

# VARIABILIDADE ESPACIAL DO POTENCIAL EROSIVO DAS CHUVAS NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO<sup>1</sup>

CLAUDINEI A. MONTEBELLER<sup>2</sup>, MARCOS B. CEDDIA<sup>3</sup>, DANIEL F. DE CARVALHO<sup>4</sup>,  
SIDNEY R. VIEIRA<sup>5</sup>, ELENILSON M. FRANCO<sup>6</sup>

**RESUMO:** Desenvolveu-se este trabalho com o objetivo de analisar a variabilidade espacial da erosividade no Estado do Rio de Janeiro, por meio de análise geoestatística. Os índices de erosividade médios anuais  $EI_{30}$ , definidos pelo produto da energia cinética da chuva e sua intensidade máxima em 30 min e  $KE>25$  (definidos como a energia cinética das chuvas com intensidades superiores a  $25 \text{ mm h}^{-1}$ ) foram calculados a partir de dados pluviográficos de 36 estações, enquanto, para outras 57 estações, os mesmos índices foram estimados por meio de equações de regressão, totalizando 93 pontos de amostragem. O modelo matemático ajustado ao semivariograma experimental, para ambos os índices, foi o exponencial. A partir dos parâmetros dos modelos ajustados, foi possível gerar mapas de erosividade pelo método da krigagem, que apresenta vantagens em relação aos métodos convencionais. Além disso, também foram gerados mapas de variância de krigagem. Os maiores valores de erosividade foram observados nas regiões Serrana e da Baía da Ilha Grande, enquanto os menores valores foram observados nas regiões norte e noroeste do Estado. As maiores variâncias de krigagem foram observadas nas regiões Litorânea e Norte, que são as que apresentam menores densidades de amostragem.

**PALAVRAS-CHAVE:** geoestatística, índice de erosividade, krigagem.

## SPATIAL VARIABILITY OF THE RAINFALL EROSIVE POTENTIAL IN THE STATE OF RIO DE JANEIRO, BRAZIL

**ABSTRACT:** The objective of this study was to analyze the spatial variability of the rainfall erosivity indices for the State of Rio de Janeiro, Brazil, using geostatistical analysis. Rainfall erosivity indices  $EI_{30}$  (defined by the product of kinetic energy of the rainfall and its maximum intensity on 30 minutes), and  $KE>25$  (defined as the kinetic energy of the rain just to rainfall intensity higher than  $25 \text{ mm h}^{-1}$ ) were calculated using rain charts for 36 stations, while for the remaining 57 locations, this indices where estimated using standard regression procedures with rain gauges data. Therefore, the total number of points for the entire state was 93. The experimental semivariograms calculated for both indices were exponential. Using the model fitted to the experimental semivariograms it was possible to interpolate values for the locations where they were not known using kriging, which has advantages among other methods. Moreover, kriging variance maps were also generated. The largest values found for the rainfall erosivity indices were located at the Sierra regions and at Ilha Grande Bay, while the smallest values occurred at the Northern and Northwestern Regions of the state. The largest kriging variance values occurred at the Coastal and Northern Regions, where the data density is the smallest.

**KEYWORDS:** geostatistics, rainfall erosivity indices, kriging.

<sup>1</sup> Extraído da Dissertação de Mestrado do primeiro autor. Trabalho parcialmente financiado pelo CNPq.

<sup>2</sup> Doutorando em Engenharia Agrícola, UFV - Viçosa - MG, cmontebeller@yahoo.com.br

<sup>3</sup> Departamento de Solos, Instituto de Agronomia, UFRRJ, BR 465, km 7, Seropédica - RJ, ceddia@ufrj.br

<sup>4</sup> Departamento de Engenharia, Instituto de Tecnologia, UFRRJ, BR 465, km 7, Seropédica - RJ, carvalho@ufrj.br, Bolsista CNPq.

<sup>5</sup> Pesquisador do Centro de Solos, IAC, Campinas - SP.

<sup>6</sup> Estudante do curso de Agronomia, UFRRJ, Bolsista IC/PIBIC/CNPq.

Recebido pelo Conselho Editorial em: 12-4-2006

Aprovado pelo Conselho Editorial em: 26-6-2007

## INTRODUÇÃO

A distribuição das chuvas em uma região é dependente de fatores estáticos (latitude, distância do oceano, efeito orográfico) e dinâmicos (movimentação das massas de ar) que, associados entre si, caracterizam os índices pluviométricos nessa região. O Estado do Rio de Janeiro caracteriza-se por alta variabilidade pluviométrica em decorrência dos fatores mencionados (DAVIS & NAGHETTINI, 2000).

Considerada como um dos principais agentes ativos no processo de erosão hídrica, a chuva tem seu potencial erosivo quantificado a partir de suas características físicas, sendo os índices de erosividade  $EI_{30}$  e  $KE>25$  os mais utilizados (CARVALHO et al., 2005). De acordo com WISCHMEIE & SMITH (1958), o índice  $EI_{30}$  é definido pelo produto entre a energia cinética da chuva e sua intensidade máxima em 30 min e representa os efeitos do impacto das gotas e turbulência combinados com a capacidade de transporte do escoamento superficial. O índice  $KE>25$  considera o cálculo da energia cinética da chuva apenas para intensidades de precipitação maiores do que  $25 \text{ mm h}^{-1}$  e foi proposto para regiões que se caracterizam por apresentar chuvas com intensidades de até  $150 \text{ mm h}^{-1}$ , como os países de clima tropical e subtropical (HUDSON, 1973).

