

# Modelagem da dependência espacial do índice de erosividade das chuvas no semiárido brasileiro

André Quintão de Almeida<sup>(1)</sup>, Rodolfo Marcondes Silva Souza<sup>(2)</sup>, Diego Campana Loureiro<sup>(1)</sup>, Donizete dos Reis Pereira<sup>(3)</sup>, Marcus Aurélio Soares Cruz<sup>(4)</sup> e Jodnes Sobreira Vieira<sup>(5)</sup>

<sup>(1)</sup>Universidade Federal de Sergipe (UFS), Departamento de Engenharia Agrícola, Campus São Cristóvão, Cidade Universitária Prof. José Aloísio de Campos, Avenida Marechal Rondon, s/nº, Jardim Rosa Elze, CEP 49100-000 São Cristóvão, SE, Brasil. E-mail: andre.almeida@ufs.br, campanaloureiro@gmail.com <sup>(2)</sup>Universidade Federal de Pernambuco, Departamento de Energia Nuclear, Avenida Prof. Luiz Freire, nº 1.000, Cidade Universitária, CEP 50740-545 Recife, PE, Brasil. E-mail: rodolfo.marcondes@ufpe.br <sup>(3)</sup>Universidade Federal de Viçosa, Campus Florestal, Rodovia LMG 818, Km 6, CEP 35690-000 Florestal, MG, Brasil. E-mail: doniagri@yahoo.com.br <sup>(4)</sup>Embrapa Tabuleiros Costeiros, Núcleo de Apoio à Programação, Avenida Beira Mar, nº 3.250, Jardins, CEP 49025-040 Aracaju, SE, Brasil. E-mail: marcusacruz@gmail.com <sup>(5)</sup>UFS, Departamento de Zootecnia, Campus São Cristóvão, Cidade Universitária Prof. José Aloísio de Campos, Avenida Marechal Rondon, s/nº, Jardim Rosa Elze, CEP 49100-000 São Cristóvão, SE, Brasil. E-mail: jodsvi@gmail.com

Resumo – O objetivo deste trabalho foi modelar a dependência espacial e mapear o índice de erosividade das chuvas ( $EI_{30}$ ) na região semiárida do Brasil. Foram utilizados registros de erosividade mensal de 210 postos pluviométricos, com série temporal diária igual ou superior a 15 anos. Com base nos valores do  $EI_{30}$ , a modelagem da dependência espacial foi realizada pelo ajuste do semivariograma. A partir dos modelos de semivariograma, foram gerados mapas de isolinhas de erosividade com interpolador da krigagem. De acordo com a série histórica de dados, o valor máximo mensal médio do  $EI_{30}$  foi observado em março, e o valor anual variou de 1.439 a 5.864 MJ mm ha<sup>-1</sup> por ano, classificado como baixo e moderado, respectivamente. Os maiores valores do  $EI_{30}$  foram obtidos nos extremos norte e sul da região semiárida. Foi observada dependência espacial média para erosividade da chuva, para a maioria dos meses, principalmente com o modelo de semivariograma esférico. O alcance da erosividade variou entre 62 e 1.508 km, para o  $EI_{30}$  mensal, e foi de, aproximadamente, 1.046 km para o anual. A modelagem aplicada, com a validação dos semivariogramas pelo teste de jackknife, permite a espacialização do  $EI_{30}$  para a região semiárida do Brasil.

Termos para indexação:  $EI_{30}$ , geoestatística, Nordeste, semivariograma.

## Modelling the spatial dependence of the rainfall erosivity index in the Brazilian semiarid region

Abstract – The objective of this work was to model the spatial dependence and to map the rainfall erosivity index ( $EI_{30}$ ) in the semiarid region of Brazil. Registers of monthly erosivity from 210 rainfall stations were used, with daily time series equal to or greater than 15 years. Based on the values of the  $EI_{30}$ , a spatial dependence model was made by adjusting the semivariogram. From the semivariogram models, erosivity isoline maps were generated with a kriging interpolator. According to the historical data series, the maximum monthly average value of the  $EI_{30}$  was observed in March, and the annual value ranged from 1,439 to 5,864 MJ mm ha<sup>-1</sup> per year, classified as low and moderate, respectively. The highest  $EI_{30}$  values were obtained in the northern and southern extremes of the semiarid region. Average spatial dependence was observed for rainfall erosivity, in most months, especially with the spherical semivariogram model. The range of erosivity varied from 62 to 1,508 km for the monthly  $EI_{30}$  and was of approximately 1,046 km for the annual one. The applied model, with the validation of the semivariograms using the jackknife test, allows the spatialization of the  $EI_{30}$  for the semiarid region of Brazil.

Index terms:  $EI_{30}$ , geostatistics, Northeastern Brazil, semivariogram.

### Introdução

O Brasil, por suas dimensões continentais, é influenciado por diferentes tipos climáticos. De acordo com dados oficiais do Ministério da Integração Nacional, o semiárido brasileiro está

localizado na maior parte do Nordeste do País e abrange uma área de 969.589 km<sup>2</sup> (Brasil, 2005). O clima semiárido apresenta características bem peculiares: baixos valores de precipitação pluvial anual, de 445 a 1.218 mm, concentrados em alguns meses do ano; temperatura média do ar entre 23 e

27°C; baixos valores de umidade relativa do ar; e evapotranspiração potencial de aproximadamente 2.000 mm por ano (Moscati & Gan, 2007; Hastenrath, 2012). No entanto, os diferentes sistemas de circulação atmosférica que atuam nessa região tornam a climatologia complexa, o que reflete em grande variabilidade climática, principalmente em relação às chuvas, com eventos de precipitação que variam no tempo e no espaço.

