

# USO DE MODELOS DE PULSOS RETANGULARES DE BARTLETT-LEWIS MODIFICADO PARA SIMULAÇÃO DE CHUVAS EROSIVAS

Álvaro José Back<sup>1</sup>, Cristiano Poletto<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (Epagri), Universidade do Extremo Sul Catarinense (Unesc), e-mail: [ajb@epagri.sc.gov.br](mailto:ajb@epagri.sc.gov.br); <sup>2</sup>Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Instituto de pesquisas Hidráulicas (IPH), e-mail: [cristiano.poletto@ufrgs.br](mailto:cristiano.poletto@ufrgs.br)

**Palavras-chave:** erosividade; precipitação; modelagem matemática

## Introdução

A modelagem hidrológica é uma ferramenta que cada vez mais vem sendo usada com objetivos de prever a magnitude das perdas de solo por erosão, avaliar os impactos das mudanças no uso do solo e de práticas conservacionistas nas perdas de solo por erosão hídrica (Amorim et al., 2010; Kinnell, 2010). Dentre estes modelos se destaca o uso da Equação Universal de Perda de Solos (USLE), que é um dos modelos mais utilizados no mundo (Bertoni e Lombardi Neto, 1990).

Dentre os fatores inclusos no modelo USLE está o fator erosividade da chuva (R) que, segundo Wischmeier e Smith (1978), é um índice numérico que expressa a capacidade da chuva esperada em dada localidade, de causar erosão em uma área sem proteção.

A estimativa do índice de erosividade da chuva de requer longas séries de dados pluviográficos. Cassol et al. (2008) afirmam que na determinação do erosividade da chuva deve-se usar de 20 a 30 anos de registros pluviográficos. Salton et al. (2013) citam a necessidade de estações com mais de 10 anos de registros de intensidade da chuva para estimativa do fator erosividade da chuva, ressaltando que tais estações são em número limitado no Brasil. Segundo Renard et al. (1997), devido a padrões cíclicos aparentes nos dados pluviométricos, os primeiros valores publicados para os índices de erosão da chuva foram baseados em registros de precipitação de estação de 22 anos. Estes autores afirmam ainda que registros mais longos são aconselháveis, especialmente quando o coeficiente de variação da precipitação anual é grande. Oliveira et al. (2012), analisando os trabalhos relacionados à erosividade no Brasil, identificaram apenas 35 trabalhos com a utilização de registros pluviográficos e, entre esses, somente 10 englobaram séries com período igual ou superior a 20 anos. Vários autores comentam da dificuldade de obter esses dados, tanto no Brasil como em outros países (Beskow et al. 2009, Mello et al., 2007). Para suplementar essa dificuldade várias equações foram propostas para estimar a erosividade média mensal. O método mais utilizado é conhecido como índice de Fournier (1956) modificado, baseado nas médias mensais e anual de precipitação, que podem ser obtidos com base nos registros de chuva realizados em pluviômetros. Esta

metodologia é frequentemente usada para estimar a erosividade anual e geração de mapas de erosividade, como realizado por Silva (2004), Oliveira et al. (2012), Mello et al. (2013) e Waltrick et al. (2015). No entanto esta metodologia permite apenas estimar os valores médios mensais de erosividade, e não pode ser aplicada para obtenção de uma série de erosividade da chuva.

As séries de dados pluviográficos existentes no Brasil geralmente são relativamente curtas e apresentam muitas falhas nos registros de dados. Oliveira et al. (2008) e Back (2009) relatam a dificuldade de obtenção de longas séries de dados de precipitação, principalmente de registros pluviográficos. Segundo Genneville e Boock (1983) e Dourado Neto et al. (2005), ao utilizar séries históricas reduzidas existem maiores chances de os resultados provenientes desses valores serem tendenciosos para uma determinada região.

A utilização da modelagem matemática para simulação de chuvas pode ser uma alternativa a ser utilizada para contornar esse problema, apresentando a vantagem de obtenção de longas séries de dados sem falhas, possibilitando a simulação do funcionamento de sistemas hidrológicos em diferentes cenários.

Existem vários modelos largamente usados para a simulação de chuvas diárias, no entanto, poucos trabalhos foram apresentados para testar modelos para chuvas de curta duração (Lima et al., 2005; Oliveira et al., 2005). Na estimativa da erosividade da chuva o modelo matemático deve simular a chuva em intervalos de curta duração, uma vez que os índices de erosividade são baseados em chuvas com duração de 30 minutos ou inferior.