A estimativa adequada dos índices de erosividade em uma região exige séries históricas confiáveis e distribuição uniforme de pluviógrafos. No entanto, quando as bases de dados são insuficientes, o uso de equações de regressão entre os índices de erosividade e dados pluviométricos constitui uma alternativa (CARVALHO et al., 1989). Nesse sentido, um índice muito utilizado é o coeficiente de chuva ( $R_c$ ) que pode ser determinado conforme proposição de FOURNIER (1956), modificada por LOMBARDI NETO (1977), com base nos valores de precipitação mensal média e precipitação anual média.

Uma vez calculados ou estimados valores pontuais, mapas de erosividade podem ser obtidos por meio de métodos de interpolação que usam os valores amostrados para estimativas de valores em locais com ausência ou informações restritas de precipitação. O processo de interpolação é comumente realizado, utilizando métodos que consideram as informações uniformemente distribuídas na região de interesse ou que consideram apenas os dados pontuais mais próximos, ignorando outros efeitos que podem interferir na distribuição das chuvas. Várias técnicas são utilizadas para a interpolação de dados de chuvas, tais como o inverso do quadrado da distância e o método das isoietas. A geoestatística, que é baseada na teoria das variáveis regionalizadas, vem sendo grandemente usada porque permite obter correlação entre amostras vizinhas, o que possibilita a estimativa em locais não-amostrados, sem tendência e com variância mínima.

SILVA (2004), usando equações de regressão obtidas na bibliografia para a estimativa do índice de erosividade  $EI_{30}$ , obteve mapas de erosividade para o Brasil, utilizando base de dados com 1.600 estações pluviométricas delimitadas por áreas, com distribuição pluviométrica semelhante. Para o Estado do Rio de Janeiro, GONÇALVES (2002) obteve o mapa de erosividade trabalhando com apenas 14 estações pluviográficas, utilizando como método de interpolação o inverso do quadrado da distância. VIEIRA & LOMBARDI NETO (1995) utilizaram dados de 292 pluviômetros para a estimativa de índices de erosividade para o Estado de São Paulo, considerando uma única equação de regressão, correlacionando  $EI_{30}$  com pluviosidade mensal. Os autores geraram mapas de isolinhas de erosividade, mostrando que, para o período das secas, os valores de erosividade aumentam na direção sul do Estado, enquanto, no período das águas e total anual, o aumento ocorre na direção norte.

Vários autores têm apresentado melhores desempenhos da geoestatística em relação a métodos convencionais. GOOVAERTS (1999) considerou que a maior vantagem da geoestatística é que menores densidades de amostragem podem ser complementadas por variáveis secundárias com maior densidade de amostragem, desde que haja alguma correlação entre essas variáveis.

Sabendo-se da importância do conhecimento da variável erosividade no contexto da conservação de solo e água, este trabalho teve com o objetivo a verificação da distribuição espacial

dos valores dos índices de erosividade obtidos para o Estado do Rio de Janeiro, e a geração de mapas de erosividade pelo método de interpolação por krigagem.

## MATERIAL E MÉTODOS

### Origem das informações e conjuntos de dados

#### Dados pluviográficos

O trabalho foi realizado para o Estado do Rio de Janeiro, a partir de dados pluviográficos referentes a 36 estações, sendo 22 do INMET (Instituto Nacional de Meteorologia), sete da SERLA (Superintendência Estadual de Rios e Lagoas), três da LIGHT (Light Centrais Elétricas) e quatro da ANA (Agência Nacional de Águas). Na Figura 1, visualiza-se a distribuição das 36 estações no Estado do Rio de Janeiro.

Apesar de as séries históricas estudadas terem sido menores que 20 anos, período mínimo considerado adequado para ser utilizado na estimativa de perda média anual de solo por meio da USLE, vale lembrar que, no Brasil, de modo geral, são raras as séries históricas existentes de pluviógrafos com período superior a 10 anos (PRUSKI, 1996). E mesmo quando existem, muitas vezes não são disponibilizadas pelos órgãos responsáveis.

Os pluviogramas com registros diários foram digitalizados com o auxílio do programa HydroGraph 1.02, desenvolvido pelo Grupo de Pesquisa em Recursos Hídricos da Universidade Federal de Viçosa (GONÇALVES, 2002).