A caracterização da precipitação pluvial de determinada região é importante ferramenta para o manejo e a conservação dos solos (Silva et al., 2010). Isso porque, no processo erosivo, o fator erosividade reflete o poder da precipitação pluvial em erodir o solo em área sem cobertura, o que está diretamente relacionado à duração, à intensidade e à frequência dos eventos de precipitação (Montebeller et al., 2007; Peñalva Bazzano et al., 2010; Mello et al., 2012).

O fator erosividade das chuvas é um dos principais parâmetros de entrada da equação universal de perdas de solos proposta por Wischmeier & Smith (1978) e pode ser expresso por meio de índices que se baseiam nas características físicas da chuva local. O índice de erosividade ( $EI_{30}$ ) é o mais utilizado nas condições brasileiras, por ser considerado o mais adequado à realidade intertropical, e representa o produto da energia cinética com que a gota da chuva atinge o solo pela sua intensidade máxima (Mello et al., 2015).

A determinação dos valores do  $EI_{30}$ , ao longo do ano, permite identificar os meses nos quais os riscos de perdas de solo e água são mais elevados (Silva et al., 2010). Além disso, o conhecimento do padrão de distribuição espacial da erosividade é importante para o planejamento e a gestão dos recursos hídricos, bem como para estabelecer áreas e períodos do ano prioritários para o manejo e a conservação do solo e da água.

Estudos de dependência espacial da erosividade das chuvas foram desenvolvidos para algumas regiões do Brasil (Mello et al., 2007, 2008; Silva et al., 2010). Mello et al. (2012), por exemplo, modelaram a dependência espacial do  $EI_{30}$  mensal e anual para todo o Estado do Espírito Santo, e verificaram alta dependência no espaço. Já Silva et al. (2010) ajustaram modelos geoestatísticos a partir

de dados de chuva da região Sudeste de Minas Gerais, para plantios de floresta de crescimento rápido. Os resultados obtidos nesses trabalhos são indicativos de que os valores do  $EI_{30}$  apresentam grande variação e alta dependência espacial.

Entretanto, de forma geral, não são comuns estudos sobre a erosividade das chuvas na região Nordeste (Oliveira et al., 2013), com destaque para o de Cantalice et al. (2009). A aparente falta de interesse sobre o  $EI_{30}$  nessa região pode estar relacionada à carência de registros pluviométricos históricos superiores a 20 anos, em curtos intervalos de tempo (menores que 10 min), o que é necessário para a estimativa do  $EI_{30}$ . Quanto à dependência espacial, o número de trabalhos no Nordeste é ainda mais restrito, especialmente na região semiárida. Recentemente, alguns trabalhos sobre erosividade das chuvas foram realizados, mas para todo o território nacional. Mello et al. (2013) ajustaram modelos múltiplos de estimativa de erosividade das chuvas para todo o Brasil, em função das coordenadas geográficas, enquanto Mello et al. (2015) avaliaram o desempenho de diferentes métodos de interpolação, inclusive o da krigagem, para espacialização dos valores do  $EI_{30}$  para o território brasileiro.

O objetivo deste trabalho foi modelar a dependência espacial e mapear o  $EI_{30}$  na região semiárida do Brasil.

