

VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DA EROSIVIDADE DAS CHUVAS (EI₃₀) NO ESTADO DE SÃO PAULO, BRASIL

SPATIAL AND TEMPORAL VARIABILITY OF RAIN EROSIVITY (EI₃₀) IN THE STATE OF SÃO PAULO, BRAZIL

Amanda de Moraes RICARDI, César Gustavo da Rocha LIMA

UNESP – Universidade Estadual Paulista – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira. Avenida Brasil Sul, 56 - Centro, Ilha Solteira – SP. E-mails: amandademricardi@gmail.com; cesar.lima@unesp.br

Introdução
Materiais e métodos
Localização, características físicas e climáticas do Estado de São Paulo
Análise dos dados
Resultados e discussão
Conclusões
Referências

RESUMO - A erosividade das chuvas constitui-se uma importante variável no diagnóstico da perda de solos em modelos preditivos. A partir do banco de dados dos postos pluviométricos do Departamento de Água e Energia Elétrica (DAEE) objetivou-se estudar os índices de erosividade (EI₃₀) das chuvas, mensais e anuais, e avaliar a variabilidade espaço-temporal no estado de São Paulo, nos períodos de 1987-2007 e 1997-2017. Efetuou-se a análise estatística descritiva e geoestatística dos dados. A análise dos dados indicou maior variabilidade nos períodos transitórios estacionais. Espacialmente, o coeficiente de determinação espacial (R²) variou entre 0,800-0,992. O alcance (A) também indicou influência da sazonalidade, variando entre 126.000-608.000m (mensal) e 423.832-682.000m (anual). A validação cruzada apresentou coeficientes de correlação (r) variando entre 0,658-0,974 (mensal) e 0,799-0,835 (anual) indicando apreciáveis mapas gerados por krigagem ordinária. A análise espacial permitiu inferir que no período seco houve aumento de erosividade mensal na direção sul do estado; enquanto no período chuvoso deu-se o inverso. No período mais recente (1997-2017), a erosividade anual ficou entre 6.019-8.699 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹. Tais resultados indicaram uma evolução espaço-temporal ao longo dos períodos estudados e representam estimativas recentes podendo ser amplamente usados nos modelos preditivos de perda de solos no estado.

Palavras-chave: Equação Universal da Perdas de Solo. Manejo e conservação do solo. Erosão Hídrica. Geoestatística.

ABSTRACT - Rain erosivity is an important variable in the diagnosis of soil loss in predictive models. From the database of pluviometric posts of the Department of Water and Electricity (DAEE), the objective was to study the monthly and annual rainfall erosivity rates (EI₃₀), and to evaluate the space-time variability in the state of São Paulo, in the periods 1987-2007 and 1997-2017. Descriptive and geostatistical statistical analysis of the data was performed. Data analysis indicated greater variability in seasonal transitional periods. Spatially, the spatial determination coefficient (R²) ranged between 0.800-0.992. The range (A) also indicated seasonal influence, varying between 126,000-608,000m (monthly) and 423,832-682,000m (annual). The cross-validation showed correlation coefficients (r) varying between 0.658-0.974 (monthly) and 0.799-0.835 (annual) indicating appreciable maps generated by ordinary kriging. The spatial analysis allowed to infer that in the dry period there was an increase in monthly erosivity in the southern direction of the state; while in the rainy season the opposite occurred. In the most recent period (1997-2017), annual erosivity was between 6,019-8,699 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹. Such results indicated a spatio-temporal evolution over the studied periods and represent recent estimates that can be widely used in predictive models of soil loss in the state.

Keywords: Universal Soil Loss Equation. Soil management and conservation. Water erosion. Geoestatistic.

INTRODUÇÃO

Os solos constituem um recurso natural imprescindível para o equilíbrio dos ecossistemas, bem como para o desenvolvimento humano, pois nele estão presentes as fontes vitais para o desenvolvimento vegetal, possibilitando a implementação de práticas de agricultura e pecuária e desempenham papéis fundamentais no ciclo hidrológico. Entretanto, sua constante exposição às interferências negativas de seu uso inadequado e sem o conhecimento das suas potencialidades e fragilidades tem causado sérias consequências como, por exemplo, a aceleração dos processos erosivos (Flanagan et al., 2013; Oliveira et al., 2018).

A formação dos solos a partir de seu material

de origem geralmente leva milhares de anos e a erosão natural faz parte deste processo de desenvolvimento, denominado intemperismo (Bertoni & Lombardi Neto, 2014; Flanagan et al., 2013; Oliveira et al., 2018). A erosão dos solos possui como agentes a água, o vento e o gelo, denominados agentes erosivos, podendo ser agravado pela interferência humana (erosão acelerada) como o desmatamento, mineração, práticas agrícolas e urbanização (Weill & Pires Neto, 2007; Diyabalanage et al., 2017; Oliveira et al., 2018).

Devido às suas características, a erosão pluvial é uma das mais, senão a mais pronunciada nas regiões tropicais e subtropicais do globo

terrestre, onde há maior concentração de precipitações (Morgan, 2005; Santos et al., 2010; Bertoni & Lombardi Neto, 2014; Oliveira et al., 2018; Giovanini Júnior, 2019) e o desprendimento das partículas do solo acaba por ser mais intenso. Além das perdas de solo, a erosão pluvial também gera grandes danos em infraestruturas e obras de engenharia hidráulica (Santos et al., 2010). Um dos maiores problemas ocorre quando os sedimentos destacados pelo impacto da chuva são arrastados e provocam o assoreamento na bacia hidrográfica, gerando a diminuição da seção de vazão dos canais de macrodrenagem e, desta forma, aumentando os riscos de enchentes (Costa & Blanco, 2018).

Devido à sua importância na perda de solos, o potencial erosivo da chuva tem sido primordialmente considerado e aplicado em modelos matemáticos para previsão da perda de solos, como é o caso da Equação Universal de Perda de Solos (EUPS). O potencial erosivo é descrito pela EUPS como sendo um dos fatores de maior importância para a modelagem e estimativa de perdas do sistema solo e recebe a denominação de erosividade da chuva (ou Fator R) (Renard et al., 1997; Lee & Heo, 2011).

No Brasil, os trabalhos iniciais sobre a EUPS foram desenvolvidos por Bertoni et al. (1975), para as condições do Estado de São Paulo, os quais têm sido mais utilizados desde então (Bertoni & Lombardi Neto, 2014). O método consiste no conhecimento de cada um dos fatores condicionantes da erosão: R (erosividade da chuva), K (erodibilidade do solo), L (comprimento de rampa), S (declividade), C (cobertura) e P (práticas de manejo), sendo considerados como fatores de maior relevância a erodibilidade do solo e a erosividade das chuvas (Panagos et al. 2017).

Entre os fatores considerados na EUPS, a erosividade das chuvas apresenta grande importância, visto que a ação mecânica do impacto da precipitação é a força motora da erosão hídrica e possui resultado direto no destacamento de partículas do solo, na separação de agregados do solo e pelo seu transporte via escoamento superficial. (Montebeller et al., 2007; Peñalva Bazzano et al., 2010; Mello et al., 2012; Panagos et al., 2017). Este fator pode ser expresso por meio de índices que se baseiam nas características físicas da chuva local (Almeida et al., 2017). O índice de erosividade (EI_{30}) é o mais utilizado nas condições brasileiras, por ser considerado o mais adequado à realidade intertropical e representar o

produto da energia cinética (E_c) e a máxima intensidade da chuva em 30 minutos (I_{30}) (Mello et al., 2015; Nagel, 2016).

Devido à dificuldade de acesso para aquisição de dados de precipitação consistentes para a obtenção de valores de I_{30} em muitas localidades do globo terrestre, diversos autores passaram a correlacionar o índice de erosão com fatores climáticos de fácil medida - como informações de alturas pluviométricas e que não demandam registros de intensidade de chuva, possibilitando ampliar as estimativas da erosividade em diversas regiões brasileiras, ainda que apresente limitações por não utilizar as intensidades das precipitações, (Fournier, 1960; Hudson, 1977; Leprun, 1981; Morais et al. 1991; Lombardi Neto & Moldenhauer, 1992; Rufino et al., 1993; Silva, 1999; Oliveira et al. 2012; Waltrick et al., 2015; Back & Poletto, 2017). Nesse contexto, algumas outras equações foram desenvolvidas para estimar os valores da erosividade, anuais e mensais, com boa acurácia, a partir de históricos pluviométricos (Renard & Freimund, 1994; Bertoni & Lombardi Neto, 2014). Por isto, o equacionamento utilizado para estimar a erosividade mudou ao longo dos anos com base em novos resultados científicos (Nearing et al., 2017).

Dentre os estudos sobre a erosividade no estado de São Paulo, os realizados por Bertoni et al. (1975), Lombardi Neto & Moldenhauer (1992) e Bertoni & Lombardi Neto (2014) representam os trabalhos mais significativos e completos. A fim de facilitar e aperfeiçoar ainda mais a determinação da erosividade, Lombardi Neto & Moldenhauer (1992) obtiveram longas séries de dados para o município de Campinas (SP) e encontraram uma alta correlação entre o valor médio mensal do EI_{30} e o valor médio mensal do coeficiente de chuva (p/P) onde p é a precipitação média mensal e P é a precipitação média anual, ambas em mm. Desta forma, tornou-se possível um equacionamento para o fator R sem o uso de diagramas de pluviógrafos para o estado de São Paulo. Posteriormente e utilizando o mesmo método de Lombardi Neto & Moldenhauer (1992), Sant'anna Neto (2011) efetuou a estimativa da erosividade do estado de São Paulo entre os anos de 1971 e 1993 utilizando 394 postos pluviométricos, a fim de ampliar tanto o segmento temporal quanto a quantidade e distribuição dos postos pluviométricos para avaliar a tendência sensivelmente positiva dos totais anuais da erosividade neste período

(Sant'anna Neto, 2011).

Apesar de todas as adaptações dos equacionamentos para diferentes localidades no Brasil, a espacialização do índice de erosividade para grandes áreas, onde muitas vezes não há postos de coletas e nem dados consistentes, representa um verdadeiro desafio na geração de mapas que caracterizem com fidelidade a erosividade da chuva. Os valores de erosividade para áreas onde não há séries de dados pluviométricos podem ser estimados por meio da aplicação de métodos de interpolação baseados nos valores amostrados (Montebeller et al., 2007), possibilitando a elaboração de mapas de erosividade, para fornecer informações importantes sobre o potencial de erosão da chuva em uma região (Trindade et al., 2016). Desta forma, as técnicas geoestatísticas têm sido utilizadas para a geração de mapas de isolinhas de erosividade, pois seu método de interpolação de dados, denominado krigagem, permite estimar a variabilidade espacial de locais não amostrados a partir do comportamento espacial natural oriundo de um conjunto de pontos amostrais espacialmente georreferenciados.

Os métodos de interpolação se destacam por possibilitar a projeção estatística da relação espacial de um conjunto de dados georreferenciados e obter superfícies contínuas, representativas de fenômenos com distribuição espacial, como temperatura do ar, precipitação e erosividade (Perin et al., 2015). Segundo Gardiman Júnior et al. (2012) e Silva et al. (2011) os métodos de interpolação geoestatística, como a krigagem ordinária, apresentam resultados mais eficientes

na interpolação de variáveis hidrológicas. Os Sistemas de Informações Geográficas (SIG) apresentam pacotes de análise geoestatística que permitem a análise e aplicação de interpoladores baseados na dependência espacial de uma variável (Landim, 2006; Ferreira et al., 2012).

Como exemplos de autores que utilizaram a geoestatística aplicada a estudos de erosividade da chuva e apresentaram resultados satisfatórios relacionados ao método pode-se citar Vieira & Lombardi Neto (1995), Mello et al. (2003), Aquino (2005), Buytaert et al. (2006), Montebeller et al. (2007), Mello et al. (2007), Shamshad et al. (2008), Ângulo-Martínez et al. (2009), Akkala et al. (2010), Zhang et al. (2010), Oliveira et al. (2011), Oliveira et al. (2012), Meusburger et al. (2012), Viola et al. (2014), Mello et al. (2015), Trindade et al. (2016), Schmidt et al. (2016), Guirra & Santos (2017), Almeida et al. (2017), Netto et al. (2018), Back & Poleto (2017). Tais referências apresentadas apenas fortalecem a importância e aplicabilidade do fator erosividade das chuvas, bem como das técnicas geoestatísticas às análises de variáveis naturais.

Diante do exposto, o presente trabalho visa atualizar as estimativas e analisar a variabilidade espacial e temporal do índice Erosividade das Chuvas (EI₃₀) - anuais e mensais - para o estado de São Paulo, por meio de métodos geoestatísticos considerando séries históricas a cada duas décadas, entre 1987-2007 e 1997-2017, e comparar os valores obtidos com o estudo realizado por Sant'anna Neto (2011).

MATERIAIS E MÉTODOS

Localização, características físicas e climáticas do Estado de São Paulo

O presente estudo foi conduzido tendo como base os dados históricos da distribuição das chuvas (DAEE, 2019) no estado de São Paulo, localizado na Região Sudeste (Brasil), abrangendo uma área de 248.219 km², ocupando o quadrante geográfico entre as seguintes coordenadas (22°41'28.87"S; 53°6'17.02"W) e (22°42'31.56"S 44°9'53.49"O).

