

Revista Brasileira de Ciências Agrárias

ISSN: 1981-1160

editorgeral@agraria.pro.br

Universidade Federal Rural de

Pernambuco

Brasil

Bestete de Oliveira, João Paulo; Avelino Cecílio, Roberto; Falco Pruski, Fernando;  
Zanetti, Sidney Sára

Espacialização da erosividade das chuvas no Brasil a partir de séries sintéticas de  
precipitação

Revista Brasileira de Ciências Agrárias, vol. 10, núm. 4, 2015, pp. 558-563

Universidade Federal Rural de Pernambuco

Pernambuco, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=119043229012>

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

## Espacialização da erosividade das chuvas no Brasil a partir de séries sintéticas de precipitação

João Paulo Bestete de Oliveira<sup>1</sup>, Roberto Avelino Cecílio<sup>2</sup>,  
Fernando Falco Pruski<sup>3</sup>, Sidney Sára Zanetti<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo, Campus Ibatiba, Av. 7 de novembro, s/n, sala P 207, Centro, CEP 29395-000, Ibatiba-ES, Brasil. E-mail: joaopaulobestete@gmail.com

<sup>2</sup> Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Agrárias, Departamento de Ciências Florestais e da Madeira, Av. Governador Lindemberg, 316, Centro, CEP 29550-000, Jerônimo Monteiro-ES, Brasil. E-mail: roberto.cecilio@ufes.br; sidney.zanetti@ufes.br

<sup>3</sup> Universidade Federal de Viçosa, Centro de Ciências Agrárias, Departamento de Engenharia Agrícola, Campus Universitário, CEP 36570-000, Viçosa-MG, Brasil. E-mail: ffpruski@ufv.br

### RESUMO

Objetivou-se espacializar a erosividade das chuvas no Brasil a partir de séries sintéticas de precipitação. O trabalho foi realizado para o Brasil, usando dados de 142 estações pluviográficas. As erosividades foram calculadas a partir de registros pluviográficos reais diários e a partir de séries pluviográficas sintéticas diárias, geradas a partir do software ClimaBR. Uma rotina computacional específica foi desenvolvida para identificar as chuvas consideradas erosivas. Para a espacialização da erosividade foram avaliados os métodos de interpolação inverso da potência da distância e krigagem ordinária, simples e universal. A comparação entre os métodos de interpolação foi feita por meio das medidas estatísticas, erro médio percentual, erro absoluto médio, raiz do erro quadrático médio e índice de concordância de Willmott. Os resultados permitem concluir que o do método inverso da potência da distância apresentou melhor desempenho para interpolar a erosividade em relação ao método da krigagem.

**Palavras-chave:** conservação do solo e água, equação universal de perda de solo, gerador climático

### *Spatial distribution of rainfall erosivity in Brazil from synthetic precipitation series*

### ABSTRACT

The aim of this study was to spatialize the rainfall erosivity in Brazil from synthetic precipitation series. The study was conducted in Brazil, using data from 142 stations pluviographic. The erosivity were calculated from actual daily rain gauge records and from pluviographic daily synthetic series, generated from the ClimaBR software. A computer routine was specifically developed to identify rain erosive considered. For the spatial distribution of erosivity the methods of inverse distance interpolation power and ordinary, simple and universal kriging were evaluated. Comparison of interpolation methods was done by means of statistical measures, average percentage error, mean absolute error, root mean square error and Willmott index. The results indicate that the inverse power method of distance presented better performance to interpolate the erosivity relative to the kriging method.

**Key words:** soil and water conservation, universal soil loss equation, climate generator

## Introdução

A predição das perdas de solo é importante para avaliar os riscos de erosão do solo e determinar o uso adequado do solo e de gestão (Oliveira et al., 2011). Vários modelos matemáticos (processos empíricos, conceituais e baseados em processos físicos) têm sido desenvolvidos para estimar a erosão do solo em diferentes escalas espaciais e temporais (Ferro, 2010).

