de condutividade hidráulica saturada sem transformação

Modelo	Método	Validação Cruzada		Validação Preditiva	
		ER	SER	ER	SER
Esférico	MQO	-0,0004	0,77	-0,29	0,65
Exponencial	MQO	-0,0004	0,77	-0,30	0,68
Esférico com C_0 fixo	MQO	-0,0020	0,76	-0,40	0,90
Exponencial com C_0 fixo	MQO	-0,0025	0,73	-0,37	0,84
Esférico	MQP	-0,0002	0,78	-0,27	0,60
Exponencial	MQP	-0,0002	0,78	-0,28	0,62
Esférico com C_0 fixo	MQP	-0,0029	0,72	-0,22	0,50
Exponencial com C_0 fixo	MQP	0,0000	0,84	-	-

Quadro 5. Validações cruzada e preditiva do logaritmo dos dados de condutividade hidráulica saturada

Modelo	Método	Validação Cruzada		Validação Preditiva	
		ER	SER	ER	SER
Esférico	MQO	0,0009	0,59	-0,27	0,60
Exponencial	MQO	0,0007	0,60	-0,26	0,59
Esférico com C_0 fixo	MQO	0,0010	0,58	-0,37	0,82
Exponencial com C_0 fixo	MQO	0,0008	0,57	-0,29	0,65
Esférico	MQP	0,0009	0,59	-0,27	0,60
Exponencial	MQP	0,0022	0,60	-0,25	0,56
Esférico com C_0 fixo	MQP	0,0010	0,58	-0,54	1,21
Exponencial com C_0 fixo	MQP	0,0008	0,57	-0,29	0,66

base em dados transformados de infiltração após 105 min de teste, com baixo efeito pepita e elevado patamar, sendo de qualidade superior aos obtidos neste trabalho. Contudo, os referidos pesquisadores trabalharam com 40 dados espaçados de m em m em transeção e apenas um tipo de solo. Essa situação é fisicamente muito distinta da investigada neste trabalho, o qual buscou amostrar uma bacia hidrográfica com 6.270 km², constituída por diferentes unidades pedológicas e diversos usos do solo, portanto com grau de complexidade superior dentro de um processo de modelagem da continuidade espacial, uma vez que as fontes de variabilidade são muito mais diversificadas.

Diante dos resultados e das dificuldades em se modelar a continuidade espacial da condutividade hidráulica saturada, é possível sugerir para seu mapeamento, empregando dados sem ou com transformação, o modelo esférico com efeito pepita fixo ajustado pelo método dos mínimos quadrados ordinários, os quais apresentaram patamar bem definido, moderado grau de dependência espacial e estatísticas de precisão favoráveis, sendo o valor de S_{ER} , fornecido pela validação preditiva, determinante na escolha dessa combinação. É fundamental reforçar as observações vinculadas à escolha do modelo de semivariograma. Essa escolha foi conduzida, principalmente, com base em estatísticas de precisão obtidas a partir da validação preditiva, ou seja, da comparação das estimativas de krigagem com dados obtidos em condições de campo e que são desconhecidos do processo de modelagem do semivariograma. Para esse tipo de validação, perde-se uma base importante de dados que poderia melhorar ainda mais o ajuste do semivariograma, contudo reduz, de forma efetiva, as incertezas vinculadas ao processo de validação. A validação preditiva é consideravelmente rara em trabalhos desta natureza devido às dificuldades de amostragem em condições de campo (custos elevados, bem como logística de campo complexa), permitindo concluir que o procedimento de escolha do semivariograma também consiste de uma contribuição importante deste trabalho.

Além dos aspectos destacados anteriormente, ressalta-se que a aplicabilidade do modelo esférico, especialmente à ciência do solo de forma geral e em especial a dados físico-hídricos (umidade do solo, infiltração, armazenamento de água e condutividade hidráulica saturada), tem sido bastante comum, com relatos consistentes na literatura sobre o bom desempenho desse modelo de semivariograma (Schaffrath et al., 2008; Camargo et al., 2010; Ávila et al., 2010).

Mapeamento da condutividade hidráulica saturada na Bacia Hidrográfica do Alto Rio Grande

Na figura 9a, apresenta-se o mapa de condutividade hidráulica saturada desenvolvido com base nos dados sem transformação logarítmica. Observa-se que os

maiores valores de condutividade hidráulica se encontram, principalmente, na região da Serra da Mantiqueira (sul da bacia) e na região de influência do reservatório de Itutinga/Camargos (Campo das Vertentes), as quais apresentaram valores entre 1,47 e 3,50 m dia⁻¹.