O estado de São Paulo possui grandes áreas de terra dedicadas a lavouras, pastagens e florestas voltadas para a economia do estado, destacando-se na produção de frutas, soja, cana de açúcar, legumes e café. Na pecuária, é dotado de rebanhos bovinos, suínos, ovinos e caprinos e apresenta destaque nas produções mundiais na avicultura, e o setor industrial apresenta grande destaque nacional,

com 40% da produção concentrada no estado (Camara & Caldarelli, 2016; Angelo & Ghobril, 2017; IBGE, 2019).

Com elevada variedade altimétricas, o estado de São Paulo apesar de apresentar grande parte de seu território com altitudes entre 300-600 m, registra-se altitudes que passam de 2700 m em alguns locais.

O estado de São Paulo está localizado em na Faixa Subtropical de Altas Pressões, caracterizada por ventos fracos e movimentos verticais descendentes, ar quase sempre seco, com poucas nuvens e pouca precipitação.

Dentre as cinco massas de ar que atuam sobre o Brasil, são três as que se movimentam e dinamizam as situações atmosféricas criadoras dos tipos de tempo no estado de São Paulo: Massa

Tropical Atlântica (mTa), Massa Polar Atlântica (mPa) e Massa Equatorial Continental (mEc) (Ab'Sáber, 2004).

Segundo a classificação do Sistema de Köppen,

contida no trabalho de Rolim et al. (2007), o clima do estado de São Paulo integra-se dos tipos Aw, Am, Af, Cwa, Cwb, Cfa e Cfb, distribuídos de acordo com a figura 1.

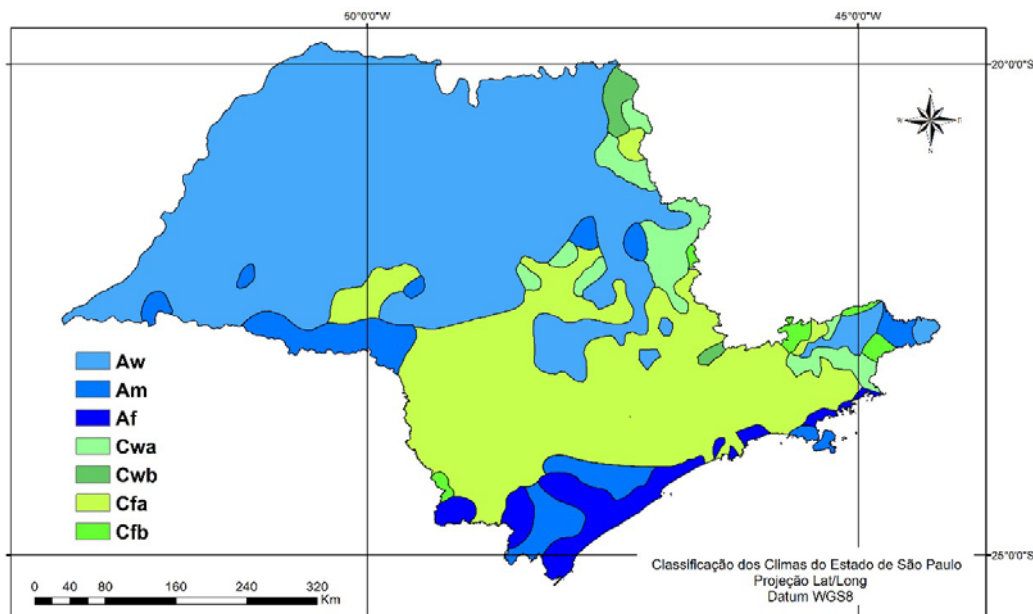


Figura 1 – Classificação climática de Köppen para o estado de São Paulo. Fonte: Rolim et al. (2007) adaptado. Legenda: *Af* – Clima tropical chuvoso de floresta; *Aw* – Clima Tropical de savana; *Am* – Clima tropical de monções; *Cwa*- Clima tropical de altitude com verão úmido e quente e inverno seco; *Cwb* – Clima Subtropical de Altitude/Temperado com verão ameno e inverno seco; *Cfa* – Clima temperado úmido, com verão quente sem estação seca; *Cfb* – Clima Temperado, com verão ameno e sem estação seca.

Análise dos Dados

O estudo consistiu na análise dos dados de chuvas do estado de São Paulo disponíveis no banco de dados do Departamento de Águas e Energia Elétrica (DAEE, 2019) abrangendo o período de 1987 - 2017. Estes dados foram tabulados e subdivididos em dois períodos de 21 anos, de modo a manter uma consistência histórica adequada para tal avaliação, sendo os períodos analisados: 1987-2007 e 1997- 2017.

No processo de tabulação foram excluídos postos pluviométricos que apresentaram lacunas temporais que pudessem prejudicar o estudo.

Ressalta-se que nem todos os postos pluviométricos considerados continham dados de todos os intervalos analisados, portanto alguns períodos apresentam menor ou maior número de postos. Assim, para cada período, os postos pluviométricos utilizados foram dispostos conforme apresentados na figura 2.

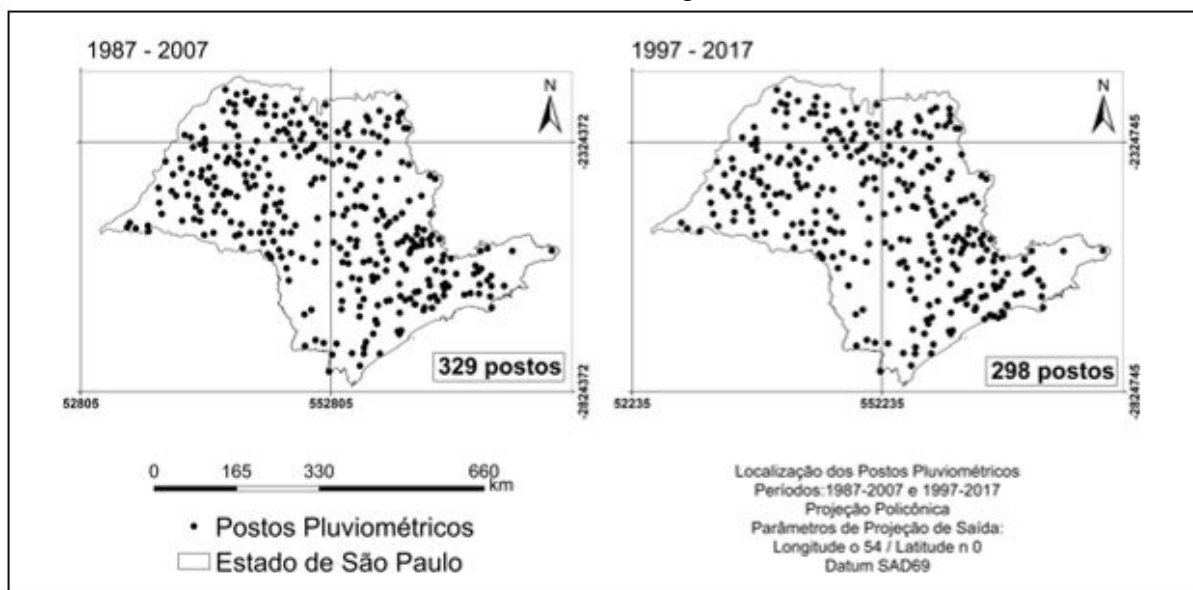


Figura 2 – Localização dos Postos Pluviométricos. Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir desses dados, foram calculados os índices de erosividade (EI₃₀) mensais e anuais para os períodos de 21 anos mais recentes, ou seja, 1987-2007 e 1997-2017. A metodologia empregada para a determinação do índice de erosividade para o estado de São Paulo foi conforme apresentado em Lombardi Neto & Moldenhauer (1992), dado pela seguinte equação 1:

$$R = 68,73 * \left(\frac{p^2}{P}\right)^{0,841} \quad (1)$$

onde “R” é a erosividade; “p” é a precipitação média mensal (mm) e “P” é precipitação média anual (mm).

Para cada período de 21 anos estudado (médias mensal e anual) foi efetuada a análise estatística descritiva clássica por meio da planilha de cálculos do Excel, onde foram calculadas a média, mediana, valores mínimo e máximo, desvio padrão, curtose, assimetria e coeficiente de variação. Para testar a hipótese de normalidade, realizou-se o teste de Shapiro & Wilk (1965) a 1% de probabilidade por meio do *Software* STATISTICA 7 (Statsoft, 2007). Posteriormente, foi analisada a dependência espacial por meio do *software* GeoStatistics for the Environmental Sciences - Gamma Design (GS+) versão 7.0 (Robertson, 1998)

Ressalta-se que, em função da magnitude da área estudada, para a análise geoestatística no *software* GS+, as coordenadas geográficas de cada dado precisaram ser convertidas no Sistema de Projeção Policônica, uma vez que o *software* não trabalha no sistema de coordenadas geográficas.

Assim, isoladamente para cada período foi realizado o cálculo do semivariograma experimental simples, tendo como base a pressuposição de estacionaridade da hipótese intrínseca conforme a seguinte expressão (Yamamoto & Landim, 2013).

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

onde “N_(h)” é o número de pares experimentais de observações “Z_(xi)” e “Z_(xi + h)” separados por uma distância “h”.

Assim, os semivariogramas experimentais foram ajustados observando os seguintes modelos teóricos: exponencial (Equação 3), esférico (Equação 4) e gaussiano (Equação 5):

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C \left\{ 1 - \exp \left[-3 \left(\frac{h}{a} \right) \right] \right\}; h > 0 \quad (3)$$

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; 0 \leq h \leq A_0;$$

$$\text{então } \hat{\gamma}(h) = C_0 + C; h \geq a \quad (4)$$

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C \left\{ 1 - \exp \left[-3 \left(\frac{h^2}{a} \right) \right] \right\}; 0 < h < d \quad (5)$$

onde “d” a máxima distância na qual o semivariograma foi definido, “C₀” corresponde ao efeito pepita; “C₀+C” o patamar e “a” o alcance do semivariograma (Yamamoto & Landim, 2013).

Para os ajustes semivariográficos foram observados inicialmente:

- a) a menor soma dos quadrados dos desvios (SQD);
- b) o maior coeficiente de determinação espacial (R²); e
- c) o maior avaliador da dependência espacial (ADE) de acordo com a equação 6:

$$\frac{C}{C_0 + C} \quad (6)$$

onde “C” é a contribuição e “C₀+C” o patamar. De acordo com os valores encontrados, o ADE classifica-se em:

- variável fracamente dependente (ADE ≤ 25%);
- variável moderadamente dependente (25% < ADE ≤ 75%); e
- variável altamente dependente (ADE > 75%) (Zimback, 2001).

A definição final do modelo de ajuste, bem como do número de vizinhos interpoladores para a krigagem, foi realizada tendo como parâmetro o maior coeficiente de correlação (r) entre os valores observados versus estimados da validação cruzada (VC). Assim, o processo de validação cruzada foi utilizado para a verificação da confiabilidade de cada modelo matemático ajustado.

A validação cruzada consiste na remoção do valor observado, pertencente ao conjunto de dados, pelo seu valor estimado, utilizando o método de interpolação por krigagem ordinária, a fim de se obter um gráfico correlacionando estes valores (Landim, 2006).

Portanto, o modelo final escolhido foi aquele que melhor estimou os valores observados, ou seja, aquele que produziu uma equação de regressão linear entre os valores observados, em função dos valores estimados o mais próximo da bissetriz (intercepto igual a zero e coeficiente angular = 1) (Isaaks & Srivastava, 1989).

Após essa etapa, foi realizada a interpolação por krigagem uma vez que esta técnica se trata de um

estimador linear não enviesado (Yamamoto & Landim, 2013). No processo de krigagem, as estimativas foram feitas a partir da Equação 7 (Faria, 2013):

$$z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(X_i) \quad (7)$$

onde “z*” o valor a ser estimado no ponto não amostrado x₀; “N” o número de valores medidos z(x_i) envolvidos na estimativa e “λ_i” os pesos associados a cada valor medido z(x_i).

Em seguida, foi realizada a confecção e edição

final dos mapas de cada variável. Os mapas foram inicialmente produzidos no *software* GS+, posteriormente editados no componente ArcMAP do *software* ArcGIS 10.5 (ESRI) e foram apresentados para discussão e conclusão do trabalho. Para fins comparativos, a metodologia também foi aplicada para os dados do estado de São Paulo publicados por Sant’anna Neto (2011), a fim de observar as diferenças entre os resultados.

Os valores de erosividade mensais e anuais observado foram classificados segundo Carvalho (1994) conforme a tabela 1 apresentada.

Tabela 1 – Classe da erosividade da chuva mensal e anual.

Classificação	Erosividade da Chuva (MJ mm ha ⁻¹ h ⁻¹ ano ⁻¹)	
	Mensal	Anual
Muito Baixa	R < 250	R < 2.452
Baixa	250 < R < 500	2.452 < R < 4.905
Média	500 < R < 750	4.905 < R < 7.357
Alta	750 < R < 1000	7.357 < R < 9.810
Muito Alta	R > 1000	R > 9.810

Fonte: Carvalho (1994) adaptado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados contidos na tabela 2 mostram a análise estatística descritiva para os valores de erosividade mensais para os períodos de 1987-2007 e 1997-2017.

De acordo com o estabelecido por Pimentel-Gomes & Garcia (2002), o Coeficiente de Variação (CV) pode ser classificado como:

- baixo, quando for inferior a 10%;
- médio, quando seu valor estiver entre 10 e 20%;
- alto, quando situar-se entre 20 e 30%; e
- muito alto, quando for superior a 30%.