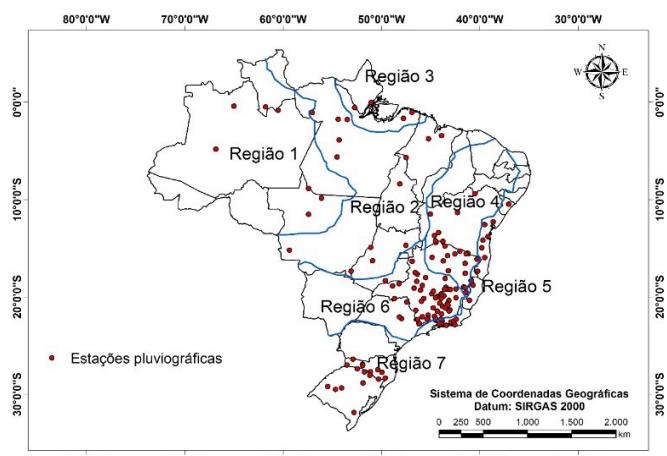
A USLE e RUSLE são os modelos de erosão mais utilizados no mundo (Baskan, et al., 2010), e fornecem informações úteis para o planejamento adequado do solo e conservação da água. Entre os fatores que compõem esses modelos, a erosividade das chuvas (fator R), que é definida como o conjunto de características da chuva, como a distribuição do tamanho, velocidade de queda, o número, o momento e a energia cinética das gotas, bem como a intensidade, duração e frequência, e que representa a capacidade da chuva em causar erosão (Pruski, 2009), é um dos mais importantes, por ser a chuva a força motriz da erosão e tem uma influência direta sobre a quebra de agregados e o escoamento superficial.

No entanto, no Brasil, como em diversas partes do mundo, a falta de uma base de dados pluviográficos confiável, tanto em quantidade, quanto em qualidade, faz com que as informações relativas à erosividade estejam disponíveis para poucas localidades. A utilização de séries sintéticas de precipitação para estimar a erosividade das chuvas é uma alternativa que vem sendo usada em algumas pesquisas, como Pruski et al. (2007), Moreira et al. (2008), Moreira et al. (2009).

Diante dessas considerações, objetivou-se espacializar a erosividade das chuvas no Brasil a partir de séries sintéticas de precipitação.

## Material e Métodos

O trabalho foi realizado para o Brasil, baseando-se em regiões homogêneas, em termos de características da precipitação, propostas em Baena et al. (2005). Utilizaram-se registros pluviográficos de 142 estações, pertencentes à base de dados do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), cuja distribuição espacial é apresentada na Figura 1.



**Figura 1.** Distribuição espacial das estações pluviográficas no Brasil, baseadas na divisão em regiões homogêneas, em termos de características da precipitação

As erosividades estimadas foram calculadas, em base diária, com 100 anos de duração, a partir de séries pluviográficas sintéticas, para cada estação. O gerador climático usado foi o ClimaBR 2.0 - Gerador de Séries Sintéticas de Dados Climáticos (Oliveira, 2003; Zanetti et al., 2005; Baena, et al., 2005), pois foi desenvolvido e validado por Zanetti et al. (2006) para as condições climáticas do Brasil, e as séries sintéticas produzidas possuem informações associadas à precipitação importantes para o cálculo da erosividade, como precipitação total diária, duração do evento, intensidade máxima instantânea de precipitação, tempo de ocorrência da intensidade máxima e parâmetros que caracterizam o perfil da precipitação.

Para a utilização do ClimaBR foram necessários alguns parâmetros estatísticos referentes a cada estação, como valores mensais da média, do desvio padrão e do coeficiente de assimetria da precipitação total diária, além dos valores de probabilidade de ocorrência de um dia chuvoso sendo o dia anterior chuvoso e de probabilidade de ocorrência de um dia chuvoso sendo o dia anterior seco. Esses parâmetros foram dispostos em um arquivo formato texto, e inseridos à base de dados do ClimaBR.

Uma rotina computacional foi desenvolvida, com base nos critérios propostos por Wischmeier (1959) e Wischmeier & Smith (1958), e modificados por Cabeda (1976), para identificar, nas séries de dados, real ou sintética, dia por dia, as chuvas consideradas erosivas, ou seja, aquelas que apresentassem 10 mm ou mais de total precipitado. As chuvas com total precipitado inferior a 10 mm também foram consideradas erosivas, apenas quando a quantidade precipitada em 15 minutos fosse igual ou superior a 6 mm.

A rotina então, executava uma varredura, dia a dia, na série, procurando chuvas com 10 mm ou mais, e chuvas com lâmina de 6 mm ou mais em 15 minutos, foram identificadas com o auxílio de um perfil de intensidade de precipitação (I) por tempo gerado. Uma vez identificada a chuva erosiva, calculou-se a energia cinética de minuto a minuto, pela Equação 1, sugerida por Wischmeier & Smith (1958), até que se completasse a duração da chuva.

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

em que, EC é a energia cinética ( $MJ ha^{-1} mm^{-1}$ ), e I é a intensidade da chuva ( $mm h^{-1}$ ).