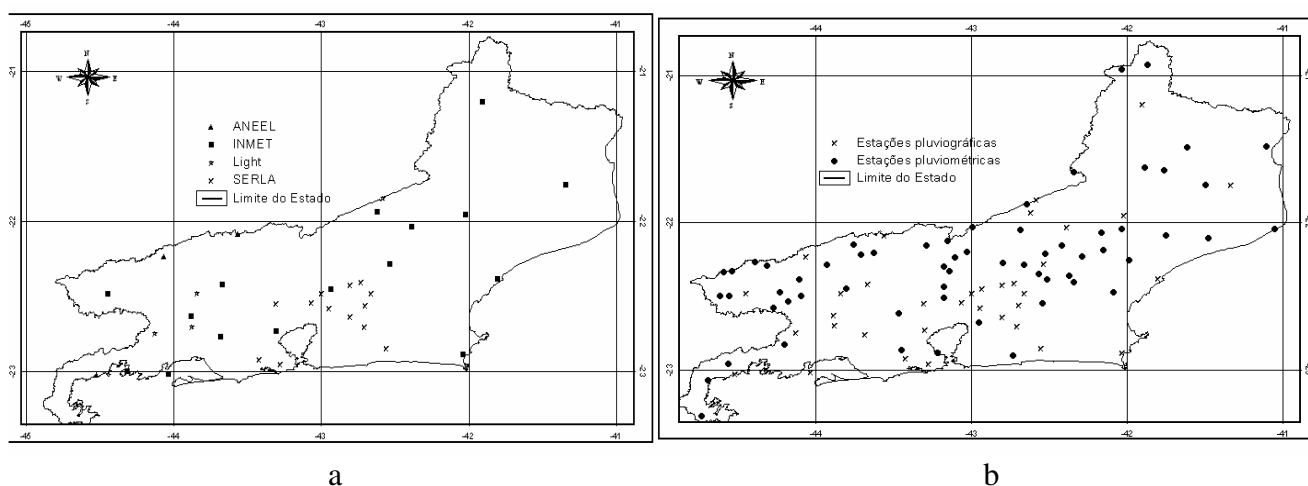


FIGURA 1. Mapas do Estado do Rio de Janeiro com a distribuição das 36 estações pluviográficas (a) e com a distribuição das 93 estações utilizadas (b).

### Índices de erosividade

Para a determinação dos índices de erosividade, foi utilizado o programa computacional denominado CHUVEROS (COGO et al., 2003), desenvolvido com base no modelo matemático proposto por WISCHMEIER & SMITH (1958). Nesse programa, a energia cinética referente a cada segmento de chuva é calculada utilizando a equação sugerida por FOSTER et al. (1981), a qual converte os dados para o Sistema Internacional de Unidades (SI):

$$Ec = 0,119 + 0,0873 \log I \quad (1)$$

em que,

$Ec$  - energia cinética por mm de chuva,  $MJ \text{ ha}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ , e

$I$  - intensidade de chuva,  $\text{mm h}^{-1}$ .

O resultado obtido pela eq.(1) foi multiplicado pela lâmina precipitada em cada segmento, sendo realizada a soma de todos os valores para um mesmo evento de precipitação, obtendo-se, com isso, a energia cinética total ( $E_c$ ) para cada chuva.

Com o objetivo de obter o índice  $EI_{30}$ , gerado em  $MJ\ mm\ ha^{-1}\ h^{-1}$ , foi identificada, para cada chuva, sua lâmina máxima precipitada em 30 minutos, possibilitando a obtenção da intensidade máxima de chuva observada na mesma duração ( $I_{30}$ ), assim como a posterior aplicação da eq.(2) para o cálculo do índice  $EI_{30}$  (CARVALHO et al., 2005).

$$EI_{30} = E_c I_{30} \quad (2)$$

O somatório dos valores dos índices  $EI_{30}$  gerados para cada precipitação tornou possível a determinação dos índices mensais e, posteriormente, os anuais, para cada uma das localidades estudadas.

Para a obtenção do índice  $KE > 25$ , foi utilizada a mesma eq.(1) para o cálculo da energia cinética, sendo, no entanto, desconsiderados os segmentos daquelas precipitações com intensidades inferiores a  $25\ mm\ h^{-1}$ . Para encontrar o valor do índice  $KE > 25$  de um determinado evento, a energia cinética de todos os segmentos com intensidades maiores que  $25\ mm\ h^{-1}$  foi somada e organizada em valores diários, permitindo, posteriormente, a obtenção dos índices mensais e anuais.

### Dados pluviométricos

Considerando a baixa densidade de pontos com dados pluviográficos para analisar a variabilidade espacial dos índices de erosividade no Estado (Figura 1a), foram também utilizados, neste trabalho, dados pluviométricos de 57 postos pertencentes à ANA (Figura 1b). Esses dados foram utilizados para gerar índices de erosividade a partir de equações de regressão obtidas entre valores mensais de  $EI_{30}$  e de índices pluviométricos, para as 36 estações apresentadas na Figura 1a. As equações de regressão para a estimativa do  $EI_{30}$  e  $KE > 25$  utilizadas no trabalho são apresentadas em MONTEBELLER (2005). Dessa forma, foi possível a estimativa de valores de erosividade para localidades onde se dispunha apenas de dados pluviométricos, considerando como critério para utilização de determinada equação de regressão a distância e a altitude entre as localidades, além do próprio índice pluviométrico. As estações que atenderam a esses critérios foram consideradas, então, estações com regime semelhante de distribuição de chuvas. Procedimento semelhante foi adotado por GONÇALVES (2002).