Assim, no intervalo de 1987 a 2007, foram classificados como médios os CVs de janeiro e fevereiro, como alto os CVs dos meses de março, abril, maio, outubro, novembro e dezembro e, como muito alto, os CVs de julho a setembro. Já no período entre 1997 a 2017, os meses de janeiro e fevereiro apresentaram CVs médios, os meses de março, novembro e dezembro apresentaram CVs altos e os CVs dos meses de abril a outubro foram classificados como muito altos.

Pode-se observar que os valores de CV (Tabela 2) aumentam conforme se aproximam as estações mais secas do ano (outono e inverno), com valores mais altos nos meses de junho, julho e agosto. Isto pode ocorrer devido às diferenças climáticas existentes no estado, em decorrência da sua grande extensão, onde alguns tipos climáticos apresentam estações úmidas o ano todo, ou seja, a chuva é bem distribuída durante todo o ano, enquanto outras apresentam duas estações bem definidas (seca e úmida), onde não

há boa distribuição das chuvas anualmente. Além disto, nos períodos de transição entre estações pode haver uma grande amplitude na distribuição das chuvas pelo estado e, desta forma, ocorre maior variabilidade dos dados.

Dentre os estudos sobre erosividade realizados nos estados do Brasil, a maioria não informa ou não discute o CV da análise estatística das erosividades médias mensais. Outros apenas informam seus valores com relação às erosividades médias anuais. Porém, dentre os que abordam o assunto, Vieira & Lombardi Neto (1995), Silva et al. (2010), Almeida (2009) observaram semelhante comportamento dos CVs para os estados de São Paulo, do Espírito Santo e do Mato Grosso, respectivamente, onde os coeficientes de variação tenderam a aumentar à medida que a erosividade média diminuiu, com valor máximo para o período das secas, no mês de julho. Silva et al. (2010) concluíram que essa grande amplitude dos dados é explicada pela variabilidade da distribuição de chuvas no período das secas, o que contribui para elevados CV.

Segundo Pimentel-Gomes & Garcia (2002), quando uma distribuição não é normal, utiliza-se os valores das medianas encontradas como parâmetro de comparação para as análises. Como todas os dados apresentaram distribuição indefinida, de acordo com as medianas de erosividade e conforme a classificação proposta por Carvalho (1994), pode-se dividir os meses de acordo com a figura 3.

Tabela 2 – Análise descritiva da erosividade mensal para os períodos 1987-2007, 1997-2017 no Estado de São Paulo.

Medidas Estatísticas Descritivas - Erosividade (MJ mm ha ⁻¹ h ⁻¹ ano ⁻¹)								
Mês	Média	Mediana	Valor		Desvio Padrão	Coeficientes		
			Máximo	Mínimo		Varição	Curtose	Assimetria
Intervalo 1987-2007								
Janeiro	1.856,2	1.834,4	2.554,5	1.028,7	275,0	14,8	-0,288	0,109
Fevereiro	1.200,4	1.203,1	1.833,0	698,0	191,9	16,0	0,063	0,133
Março	772,1	750,7	1.450,8	402,5	182,6	23,6	1,452	0,800
Abril	243,0	238,0	760,6	111,7	65,4	26,9	17,015	2,765
Mai	220,3	214,8	485,0	93,8	66,9	30,4	0,665	0,717
Junho	84,9	71,2	297,0	13,1	51,5	60,6	0,900	1,027
Julho	76,3	67,1	328,7	8,3	58,3	76,5	1,777	1,323
Agosto	41,8	35,9	145,7	11,7	22,8	54,5	2,577	1,479
Setembro	227,1	204,8	856,3	102,3	98,4	43,3	5,497	1,809
Outubro	462,6	456,5	1.112,9	257,5	100,0	21,6	6,384	1,344
Novembro	600,6	569,5	1.126,5	279,1	147,9	24,6	0,572	0,697
Dezembro	1.125,4	1.110,0	1.956,2	592,4	249,3	22,1	0,201	0,557
Intervalo 1997-2017								
Janeiro	1.972,1	1.966,8	2.780,3	978,9	307,9	15,6	0,280	-0,166
Fevereiro	990,9	987,4	1.547,2	617,0	155,7	15,7	0,580	0,468
Março	730,1	710,7	1.681,1	297,1	205,9	28,2	3,481	1,272
Abril	238,0	210,9	1.120,5	72,1	118,5	49,8	23,961	4,254
Mai	219,4	194,2	559,8	80,5	80,1	36,5	3,170	1,474
Junho	125,2	115,4	397,9	25,0	68,2	54,5	1,607	1,123
Julho	94,1	69,0	479,7	9,2	91,1	96,8	3,133	1,833
Agosto	60,8	45,6	422,9	9,4	49,8	81,9	13,897	3,003
Setembro	224,2	189,5	930,0	107,9	101,9	45,5	9,318	2,317
Outubro	451,8	427,5	2.144,5	212,4	156,3	34,6	47,877	5,167
Novembro	722,6	687,6	1.982,2	327,6	184,5	25,5	7,143	1,641
Dezembro	1.188,7	1.153,6	2.388,8	488,6	288,5	24,3	1,169	0,883

Nota: Todos os dados apresentaram distribuição indefinida. (Elaborada pelos autores).

Dentre os estudos sobre erosividade realizados nos estados do Brasil, a maioria não informa ou não discute o CV da análise estatística das erosividades médias mensais. Outros apenas informam seus valores com relação às erosividades médias anuais. Porém, dentre os que abordam o assunto, Vieira & Lombardi Neto (1995), Silva et al. (2010), Almeida (2009) observaram semelhante comportamento dos CVs para os estados de São Paulo, do Espírito Santo e do Mato Grosso, respectivamente, onde os coeficientes de variação tenderam a aumentar à medida que a erosividade média diminuiu, com valor máximo para o período das secas, no mês de julho. Silva et al. (2010) concluíram que essa grande amplitude dos dados é explicada pela variabilidade da distribuição de chuvas no período das secas, o que contribui para elevados CV.

Segundo Pimentel-Gomes & Garcia (2002), quando uma distribuição não é normal, utiliza-se

os valores das medianas encontradas como parâmetro de comparação para as análises. Como todos os dados apresentaram distribuição indefinida, de acordo com as medianas de erosividade e conforme a classificação proposta por Carvalho (1994), pode-se dividir os meses de acordo com a figura 3.

Os períodos mais críticos observados, neste ponto de vista, são os meses de dezembro, janeiro e fevereiro (Figura 3), geralmente, os meses com maiores médias pluviométricas, que são características do verão no estado.

Entretanto, observa-se que a mediana do mês de fevereiro do último intervalo de 21 anos diminuiu (Tabela 2). Mesmo se tratando de um mesmo mês, de acordo com Sant'anna Neto (2005), os fatores dinâmicos da atmosfera em áreas de transição zonal dos climas globais – que é o caso de grande parte da região Sudeste, aliada à localização geográfica do estado de São Paulo

Classificação (EI ₃₀)	Período	
	1987-2007	1997-2017
Muito baixa	Abril, maio, junho, julho, agosto, setembro	Abril, maio, junho, julho, agosto, setembro
Baixa	Outubro	Outubro
Média	Março e novembro	Março e novembro
Alta	-	Fevereiro
Muito Alta	Janeiro, fevereiro e dezembro	Janeiro e dezembro

Figura 3 – Classificação da erosividade mensal de acordo com os valores das medianas. Fonte: Elaborado pelos autores.

que contribui expressivamente para uma variada gama de tipos climáticos, afetam tanto a - quanto a previsibilidade das condições do tempo e do clima, tanto de curto, quanto de longo prazo, podendo explicar essa diferença.

Nos trabalhos referentes à erosividade no estado de São Paulo, não há abordagem sobre a erosividade mensal e suas respectivas medianas. Vieira & Lombardi Neto (1995) agruparam os meses em estação seca e estação de águas e assim prosseguiram com sua discussão. Já Sant'anna

Neto (2011) apenas abordou a erosividade anual. Nos demais trabalhos aqui citados sobre o potencial erosivo nos demais estados brasileiros, também não há registro desta discussão, o que dificulta a comparação.

Na tabela 3 estão apresentadas as medidas de estatística descritiva dos valores de erosividade anual para os períodos 1987-2007 e 1997-2017 e os resultados da análise descritiva dos dados publicados por Sant'anna Neto (2011), de 1971 a 1993.

Tabela 3 – Análise descritiva da erosividade anual para os períodos de 1971-1993, 1987-2007 e 1997 no Estado de São Paulo.

Medidas Estatísticas Descritivas - Erosividade (MJ mm ha ⁻¹ h ⁻¹ ano ⁻¹)								
Período	Média	Mediana	Valor		Desvio Padrão	Coeficientes		
			Máximo	Mínimo		Varição	Curtose	Assimetria
1987-2007	6.910,7	6.879,1	9.577,6	5.460,7	669,0	9,7	0,396	0,610
1997-2017	7.017,9	6.847,9	15.311,7	4.303,1	983,1	14,0	20,014	3,135
Sant'anna Neto (2011)								
1971-1993	7.149,3	6.910,0	12.680,0	5.580,0	1.041,8	14,6	5,642	1,902

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os CVs encontrados (Tabela 3) são classificados como baixo no período de 1987-2007 e médio nos demais períodos, conforme Pimentel-Gomes & Garcia (2002).

De acordo com a classificação proposta por Carvalho (1994) e os valores de medianas obtidos (Tabela 3), o potencial erosivo anual para todos os períodos analisados correspondem à classificação de média erosividade ($4.905 < R < 7.357$). O valor mínimo e máximo encontrados pertencem ao período de 1997-2017, de 4.303,1 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ e 15.311,7 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, respectivamente.

Observa-se que praticamente todos valores máximos de cada período se distanciam muito do valor da mediana encontrado (Tabela 3), sendo superior ao dobro deste valor no intervalo de 1997-2017. Analisando tais dados individualmente, observou-se que isto ocorre, geralmente, quando os postos pluviométricos utilizados estão posicionados em localidades com características climáticas particulares, como por exemplo no litoral, onde há ocorrência de chuvas orográficas

ou em áreas de grandes altitudes.

No período de 1997-2007, por exemplo, o posto pluviométrico que apresentou o valor máximo para a erosividade está localizado no município de Bertioga, no litoral paulista, e é denominado pelo prefixo E3-042. Pode-se citar ainda, no mesmo período, os postos de prefixo E3-040, também localizado em Bertioga, e E3-041, localizado no município de Santos, os quais apresentaram valores de erosividade iguais a 11.435,6 e 12.036,7 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, respectivamente.

Essa ocorrência pode-se relacionar ao fato de o litoral do estado de São Paulo apresentar formação de eventos de precipitação mais concentrados em decorrência do seu clima sob a ação da Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), a qual é o principal agente causador de precipitações intensas em boa parte do sudeste brasileiro (Reboita et al., 2010). Além disto, Kodama (1992) analisou a influência da ZCAS e da Zona de Convergência do Pacífico Sul (ZCPS) nas latitudes entre 15 e 18°S, concluindo que sua

presença na região Sudeste do Brasil é especialmente relevante, aliada à influência do oceano Atlântico, provocando maior concentração de chuvas e de eventos convectivos, os quais apresentam potencial erosivo elevado devido às suas características de alta intensidade e curta duração. Há também influência das peculiaridades do clima Af – sem estação seca, concentrado no litoral do estado, o que faz com que esta região possua características climáticas diferentes da grande maioria do estado, o qual sofre influência de climas tropicais de planalto e com características subtropicais.

Na geoestatística, uma importante informação é dada pela assimetria dos dados. Na tabela 2 e 3 observa-se que a maioria dos dados apresentaram assimetrias positivas. De acordo com Yamamoto & Landim (2013), aos dados amostrais que apresentam este comportamento, é recomendado a transformação de dados para normalização (Lundgren et al., 2017).

Porém, de acordo com Cressie (1991), a normalidade de dados não restringe a aplicação da geoestatística. Lundgren et al. (2017) observaram dados amostrais com assimetrias positivas. Porém, constatou que a aplicação da geoestatística em alguns dados originais não proporcionou nenhum comprometimento dos resultados.

Portanto, considerando as assimetrias positivas observadas nas tabelas 2 e 3, a análise geoestatística no presente estudo foi inicialmente efetuada aos dados originais e apenas realizou-se a conversão de dados nos casos onde não houve um adequado desempenho variográfico ou quando não houve atendimento da hipótese intrínseca (Yamamoto & Landim, 2013).

Na tabela 4 estão demonstrados os parâmetros de ajustes semivariográficos da erosividade mensal para os períodos de 1987-2007 e 1997-2017. Os semivariogramas mensais ajustados estão apresentados nas figuras 4 e 5 e as validações cruzadas nas figuras 6 e 7.

Tabela 4 – Parâmetros semivariográficos da erosividade mensal para os períodos de 1987-2007 e 1997-2017 no Estado de São Paulo.