Uma condicionante proposta por Foster et al. (1981) foi adicionada à rotina para que a Equação 1 fosse aplicada quando a intensidade da chuva da série (real ou sintética) fosse inferior a  $76 mm h^{-1}$ , caso contrário a energia cinética passaria a ter um valor correspondente a  $0,283 MJ ha^{-1} mm^{-1}$ . A energia cinética associada à chuva de cada dia, foi calculada pelo somatório das energias de cada minuto até totalizar a duração da chuva.

Para representar a erosividade da chuva (fator R) em cada dia, utilizou-se o índice de erosividade  $EI_{30}$ , determinado de acordo a Equação 2 descrita por Wischmeier & Smith (1958). O  $EI_{30}$  foi calculado pelo produto da energia cinética de cada dia pela intensidade de precipitação em 30 minutos ( $I_{30}$ ), que foi calculada a partir das lâminas e tempos acumulados, em intervalos de 30 em 30 minutos, assim, durante o evento de precipitação do dia, foi identificada a lâmina máxima

precipitada em 30 minutos, calculando-se sua respectiva intensidade.

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

em que,  $I_{30}$  é a intensidade máxima da chuva em 30 minutos.

A erosividade mensal da chuva foi determinada pelo somatório dos valores diários dos índices  $EI_{30}$  das chuvas erosivas ocorridas em cada mês e, a anual pelo somatório dos índices de cada mês, ambas divididas pelo número de anos da série.

Para a espacialização das erosividades mensais e anual, foram avaliados os seguintes métodos de interpolação: Inverso da Potência da Distância (IPD), considerando-se as potências de 2 a 6, e Krigagem ordinária (KO), simples (KS) e universal (KU) considerando-se os modelos de semivariograma experimental esférico (ESF) e exponencial (EXP).

A interpolação pelo IPD considera que o valor da variável a ser estimado numa posição qualquer é calculado pelos "n" vizinhos mais próximos ponderados pelo inverso da sua distância elevada a uma potência, conforme Equação 3 (Caruso & Quarta, 1998).

$$z_i = \frac{\sum_{j=1}^n \left( \frac{z_j}{d_{ij}^k} \right)}{\sum_{j=1}^n \left( \frac{1}{d_{ij}^k} \right)} \quad (3)$$

em que,  $z_i$  é a erosividade interpolada no ponto i ( $MJ \text{ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ),  $d_{ij}$  é a distância entre os pontos i e j,  $z_j$  é a erosividade medida no ponto j,  $MJ \text{ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ , n é o número de postos usados na interpolação, e k a potência utilizada.

Para a aplicação do método Krigagem ordinária, primeiramente foi realizada uma análise estatística exploratória dos dados, a fim de se verificar alguma anormalidade nos dados de erosividade. Em seguida, realizou-se a análise geoestatística, visando quantificar o grau de dependência espacial dos dados, através de um semivariograma experimental, estimado pela Equação 4, de acordo com a metodologia descrita por Vieira (2000).

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (4)$$

em que,  $\gamma(h)$  é a semivariância estimada para uma distância  $h$ ,  $N(h)$  é o número de pares amostrais do atributo z (erosividade) separados por uma distância  $h$ ,  $x_i$  e  $x_i + h$  são os locais de amostragens separados por uma distância  $h$ , e  $z(x_i)$  e  $z(x_i + h)$  os valores de erosividade medidos nos locais correspondentes.

Os semivariogramas avaliados foram os modelos esférico e exponencial, descritos pelas Equações 5 e 6, respectivamente.

$$\hat{\gamma}(h) = c_0 + c_1 \left[ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2(h/a)^3} \right] \quad (5)$$

$$\hat{\gamma}(h) = c_0 + c_1 \left[ 1 - \exp \left( -\frac{h}{a} \right) \right] \quad (6)$$

em que,  $h$  é a distância máxima em que o semivariograma é definido,  $C_0$  é o efeito pepita (ponto de interseção da curva com o eixo y),  $C_1$  é o patamar, e a o alcance do semivariograma.

A verificação da acurácia dos interpoladores para espacializar a erosividade mensal e anual foi realizada por meio da validação cruzada (Robinson & Metternicht, 2006). Para a aplicação foi necessário que uma estação (erosividade) fosse extraída para obter o valor estimado referente ao ponto retirado, e em seguida, compará-lo com o valor real da variável. Este procedimento foi realizado para cada uma das 142 estações, com auxílio do software ArcGIS® 10.1.