Em contrapartida, na figura 9b o mapa gerado a partir dos dados transformados permitiu uma visão mais detalhada da distribuição espacial da condutividade hidráulica saturada, realçando regiões com valores mais altos, que superaram 30 m dia⁻¹. No mapa da figura 9a, esses valores não puderam ser captados devido à eliminação deles com base no respectivo gráfico “box-plot” (Figura 3a), em que valores superiores a 3,5 m dia⁻¹ foram eliminados para que o estudo geoestatístico pudesse ser mais bem conduzido. Isso significa que o mapa obtido com base nos dados transformados é mais realista do que o obtido sem transformação de dados, uma vez que valores

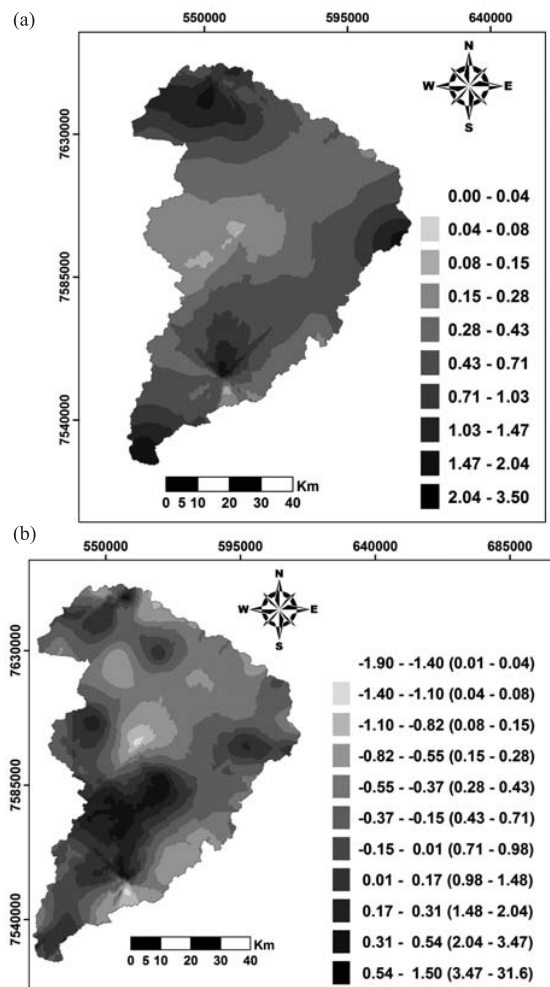


Figura 9. Distribuição espacial da condutividade hidráulica saturada com dados sem (a) e com transformação logarítmica (b).

superiores a $3,5 \text{ m dia}^{-1}$ foram conseguidos em condições de campo e em quantidade apreciável (aproximadamente 15,6 % dos dados), e sua existência é uma realidade que não pode ser desprezada quando da geração dos mapas de krigagem. Dessa forma, apesar do menor grau de dependência espacial do modelo de continuidade espacial ajustado aos dados transformados, essa distribuição mais detalhada é mais consistente e fornece informação mais precisa do comportamento da condutividade hidráulica saturada na bacia hidrográfica do Alto Rio Grande.

É importante destacar ainda que ambos os mapas demonstraram valores elevados de duas regiões importantes no contexto de recarga subterrânea, ou seja, na região da Serra da Mantiqueira e nas áreas de Latossolos na porção mais setentrional da bacia. Na 1ª situação, conforme hipótese levantada por Menezes et al. (2009), os solos são basicamente Cambissolos, porém apresentam uso do solo predominante em Mata Atlântica, o que proporciona maiores conteúdos de matéria orgânica na superfície do solo, favorecendo o processo de infiltração. Na 2ª situação, os Latossolos da região, por apresentarem características pedológicas importantes no contexto da infiltração de água, especialmente estrutura granular, constituem áreas expressivas para recarga de água subterrânea, no entanto muito suscetível ao manejo do solo (Gomes et al., 2007).

O mapa da figura 9b foi, contudo, capaz de identificar valores elevados de condutividade hidráulica na região Centro-Sudoeste da bacia. Conforme pode ser observado na figura 1, essa região é caracterizada pela ocorrência de Mata Nativa e Cerrado, além de trechos importantes com Latossolos, o que proporciona maior qualidade física aos solos no contexto de infiltração, como elevada porosidade drenável e maior estabilidade de agregados, além de matéria orgânica, a qual contribui de forma relevante para as características destacadas anteriormente (Menezes et al., 2009; Ávila et al., 2010). No mapa da figura 9a não foi possível identificar essa região com o nível de detalhamento da figura 9b.