Meses	Modelo ^(a)	C ₀	C ₀ +C	A(m)	R ²	SQR ^(b)	ADE ^(c)	Validação Cruzada		
							%	a	B	r
Período 1987-2007										
Jan	gau	2,47.10 ⁴	1,00.10 ⁵	372.564	0,974	2,91.10 ⁸	75,3	-21,27	1,013	0,781
Fev	esf	9,96.10 ³	3,76.10 ⁴	316.400	0,927	9,24.10 ⁷	73,5	-65,52	1,052	0,779
Mar	exp	4,09.10 ³	2,07.10 ⁴	241.200	0,961	5,79.10 ⁶	80,3	0,38	0,999	0,847
Abr	exp	6,67.10 ²	2,87.10 ³	315.000	0,962	1,49.10 ⁵	76,8	-11,06	1,058	0,732
Mai	gau	6,00.10 ²	6,03.10 ³	422.620	0,992	6,19.10 ⁵	90,1	-5,38	1,023	0,912
Juno	gau	9,00.10 ¹	4,11.10 ³	439.941	0,989	4,63.10 ⁵	97,8	-1,21	1,008	0,974
Jul	gau	1,00.10 ¹	6,26.10 ³	517.883	0,921	8,25.10 ⁶	99,8	-0,31	1,003	0,945
Ago	esf	1,00	7,10.10 ²	558.000	0,985	1,69.10 ⁴	99,9	-0,17	1,006	0,939
Set	gau	6,70.10 ²	1,18.10 ⁴	413.960	0,933	2,35.10 ⁷	94,3	-6,47	1,023	0,944
Out	esf	9,20.10 ⁻³	4,74.10 ⁻²	405.200	0,991	1,77.10 ⁻⁵	80,6	-6,98	1,020	0,807
Nov	esf	4,70.10 ⁻²	8,03.10 ⁻²	451.600	0,984	1,40.10 ⁻⁴	94,1	4,59	0,997	0,882
Dez	gau	1,05.10 ⁻²	7,63.10 ⁻²	451.545	0,987	1,09.10 ⁻⁴	86,2	-41,60	1,043	0,889
Período 1997-2017										
Jan	gau	3,55.10 ⁴	1,34.10 ⁵	446.869	0,982	5,23.10 ⁸	73,6	-65,35	1,032	0,756
Fev	exp	4,01.10 ³	2,15.10 ⁴	126.000	0,874	2,01.10 ⁷	81,4	11,53	0,987	0,658
Mar	esf	6,20.10 ³	4,14.10 ⁴	608.000	0,905	3,21.10 ⁸	85,0	-22,29	1,031	0,832
Abr	exp	1,00.10 ¹	3,96.10 ³	160.200	0,943	5,31.10 ⁵	99,7	3,84	0,987	0,831
Mai	esf	7,40.10 ²	6,07.10 ³	351.100	0,982	6,48.10 ⁵	87,8	-14,81	1,067	0,925
Jun	gau	2,40.10 ²	6,39.10 ³	439.940	0,987	1,16.10 ⁶	96,2	-3,11	1,020	0,958
Jul	gau	4,30.10 ²	1,29.10 ⁴	510.955	0,907	4,50.10 ⁷	96,7	-2,67	1,015	0,938
Ago	gau	1,86.10 ²	2,40.10 ³	479.778	0,800	3,71.10 ⁶	92,3	-3,16	1,046	0,938
Set	gau	5,70.10 ²	9,99.10 ⁴	412.228	0,967	9,06.10 ⁶	94,3	-7,81	1,031	0,945
Out	gau	2,13.10 ³	1,25.10 ⁴	301.376	0,939	1,21.10 ⁷	83,0	-17,40	1,036	0,855
Nov	gau	5,24.10 ³	3,55.10 ⁴	345.024	0,962	7,60.10 ⁷	85,2	-21,35	1,029	0,864
Dez	gau	1,46.10 ⁴	1,24.10 ⁵	422.967	0,968	8,01.10 ⁸	88,3	-22,25	1,018	0,875

(a) modelo de ajuste, onde: gau = gaussiano, exp = exponencial, esf = esférico; (b) SQR = Soma dos Quadrados dos Resíduos; (c) ADE = Avaliador da Dependência Espacial. Fonte: Elaborado pelos autores.

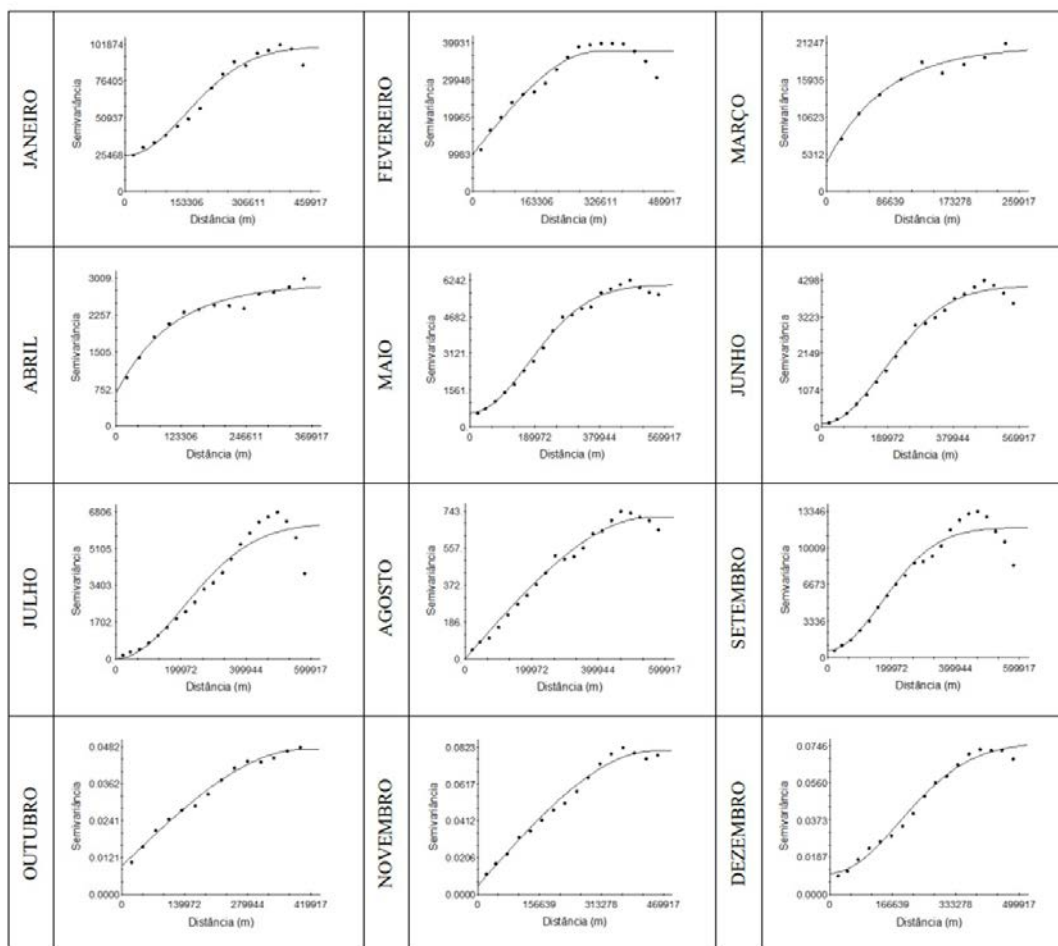


Figura 4 – Semivariogramas mensais ajustados para o período de 1987-2007. Fonte: Elaborado pelos autores.

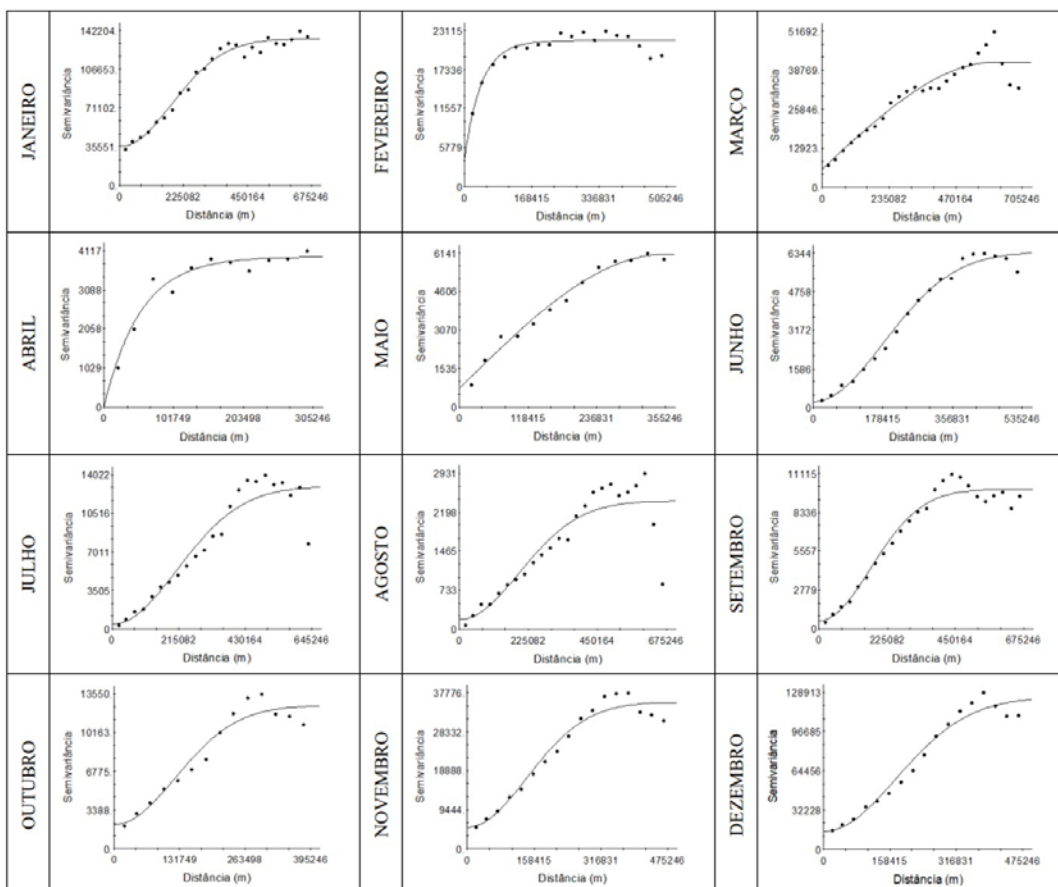


Figura 5 – Semivariogramas mensais ajustados para o período de 1997-2017. Fonte: Elaborado pelos autores.

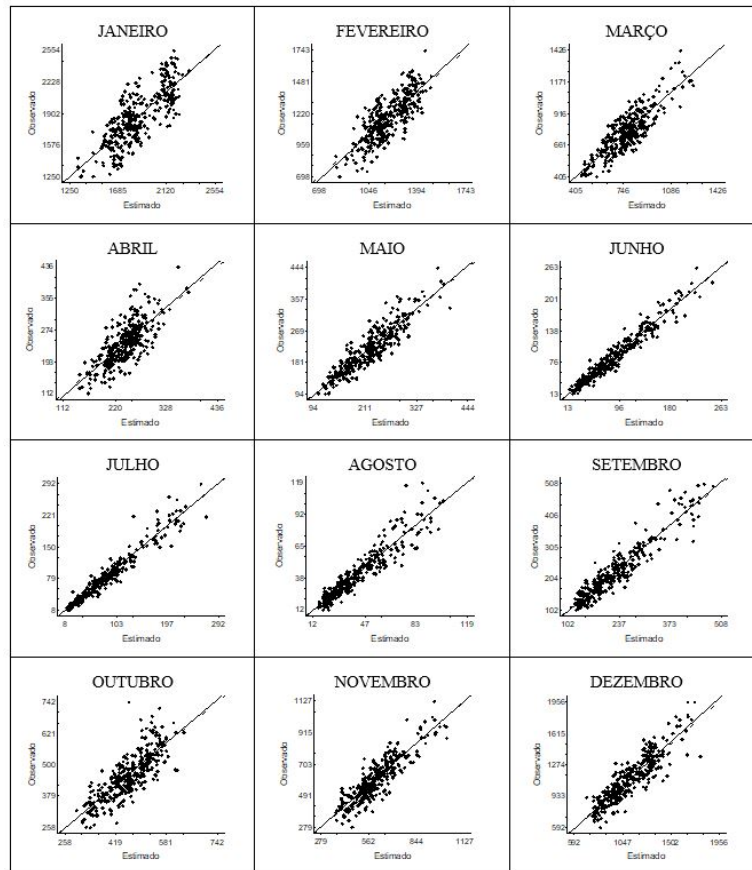


Figura 6 – Validações cruzadas das krigagens mensais ($\text{MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$) para o período de 1987-2007. Fonte: Elaborado pelos autores.