A comparação entre as erosividades reais e estimadas foi feita de forma geral, e dentro de cada uma das sete regiões, em base mensal e anual, por meio do cálculo das seguintes medidas estatísticas: erro percentual absoluto médio (MAPE) (Equação 7), erro absoluto médio (MAE) (Equação 8), raiz do erro quadrático médio (RMSE) (Equação 9), índice de concordância de Willmott (d) (Equação 10).

$$MAPE = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{|O_i - E_i|}{O_i} \right)}{n} \cdot 100 \quad (7)$$

em que, MAPE é o erro percentual absoluto médio (%),  $O_i$  é o valor real ( $MJ \text{ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ),  $E_i$  é o valor estimado ( $MJ \text{ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ), e n é o número de observações.

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |E_i - O_i|}{n} \quad (8)$$

em que, MAE é o erro absoluto médio ( $MJ \text{ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}{n}} \quad (9)$$

em que, RMSE é a raiz do quadrado médio do erro ( $MJ \text{ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ).

O RMSE e MAE são medidas de erros usados para representar as diferenças médias entre os valores estimados e os valores observados. O RMSE fornece uma informação em relação à dispersão dos dados, ou seja, o grau de espalhamento obtido na comparação com os valores estimados. O MAE é menos sensível a valores extremos.

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (E_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n ((E_i - \bar{O}_i)^2 + (O_i - \bar{O}_i)^2)} \quad (10)$$

em que, d é o índice de concordância (adimensional),  $O_i$  é a média dos valores mensais reais ( $MJ \text{ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ).

O índice de concordância de Willmott ( $d$ ) é dado por uma aproximação matemática que avalia a exatidão, e avalia o afastamento dos valores simulados em relação aos observados (Willmott, 1981), onde a variação é de zero (nenhuma concordância) até a unidade (concordância perfeita).

## Resultados e Discussão

De acordo com o desempenho dos interpoladores da erosividade anual, estimadas por série sintéticas de precipitação para o Brasil (Tabela 1) observa-se que de maneira geral todos os métodos tendem a subestimar a erosividade anual, e apresentam baixos valores do MAPE, exceto para KSESF (54,75%) e KSEXP (53,43%), que também apresentam os maiores valores do MAE e RMSE. Os valores de  $d$  observados são altos, e demonstrando o bom desempenho dos métodos de interpolação.

Observa-se de maneira geral que, as diferenças entre os métodos de interpolação são estreitas, mas permitiu uma comparação.

O interpolador IPD apresentou melhor desempenho, em relação aos interpoladores baseados em Krigagem ordinária (KO), simples (KS) e universal (KU), sob diferentes semivariogramas experimentais, esférico (ESF) e exponencial (EXP).

O bom desempenho do IPD é uma vantagem na modelagem da erosividade, pois trata-se de um método que se adequa bem a amostras de dados distribuídos de forma irregular, como é o caso, além de ser um método rápido e simples para interpolar, se comporta como um interpolador exato, e exige com poucas decisões a serem tomadas acerca dos parâmetros do modelo (Li & Heap, 2008).

O bom desempenho do interpolador IPD também pode ser comprovado em estudo de Elbasit et al. (2013), que avaliaram a variação espaço-temporal da erosividade da chuva na China. Millward et al. (1999), em estudo de mapeamento da erosividade na região do Algarve (sul de Portugal) também usaram o IPD.

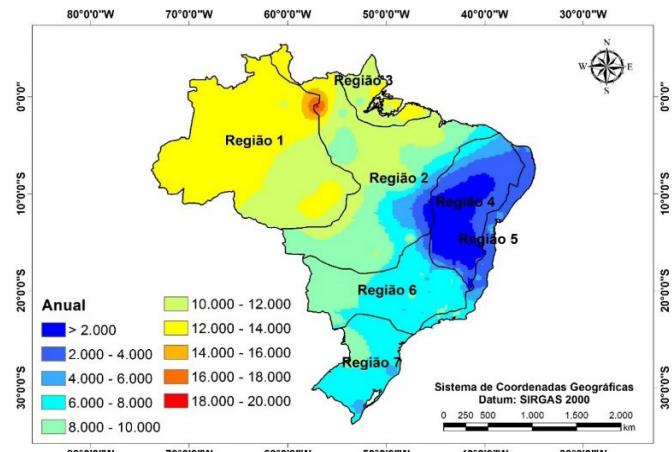
Na Figura 2 observa-se que os maiores valores de erosividade anuais no Brasil encontram-se nas regiões 1, 2 e 3, variando de 10.000 a 20.000 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$ , e os menores valores observados, principalmente na região 4, variando de 468,3 - 2.000 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$ .