Dentre os diversos modelos de simulação de chuva fundamentados na Teoria dos Processos Pontuais, encontram-se os de pulsos retangular, baseados nos agrupamentos de células de chuva. Segundo Rodriguez-Iturbe (1987) esses modelos representam o fenômeno da chuva para uma simples faixa de escalas temporais. Essa característica faz com que tais modelos sejam ferramentas úteis na maioria dos estudos hidrológicos, servindo para a avaliação e produção do escoamento superficial e predições de vazões dentre outras aplicações.

Os modelos de processos pontuais de precipitação como o modelo de pulsos retangulares de Neyman-Scott e o modelo

de pulsos retangulares descritos por Rodriguez-Iturbe (1987) representaram um grande avanço a respeito da modelagem de precipitação. Estes modelos consideram que as chuvas são formadas por células, unidades básicas de precipitação, cuja distribuição no tempo segue um processo estocástico definido. Rodriguez-Iturbe (1988) modificou o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis, permitindo que o parâmetro da distribuição exponencial da duração da célula varie de chuva para chuva de acordo com a distribuição gama. Com esta modificação o modelo foi também capaz de reproduzir a proporção de períodos secos em vários intervalos de tempo. O modelo modificado tem seis parâmetros sendo chamado de modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado.

Entekhabi et al. (1989) e Cowpertwait et al. (1996), Khaliq e Cunnane (1996) e estudaram diferentes formas de ajuste dos parâmetros para simulação da precipitação horária. Back et al. (1999) aplicaram o modelo de pulsos retangulares na geração de séries de chuva em intervalo horário. Damé et al. (2006) de posse dos dados pluviográficos de 1982 a 1998, da cidade de Pelotas no Rio Grande do Sul, para os seus estudos sobre a desagregação de precipitação diária para estimativa de curvas intensidade-duração-frequência, também utilizaram o modelo de simulação de chuva Bartlett-Lewis do Pulso Retangular Modificado, para verificar com o uso deste modelo se as chuvas simuladas preservam as características estatísticas históricas do processo de precipitação.

Back et al. (2011) avaliando séries simuladas com o modelo Bartlett-Lewis modificado observaram que os totais anuais de chuva simulada para todas os intervalos de duração analisada permanecem dentro do intervalo de confiança de 95 %. Também concluíram que o modelo de Bartlett-Lewis modificado possibilita a simulação de chuvas com intervalos de duração de até 5 minutos preservando as propriedades estatísticas da precipitação em vários níveis de agregação temporal. Por outro, Back e Uggioni (2010) avaliando o uso do modelo para as séries de precipitação simulada com duração inferior a 1 hora, observaram subestimativas superiores a 25% nas séries de máximas anuais da série simulada, evidenciando que o modelo ajustado não deve ser utilizado para estimativas de eventos extremos de chuva com duração inferior a uma hora.

Este trabalho tem como objetivo avaliar a utilização do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado na simulação de série de dados de chuva erosivas.

## Material e Métodos

Para a realização deste estudo foram utilizados os pluviogramas da estação meteorológica da Empresa de Pesquisa Agropecuária e de Extensão Rural de Santa Catarina (latitude 28,31° S e longitude 4,19° W, com altitude de 48,2 m). O clima dessa região, segundo a classificação climática de Koeppen, é do tipo Cfa (Mesotêmico, úmido e com verão quente), com precipitação total anual, variando de 1220 a 1660 mm, com o total anual de dias de chuva entre 98 e 150 dias.

Foi utilizada a série de pluviogramas do período de outubro de 1980 a dezembro de 2007. Com os arquivos digitalizados foram gerados arquivos secundários com dados discretizados em intervalo de 30 min., 15 min., 10 min. e 5 min.

Para a simulação das séries de chuva horária o modelo estocástico adotado foi o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado com seis parâmetros. A resolução

dos dados horários é da ordem de 0,1 mm, e, sempre que a precipitação observada num intervalo de tempo é menor que este valor, o intervalo é definido como seco. Para considerar a variação sazonal dos valores de precipitação, os parâmetros do modelo são estimados separadamente para cada mês.