Na Figura 1b, apresenta-se a distribuição espacial de todas as estações utilizadas na análise. Pelo fato de dados pluviométricos serem mais fáceis de serem obtidos junto aos órgãos responsáveis e, em geral, apresentarem séries históricas maiores e mais consistentes, essa metodologia utilizada possibilitou a obtenção de melhor distribuição das estações, como pode ser observado na Figura 1.

### Análise geoestatística

Considerando que o banco de dados com 93 valores de cada índice de erosividade foi composto de 36 dados calculados a partir de pluviogramas e 57 estimados a partir de pluviômetros, as análises estatística e geoestatística foram efetuadas em dois subconjuntos de dados, sendo o primeiro composto somente dos 36 valores de erosividade, obtidos a partir de dados pluviográficos, e o segundo com todos os valores (93 dados).

Inicialmente, todos os conjuntos de dados passaram por análise exploratória, sendo detectados os valores máximo, mínimo e médio de cada índice utilizado. Em seguida, foram calculadas as médias e medianas a fim de verificar se a distribuição das variáveis apresentava normalidade. Em complemento, foram calculados os coeficientes de assimetria e curtose, que também indicam a provável normalidade do conjunto de dados. A análise de normalidade dos conjuntos de dados foi realizada por meio do teste de Lilliefors (AYRES et al., 2003).

As coordenadas geográficas dos pontos amostrados foram transformadas em unidades do sistema de projeção de Lambert, uma vez que o programa geoestatístico utilizado faz exigência de medidas lineares. Para a execução dos ensaios, foi utilizado o pacote computacional geoestatístico GEOSTAT (VIEIRA et al., 1983). Esse programa analisa a dependência espacial dos dados de acordo com a metodologia descrita em VIEIRA & LOMBARDI NETO (1995), a qual utiliza a semivariância ( $\gamma(h)$ ). Esse parâmetro foi estimado pela eq.(3):

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

em que,

$\gamma(h)$  - semivariância estimada a uma distância  $h$ ;

$N(h)$  - número de pares de valores  $[Z(x_i), Z(x_i + h)]$  separados por um vetor  $h$ ;

$x_i$  - posição espacial da variável  $Z$ , e

$Z$  - valores da erosividade da chuva.

Após a obtenção do semivariograma experimental, foi ajustado um modelo teórico que melhor o representa, tendo como variáveis o alcance ( $a$ ), o efeito pepita ( $C_0$ ), a semivariância estrutural ( $C$ ) e o patamar ( $C + C_0$ ). Para a validação do modelo, foi utilizada a ferramenta denominada “Jack Knifing” (Autovalidação) para o ajuste dos modelos (VIEIRA et al., 1983). Esse procedimento compara os modelos ajustados e indica o número ideal de pontos vizinhos em torno daquele que está sendo estimado. Essa ferramenta permitiu verificar se as hipóteses de estacionaridade estavam corretas e se o modelo ajustado foi adequado, além de determinar qual a vizinhança ideal para se fazerem estimativas.

Antes de executar o método de interpolação, o índice de dependência espacial (IDE), proposto por ZIMBACK (2001), foi calculado com o objetivo de determinar o grau de dependência espacial. Segundo o autor, valores de IDE de até 25%, de 25% a 75% e acima de 75% representam, respectivamente, fraca, moderada e forte dependência espacial.

Uma vez realizado o estudo de dependência espacial, foi executada a krigagem, utilizando-se dos parâmetros encontrados no semivariograma (alcance, efeito pepita e a semivariância estrutural), obtidos em função dos melhores modelos ajustados, para uma malha de 1 km por 1 km.

A estimativa de um dado para uma determinada posição geográfica não-amostrada foi realizada utilizando a seguinte equação:

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (4)$$

em que,

$Z^*(x_0)$  - valor estimado para local  $x_0$  não-amostrado;

$Z(x_i)$  - valor amostrado;

$n$  - número de amostras vizinhas utilizadas nas estimativas, e

$\lambda_i$  - multiplicador de Lagrange, são os pesos aplicados em cada  $Z(x_i)$ .

Após a estimativa dos dados de erosividade resultantes da krigagem, foram obtidos mapas de erosividade para o Estado do Rio de Janeiro, utilizando o “software” SURFER 7.02 (GOLDEN SOFTWARE, 2000).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1, apresentam-se os resultados da análise estatística dos dois conjuntos de dados analisados, podendo ser utilizada como ferramenta auxiliar, de forma a complementar a caracterização do comportamento da variável estudada. Pode-se analisar que nenhum dos conjuntos apresentou normalidade. Observa-se, também, que os coeficientes de variação se encontram no

intervalo de 0,35 a 0,45, e os menores valores ocorrem no conjunto com 36 valores para ambos os índices.

TABELA 1. Análise estatística dos conjuntos de dados analisados para os índices EI<sub>30</sub> e KE>25.