Silva (2004) e Oliveira et al. (2012) estudando a erosividade no Brasil, baseando-se em equações para estimar a erosividade,

**Tabela 1.** Desempenho dos interpoladores da erosividade anual para o Brasil

	<b>MAPE</b> %	<b>MAE</b>	<b>RMSE</b>	<b>d</b>
		MJ mm $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$	MJ mm $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$	
IPD2	24,53**	1015,54	1404,06	0,95
IPD3	23,21**	1009,73	1407,08	0,95
IPD4	22,67**	1016,51	1436,11	0,95
IPD5	22,34**	1024,56	1465,96	0,95
IPD6	22,23**	1038,41	1491,36	0,95
KOESF	30,41**	1118,45	1578,81	0,94
KOEXP	25,97**	993,05	1406,52	0,95
KSESF	54,75**	1458,58	1985,95	0,85
KSEXP	53,43**	1420,73	1951,87	0,86
KUESF	30,41**	1118,45	1578,81	0,94
KUEXP	25,97**	993,05	1406,52	0,95

\* O modelo superestima; \*\* O modelo subestima.



**Figura 2.** Mapa de isoerosividade anual do Brasil (MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$ )

em alguns casos com séries de dados relativamente curtas, e concluíram que a erosividade anual variou de 3.116 a 20.035 e 1.672 a 22.452 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$ , respectivamente, sendo os menores valores encontrados na região nordeste, e os maiores nas regiões norte. Os valores encontrados por este autores diferem dos encontrados no presente trabalho, principalmente na região 4.

As classes de valores de erosividade anuais, observados no Brasil, para as regiões 1, 2 e 3 (Figura 2), são semelhantes aos observados em outras regiões tropicais do mundo, como na Colômbia, com erosividade variando de 10.409 - 15.975 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Hoyos et al., 2005), na Malásia de 9.000 - 14.000 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Shamshad et al., 2008) e El Salvador de 7.196 - 17.856 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Silva et al., 2011).

As classes de valores observados para a região 4 foram semelhantes aos encontrados em outras regiões de clima semiárido e, ou desértico, como na Nigéria, com erosividade de 1.985 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Delwaille, 1973), no Quênia, de 1.106 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Moore, 1979), na Eritréia, de 2.980 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Stillhardt et al., 2002) em Cabo Verde, de 2.000 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Mannaerts & Gabriels, 2000), e na Espanha 640 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Rodríguez et al., 2004).

Em regiões de clima temperado, como é o caso da região 7, as classes de valores são maiores que os observados em outras regiões do mundo, como na Eslovênia, com erosividade variando de 1.318 - 2.995 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Mikos et al., 2006), no nordeste da Espanha de 40 - 4.500 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Angulo-Martínez et al., 2009), na Coréia de 2.109 - 6.876 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Lee & Heo, 2011), e no Chile de 50 - 7.400 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (Bonilla & Vidal, 2011).

Na Tabela 2 observa-se que 7,1% da área total do Brasil foi classificada como erosividade anual baixa, 8,5% como média, 14,2% como média-forte, 21,8%, como forte, e 48,4% como muito forte. Verifica-se que os valores de erosividade das chuvas excedem 7.357 MJ mm  $ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$  (erosividade forte) em 70,2% da área do país, que diferem dos resultados apresentados por Silva (2004), em estudo de mapeamento da erosividade no Brasil, observou que, 4,7% da área do Brasil foi classificada como erosividade média, 26,3% como

média-forte, 10,6% como forte, 58,4% como muito forte e que nenhuma região foi classificada como baixa erosividade, e que em 69,0% da área, a erosividade das chuvas excedem 7.357 MJ mm ha<sup>-1</sup> h<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup> (erosividade forte), e dos resultados obtidos por Oliveira et al. (2012), em estudo sobre a erosividade no Brasil, observaram que 2,6% da área total do Brasil foi classificada como erosividade baixa, 13,2% como média, 31,6% como média-forte, 23,7%, como forte, e 28,4% como muito forte, e que em 52,6% da área de país a erosividade das chuvas excedem 7.357 MJ mm ha<sup>-1</sup> h<sup>-1</sup> ano<sup>-1</sup> (erosividade forte).