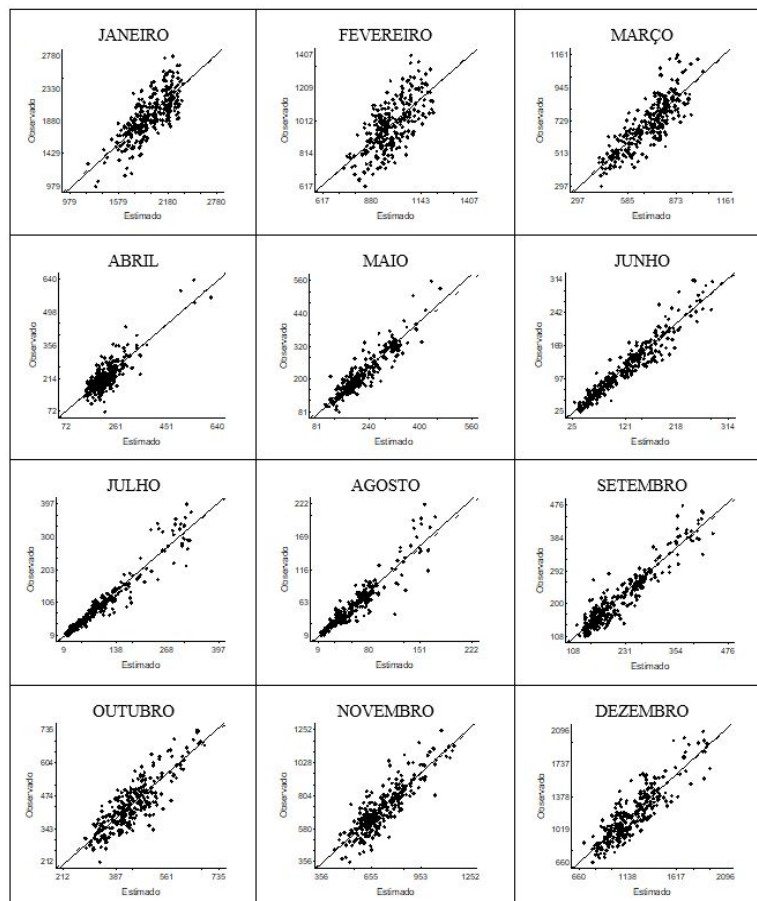


Figura 7 – Validações cruzadas das krigagens mensais ($\text{MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$) para o período de 1997-2017. Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise dos parâmetros da tabela 4 permite observar valores de grau de dependência espacial (ADE) elevados, os quais denotaram que as variáveis são classificadas em sua maioria como altamente dependentes, conforme classificação indicada por Zimback (2001) e, além disso, a existência de um patamar, observada nos semi-variogramas, indica que a estacionaridade está garantida. Apenas os meses de fevereiro do período de 1987-2007 e janeiro do período de 1997-2017 apresentaram valores de ADE entre 25% e 75%, porém com valores muito próximos ao valor de transição (73,5% e 73,6%, respectivamente) sendo classificados como moderadamente dependentes.

Os coeficientes de determinação espacial (R^2)

demonstraram ótimos ajustes, com valores variando entre 0,921 e 0,992 (1987-2007) e 0,800 e 0,987 (1997-2017).

A partir dos valores de alcance, contidos na tabela 4, foram elaboradas as figuras 8 e 9 com a relação entre o alcance e os respectivos meses de cada período, a fim de demonstrar sua variação no decorrer dos meses.

De forma geral, observa-se declínio do alcance nos meses iniciais, entre janeiro e março, e conforme se avança para os meses centrais, entre os meses de julho a agosto, os valores começam a se elevar (Tabela 4, Figuras 8 e 9). Posteriormente, estes decrescem até o mês de outubro, seguido por ascensão quando se iniciam os meses chuvosos, em novembro (Tabela 4, Figuras 8 e 9).

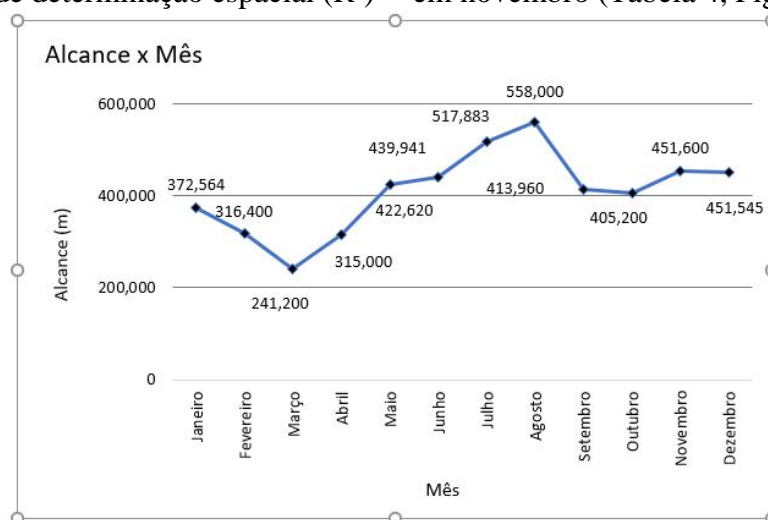


Figura 8 – Relação Alcance x Mês – Período de 1987-2007. Fonte: Elaborado pelos autores.

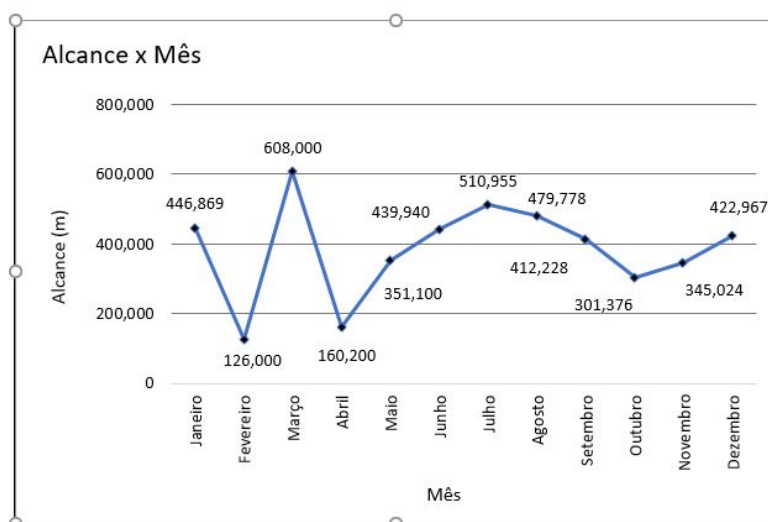


Figura 9 – Relação Alcance x Mês – Período de 1997-2017. Fonte: Elaborado pelos autores.

Isto demonstra que o fenômeno ocorre de modo mais homogêneo nos meses com características climáticas mais consolidadas, com menor variação entre os valores de erosividade e menos homogêneo onde ocorre a transição entre as estações chuvosa e seca. Desta forma, fragmenta-

se mais a distribuição das chuvas no estado, influenciando na erosividade, ou seja, são períodos com maior variabilidade de valores.

No período de 1997-2017 (Tabela 4 e Figura 9), pode-se observar um comportamento diferente do geral no mês de março dos dois

períodos, com alcance de 608.000 m em 1997-2017, enquanto no período 1987-2007 apresentou alcance igual a 241.200 m. Isto pode ser devido à diferença na distribuição de chuvas durante o intervalo entre os períodos, onde o alcance observado no intervalo de 1997-2017 pode indicar que as chuvas foram espacialmente organizadas de modo mais homogêneo na área estudada do que no período de 1987-2007, o que acaba refletindo no comportamento espacial das variáveis.

Com relação à validação cruzada (V.C.), com resultados dispostos na tabela 4, os valores de coeficiente de correlação (r) compreenderam-se

entre 0,732 e 0,974 (1987-2007) e entre 0,658 e 0,958 (1997-2017), o que denota apreciável desempenho da validação.

Por fim, os valores dos coeficientes de regressão (B) obtidos situaram-se entre 0,99 e 1,05 (1987-2007) e 0,98 e 1,06 (1997-2017), o que se aproxima do modelo de ajuste ideal sugerido, onde $B = 1$, segundo Robertson (1998).

Os parâmetros semivariográficos, os semivariogramas e as validações referentes ao potencial erosivo anual para os períodos 1987-2007, 1997-2017 e 1971-1993 de Sant'anna Neto (2011) estão apresentados na tabela 5 e figura 10, respectivamente.

Tabela 5 – Parâmetros semivariográficos da erosividade anual para os períodos de Sant'anna Neto (2011) 1971-1993, 1987-2007 e 1997-2017 no estado de São Paulo.

Período	Modelo ^(a)	C ₀	C ₀ +C	A(m)	R ²	SQR ^(b)	Validação Cruzada			
							ADE ^(c) %	a	B	r
1971-1993	esf	1,43.10 ⁵	1,02.10 ⁶	682.000	0,979	4,45.10 ¹	86,0	-254,0	1,036	0,835
1987-2007	gau	2,99.10 ⁻³	1,12.10 ⁻²	423.832	0,974	3,47.10 ⁻⁶	73,5	-325,1	1,047	0,799
1997-2017	esf	1,21.10 ⁵	5,72.10 ⁵	487.000	0,964	1,33.10 ¹	78,9	-301,7	1,043	0,795

^(a) modelo de ajuste, onde: gau = gaussiano, esf = esférico; ^(b) SQR = Soma dos Quadrados dos Resíduos; ^(c) ADE = Avaliador da Dependência Espacial. Fonte: Elaborado pelos autores.

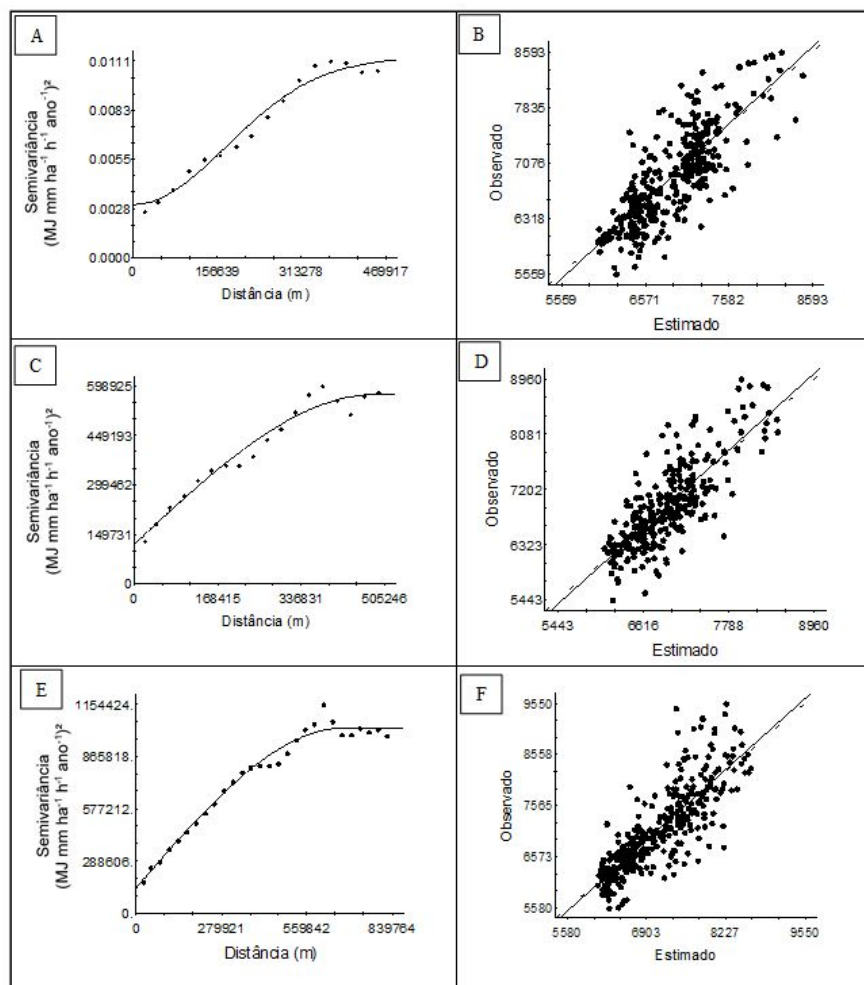


Figura 10 – Semivariogramas ajustados e variações cruzadas das krigagens anuais (MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹) para os períodos de 1987-2007, 1997-2017 e para o autor Sant'anna Neto. Legenda: A e B – 1987-2007; C e D – 1997-2017; E e F – 1971-1993 (Sant'anna Neto). Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise geostatística das erosividades anuais também apresentou ótimos ajustes, com valores de R^2 iguais a 0,974 (1987-2007) e 0,964 (1997-2017) e, para os dados de Sant'anna Neto (2011), R^2 obtido foi de 0,979.

A dependência espacial, de acordo com os valores de ADE, foi classificada como moderada (73,5%) para o período de 1987-2007 – porém muito próximo ao valor de transição para altamente dependente (75%), enquanto para 1997-2017 as variáveis foram classificadas como altamente dependentes, assim como as variáveis do trabalho de Sant'anna Neto (2011).

Os valores de alcance observados foram de 423.832 m, encontrado para o período de 1987-2007 e de 487.000 m para 1997-2017.

Com relação à análise do período de Sant'anna Neto (2011), de 1971-1993, o alcance

encontrado foi de 682.000 m.

Os coeficientes da validação cruzada (Tabela 5) apresentaram valores superiores a 0,7 o que, assinala correlação positiva forte, ou seja, assim como nos valores mensais, denotam eficiência considerável dos ajustes.

Finalmente, os coeficientes de regressão (B) obtidos pertencem ao intervalo de 1,043 a 1,047, entre 1987 e 2017, e para Sant'anna Neto (2011) o B encontrado foi de 1,036 (1971-1993).

A partir das análises semivariográficas e considerando o bom desempenho destas, foram gerados os mapas a partir da krigagem ordinária. Nas figuras 11 e 12 são ilustrados os mapas dos valores estimados de erosividade mensal para os dois períodos analisados, juntamente com a classificação proposta por Carvalho (1994).