Parâmetros Estatísticos	Número de Dados			
	36		93	
	EI <sub>30</sub>	KE>25	EI <sub>30</sub>	KE>25
Mínimo	3.441,2	42,1	2.167,6	37,5
Mediano	6.367,9	86,8	6.136,6	88,5
Máximo	15.806,0	171,8	15.806,0	205,1
Média	7.364,8	90,0	6.949,0	90,6
Curtose	1,83	0,82	0,27	0,50
Assimetria	1,43	0,94	0,90	0,85
Variância	8,72 10 <sup>6</sup>	965,76	9,61 10 <sup>6</sup>	1.440,62
C.V.	0,40	0,35	0,45	0,42
D <sub>tab</sub>	0,173	0,141	0,136	0,098
D <sub>cal</sub> *	1,038	0,844	1,308	0,946

\*Rejeita-se a hipótese de normalidade dos dados quando o valor da probabilidade calculada (D<sub>cal</sub>\*) for menor que o tabelado (D<sub>tab</sub>), com 5% probabilidade de erro. C.V. - Coeficiente de variação.

Pela análise geoestatística, os resultados encontrados mostram que não foi obtida dependência espacial para ambos os índices, quando utilizados os conjuntos de dados com 36 valores (Figura 2). Esse fato se deve, provavelmente, à baixa densidade e à distribuição não-uniforme entre os pontos amostrados. Nas Figuras 2a e 2b, apresenta-se esse comportamento aleatório para o EI<sub>30</sub> e o KE>25, respectivamente, pois não existe aumento gradual das semivariâncias até determinada distância, em que o valor se estabilizaria (patamar), caso existisse dependência espacial.

O comportamento encontrado é denominado “efeito pepita puro”, e como não há dependência espacial, a estatística clássica poderia ser utilizada para explicar o comportamento dessas variáveis, se esses apresentassem distribuição normal. Entretanto, como observado na Tabela 1, os parâmetros estatísticos apresentados rejeitam a hipótese de normalidade, para os dois conjuntos de dados. A não-existência de normalidade não compromete a análise de dependência espacial proposta neste trabalho (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

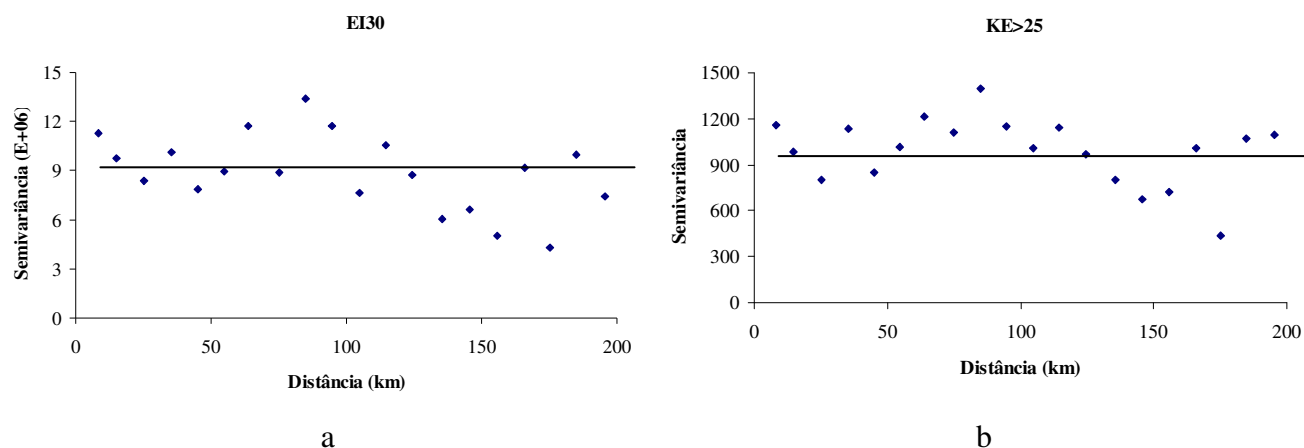


FIGURA 2. Semivariogramas para os índices EI<sub>30</sub> (a) e KE>25 (b), com “efeito pepita puro”, considerando as 36 estações pluviográficas.

Com o aumento do número de dados para 93, observa-se que os índices de erosividade apresentam dependência espacial, comprovando que análise com poucos dados pode inviabilizar o uso da geoestatística (Figura 3). Deve-se ressaltar que, embora possa haver efeito do procedimento

de inferência da erosividade a partir de dados pluviométricos, o grau de dependência espacial obtido por esse conjunto de dados é classificado como forte, conforme ZIMBACK (2001), confirmando a existência da dependência espacial para esses índices. O modelo teórico de semivariograma encontrado foi classificado como exponencial, e os parâmetros dos semivariogramas podem ser observados na Tabela 2.