Verifica-se que a maior parte do país apresenta severo risco natural à erosão hídrica, principalmente nas regiões 1, 2 e 3, e fato de o Brasil apresentar alta variação do tipo de vegetação e solos no Brasil, pode implicar grande variabilidade de respostas dos processos erosivos (Bertoni & Lombardi Neto, 1990), em regiões onde a estação seca é mais acentuada, como na região 4, a maior parte dos solos estão descobertos durante este período, com o início da estação das chuvas, as chuvas torrenciais podem ocorrer com altos efeitos erosivos. Em regiões como a região 1, 2 e 3, que apresentam erosividade alta, a presença da floresta amazônica desempenha papel fundamental na proteção do solo, porém segundo Loarie et al. (2011), com a expansão da atual e da nova fronteira agrícola, especialmente a soja, se apresenta como um dos fatores importantes para o aumento das taxas de desmatamento.

Segundo Hecht (2005), Leite & Wezs (2013) e Heredia et al. (2010), houve um intenso processo de espacialização da produção de soja no País, entre 1980 e 2009, anteriormente concentrada na região Sul, para as áreas compreendidas pelos Cerrados, seja nos estados da região Centro-Oeste, seja em direção ao Cerrado mineiro ou aos Cerrados nordestinos, e mais recente, é possível verificar sua expansão para a região amazônica, especialmente nos estados do Amazonas e do Pará.

Esses resultados demonstram que são necessários cuidados técnicos com as atividades agrícolas e pecuárias, visando minimizar os impactos negativos de chuvas com alto poder erosivo, uma vez que o conhecimento de áreas com alta erosividade é essencial para avaliar o risco de erosão do solo, além se servir de base ao planejamento de conservação do solo e água (Oliveira et al., 2011).

**Tabela 2.** Classificações para interpretação da erosividade anual (R) para o Brasil

Erosividade (MJ mm ha <sup>-1</sup> h <sup>-1</sup> ano <sup>-1</sup> )	Classes de erosividade	Dados observados (%)
R ≤ 2452	Baixa	7,1
2452 < R ≤ 4905	Média	8,5
4905 < R ≤ 7357	Média - forte	14,2
7357 < R ≤ 9810	Forte	21,8
R > 9810	Muito forte	48,4

Fonte: Carvalho (2008).

## Conclusões

O interpolador que apresentou melhor desempenho para espacializar a erosividade no Brasil foi o IPD.

O Brasil apresenta severo risco natural à erosão hídrica, principalmente nas regiões norte e centro-oeste e sul.

## Literatura Citada

- Angulo-Martínez, M.; Beguería, S. Estimating rainfall erosivity from daily precipitation records: a comparison among methods using data from the Ebro Basin (NE Spain). *Journal of Hydrology*, v.379, n.1-2, p.111-121, 2009. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2009.09.051>>.
- Baena, L. G. N.; Pruski, F. F.; Moreira, M. C.; Souza, V. B. C de. Zanetti, S. S.; Oliveira, V. de P. Programa computacional para geração de séries sintéticas de dados climáticos. *Engenharia na Agricultura*, v.13, n.3, p.210-220, 2005.
- Baskan, O.; Cebel, H.; Akgul, S.; Erpul, G. Conditional simulation of USLE/RUSLE soil erodibility factor by geostatistics in a Mediterranean Catchment, Turkey. *Environmental Earth Sciences*, v.60, n.6, p.1179-1187, 2010. <<http://dx.doi.org/10.1007/s12665-009-0259-2>>.
- Bertoni, J.; Lombardi Neto, F. *Conservação do solo*. Piracicaba: Ícone, 1990. 355p.
- Bonilla, C. A.; Vidal, K.L. Rainfall erosivity in Central Chile. *Journal of Hydrology*, v.410, n.1-2, p.126-133, 2011. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.09.022>>.
- Cabeda, M. S. V. Computation of storm EI value. West Lafayette: Purdue University, 1976. 6p.
- Caruso, C.; Quarta F. Interpolation methods comparison. *Computers Mathematical Application*, v.35, n.12, p.109-126, 1998. <[http://dx.doi.org/10.1016/S0898-1221\(98\)00101-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0898-1221(98)00101-1)>.
- Carvalho, N. O. *Hidrossedimentologia prática*. 2.ed. Interciência: Rio de Janeiro, 2008. 599 p.
- Delwaille, J. C. Résultats de six ans d'observation sur l'érosion au Niger. *Bois et Fôrets des Tropiques*, n. 150, p. 15-36, 1973.
- Elbasit, M. A. M. A.; Huang, J.; Ojha, C. S. P.; Yasuda, H.; Adam, E. O. Spatiotemporal changes of rainfall erosivity in Loess Plateau, China. *ISRN Soil Science*, v.2013, p1-8, 2013. <<http://dx.doi.org/10.1155/2013/256352>>.
- Ferro, V. Deducing the USLE mathematical structure by dimensional analysis and self-similarity theory. *Biosystems Engineering*, v.106, n.2, p.216-220, 2010. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.biosystemseng.2010.03.006>>.
- Foster, G. R.; McCool, D. K.; Renard, K. G.; Moldenhauer, W. C. Conversion of the universal soil loss equation to SI units. *Journal of Soil and Water Conservation*, v.36, n.6, p.355-359, 1981.
- Hecht, S. B. Soybeans, development and conservation on the Amazon frontier. *Development and Change*, v.36, n.2, p.375-404, 2005. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.0012-155X.2005.00415.x>>.
- Heredia, B.; Palmeira, M.; Leite, S. P. Sociedade e economia do agronegócio no Brasil. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v.25, n.74, p.159-176, 2010. <<http://dx.doi.org/10.1590/S0102-69092010000300010>>.
- Hoyos, N.; Waylen, P. R.; Jaramillo, A. Seasonal and spatial patterns of erosivity in a tropical watershed of the Colombian Andes. *Journal of Hydrology*, v.314, n.1-4, p.177-191, 2005. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2005.03.014>>.
- Lee, J. H.; Heo, J. H. Evaluation of estimation methods for rainfall erosivity based on annual precipitation in Korea. *Journal of Hydrology*, v.409, n.1-2, p.30-48, 2011. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.07.031>>.