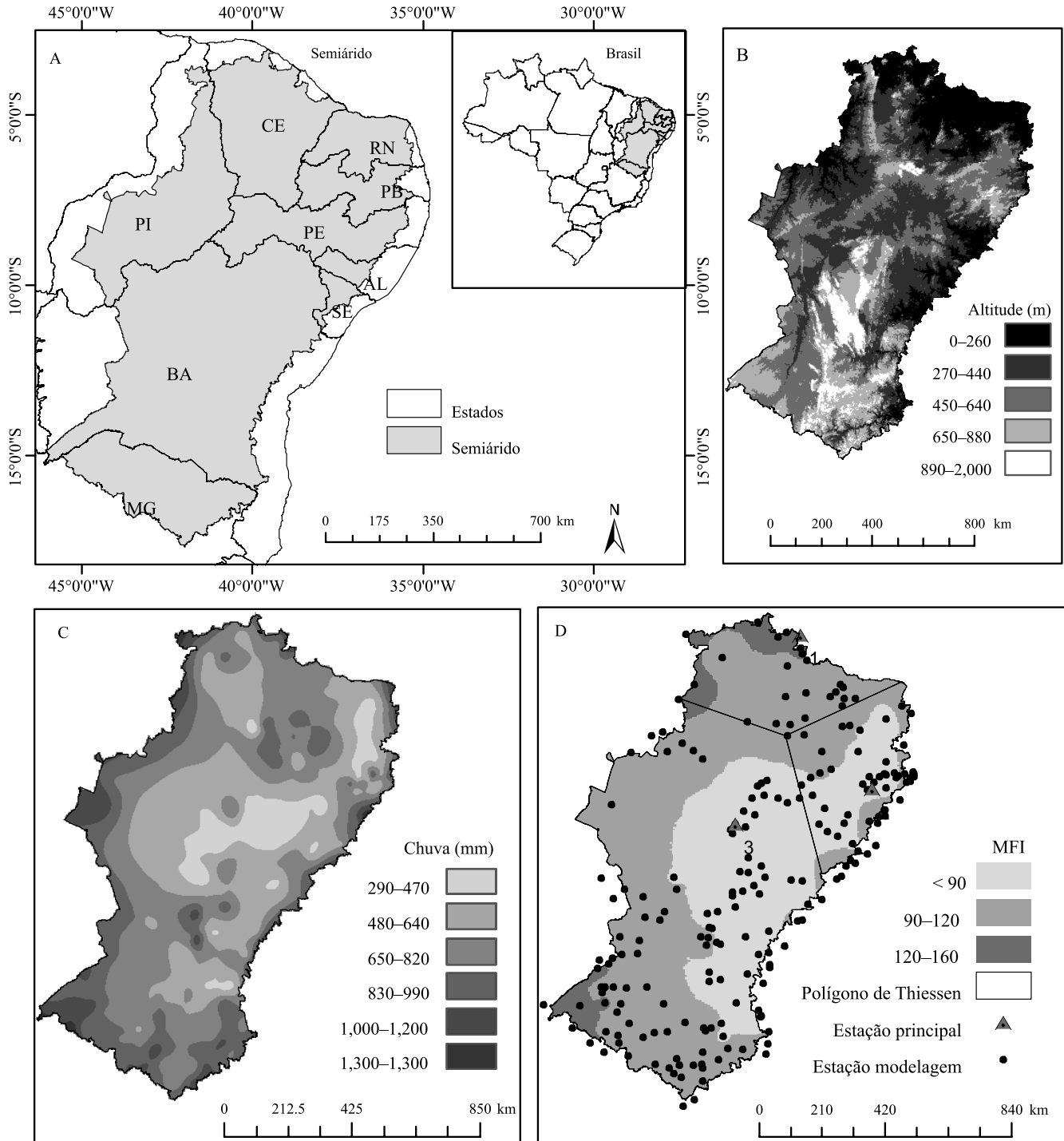
## Material e Métodos

O trabalho foi realizado a partir de dados da região semiárida do Brasil (Figura 1 A), com área de 969.589 km<sup>2</sup>, que compreende parte de nove estados brasileiros (Brasil, 2005): Alagoas, Bahia, Ceará, Minas Gerais, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe. A população aproximada é de 22 milhões de habitantes, o que corresponde a 11,8% da população do País (IBGE, 2010). O relevo da região é bastante variado, com altitude entre 0 e 2.000 m, principalmente na região central (Figura 1 B). A precipitação pluvial anual média varia entre 290 e 1.300 mm por ano (Figura 1 C).

Foram utilizadas séries de 210 postos pluviométricos da Agência Nacional de Águas (ANA, 2015), com registros diários de precipitação pluvial iguais ou superiores a 15 anos (Figura 1 D); porém, os períodos de monitoramento não ocorreram necessariamente

no mesmo momento. A estação (código 640003) com o maior número de anos monitorados apresentava dados de 96 anos, de 1/10/1910 a 1/12/2006, enquanto

as estações (códigos 1036063 e 124102) com o menor intervalo de monitoramento apresentavam dados de 15 anos, de 1/10/1991 a 1/12/2006. Dos 210



**Figura 1.** Mapas de localização da região semiárida brasileira (A), altitude (B) e chuva (C), bem como mapa anual do índice de Fournier modificado (MFI) (D). Séries diárias iguais ou superiores a 15 anos de dados.

postos, 42 estavam localizados na porção vizinha à área de estudo e foram utilizados para melhorar o processo de interpolação. As falhas encontradas nos registros diários foram preenchidas pelo método do inverso do quadrado da distância (Di Luzio et al., 2008), com base nas três estações mais próximas.

Foram utilizadas três equações principais para estimativa do  $EI_{30}$  mensal, em função do índice de Fournier modificado (MFI). A primeira equação foi obtida por Silva (2004), e a segunda e a terceira por Cantalice et al. (2009), a seguir:

$$EI_{30i} = 73.989(p_i^2/Pa)^{0.7387};$$

$$EI_{30i} = 61.81(p_i^2/Pa)^{0.58};$$

$$EI_{30i} = 95.48(p_i^2/Pa)^{0.56};$$

em que  $EI_{30i}$  é o índice de erosividade das chuvas médio mensal (MJ mm ha<sup>-1</sup> por mês);  $p_i$  é a precipitação pluvial (mm) histórica para o mês  $i$ , com base nas séries diárias iguais ou superiores a 15 anos; e  $Pa$  é a precipitação pluvial (mm) histórica anual. O valor anual de erosividade ( $EI_{30}$ ) foi estimado pelo somatório dos valores mensais de cada posto pluviométrico.

Essas equações foram utilizadas para estimar a erosividade mensal das 210 estações pluviométricas de modelagem, ao se considerar a similaridade de cada posto com a área do polígono de Thiessen de cada estação principal (Figura 1 D).