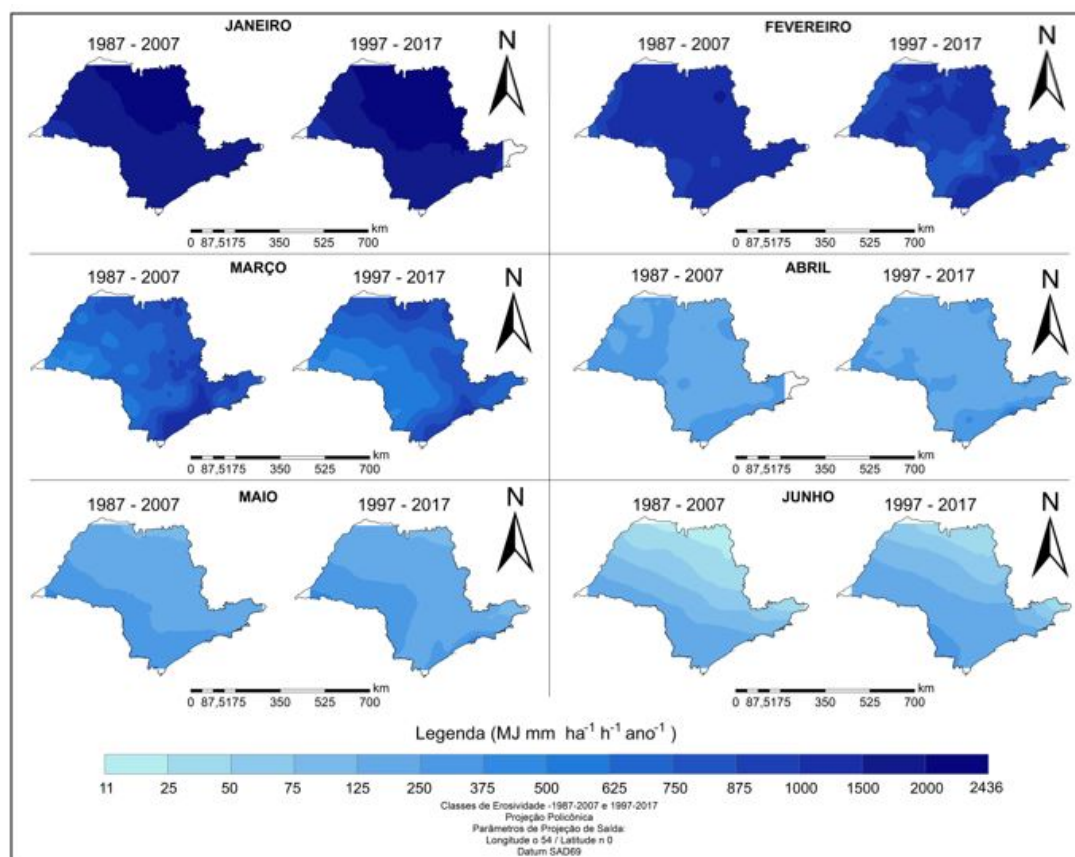


Figura 11 – Mapas de krigagem da distribuição da erosividade no estado de São Paulo de janeiro a junho. Fonte: Elaborado pelos autores.

Vieira & Lombardi Neto (1995), em seu estudo sobre a erosividade da chuva no estado de São Paulo, separaram os meses do ano de acordo com seu regime pluviométrico, possuindo dois períodos: período das águas – de outubro a março – e período das secas – de abril a setembro.

Nos mapeamentos das erosividades mensais (Figuras 11 e 12), é possível observar a concentração do maior potencial erosivo nos meses de

janeiro, fevereiro e dezembro, inseridos no período das águas, o qual é caracterizado por elevados índices pluviométricos e chuvas torrenciais. Em janeiro (Figura 11), nota-se valores máximos superiores a $2.322 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ e mínimos entre 817 e $925 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$. O menor potencial erosivo é observado nos meses de junho (Figura 11), julho e agosto (Figura 12), marcados por um período mais seco, com menores

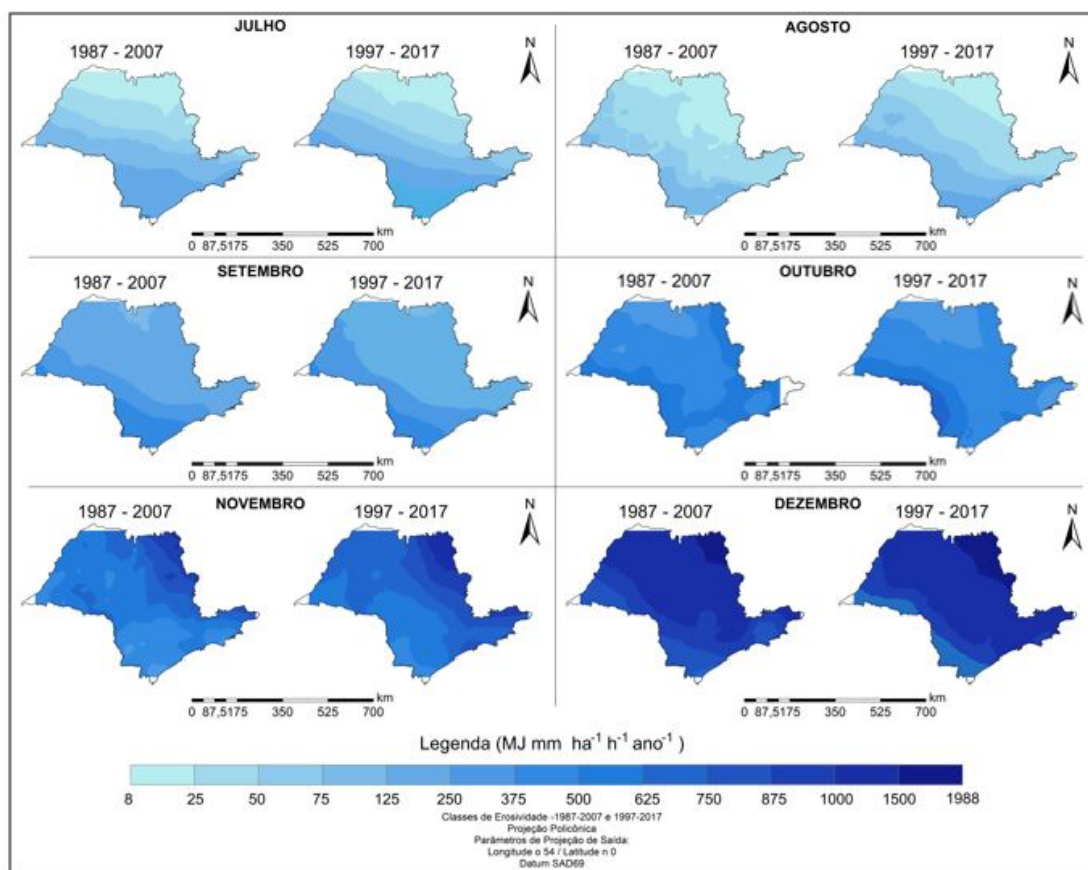


Figura 12 – Mapas de krigagem da distribuição da erosividade no estado de São Paulo de julho a dezembro.

Fonte: Elaborado pelos autores.

concentrações de chuvas.

Observa-se também, nos mapas de junho (Figura 11), julho e agosto (Figura 12) que as regiões com os menores valores nos meses mais secos – de 8 a 25 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ – apresentam valores máximos no período chuvoso, nos meses de janeiro (Figura 12) e dezembro (Figura 12) – de 1.500 a 2.436 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, assim como também foi constatado por Vieira & Lombardi Neto (1995).

É possível perceber a formação de “ilhas” de concentração de valores de erosividade em meses onde ocorre a transição entre o período das secas e o período das águas, como ilustrado nos mapas de março e abril (Figura 11) e outubro e novembro (Figura 12). Em contrapartida, nota-se certo paralelismo das isolinhas quando o clima nas estações já está mais consolidado, conforme os mapas dos meses de janeiro, junho (Figura 11), julho e dezembro (Figura 12). Nos meses de janeiro e dezembro (Figuras 11 e 12), o paralelismo é caracterizado pela erosividade crescente na direção norte, enquanto nos meses de junho e julho é caracterizado pela erosividade crescente na direção sul.

Essas ocorrências relacionam-se à circulação geral da atmosfera, de zonas de alta pressão para zonas de baixa pressão, onde há variação da

dinâmica da circulação das massas de ar e formação de frentes, frias ou quentes. Vieira & Lombardi Neto (1995) e Silva et al. (2010) também observaram paralelismo em seus mapas de erosividade, na mesma época do ano, no estado de São Paulo e Espírito Santo, respectivamente.

Pode-se observar na figura 11 que, nos períodos mais secos do ano (julho – agosto), os maiores valores de erosividade são encontrados nas regiões serranas, caracterizadas por cotas altimétricas mais elevadas e pela ocorrência de orografia, a qual individualiza as características climáticas destas áreas, marcadas por estações secas de curta duração e chuva praticamente o ano todo.

A fim de auxiliar a análise evolutiva do potencial erosivo, foi realizada a quantificação das áreas para cada região classificada, conforme apresentado nas tabelas 6, 7, 8 e 9.

Pela análise dos mapas de classificação (Figuras 11 e 12) juntamente às tabelas de quantificação de área (Tabelas 6, 7, 8 e 9), é possível verificar a variação temporal da erosividade mensal entre os períodos. De forma geral, observa-se o aumento dos valores de erosividade muito alta nos períodos mais chuvosos, assim como sua área de abrangência, entre os meses de dezembro e fevereiro.

Tabela 6 – Quantificação de áreas por classe de erosividade mensal – Janeiro a Março.

Classe	Intervalos (MJ mm h ⁻¹ ha ⁻¹ ano ⁻¹)	Áreas (km ²)					
		Janeiro		Fevereiro		Março	
		87-2007	97-2017	87-2007	97-2017	87-2007	97-2017
Muito Baixa	0 < R < 250	-	-	-	-	-	-
Baixa	250 < R < 500	-	-	-	-	9.431,9	18.882,6
Média	500 < R < 750	-	-	-	2.529,1	114.281,3	140.717,3
Alta	750 < R < 1000	-	-	27525,7	153.937,40	103.375,40	83.976,60
Muito Alta	R < 1000	93.190,50	127.100,50	221.920,70	87.922,70	13.244,00	596,30

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 7 – Quantificação de áreas por classe de erosividade mensal – abril a junho.

Classe	Intervalos (MJ mm h ⁻¹ ha ⁻¹ ano ⁻¹)	Áreas (km ²)					
		Abril		Maio		Junho	
		87-2007	97-2017	87-2007	97-2017	87-2007	97-2017
Muito Baixa	0 < R < 250	151.350,70	186.790,40	166.710,50	176.007,6	244.471,20	233.536,4
Baixa	250 < R < 500	88.726,20	57.584,40	77.918,40	68.373,30	61,6	10.623,80
Média	500 < R < 750	-	-	-	-	-	-
Alta	750 < R < 1000	-	-	-	-	-	-
Muito Alta	R < 1000	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 8 – Quantificação de áreas por classe de erosividade mensal – julho a setembro.

Classe	Intervalos (MJ mm h ⁻¹ ha ⁻¹ ano ⁻¹)	Áreas (km ²)					
		Julho		Agosto		Setembro	
		87-2007	97-2017	87-2007	97-2017	87-2007	97-2017
Muito Baixa	0 < R < 250	243.941,80	221.688,70	243.501,00	244.429,80	216.698,20	225.313,30
Baixa	250 < R < 500	6,2	22602,6	-	-	27870,8	19219,2
Média	500 < R < 750	-	-	-	-	-	-
Alta	750 < R < 1000	-	-	-	-	-	-
Muito Alta	R < 1000	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 9 – Quantificação de áreas por classe de erosividade mensal – outubro a dezembro.

Classe	Intervalos (MJ mm h ⁻¹ ha ⁻¹ ano ⁻¹)	Áreas (km ²)					
		Outubro		Novembro		Dezembro	
		87-2007	97-2017	87-2007	97-2017	87-2007	97-2017
Muito Baixa	0 < R < 250	-	-	-	-	-	-
Baixa	250 < R < 500	162.541,20	196.460,10	56.086,20	11.207,90	-	-
Média	500 < R < 750	77.719,80	47.869,70	149.903,50	166.193,10	1.272,00	617,50
Alta	750 < R < 1000	-	-	32.522,60	55.664,80	93.506,30	64.670,80
Muito Alta	R < 1000	-	-	1.014,90	11.433,70	149.874,10	179.320,20

Fonte: Elaborado pelos autores.

O potencial erosivo no mês de janeiro do período 1987-2007 (Figura 11), por exemplo, apresentou máximo de 2.375 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, com erosividades acima de 2.000 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ ocupando a área de 69.496,7 km², enquanto no período de 1997-2017, o mesmo mês apresentou potencial erosivo da ordem de 2.430 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ e erosividade superior a 2.000 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ abrangendo um total de área igual a 107.215,3 km².

Já no período mais seco, entre os meses de

julho e agosto (Figura 12) – onde ocorreu o valor mínimo encontrado – houve redução da área de abrangência dos índices classificados como muito baixos e aumento das áreas de erosividade baixa. O potencial erosivo no mês de julho do período 1987-2007 (Figura 12), por exemplo, demonstrou erosividades abaixo de 250 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ ocupando a área de 243.947,80 km², enquanto no período de 1997-2017 abrangeu um total de área igual a 221.688,70 km². Em contrapartida, o potencial erosivo baixo passou de 6,2 km² de área

de abrangência para 22.602,60 km².

Outro fato a se observar nos meses onde ocorre a transição entre as estações é a presença de maiores quantidades de classes de erosividade. No mês de novembro (Figura 12), um dos meses iniciais do período das águas por exemplo, há o aparecimento de quatro classes de erosividade: baixa, média, alta e muito alta. O mesmo ocorre no mês de março, que encerra este mesmo período (Figura 8).