- Leite, S. P.; Wesz Jr., V. Les dynamiques foncières et l'expansion de l'agro-industrie du soja au Brésil. *Cahiers Agricultures*, v.22, n.1, p.39-45, 2013. <[https://www.academia.edu/6117381/Les\\_dynamiques\\_fonci%C3%A8res\\_et\\_l\\_expansion\\_de\\_l\\_agro-industrie\\_du\\_soja\\_au\\_Br%C3%A9sil](https://www.academia.edu/6117381/Les_dynamiques_fonci%C3%A8res_et_l_expansion_de_l_agro-industrie_du_soja_au_Br%C3%A9sil)>. 22 Jun. 2014.
- Li, J.; Heap, A. D. A review of spatial interpolation methods for environmental scientists. Canberra: Geoscience Australia, 2008. 137p. (Geoscience Australia, Record 2008/23). <[http://www.ga.gov.au/image\\_cache/GA12526.pdf](http://www.ga.gov.au/image_cache/GA12526.pdf)>. 22 Jun. 2014.
- Loarie, S. R.; Lobell, D. B.; Asner, G. P.; Mu, Q.; Field, C. B. Direct impacts on local climate of sugar-cane expansion in Brazil. *Nature Climate Change*, n.1, p.105-109, 2011. <<http://dx.doi.org/10.1038/nclimate1067>>.
- Mannaerts, C. M.; Gabriels, D. Rainfall erosivity in Cape Verde. *Soil Tillage Research*, v.55, n.3-4, p.207-212, 2000. <[http://dx.doi.org/10.1016/S0167-1987\(00\)00104-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0167-1987(00)00104-5)>.
- Mikos, M.; Jost, D.; Petrovsek, G. Rainfall and runoff erosivity in the alpine climate of north Slovenia: a comparison of different estimation methods. *Hydrological Sciences Journal*, v.51, n.1, p.15-126, 2006. <<http://dx.doi.org/10.1623/hysj.51.1.115>>.
- Millward, A. A.; Mersey, J. E. Adapting the RUSLE to model soil erosion potential in a mountainous tropical watershed. *Catena*, v.38, n.2, p.109-129, 1999. <[http://dx.doi.org/10.1016/S0341-8162\(99\)00067-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0341-8162(99)00067-3)>.
- Moore, T. R. Rainfall erosivity in East Africa. *Geografiska Annaler. Series A, Physical Geography*, v.61, n.3-4, p.147-156, 1979. <<http://dx.doi.org/10.2307/520909>>.
- Moreira, M. C.; Pruski, F. F.; Oliveira, T. E. C.; Pinto, F. A. C.; Silva, D. D. Neterosividade MG: Erosividade da chuva em Minas Gerais. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.32, n.3, p.1349-1353, 2008. <<http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832008000300042>>.
- Moreira, M. C.; Pruski, F. F.; Oliveira, T. E. C.; Pinto, F. A. C.; Silva, D. D. Redes neurais artificiais para estimativa mensal da erosividade da chuva no estado de Minas Gerais. *Engenharia na Agricultura*, v.17, n.1, p.75-83, 2009. <<http://dx.doi.org/10.13083/1414-3984.v17n01a08>>.
- Oliveira, P. T. S.; Alves Sobrinho T.; Rodrigues, D. B. B.; Panachuki, E. Erosion risk mapping applied to environmental zoning. *Water Resources Management*, v.25, n.3, p.1021-1036, 2011. <<http://dx.doi.org/10.1007/s11269-010-9739-0>>.
- Oliveira, P. T. S.; Wendland, E.; Nearing, M. A. Rainfall erosivity in Brazil: a review. *Catena*, v.100, p.139-147, 2012. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.catena.2012.08.006>>.
- Oliveira, V.P.S. Modelo para geração de séries sintéticas de precipitação. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2003. 156p. Tese Doutorado.