O MFI reflete o potencial da chuva em erodir o solo de uma determinada região e foi estimado para cada uma das 210 estações, por meio da equação:

$$MFI = \sum_{i=1}^{12} \left( \frac{p_i^2}{Pa} \right)$$

Posteriormente, foi gerado um mapa do MFI, tendo-se utilizado o método de interpolação do inverso do quadrado da distância para toda a região semiárida (Figura 1 D). Com isso, foi possível identificar a distribuição espacial deste índice em toda a área e a localização das estações principais de acordo com essa distribuição.

Os valores do  $EI_{30i}$  e do  $EI_{30}$  foram avaliados por meio da média, do valor máximo, do valor mínimo, do desvio-padrão e do coeficiente de variação (CV).

A variabilidade foi classificada de acordo com os valores do CV (Pimentel-Gomes & Garcia, 2002), como: baixa, CV <10%; média, 10% < CV <20%; alta, 20 < CV <30%; e muito alta, CV >30%. A hipótese de normalidade dos dados foi avaliada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov.

A dependência espacial foi analisada por meio de técnicas geostatísticas, tendo-se utilizado o ajuste dos semivariogramas. A função semivariância foi calculada para todas as direções (semivariograma isotrópico), para perceber a presença de dependência espacial dos dados. Previamente, foram ajustados os seguintes modelos teóricos de semivariogramas: esférico, exponencial e gaussiano.

A escolha do melhor ajuste foi feita pela validação dos semivariogramas, tendo-se utilizado o teste jackknife (Vieira et al., 2010), que avalia a consistência dos dados estimados pelo interpolador da krigagem, com base nos semivariogramas ajustados (experimentais). A estimativa é considerada adequada quando a média ( $\mu_{jk}$ ) e a variância ( $\sigma_{jk}$ ) do erro reduzido são próximas a 0 e a 1, respectivamente. Os ajustes dos semivariogramas foram realizados pelo método do quadrado mínimo ponderado, com uso do programa R 3.2.2 (R Core Team, 2015) e do pacote geoR (Ribeiro Jr & Diggle, 2001).

Já o grau de dependência espacial (GDE) foi calculado com base na proporção percentual entre o efeito pepita ( $C_0$ ) e o patamar, dado pela soma do  $C_0$  e a variação estruturada ( $C$ ) [ $GDE = C/(C_0 + C)100$ ]. O GDE foi classificado como: baixo, GDE <25%; médio, 25 ≤ GDE ≤ 75%; e forte, GDE >75% (Robertson, 1998).

## Resultados e Discussão

Os maiores valores do  $EI_{30i}$  (1.676 MJ mm ha<sup>-1</sup> por mês) foram observados em março, e os menores, de junho a novembro (Tabela 1), com maior variação no período entre dezembro e maio, em que as práticas de manejo e conservação do solo e da água devem ser intensificadas na região. O maior desvio-padrão dos dados foi obtido em dezembro e o menor, em setembro, que apresentou o maior índice de seca generalizada em toda a região semiárida; cabe ressaltar que, embora este mês tenha apresentado baixo índice médio de erosividade (57 MJ mm ha<sup>-1</sup>),

este valor pode ser suficiente para causar perdas de solo, dependendo dos demais fatores.

O índice de erosividade de junho a outubro apresentou distribuição próxima do normal, pois as variáveis com valor de assimetria entre 0 e  $\pm 0,5$  tendem a apresentar distribuição normal. A normalidade dos dados assegura propriedades estatísticas ótimas, como a máxima verossimilhança (Diggle & Ribeiro Jr., 2007), mas não é pré-requisito para a análise de dependência espacial. Além disso, os CVs do  $EI_{30}$  para a região semiárida foram altos,

o que pode ser justificado, uma vez que a região se encontra sob forte influência de diferentes padrões de chuva (Moscati & Gan, 2007; Hastenrath, 2012; Rodriguez et al., 2015).

Os valores anuais mínimo, máximo e médio do  $EI_{30}$  foram de 1,439, 5.864 e 2.988 MJ mm ha<sup>-1</sup> por ano, respectivamente, que podem ser classificados como de potencial médio. Esses resultados foram semelhantes aos relatados por Mello et al. (2013), na região Nordeste do Brasil, ao ajustar modelos

**Tabela 1.** Estatística descritiva do índice de erosividade das chuvas na região semiárida do Brasil, a partir de séries diárias de precipitação iguais ou superiores a 15 anos de dados

Mês	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)	Assimetria	Curtose
----- (MJ mm ha <sup>-1</sup> ) -----							
Janeiro	69	848	357	178	50	-0,001	-1,044
Fevereiro	72	876	329	152	46	0,510	0,096
Março	101	1.676	482	281	58	1,832	3,869
Abril	91	1.597	368	295	80	2,269	4,721
Maio	9	808	209	175	83	0,900	-0,030
Junho	1	646	159	169	106	1,064	-0,033
Julho	0	576	127	150	117	1,179	0,147
Agosto	0	424	76	97	127	1,379	0,937
Setembro	0	303	57	53	92	1,596	2,707
Outubro	0	345	128	97	75	0,244	-1,342
Novembro	0	810	309	265	85	0,296	-1,493
Dezembro	18	984	380	296	77	0,277	-1,361
Ano	1.439	5.864	2.988	742	24	0,377	0,921

**Tabela 2.** Estimativas dos semivariogramas ajustados para os valores de erosividade da chuva (MJ mm ha<sup>-1</sup>), mensais e anuais, para a região semiárida do Brasil, calculadas a partir de séries diárias iguais ou superiores a 15 anos de dados.