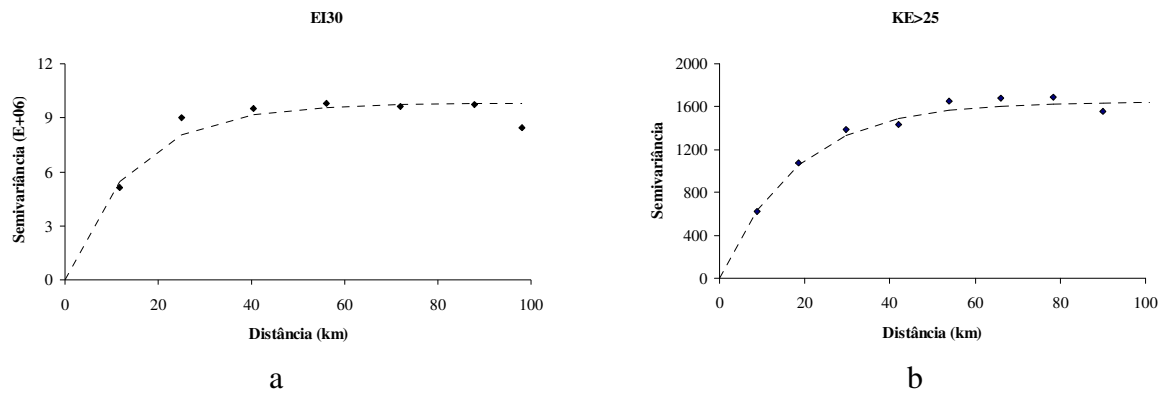


FIGURA 3. Modelos exponenciais ajustados para os conjuntos de dados com 93 valores, para os índices EI<sub>30</sub> (a) e KE>25 (b).

TABELA 2. Parâmetros dos semivariogramas teóricos ajustados.

	Modelo	Co	C1	a	R <sup>2</sup>
EI <sub>30</sub>	Exponencial	0	98.000,00	43,41	0,79
KE>25	Exponencial	0	1.662,30	56,22	0,91

Quando comparados os índices de erosividade, observa-se que o índice KE>25 (Figura 3b) apresentou maior valor para o alcance, sendo, provavelmente, influenciado pela diferença de cálculo para a obtenção dos índices de erosividade. No cálculo do KE>25, consideram-se apenas os segmentos de chuva com intensidades superiores a 25 mm h<sup>-1</sup>, enquanto, para o EI<sub>30</sub>, consideram-se todos os segmentos de chuva, multiplicado pelo I<sub>30</sub>. Dessa forma, o EI<sub>30</sub> apresenta comportamento mais errático, provavelmente por englobar em seu cálculo segmentos com maior amplitude de variação de intensidade de chuva.

ISAAKS & SRIVASTAVA (1989) apresentaram resultados demonstrando que os modelos com altos valores de efeito pepita geram pesos mais similares quando promovida a krigagem ordinária, tendendo à média simples. Esse seria o caso de se efetuar uma interpolação a partir do conjunto de 36 dados. De acordo com os autores, o modelo exponencial descreve um processo aleatório que é mais errático para distâncias curtas, comparado com outros modelos. Caso o conjunto amostrado seja pequeno, há dificuldades para obtenção de modelo que melhor explique o fenômeno, pois necessita de quantidade adequada de pares de valores para sua definição.

VIEIRA & LOMBARDI NETO (1995) obtiveram semivariogramas classificados como exponencial para o período das águas, e total anual e esférico para o período das secas, o que possibilitou a confecção de mapas de isolinhas de erosividade.

### Mapas de erosividade e de variância de krigagem

Na Figura 4, apresentam-se os mapas de índices de erosividade ajustados e variância de krigagem para os índices EI<sub>30</sub> (Figura 4a) e KE>25 (Figura 4b).

Pode ser verificado que os maiores valores de erosividade foram observados nas regiões Serrana e Baía da Ilha Grande, enquanto os menores são observados nas regiões Norte e Noroeste do Estado. A região da Baixada Litorânea foi aquela que apresentou as maiores variações nos valores de erosividade, sendo esses baixos no litoral e aumentando na direção da região Serrana. Pode ser observada tendência de diminuição dos valores de erosividade na direção da região da

Baía da Ilha Grande - Norte. Nas regiões Serrana e Baixada Litorânea, foram observados os máximos valores para os índices  $EI_{30}$  e  $KE>25$ , respectivamente.

Esse padrão de variabilidade espacial dos índices de erosividade também foi observado por GONÇALVES (2002), apesar de seu trabalho não contemplar as regiões norte e noroeste. Nesse caso, os mapas de erosividade foram obtidos utilizando 14 estações pelo método de interpolação do inverso do quadrado da distância. Os valores para o índice  $EI_{30}$  variaram de 4.000 a 16.000  $MJ\ mm\ ha^{-1}\ h\ ano^{-1}$ , enquanto o índice  $KE>25$  variou de 40 a 180  $MJ\ ha^{-1}\ ano^{-1}$ . A desvantagem desse método em relação à krigagem está relacionada a sua menor precisão e à impossibilidade da geração do mapa de erros e de correlações com outras variáveis.