Segundo Mendonça & Danni-Oliveira (2011), a passagem das frentes sobre uma determinada região é acompanhada por instabilidade atmosférica, alternância de tipos de tempos climáticos e ocorrência de precipitações. Desta forma, são elas que marcam o dinamismo da atmosfera dessas zonas do globo e caracterizam a sucessão dos tipos de tempo, pois se formam sobre áreas nas quais as massas de ar que se encontram

apresentam consideráveis contrastes térmicos.

Na figura 11 é possível notar o predomínio de áreas de erosividades muito altas nos meses de janeiro e fevereiro, ocupando toda a área do estado. Em dezembro (Figura 12), também há predomínio de índices muito altos, porém estes ocupam de 61,0 a 73,3% da área total do estado. As médias erosividades predominam no mês de novembro (Figura 12), estendendo-se por aproximadamente 65,0% do estado. Já nos meses de abril a setembro, o predomínio é de índices muito baixos, abrangendo entre 66,0 a 99,9% da área (Figuras 11 e 12).

A figura 13 mostra os mapas de krigagem com os valores estimados de erosividade anual dos intervalos 1987-2007 e 1997-2017 e o referente ao realizado por Sant'anna Neto (2011) juntamente com a classificação proposta por Carvalho (1994).

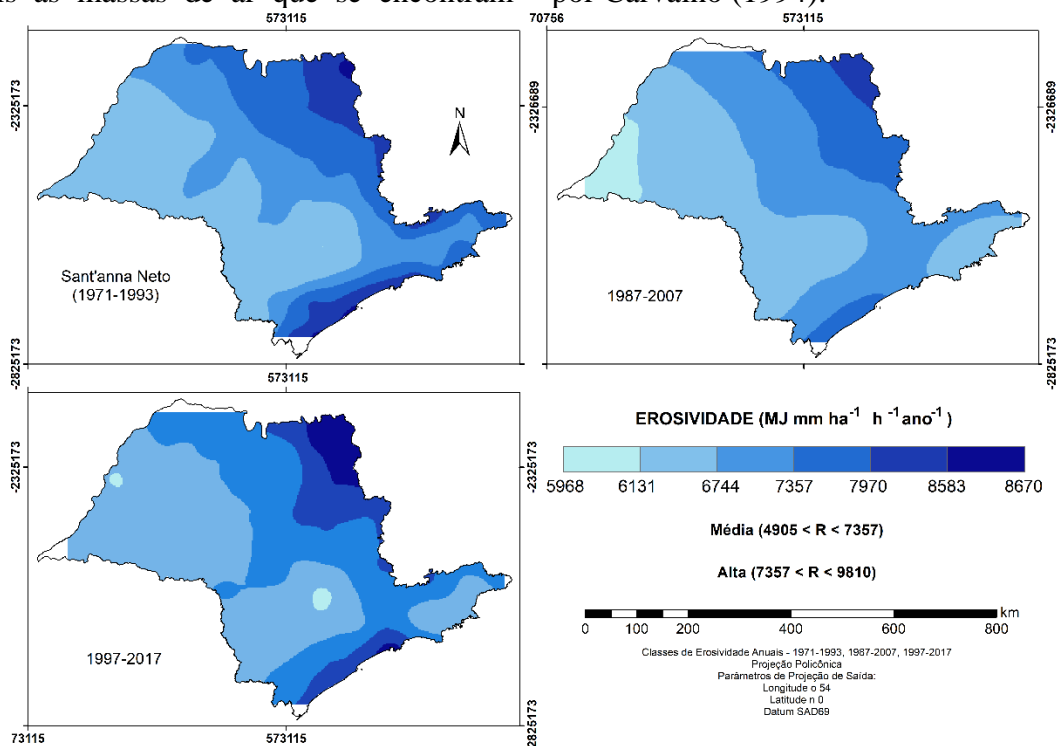


Figura 3 – Mapas de krigagem da distribuição da erosividade no estado de São Paulo para os períodos de 1971-1993, 1987-2007 e 1997-2017. Fonte: Elaborado pelos autores.

De modo geral, pela análise inicial dos mapas da figura 13, foi verificada a existência de tendência de aumento da erosividade no sentido sul-norte. Essa tendência também pode ser observada nos mapas dos meses chuvosos (Figuras 11 e 12). Além disso, nota-se que o estado de São Paulo possui erosividades anuais classificadas como média e alta, com maiores valores médios no litoral no estado. Vieira & Lombardi Neto (1995) pela semelhança de distribuição entre os mapas mensais do intervalo chuvoso e os mapas anuais, concluíram que a variabilidade espacial

da erosividade correspondente a este período define o comportamento da erosividade anual.

Com relação ao potencial erosivo anual no estado de São Paulo, de 1987 a 2007, o potencial erosivo ficou entre 5.968 e 8.420 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, enquanto de 1997 a 2017, os valores de erosividade anual demonstraram aumento, ficando inseridos no intervalo entre 6.019 e 8.540 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹. No estudo realizado por Sant'anna Neto (2011), abrangendo os anos de 1971 a 1993, os valores de erosividade anual situaram-se entre 6.059 e 8.699 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹.

Na figura 13, nota-se que os maiores valores de erosividade nos mapas estão concentrados nas regiões litorâneas e de serra, enquanto os menores valores estão nas áreas de planaltos ou logo após as serras, no sentido leste-oeste, onde ocorre o chamado “efeito de sombra”, que caracteriza a ausência ou redução de chuvas em regiões envoltas por montanha devido ao efeito orográfico.

A diferença constatada entre o potencial erosivo estimado no litoral e no restante do estado, assim como seu valor destoante e superior a $8.500 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$, podem ser resultado do aquecimento diferenciado entre continente e oceano, assim como citou Waltrick et al. (2015).

Genericamente, pela análise temporal dos

CONCLUSÕES

A partir dos resultados obtidos, verificou-se que, mensalmente, nas estações caracterizadas por altos índices pluviométricos (primavera e verão) os valores de EI_{30} foram maiores e com classificações entre média e alta, enquanto nos meses mais secos, os índices situaram-se entre as classificações muito baixa e baixa (outono e inverno). Anualmente, predominam as erosividades média e alta no estado de São Paulo. Como o estado está localizado em região tropical, suas características climáticas foram evidenciadas pela distribuição espacial da erosividade.

Por intermédio da geoestatística, foi possível analisar a dependência espacial da erosividade da chuva, com estimativas confiáveis e avaliadores de dependência espacial elevados, denotando a forte dependência espacial das variáveis. Isto enfatizou sua boa performance, quando utilizada para avaliação da dependência espacial do potencial erosivo da chuva e a elaboração de mapas de erosividade. Os semivariogramas apresentaram bons ajustes e os valores encontrados para os coeficientes de determinação espacial, de correlação e regressão também foram altos, o que confirma o bom desempenho da geoestatística ao estudo. Todos os períodos estudados denotaram dependência espacial com apreciáveis ajustes, o que possibilitou o mapeamento da sua variabilidade espacial.

A estimativa dos índices de erosividade mensais e anuais para o estado de São Paulo, para os períodos estudados, permitiu sua avaliação espacial e temporal. Anualmente os mapas permitiram notar que a distribuição do potencial erosivo sofreu alterações. Estas podem ter ocorrido devido a oscilações climáticas de ordem global, as quais influenciam nos regimes pluviométricos,

mapas, ficou demonstrado haver diferença entre os períodos. Houve evolução dos potenciais erosivos classificados como médios em detrimento dos potenciais com classificação alta.

Tais observações realizadas até o momento indicam haver importante variabilidade espacial da erosividade das chuvas, mas, principalmente indicam haver uma evolução temporal ao longo do intervalo estudado, muito possivelmente em função da dinâmica climática, altamente influenciada pelas ações antrópicas que, de certa forma, vem proporcionando pequenas mudanças climáticas e nas características das chuvas, a nível regional e global, intervindo no valor da erosividade.

distribuição das chuvas, nas médias e totais precipitados mensais e anuais e, conseqüentemente, nos valores da erosividade.

Os resultados apresentados no presente trabalho, para o período de 1997-2017, representam as estimativas mais recentes disponíveis para todo o estado de SP (com base em dados de 21 anos contínuos) podendo ser amplamente utilizado nos modelos preditivos de perda de solos como por exemplo a EUPS. Além disto, a espacialização da erosividade média anual possibilita a identificação de áreas onde os índices pluviométricos são elevados por quase todo ano no estado e, desta forma, pode auxiliar práticas de uso e conservação do solo locais e planejamento do controle da erosão hídrica.

Quanto à análise comparativa com o realizado por Sant’anna Neto (2011), os valores de EI_{30} obtidos nos períodos mais recentes de 1987-2007 e 1997-2017, foram menores.

É importante salientar que, não somente a espacialização dos índices de erosividade determinam a ocorrência e magnitude de processos erosivos. Porém, trata-se de importantes índices potenciais de erosão, que podem apoiar projetos de planejamento ambiental, como diagnósticos de vulnerabilidade e fragilidade ambientais, permitindo, assim, e gerenciamento de grandes problemas ambientais causados pela erosão hídrica, como a degradação dos solos, contaminação dos recursos hídricos, perda de produtividade agrícola e assoreamento dos reservatórios. Além disto, devido aos bons resultados obtidos no estudo, pode-se aplicar a metodologia para outros estudos com características semelhantes às do presente trabalho.

REFERÊNCIAS

- AB'SÁBER, A. N. **São Paulo: Ensaios Entreveros**. São Paulo: EdUSP: Imprensa Oficial do Estado de São Paulo, 518 p., 2004.
- AKKALA, A.; DEVABHAKTUNI, V.; KUMAR, A. Interpolation techniques and associated software for environmental data. **Environ. Progress Sust. Energy**, v. 29, p. 134-141, 2010.
- ALMEIDA, A.; SOUZA, R.M.S.; LOUREIRO, D.C.; PEREIRA, D.R.; CRUZ, M.A.; VIEIRA, J.S. Modelagem da dependência espacial do índice de erosividade das chuvas no semiárido brasileiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 52, p. 371-379, 2017.
- ALMEIDA, C.O.S. **Erosividade das chuvas no estado de Mato Grosso**. Brasília. 98 p., 2009. Dissertação (Mestrado em Ciências Agrárias), Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília.
- ANA - Agência Nacional de Águas. Práticas mecânicas de conservação de água e solo. 2015. Disp. em: <https://capacitacao.ead.unesp.br/dspace/bitstream/ana/62/2/Unidade_1.pdf>. Acesso em: 20 de agosto de 2019.
- ANGELO, J. & GHOBRI, C. **Estudos sobre a ocupação e uso do solo agrícola no estado de São Paulo, período de 1990 a 2015**. In: Instituto de Economia Agrícola (IEA). Disp. em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/VerTexto.php?codTexto=14314> Acesso em: 16 setembro 2019.
- ANGULO-MARTÍNEZ, M.; LÓPEZ-VICENTE, M.; VICENTE-SERRANO, S. Mapping rainfall erosivity at a regional scale: a comparison of interpolation methods in the Ebro Basin (NE Spain). **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 13, p. 1907-1920, 2009.
- AQUINO, R.F. **Padrões de chuva e variabilidade da erosividade para o Sul de Minas Gerais**. Lavras. 2005. 95p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Lavras.
- BACK, A.J. & POLETO, C. Avaliação temporal do potencial erosivo das chuvas de Florianópolis – SC. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 21, p. 264-283, 2017.
- BERTONI, J. & LOMBARDI NETO, F. **Conservação do solo**. 9ed. São Paulo: Ícone, 2014. 355 p.
- BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F.; BENATTI JR., R. **Equação de perdas de solo**. Instituto AGRONÔMICO, CAMPINAS, SP, BOLETIM TÉCNICO, 21, 1975, 25 P.
- BUYTAERT, W.; CÉLLERI, R.; DE BIÈVRE, B.; CISNEROS, F.; WYSEURE, G.; DECKERS, J.; HOFSTEDÉ, R. Impacto humano na hidrologia dos páramos andinos. **Earth-Science Reviews**, v. 79, n. 1-2, p. 53-72, 2006.
- CAMARA, M. & CALDARELLI, C. Dilemas Ambientais e Fronteiras do Conhecimento I. **Estudos Avançados**, v. 30, p. 7-9, 2016.
- CARVALHO, N. Erosão Crescente na Bacia do São Francisco. **Revista Brasileira de Engenharia**. Caderno de Recursos Hídricos. v. 13, p. 5-19, 1994.
- COSTA, C.E.A. S. & BLANCO, C.J.C. Influência da variabilidade climática sobre a erosividade em Belém (PA). **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 33, p. 509-520, 2018.
- CRESSIE, N.A.C. **Statistics for spatial data**. New York, John Wiley e Sons, 1991, 920 p.
- DAEE – Departamento de Águas e Energia Elétrica. **Banco de Dados Hidrológicos, 2019**. Disp. em: <http://www.hidrologia.daee.sp.gov.br/> Acesso em: outubro de 2018.
- DIYABALANAGE, S.; SAMARAKOON, K.K.; ADIKARI, S.B.; HEWAWASAM, T. Impact of soil and water conservation measures on soil erosion rate and sediment yields in a tropical watershed in the Central Highlands of Sri Lanka. **Applied Geography**, v. 79, p. 103-114, 2017.
- ESRI. **Arcgis explorer website**. <http://www.esri.com/software/arcgis/explorer/index.html>, 2017.
- FARIA, G.A. **Uso de um sistema de informação geográfica para análise geostatística em solos**. Lavras. 2013. 113 p. Dissertação (Mestrado em Estatística Experimental), Universidade Federal de Lavras.
- FERREIRA, I.O.; SANTOS, G.R.; RODRIGUES, D. D. Estudo sobre a utilização adequada da Krigagem na representação computacional de Superfícies Batimétricas. **Revista Brasileira de Cartografia**, v. 65, p. 831-842, 2012.
- FLANAGAN, D.C.; ASCOUGH, II, J.; NIEBER, J.L.; MISRA, D. **Advances in Soil Erosion Research: Processes, Measurement and Modeling**. American Society of Agricultural and Biological Engineers, v. 56, p. 455-463, 2013.
- FOURNIER, F. **Climat et érosion - la relation entre l'érosion du sol par l'eau et les précipitations atmosphériques**. Paris: Press Universitaires de France. 1960. 201 p.
- GARDIMAN JUNIOR, B.; MAGALHÃES, I.A.L.; FREITAS, C. A. A.; CECÍLIO, R.A. Análise de técnicas de interpolação para espacialização da precipitação pluvial na bacia do rio Itapemirim (ES). **Revista Ambientia**, v. 8, p. 61-71, 2012.
- GIOVANINI JÚNIOR, N. **Análise e aplicação de metodologias de predição de processos erosivos utilizando SIG na bacia hidrográfica do Córrego do Engano, Nova Canaã Paulista-SP**. Ilha Solteira, 2019. 145 p. Dissertação (Mestrado), Universidade Estadual Paulista - Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira.
- GUIRRA, A. & SANTOS, C.A. Uso de geoestatística na correlação entre graus de vulnerabilidade e fragilidade ambientais associados à intensidade pluviométrica e erosividade das chuvas em parte da região sudeste e centro-sul mato-grossense. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA FÍSICA APLICADA. I CONGRESSO NACIONAL DA FÍSICA, Campinas, 2017. **Anais...** Campinas: Instituto de Geociências, v. 1, 2017.
- HUDSON, N. **Soil conservation**. New York: Cornell University Press, 1977. 320p.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Cidades e Estados, 2019. Disp. em: <https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados/sp.html>? Acesso em: 15 setembro 2019.
- ISAAKS, E.H. & SRIVASTAVA, M.R. **Applied geostatistics**. Nova York. Imprensa da Universidade de Oxford. 1989. 561 p.
- KODAMA, Y. Características comuns em grande escala das zonas subtropicais de precipitação (a zona frontal de Baiu, o SPCZ e o SACZ) Parte I: Características das zonas frontais subtropicais. **Jornal da Sociedade Meteorológica do Japão**. Ser. II 70.4, p. 813-836, 1992.
- LANDIM, P. Sobre Geoestatística e Mapas. **Terra Didática**, v. 2, p. 19-33, 2006.
- LEE, J.-H. & HEO, J.-H. Evaluation of estimation methods for rainfall erosivity based on annual precipitation in Korea. **Journal of Hydrology**, v. 409, p. 30-48, 2011.
- LEPRUN, J. **A erosão, a conservação e o manejo do solo no Nordeste Brasileiro**. Recife: SUDENE-ORSTOM. 1981, 104 p.
- LOMBARDI NETO, F. & MOLDENHAUER, W.C. **Erosividade da chuva: sua distribuição e relação com as perdas de solo em Campinas (SP)**. Bragantia, Campinas, v. 51, p.189-196, 1992.
- LUNDGREN, W. J.C., SILVA, J.A.A.; FERREIRA, R.L.C. A precisão da estimativa do erro da krigagem pela validação cruzada. **Floresta e Ambiente**, v. 24, p. 1-12, 2017.
- MELLO, C.; VIOLA, M.R.; CURTI, N.; SILVA, A.M. 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.
- MELLO, C.; VIOLA, M.R.; OWENS, P.R.; MELLO, J.M.; 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.