Mês	Modelo <sup>(1)</sup>	C <sub>0</sub>	C	GDE (%)	A (km)	$\mu_{jk}$	$\sigma_{jk}$
Janeiro	Esférico	11.750	42.597	21,62	1.508	-0,0004	0,9020
Fevereiro	Esférico	14.312	12.165	54,05	914	0,0006	0,9404
Março	Esférico	24.268	57.360	29,73	789	0,0002	0,9884
Abril	Esférico	7.856	72.194	9,81	831	-0,0001	1,0245
Maio	Esférico	4.738	24.484	16,22	762	0,0061	1,1357
Junho	Esférico	14.282	14.282	50,00	700	0,0021	0,9207
Julho	Esférico	10.213	12.128	45,71	439	0,0040	0,9942
Agosto	Esférico	4.448	5.560	44,44	431	0,0042	0,9626
Setembro	Esférico	823	2.044	28,70	308	0,0054	0,9669
Outubro	Exponencial	480	1.222	28,23	62	0,0023	1,4465
Novembro	Gaussiano	2.814	52.067	5,13	614	0,0006	1,3759
Dezembro	Gaussiano	6.936	513.281	1,33	1.038	-0,0005	1,6684
Total	Esférico	154.158	617.702	19,97	1.046	0,0044	0,9961

<sup>(1)</sup>Modelos selecionados por validação cruzada, pelo teste jackknife. C<sub>0</sub>, efeito pepita; C, dispersão da variância; GDE, grau de dependência espacial; A, alcance;  $\mu_{jk}$ , média do erro reduzido; e  $\sigma_{jk}$ , variância do erro reduzido.

múltiplos de estimativa da erosividade das chuvas para todo o território nacional.

Todos os meses apresentaram dependência espacial (Tabela 2). O modelo de semivariograma esférico teve melhor desempenho para modelar a dependência espacial entre janeiro e setembro. Em outubro, devido à mudança abrupta no  $EI_{30}$ , o modelo exponencial apresentou melhores resultados. Já em novembro e dezembro, o modelo gaussiano teve melhor ajuste dos semivariogramas. Apesar de a aplicação do modelo exponencial ser a mais frequentemente aceita (Mello et al., 2007, 2008, 2012; Montebeller et al., 2007), os modelos esférico (com maior frequência) e gaussiano apresentaram os melhores resultados no presente trabalho. No estudo da modelagem e da continuidade do  $EI_{30}$  no Leste de Minas Gerais, Silva et al. (2010) também obtiveram melhores resultados com os modelos gaussianos.

Os parâmetros obtidos dos semivariogramas teóricos ( $C_0$ ,  $C$ , alcance e GDE) mostraram diferentes classes de variabilidade durante o ano, na região semiárida (Tabela 2). Em geral, o  $C_0$  apresentou aumento linear com a erosividade média, o que indica que o erro absoluto da amostragem foi maior durante os meses mais chuvosos. Segundo Burgos et al. (2006), o  $C_0$  está diretamente relacionado

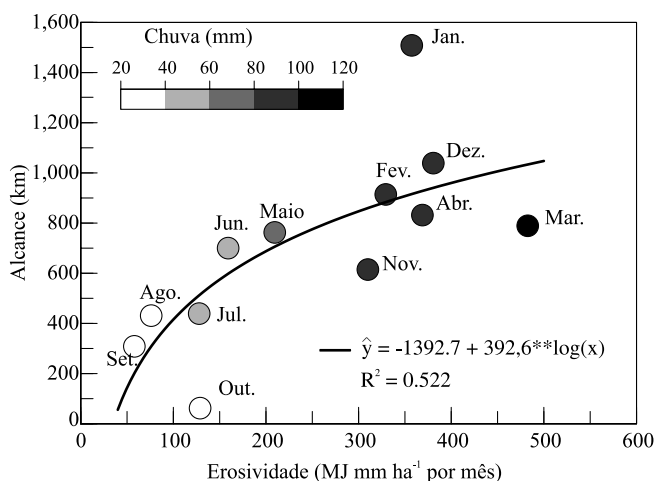
ao erro amostral, à variabilidade de curto alcance ou à variabilidade inexplicável. A relação com a erosividade média pode ser indicativa da necessidade de maior número de estações meteorológicas para reduzir esse erro, sobretudo no período chuvoso. Em 7 dos 12 meses, a erosividade apresentou médio grau de dependência espacial e, nos demais, baixo grau.

O alcance é um importante parâmetro do semivariograma que tem interpretações práticas, uma vez que indica a distância entre dois pontos em que há dependência espacial. Amostras separadas por uma distância menor do que o alcance estão espacialmente correlacionadas, enquanto as separadas por uma distância maior são independentes (Wang et al., 2015). O alcance da erosividade variou de 62,18 km, em outubro, a 1.508 km, em janeiro (Tabela 2). A variabilidade temporal da chuva afetou significativamente ( $p < 0,01$ ) o alcance da erosividade, que foi representado por regressão logarítmica (Figura 2). É possível observar dois agrupamentos correspondentes às estações chuvosa, de novembro a abril, e seca, de maio a outubro.