Por se tratar de uma bacia hidrográfica estratégica e cuja importância está associada ao seu potencial hidráulico-hidrológico para a geração de energia elétrica (importantes rios nascem na região e há aproveitamento hidrelétrico de médio porte – Camargos), este trabalho traz uma contribuição significativa para o manejo sustentável dessa bacia. No contexto de aplicação prática dos mapas desenvolvidos, especialmente o da figura 9b, destaca-se a identificação espacial de áreas promissoras no contexto de recarga subterrânea, bem como áreas com menor vulnerabilidade à erosão hídrica, as quais poderão ser manejadas de forma mais adequada, visando à manutenção do seu potencial de produção de água e, conseqüentemente, de seu potencial hidrelétrico.

Apesar de a continuidade espacial ser semelhante nas situações sem e com transformação logarítmica,

inclusive no tocante ao melhor modelo de semivariograma, o mapeamento propriamente dito revelou situações distintas em termos de distribuição espacial, sendo possível observar maior detalhamento no mapa com dados transformados. Tal fato se deve, especialmente, ao menor número de dados discrepantes, além de melhor caracterização de isotropia dos dados transformados.

CONCLUSÕES

1. Com base no procedimento de validação preditiva e no grau de dependência espacial, foi possível escolher o modelo esférico ajustado pelo método dos mínimos quadrados ordinários para o mapeamento da condutividade hidráulica saturada, tanto para dados sem transformação quanto para dados com transformação.

2. Os mapas produzidos mostraram ênfase distinta na distribuição espacial da condutividade hidráulica saturada para a bacia hidrográfica do Alto Rio Grande. O mapa gerado com base em dados transformados apresentou melhor detalhamento da distribuição espacial da condutividade hidráulica saturada, sendo possível recomendá-lo para aplicações práticas.

AGRADECIMENTOS

Ao CNPq, pela concessão de bolsa a todos os autores deste trabalho; à CEMIG/ANEEL P&D 176) e à FAPEMIG (PPM IV 060/10), pelo suporte financeiro para a realização dos estudos em campo.

LITERATURA CITADA

- ANDRIOTTI, J.L.S. Fundamentos de estatística e geoestatística. São Leopoldo, Unisinos, 2003. 165p.
- ARAÚJO, A.R. Solos da Bacia do Alto Rio Grande (MG): Base para estudos hidrológicos e aptidão agrícola. Lavras, Universidade Federal de Lavras, 2006. 345p. (Tese de Doutorado)
- ÁVILA, L.F.; MELLO, C.R. & SILVA, A.M. Continuidade e distribuição espacial da umidade do solo em bacia hidrográfica da Serra da Mantiqueira. R. Bras. Eng. Agríc. Amb., 14:1257-1266, 2010.
- BESKOW, S.; MELLO, C.R.; NORTON, L.D.; CURI, N.; VIOLA, M.R. & AVANZI, J.C. Soil erosion prediction in the Grande River Basin, Brazil using distributed modeling. Catena, 79:49-59, 2009.
- BORSSOI, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A. & ROJAS, M.G. Diagnostic techniques applied in geostatistics for agricultural data analysis. R. Bras. Ci. Solo, 33:1561-1570, 2009.