- Mello, C.D.; Lima, J.M.; Silva, A.M.; Mello, J.M.; Oliveira, M.S. Krigagem e inverso do quadrado da distância para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p.9 25-933, 2003.
- MELLO, C.R.; SÁ, M. A.C.; CURI, N., MELLO, J.M.; VIOLA, M.R.; SILVA, A.M. S. Erosividade mensal e anual da chuva no Estado de Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 42, 2007.
- MENDONÇA, F. & DANNI-OLIVEIRA, I. **ClimAtoloGia – Noções básicas e climas do Brasil**. Oficina de Textos, São Paulo, 2011. 198 P.
- MEUSBURGER, K.; STEEL, A.; PANAGOS, P.; MONTANARELLA, L.; ALEWELL, C. Variabilidade espacial e temporal do fator de erosividade da chuva para a Suíça. *Hydrology and Earth System Sciences*, n. 16, v. 1, p. 167-177, 2012.
- MONTEBELLER, C.; CEDDIA, M.B.; CARVALHO, D.F.; 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.
- MORAIS, L.F.B.; SILVA, V.; NASCHENVENG, T.M.C.; HARDOIN, P.C.; ALMEIDA, J.E.L.; WEBER, O.L.S.; BOEL, E.; DURIGON, V. Índice EI30 e sua relação com o coeficiente de chuva no Sudoeste do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, v. 15, p. 339-344, 1991.
- MORGAN. R.P.C. A simple approach to soil loss prediction: a revised Morgan-Morgan-Sinney model. **CATENA**, v. 44, p. 305-322, 2005.
- NAGEL, P.L. **Fator erosividade da chuva-enxurrada correlacionado com a erosão e erodibilidade em um Argissolo Vermelho de Aquidauana (MS)**. Ilha Solteira, 2016. 77 p. Tese (Doutorado em Agronomia), Universidade Estadual Paulista - Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira,
- NEARING, M.A.; YIN, S -Q.; BORRELLI, P.; POLYAKOV, V. O. Rainfall erosivity: An historical review. **Catena**, v. 157, p. 357-362, 2017.
- NETTO, C.F.; VIRGENS FILHO, J.S.; NEVES, G.L. Análise da Erosividade da Chuva no Estado do Paraná e Cenários Futuros Impactados por Mudanças Climáticas Globais. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 22, p. 404-422, 2018.
- OLIVEIRA, F.; DOS SANTOS, R.E.; ARAÚJO, R. Processos erosivos: dinâmica, agentes causadores e fatores condicionantes. **Revista Brasileira de Iniciação Científica (RBIC)**, v. 5, p. 60-83, 2018.
- OLIVEIRA, P.T.S.; RODRIGUES, D.B.B.; SOBRINHO, T.A.; CARVALHO, D.F.; PANACHUKI, E. Spatial variability of the rainfall erosive potential in the State of Mato Grosso do Sul, Brazil. **Engenharia Agrícola**, v. 32, p. 69-79, 2012.
- OLIVEIRA, P.T.S.; SOBRINHO, T.A.; RODRIGUES, D.B.B.; PANACHUKI, E. Erosion Risk Mapping Applied to Environmental Zoning. **Water Resources Management**, v. 25, p. 1021-1036, 2011.
- PANAGOS, P.; BORRELI, P.; MEUSBURGER, K.; YU, B., KLIK, A.; LIM, K. J.; YANG, J. E.; NI, Y. J., MIAO, C. M., CHATTOPADHYAY, N., SADEGHI, S.H.; HAZBAVI, Z.; ZABIHI, M.; LARIONOV, G.A.; KRASNOV, S.F.; GOROBETS, A.G.; LEVI, Y.; ERPUL, G.; BIRKEL, C.; HOYOS, N.; NAIPAL, V.; OLIVEIRA, P.T.S.; BONILLA, C.A.; MEDDI, M.; NEL, W.; DASHTI, A.; BONI, M.; DIODATO, N.; OOST, K.V.; NEARING, M.; BALLABIO, C. Global rainfall erosivity assessment based on high-temporal resolution rainfall records, **Nature-Scientific Reports**, v. 7, Article number: 4175, p. 1-13, 2017.
- PEÑALVA BAZZANO, M.; ELTZ, F.; CASSOL, E. Erosividade e características hidrológicas das chuvas de Rio Grande (RS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 34, p. 235- 244, 2010.
- PERIN, E.; VIANNA, L.F.N.; MASSIGNM, W. S.; PANDOLFO, C. Interpolação das variáveis climáticas temperatura do ar e precipitação: revisão dos métodos mais eficientes. **Geografia**, v. 40, p. 269-289, 2015.
- PIMENTEL-GOMES, F. & GARCIA, C.H. **Estatística aplicada a experimentos agrônomicos e florestais: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos**. Piracicaba: Fealq, 2002. 309 p.
- REBOITA, M. S.; GAN, M.A.; ROCHA, R.P.; AMBRIZZI, T. Regimes de precipitação na América do Sul: uma revisão bibliográfica. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, p. 185-204, 2010.
- RENARD, K.G. & FREIMUND, J.R. Using monthly precipitation data to estimate the R-factor in the revised USLE. **Journal of Hydrology**, v. 174, p. 287- 306, 1994.
- RENARD, K.G.; FOSTER, G.A.; McCOOL, D.K.; YODER, D.C. **Predicting soil erosion by water: A guide to conservation planning with the Revised Universal Soil Loss Equation (RUSLE)**. Washington: USDA Agriculture Handbook, n. 703, 1997, 404 p.
- ROBERTSON, G.P. GS+: geostatistics for the environmental sciences (version 5.1 for windows). Gamma Design Software, 1998, 152 p.
- ROLIM, G.; CAMARGO, M.B.; LANIA, D.; MORAES, J. Classificação Climática de Köppen e de Thornthwaite e sua aplicabilidade na Determinação de Zonas Agroclimáticas para o Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v. 66, p. 711-720, 2007.
- RUFINO, R. L.; BISCAIA, R.C. M.; MERTEN, G.H. Determinação do potencial erosivo da chuva do estado do Paraná, através de pluviometria: terceira aproximação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 17, p. 439-444, 1993.
- SANT'ANNA NETO, J.L. Decálogo da climatologia do sudeste brasileiro. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 1, 2005.
- SANT'ANNA NETO, J.L. A erosividade das chuvas no estado de São Paulo. **Revista do Departamento de Geografia (USP)**, v. 9, p. 35-49, 2011.
- SANTOS, G.; GRIEBELER, N.; OLIVEIRA, L., Chuvas intensas relacionadas à erosão hídrica. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, p. 115-123, 2010.
- SCHMIDT, S.; ALEWELL, C.; PANAGOS, P.; MEUSBURGER, K. Regionalization of monthly rainfall erosivity patterns ins Switzerland. **Hifrology and Earth System Sciences**, v. 20, p. 4359-4373, 2016.
- 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 EI30 index and preparation of erosivity maps for Pulau Penang in Peninsular Malaysia. **Catena**, v. 72, p. 423-432, 2007.
- SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. Um teste de análise de variância para normalidade (amostras completas). **Biometrika**, v. 52, n. 3/4, p. 591-611,1965.
- SILVA, A.M. Aplicações de técnicas de geoprocessamento no estudo das relações entre os processos erosivos e sedimentológicos de bacia hidrográfica. São Carlos, 1999. 249 p. Tese (Doutorado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo.
- SILVA, K.R.; CECILIO, R.A.; XAVIER, A.C.; PEZZOPANE, J.R.M.; GARCIA, G.O. Interpolação Espacial da Precipitação no Estado do Espírito Santo. **Floresta e Ambiente**, v. 18, p. 417-427, 2011.
- SILVA, S.A.; SOUZA, G.S.; OLIVEIRA, R.; LIMA, J. Variabilidade espacial do potencial erosivo das chuvas para o Estado do Espírito Santo, Brasil. **Irriga**, v. 15, p. 312-323, 2010.
- STATSOFT, INC. **Statistica (data analysis software system)**, version 7. 2007. Disp. em: www.statsoft.com
- TRINDADE, A.L.; OLIVEIRA, P.T.S.; ANACHE, J.A.A.; WENDLAND, E. Variabilidade espacial da erosividade das chuvas no Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 51, p. 1918-1928, 2016.
- VIEIRA, S.R. & LOMBARDI NETO, F. Variabilidade Espacial do Potencial de Erosão das Chuvas do Estado de São Paulo. **Bragantia**, v. 54, p. 405-412, 1995.

- VIOLA, M.R.; AVANZI, J.C.; MELLO, C.R.D.; LIMA, S.D.O.; ALVES, M.V.G. Distribuição e potencial erosivo das chuvas no Estado do Tocantins. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 49, p. 125-135, 2014.
- WALTRICK, P.C.; MACHADO, M.A.M.; DIECKOW, J.; OLIVEIRA, D. Estimativas da erosividade de chuvas no estado do Paraná pelo método da pluviometria: Atualização com dados de 1986 a 2008. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 39, p. 256-267, 2015.
- WEILL, M.A.M. & PIRES NETO, A.G. **Erosão e assoreamento**. In: SANTOS, R.F. (Org.). 2007 **Brasília: MMA**, p. 39-58, 2007.
- YAMAMOTO, J.K. & LANDIM, P.M.B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. São Paulo: Oficina de textos, 2013, 216 p.
- ZHANG, Y.-G.; NEARING, M.A.; ZHANG, X.-C.; XIE, Y.; WEI, H. Projected rainfall erosivity changes under climate change from multimodel and multiscenario projections in Northeast China. *Journal of Hydrology*, v. 384, p.97-106, 2010.
- ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. Botucatu, 200. 114 p. Tese (Livre-Docência) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrônomicas.

Submetido em 17 de novembro de 2020
Aceito para a publicação em 05 de novembro de 2021