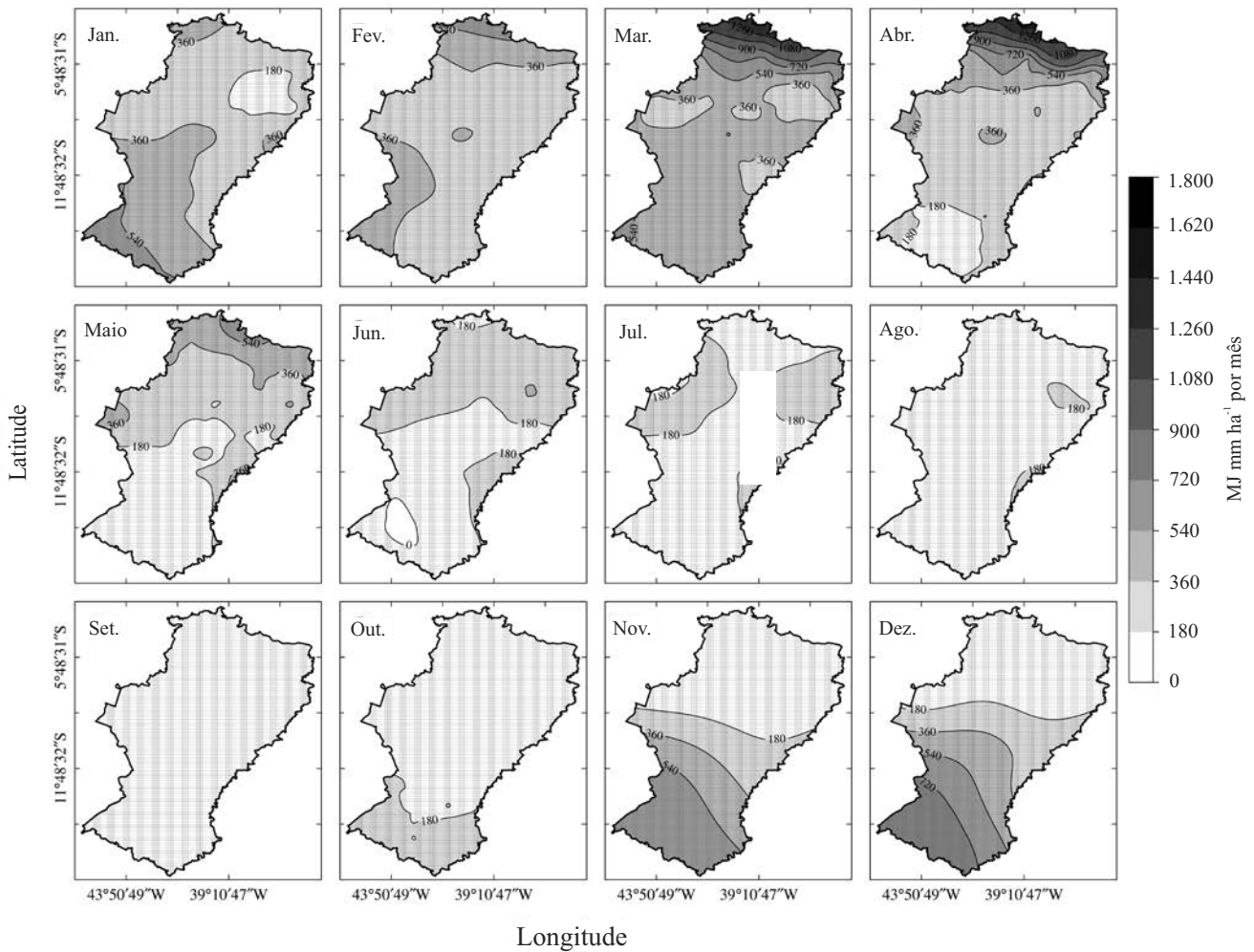
Nos meses com chuva acima de 60 mm, a erosividade média foi superior a 300 MJ mm ha<sup>-1</sup> por mês, e o alcance, nessa época, foi de, no mínimo, 600 km. Os baixos valores do alcance para o período seco na região semiárida são indicativos de que os eventos de chuva, nessa estação, ocorreram de forma isolada.

Assim como observado nos semivariogramas, foi possível constatar o efeito da sazonalidade mensal da erosividade na região (Figura 3). Os valores de erosividade começaram a aumentar em outubro, a partir de Minas Gerais e do Sul da Bahia. Com o passar dos meses, esses valores aumentaram significativamente, no sentido norte do semiárido. Em março e abril, foram observados os maiores valores, concentrados nos estados do Ceará, do Piauí e do Maranhão; já os menores valores foram registrados em setembro. No quinto mês do ano, foi possível observar que a erosividade das chuvas começou a diminuir, seguindo o mesmo sentido, do sul para o norte do semiárido.