De acordo com as Figuras 4a e 4b, observa-se que as áreas com maiores variâncias predominam nas regiões Litorâneas e Norte, provavelmente em consequência de essas regiões apresentarem as menores densidades de dados de pluviógrafos e pluviômetros. Nota-se claramente que em locais onde há menores variâncias, existem círculos em torno das estações, que correspondem às classes de menores valores. WEBSTER & OLIVER (1990) afirmaram que esses resultados são essencialmente em função da krigagem e que as estimativas de variância e, conseqüentemente, seus limites de confiança são muito sensíveis para o semivariograma ajustado, o que dificulta a incorporação do erro do semivariograma dentro da variância de krigagem.

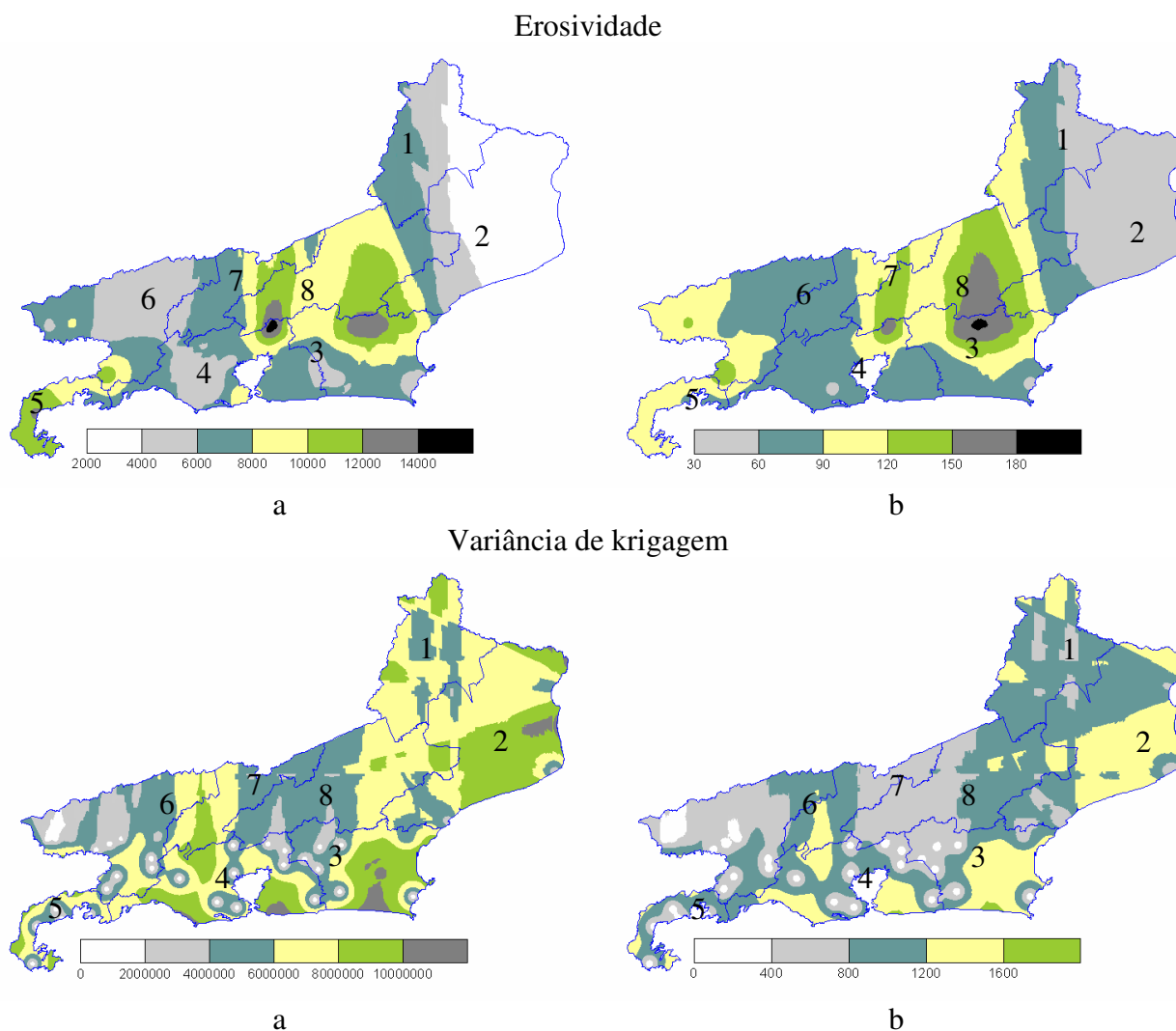


FIGURA 4. Mapas de erosividade e de variância de krigagem obtidos para os índices  $EI_{30}$  ( $MJ\ mm\ ha^{-1}\ h^{-1}\ ano^{-1}$ ) (a) e  $KE>25$  ( $MJ\ ha^{-1}\ ano^{-1}$ ) (b). 1 - Região Noroeste; 2 - Região Norte; 3 - Região das Baixadas Litorâneas; 4 - Região Metropolitana; 5 - Região Baía da Ilha Grande; 6 - Região Sul Fluminense; 7 - Região Centro Sul Fluminense, e 8 - Região Serrana.



Para estudos futuros, visando a melhorias nas aproximações dessas estimativas, é necessária a obtenção de valores de erosividade principalmente para as regiões Norte e Baixada Litorânea do Estado.