- Pruski, F. F. Conservação de solo e água: práticas mecânicas para o controle da erosão hídrica. 2.ed. Viçosa: Ed. UFV, 2009. 279p.
- Pruski, F. F.; Moreira, M. C.; Gonçalves, F. A.; Oliveira, T. E. C.; Pinto, F. A. C.; Silva, D. D. Erosividade da chuva a partir de séries sintéticas de precipitação. In: Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola, 36., Bonito, 2007. Anais. Bonito: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 2007. CD Rom.
- Robinson, T. P.; Metternicht, G. Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. *Computers and Electronics in Agriculture*, v.50, n.2, p.97-108, 2006. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.compag.2005.07.003>>.
- Rodríguez, A. R.; Guerra, A.; Arbelo, C.; Mora, J. L.; Gorrín, S. P.; Armas, C. Forms of eroded soil organic carbon in andosols of the Canary Islands (Spain). *Geoderma*, v.121, n.3-4, p.205-219, 2004. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2003.11.009>>.
- Shamshad, A.; Azhari, M. N.; Isa, M. H.; Wan Hussin, W. M. A.; Parida, B. P. Development of an appropriate procedure for estimation of RUSLE  $EI_{30}$  index and preparation of erosivity maps for Pulau Penang in Peninsular Malaysia. *Catena*, v.72, n.3, p.423-432, 2008. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.catena.2007.08.002>>.
- Silva, A. M. Rainfall erosivity map for Brazil. *Catena*, v.57, n.3, p.251-259, 2004. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.catena.2003.11.006>>.
- Silva, A. M.; Wiecheteck, M.; Zuercher, B. W. Spatial assessment of indices for characterizing the erosive force of rainfall in El Salvador Republic. *Environmental Engineering Science*, v.28, n.4, p.309-316, 2011. <<http://dx.doi.org/10.1089/ees.2010.0296>>.
- Stillhardt, B.; Herweg, K.; Hurni, H. Long-term Monitoring of Soil Erosion and Soil and Water Conservation in Afdeyu, Eritrea (1984-1998). Berne: Centre for Development and Environment; University of Berne, 2002. 120p.
- Vieira, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Novais, R. F.; Alvares, V. V. H.; Schaeffer, C. E. G. R. (Eds.) Tópicos em ciência do solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.
- Willmott, C. J. On the validation of models. *Physical Geography*, v.2, n.2, p.184-194, 1981.
- Wischmeier, W. H. A rainfall erosion index for a universal soil loss equations. *Soil Science Society of America Proceedings*, v.23, n.3, p.246-249, 1959. <<http://dx.doi.org/10.2136/sssaj1959.03615995002300030027x>>.
- Wischmeier, W. H.; Smith, D. D. Rainfall energy and its relation to soil loss. *Transactions of the American Geophysical Union*, n.39, p.285-291, 1958. <<http://dx.doi.org/10.1029/TR039i002p00285>>.
- Zanetti, S. S.; Oliveira, V. P. S.; Pruski, F. F. Validação do modelo ClimaBR em relação ao número de dias chuvosos e à precipitação total diária. *Engenharia Agrícola*, v.26, n.1, p.96-102, 2006. <<http://dx.doi.org/10.1590/S0100-69162006000100011>>.
- Zanetti, S. S.; Pruski, F. F.; Moreira, M. C.; Sediyama, G. C.; Silva, D. D. Programa computacional para geração de séries sintéticas de precipitação. *Engenharia Agrícola*, v.25, n.1, p.96-104, 2005. <<http://dx.doi.org/10.1590/S0100-69162005000100011>>.