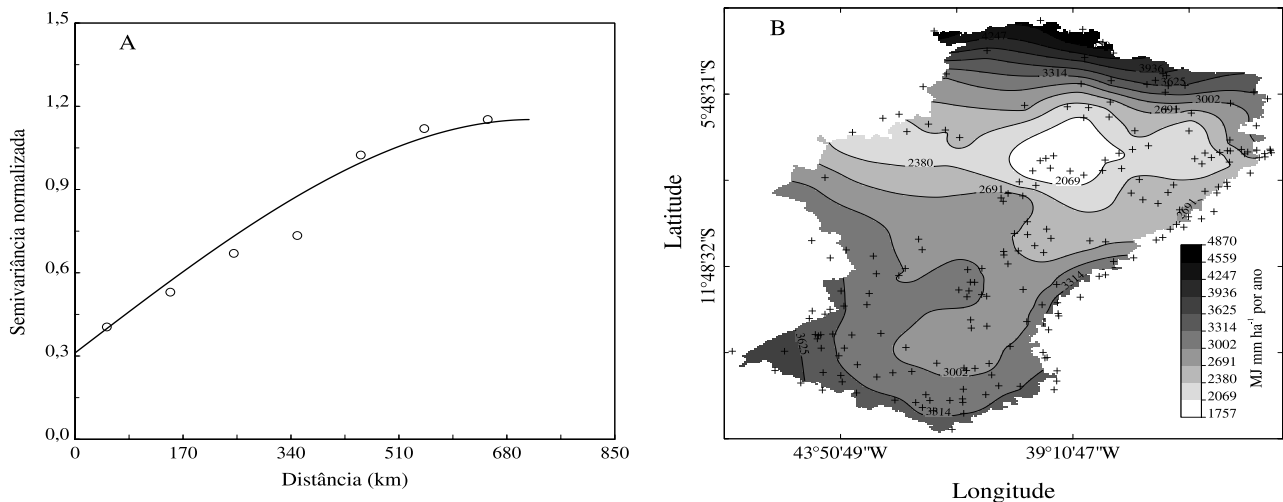
Ao se considerar os valores anuais do  $EI_{30}$ , houve variação entre 1,757 e 4.870 MJ mm ha<sup>-1</sup> por ano, o que permitiu classificar a região semiárida como de fraco potencial erosivo. Entretanto, isso não



**Figura 2.** Correlação entre a erosividade média mensal e o alcance da dependência espacial para a região semiárida do Brasil. Séries diárias iguais ou superiores a 15 anos de dados.



**Figura 3.** Distribuição espacial da erosividade média mensal na região semiárida do Brasil. Séries diárias iguais ou superiores a 15 anos de dados.



**Figura 4.** Semivariograma anual ajustado para os valores de erosividade (A) e mapa de erosividade anual para a região semiárida do Brasil (B). Séries diárias iguais ou superiores a 15 anos de dados.

significa que, nas áreas onde houve baixo potencial erosivo, práticas e técnicas de manejo e conservação do solo e da água não devam ser utilizadas (Figura 4 A e B). Ao se analisar a variabilidade espacial anual da erosividade das chuvas no Rio de Janeiro, Montebeller et al. (2007) encontraram valores entre 2.000 e 6.000 MJ mm ha<sup>-1</sup> por ano para a região Norte do estado. Na região Norte do Espírito Santo, Mello et al. (2007) também verificaram baixos valores de erosividade anual associados à menor precipitação pluvial.

### Conclusões

1. O índice de erosividade das chuvas na região semiárida do Brasil apresenta, de fevereiro a março e de junho a outubro, médio grau de dependência espacial e, nos demais meses, baixo grau.

2. O modelo esférico é o mais apropriado para representar a distribuição espacial da erosividade e é mais bem ajustado para a época das secas, enquanto o modelo gaussiano representa melhor a época das chuvas.

3. A modelagem aplicada permite estimar os valores de erosividade anual e mensais, e a espacialização da região semiárida do Brasil.

### Agradecimentos

À Agência Nacional de Águas (ANA), pela disponibilização dos dados de chuva; à Fundação de Amparo à Ciência e Tecnologia de Pernambuco (Facepe) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes, processo número 88887.136369/2017-00), pelo apoio financeiro.

### Referências

ANA. Agência Nacional de Águas (Brasil). **HidroWeb**: sistemas de informações hidrológicas. Available at: <<http://hidroweb.ana.gov.br>>. Accessed on: Mar. 10 2015.

BRASIL. Secretaria de Políticas de Desenvolvimento Regional. **Nova delimitação do semi-árido brasileiro**. [2005]. Available at: <[http://www.mi.gov.br/c/document\\_library/get\\_file?uuid=0aa2b9b5-aa4d-4b55-a6e1-82faf0762763&groupId=24915](http://www.mi.gov.br/c/document_library/get_file?uuid=0aa2b9b5-aa4d-4b55-a6e1-82faf0762763&groupId=24915)>. Accessed on: May 12 2015.

BURGOS, P.; MADEJÓN, E.; PÉREZ-DE-MORA, A.; CABRERA, F. Spatial variability of the chemical characteristics of a trace-element-contaminated soil before and after

remediation. **Geoderma**, v.130, p.157-175, 2006. DOI: 10.1016/j.geoderma.2005.01.016.

CANTALICE, J.R.B.; BEZERRA, S.A.; FIGUEIRA, S.B.; INÁCIO, E. dos S.B.; SILVA, M.D.R. de O. Linhas isoerosivas do estado de Pernambuco – 1ª aproximação. **Revista Caatinga**, v.22, p.75-80, 2009.

DI LUZIO, M.; JOHNSON, G.L.; DALY, C.; EISCHEID, J.K.; ARNOLD, J.G. Constructing retrospective gridded daily precipitation and temperature datasets for the conterminous United States. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**, v.47, p.475-497, 2008. DOI: 10.1175/2007JAMC1356.1.

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JR., P.J. **Model-based geostatistics**. London: Springer, 2007. 230p.