## CONCLUSÕES

Os semivariogramas gerados a partir dos conjuntos com 93 valores de índices de erosividade mostraram-se adequados para modelar a dependência espacial, ao contrário dos conjuntos com 36 valores, que não apresentaram dependência espacial.

O índice  $EI_{30}$  apresentou comportamento mais errático quando relacionado ao índice  $KE > 25$ .

Os maiores valores de erosividade, para ambos os índices, são observados nas regiões da Baía da Ilha Grande e Serrana, enquanto os menores valores são observados nas regiões Norte e Noroeste.

Os maiores valores de variância de krigagem são observados nas regiões Norte e Litorânea do Estado, que são os locais mais indicados para a instalação de novos postos pluviográficos.

## REFERÊNCIAS

- AYRES, M.; AYRES JÚNIOR, M.; AYRES, D.L.; SANTOS, A.S. *BioEstat 3.0: Aplicações estatísticas nas áreas das ciências biológicas e médicas*. Belém: Sociedade Civil Mamirauá/CNPq, 2003. 290 p.
- CARVALHO, D.F.; MONTEBELLER, C.A.; FRANCO, E.M.; VALCARCEL, R.; BERTOL, I. Padrões de precipitação e índices de erosividade para as chuvas de Seropédica e Nova Friburgo - RJ. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v.9, n.1, p.7-14, 2005.
- CARVALHO, M.P.E.; LOMBARDI NETO, F.; VASQUES FILHO, J. Erosividade da chuva de Mococa (SP) analisada pelo índice  $EI_{30}$ . *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v.13, n.2, p.243-9, 1989.
- COGO, C.M.; ELTZ, F.L.F.; CASSOL, A.; SANTOS, M.V. Erosividade das chuvas de Uruguaiana - RS, determinada pelo índice  $EI_{30}$ , no período de 1963-1990. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 29., 2003, Ribeirão Preto. *Resumos Expandidos...* Ribeirão Preto: UNESP, 2003. 1 CD-ROM.
- DAVIS, E.G.; NAGHETTINI, M.C. *Estudo de Chuvas Intensas no Estado do Rio de Janeiro*. 2.ed. revisada e ampliada. Brasília: CPRM, 2000. 1 CD-ROM.
- FOSTER, G.R.; McCOOL, D.K.; RENARD, K.G.; MOLDENHAUER, W.C. Conversion of the universal soil loss equation to SI metric units. *Journal of Soil and Water Conservation*, Ankeny, v.36, n.6, p.355-9, 1981.
- FOURNIER, F. *The effect of climatic factors on soil erosion estimates of solids transported in suspension in runoff*. [S.l.]: Association Hydrologic Int. Public, 1956. v.38, 6 p.
- GOLDEN SOFTWARE. Surfer V.7.02. *Surface Mapping System*, Colorado, 2000.
- GONÇALVES, F.A. *Erosividade das chuvas no Estado do Rio de Janeiro*. 2002. 120 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa - MG, 2002.
- GOOVAERTS, P. Using elevation to aid the geostatistical mapping of rainfall erosivity. *Catena*, Amsterdam, v.34, n.16, 227-42, 1999.
- HUDSON, N.W. *Soil Conservation*. Ithaca: Cornell University Press, 1973. 320 p.
- ISAACS, E.H.; SRIVASTAVA, M. *An introduction to applied geostatistics*. New York: Oxford University Press, 1989. 600 p.

- JOURNEL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. *Mining geostatistics*. London: Academic, 1978. 600 p.
- LOMBARDI NETO, F. *Rainfall erosivity - its distribution and relationship with soil loss at Campinas, Brazil*. 1977. 53 f. Thesis (M.Sc.) - Purdue University, West Lafayette, 1977.
- MONTEBELLER, C.A. *Variabilidade espacial do potencial erosivo das chuvas no Estado do Rio de Janeiro*. 2005. 103 f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) - Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, 2005.
- PRUSKI, F.F. *Conservação de água e solos*. Brasília: ABEAS; Viçosa - MG: UFV/DEA, 1996. 88 p. (Curso de Tutoria a Distância. Curso de Gestão de Recursos Hídricos para o Desenvolvimento Sustentados de Projetos Hidroagrícolas. Módulo, 7).
- SILVA, A.M. Rainfall erosivity map for Brazil. *Catena*, Amsterdam, v.57, n.33, p 251-9, 2004.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geoestatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, Berkeley, v.51, n.3, p.1-75, 1983.
- VIEIRA, S.R.; LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do Estado de São Paulo. *Bragantia*, Campinas, v.54, n.2, p.405-12, 1995.
- WEBSTER, R.; OLIVER, M.A. *Statistical methods in soil and land resource survey*. Oxford: Oxford University Press, 1990. 316 p.
- WISCHMEIER, W.H.; SMITH, D.D. Rainfall energy and its relationship to soil loss. *Transaction American Geophysical Union*, Washington, v.39, n.52, p.285-91, 1958.
- ZIMBACK, C.R.L. *Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade*. 2001. 114 f. (Livre-Docência em Levantamento do Solo e Fotopedologia) - Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.