- BUTTLE, J.M. & HOUSE, D.A. Spatial variability of saturated hydraulic conductivity in shallow macroporous soils in a forested basin. *J. Hydrol.*, 203:127-142, 1997.
- CAMARGO, L.A.; MARQUES JUNIOR, J. & PEREIRA, G.T. Spatial variability of physical attributes of an Alfisol under different hillslope curvatures. *R. Bras. Ci. Solo*, 34:617-630, 2010.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEM, D.L.; TURCO, R.F. & KONOPA, A.E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 47:1501-1511, 1994.
- CICHOTA, R.; Jong van LIER, Q. & ROJAS, C.A.L. Variabilidade espacial da taxa de infiltração em Argissolo Vermelho. *R. Bras. Ci. Solo*, 27:789-798, 2003.
- CRESSIE, N.A.C. *Statistics for spatial data*. New York, Wiley, 1993. 900p.
- ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE – ESRI. *ArcGis 9: Getting started with ArcGis*. Redlands, 2004. 265p.
- FALLICO, C.; MIGLIARI, E. & TROISI, S. Characterization of the field saturated hydraulic conductivity on a hillslope: Measurement techniques, data sensitivity analysis and spatial correlation modeling. *J. Hydrol. Earth Syst. Sci. Discus.*, 2:1247-1298, 2005.
- GIMÉNEZ, D.; RAWLS, W.J. & LAUREN, J.G. Scaling properties of saturated hydraulic conductivity in soil. *Develop. Soil Sci.*, 27:115-130, 2000.
- GOMES, N.M.; SILVA, A.M.; MELLO, C.R.; FARIA, M.A. & OLIVEIRA, P.M. Métodos de ajuste e modelos de semivariograma aplicados ao estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo. *R. Bras. Ci. Solo*, 31:435-443, 2007.
- HURTADO, A.L.B. Variabilidade da condutividade hidráulica do solo em valores fixos de umidade e de potencial matricial. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2004. 94p. (Tese de Doutorado)
- JOURNEL, A.G. & HUIJBREGTS, Ch. J. *Mining geostatistics*. 5.ed. London, Academic Press, 1991. 600p.
- JULIÀ, M.F.; MONREAL, T.E.; JIMÉNEZ, A.S.C. & MELÉNDEZ, E.G. Constructing a saturated hydraulic conductivity map of Spain using pedotransfer functions and spatial prediction. *Geoderma*, 123:257-277, 2004.
- JUNQUEIRA JÚNIOR, J.A.; SILVA, A.M.; MELLO, C.R. & PINTO, D.B.F. Continuidade espacial de atributos físico-hídricos do solo em sub-bacia hidrográfica de cabeceira. *Ci. Agrotec.*, 32:914-922, 2008.
- MELLO, C.R.; VIOLA, M.R.; NORTON, L.D.; SILVA, A.M. & WEIMAR, F.A. Development and application of a simple hydrologic model simulation for a Brazilian headwater basin. *Catena*, 75:235-247, 2008.
- MELLO, J.M. *Geostatística aplicada ao inventário florestal*. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2004. 111p. (Tese de Doutorado)
- MENEZES, M.D.; JUNQUEIRA JÚNIOR, J.A.; MELLO, C.R.; SILVA, A.M.; CURI, N. & MARQUES, J.J. Dinâmica hidrológica de duas nascentes, associada ao uso do solo, características pedológicas e atributos físico-hídricos na sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Lavrinha- Serra da Mantiqueira (MG). *Sci. For.*, 37:175-184, 2009.
- MONTENEGRO, A.A.A. & MONTENEGRO, S.M.G.L. Variabilidade espacial de classes de textura, salinidade e condutividade hidráulica de solos em planície aluvial. *R. Bras. Eng. Agric. Amb.*, 10:30-37, 2006.
- MONTENEGRO, S.M.G.L.; MONTENEGRO A.A.A. & MACKAY, R. Caracterização da variabilidade espacial de parâmetros hidráulicos em solos aluviais no estado de Pernambuco. *R. Bras. Rec. Hídricos*, 4:5-17, 1999.
- MOUSTAFA, M.M. A geostatistical approach to optimize the determination of saturated hydraulic conductivity for large-scale subsurface drainage design in Egypt. *Agric. Water Manag.*, 42:291-312, 2000.
- RIBEIRO JUNIOR, P.J. & DIGGLE, P.J. GeoR: A package for geostatistical analysis. *RNEWS*, 1:15-18, 2001.
- SCHAFFRATH, V.R.; TORMENA, C.A.; FIDALSKI, J. & GONÇALVES, A.C.A. Variabilidade e correlação espacial de propriedades físicas de solo sob plantio direto e preparo convencional. *R. Bras. Ci. Solo*, 32:1369-1377, 2008.
- SEPASKHAH, A.R. & ATAEE, T. A simple model to determine saturated hydraulic conductivity for large-scale subsurface drainage. *Biosyst. Eng.*, 89:505-513, 2004.
- SOBIERAJ, J.A.; ELSSENBEER, H. & CAMERON, G. Scale dependency in spatial patterns of saturated hydraulic conductivity. *Catena*, 55:49-77, 2004.
- SOUZA, E.S.; ANTONINO, A.C.D.; JARAMILLO, R.A.; NETTO, A.M.; MONTENEGRO, S.M.G.L. & SILVA, E.B. Variabilidade espacial dos parâmetros hidrodinâmicos de duas parcelas agrícolas no estado da Paraíba. *R. Bras. Ci. Solo*, 32:1795-1804, 2008.
- VIEIRA, S.R. Geostatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H. & SCHAEFER, G.R., eds. *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa, MG, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1. p.1-54.