HASTENRATH, S. Exploring the climate problems of Brazil's Nordeste: a review. **Climatic Change**, v.112, p.243-251, 2012. DOI: 10.1007/s10584-011-0227-1.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo demográfico 2010**. 2010. Available at: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=cd&o=5&i=P&c=761>>. Accessed on: May 5 2015.

MELLO, C.R. de; SÁ, M.A.C. de; CURI, N.; MELLO, J.M. de; VIOLA, M.R.; SILVA, A.M. da. Erosividade mensal e anual da chuva no Estado de Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.42, p.537-545, 2007. DOI: 10.1590/S0100-204X2007000400012.

MELLO, C.R. de; VIOLA, M.R.; CURI, N.; SILVA, A.M. da. Distribuição espacial da precipitação e da erosividade da chuva mensal e anual no Estado do Espírito Santo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.36, p.1878-1891, 2012. DOI: 10.1590/S0100-06832012000600022.

MELLO, C.R. de; VIOLA, M.R.; MELLO, J.M. de; SILVA, A.M. da. Continuidade espacial de chuvas intensas no Estado de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, v.32, p.532-539, 2008. DOI: 10.1590/S1413-70542008000200029.

MELLO, C.R. de; VIOLA, M.R.; OWENS, P.R.; MELLO, J.M. de; BESKOW, S. Interpolation methods for improving the RUSLE R-factor mapping in Brazil. **Journal of Soil and Water Conservation**, v.70, p.182-197, 2015. DOI: 10.2489/jswc.70.3.182.

MELLO, C.R.; VIOLA, M.R.; BESKOW, S.; NORTON, L.D. Multivariate models for annual rainfall erosivity in Brazil. **Geoderma**, v.202/203, p.88-102, 2013. DOI: 10.1016/j.geoderma.2013.03.009.

MONTABELLER, C.A.; CEDDIA, M.B.; CARVALHO, D.F. de; VIEIRA, S.R.; FRANCO, E.M. Variabilidade espacial do potencial erosivo das chuvas no Estado do Rio de Janeiro. **Engenharia Agrícola**, v.27, p.426-435, 2007. DOI: 10.1590/S0100-69162007000300011.

MOSCATI, M.C. de L.; GAN, M.A. Rainfall variability in the rainy season of semi-arid zone of Northeast Brazil (NEB) and its relation to wind regime. **International Journal of Climatology**, v.27, p.493-512, 2007. DOI: 10.1002/joc.1408.

OLIVEIRA, P.T.S.; WENDLAND, E.; NEARING, M.A. Rainfall erosivity in Brazil: a review. **Catena**, v.100, p.139-147, 2013. DOI: 10.1016/j.catena.2012.08.006.



- PEÑALVA BAZZANO, M.G.; ELTZ, F.L.F.; CASSOL, E.A. Erosividade e características hidrológicas das chuvas de Rio Grande (RS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.34, p.235-244, 2010. DOI: 10.1590/S0100-06832010000100024.
- PIMENTEL-GOMES, F.; GARCIA, C.H. **Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais**: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos. São Paulo: Fealq, 2002. 309p.
- R CORE TEAM. **R**: A language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2015. Available at: <<http://www.R-project.org/>>. Accessed on: Sept. 6 2016.
- RIBEIRO JR., P.J.; DIGGLE, P.J. geoR: a package for geostatistical analysis: an illustrative session. **R News**, v.1/2, p.15-18, 2001.
- ROBERTSON, G.P. **GS+ geostatistics for the environmental sciences**: GS+ user's guide. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152p.
- RODRIGUEZ, R.D.G.; SINGH, V.P.; PRUSKI, F.F.; CALEGARIO, A.T. Using entropy theory to improve the definition of homogeneous regions in the semi-arid region of Brazil. **Hydrological Sciences Journal**, v.61, p.2096-2109, 2015. DOI: 10.1080/02626667.2015.1083651.
- SILVA, A.M. da. Rainfall erosivity map for Brazil. **Catena**, v.57, p.251-259, 2004. DOI: 10.1016/j.catena.2003.11.006.
- SILVA, M.A. da; SILVA, M.L.N.; CURI, N.; SANTOS, G.R. dos; MARQUES, J.J.G. de S. e M.; MENEZES, M.D. de; LEITE, F.P. Avaliação e espacialização da erosividade da chuva no Vale do Rio Doce, região Centro-Leste do Estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.34, p.1029-1039, 2010. DOI: 10.1590/S0100-06832010000400003.
- VIEIRA, S.R.; CARVALHO, J.R.P. de; PAZ GONZÁLEZ, A. Jack knifing for semivariogram validation. **Bragantia**, v.69, p.97-105, 2010. Supplement. DOI: 10.1590/S0006-87052010000500011.
- WANG, J.; YANG, R.; BAI, Z. Spatial variability and sampling optimization of soil organic carbon and total nitrogen for Minoils of the Loess Plateau using geostatistics. **Ecological Engineering**, v.82, p.159-164, 2015. DOI: 10.1016/j.ecoleng.2015.04.103.
- WISCHMEIER, W.H.; SMITH, D.D. **Predicting rainfall erosion losses**: a guide to conservation planning. Washington: USDA, 1978. 58p.

---

Recebido em 19 de junho de 2016 e aprovado em 6 de setembro de 2016