Adotou-se o procedimento para o ajuste dos parâmetros descritos por Entekhabi et al. (1989) e por Cowpertwait et al. (1996) que consiste em minimizar a soma de quadrados dos desvios entre os valores observados e os valores estimados pelo modelo. Neste esquema os resíduos são normalizados pelos respectivos valores históricos. Assim considerando  $f_i \equiv f_i(\lambda, \alpha, \nu, k, \phi, \mu_k)$  como sendo uma função do modelo e  $f_o$  como sendo o valor amostral tomado de uma série histórica de valores, e supondo ainda  $m$  funções, a estimativa dos parâmetros pode ser feita minimizando a seguinte soma de quadrados:

$$S = \sum_{i=1}^m (1 - f_i / f_o)^2, \quad (1)$$

em que:  $f_i$  = função analítica definida pelo modelo;  $f_o$  = valor correspondente estimado dos dados observados;  $m$  = número de funções consideradas.

Para minimizar o somatório da função (1), foi utilizado o comando Solver da planilha eletrônica do Excel. Esse programa emprega a método quase-Newton para minimização de valores.

Foram utilizadas as funções representando a média de 1 h, a variância, o coeficiente de autocorrelação com retardo 1 e a proporção de períodos secos para os intervalos de 1, 6, 12 e 24 horas.

A média dos valores observados para cada intervalo de duração foi estimada pela função:

$$\mu_k(h) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n_k^{(h)}} Y_{i,j,k}^{(h)} / \left\{ n_k^{(h)} n \right\} \quad (2)$$

sendo:  $\mu_k(h)$  = média observada para o intervalo de tempo de  $h$  horas (mm);  $k$  = índice mensal do calendário ( $k=1$  para janeiro, 2 para fevereiro, etc...);  $Y_{i,j,k}^{(h)}$  = valor de precipitação total do  $j$ -ésimo intervalo do ano  $i$  para o mês  $k$ ;  $n_k^{(h)}$  = número total de intervalos de tempo de  $h$  horas no mês  $k$ ;  $n$  = número de anos de dados.

A variância do valor de precipitação será estimada pela função:

$$\gamma_k(h) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n_k^{(h)}} \left\{ Y_{i,j,k}^{(h)} - \mu_k(h) \right\}^2}{n_k^{(h)} n} \quad (3)$$

na qual:  $\gamma(h)$  = variância observada para o intervalo de tempo  $h$  horas ( $\text{mm}^2$ ).

A autocovariância com retardo 1 é estimada pela função:

$$\gamma_k(h,1) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n_k^{(h)}-1} \left\{ Y_{i,j,k}^{(h)} - \mu_k(h) \right\} \left\{ Y_{i,j+1,k}^{(h)} - \mu_k(h) \right\}}{(n_k^{(h)} - 1)n}, \quad (4)$$

na qual:  $\gamma_k(h,1)$  = autocovariância com retardo 1 ( $\text{mm}^2$ ).

O coeficiente de autocorrelação com retardo 1 é dado pela relação entre a autocovariância com retardo 1 e a variância, isto é:

$$\rho(h,1) = \frac{\gamma_k(h,1)}{\gamma_k(h)}, \quad (5)$$

na qual:  $\rho(h,1)$  = coeficiente de autocorrelação com retardo 1.

A proporção de intervalos secos é estimada pela razão entre o número de intervalos secos de h horas e o número total de intervalos de h horas no mês k, isto é:

$$\phi_d(h) = n_d(h) / n_k^{(h)}, \quad (6)$$

na qual:  $\phi_d$  é a proporção de intervalos de h horas de duração sem chuva e  $n_d$  é o número observado desses intervalos.

A expressão analítica do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis, que define a média dos valores de precipitação no intervalo de comprimento h horas é dada por:

$$E(Y_i^h) = \frac{\lambda h \nu \mu_x \mu_c}{\alpha - 1}, \quad (7)$$

na qual:  $E(Y^h)$  = média da precipitação no intervalo de h horas (mm);  $\lambda, \nu, \mu_x, \alpha, \phi, K$  são os parâmetros do modelo;

$$\mu_c = 1 + K/\phi; \quad (8)$$

h = intervalo de tempo (h).

A variância da precipitação é definida pela seguinte expressão:

$$\text{var}[Y_i^h] = 2A1 \left[ (\alpha-3)h\nu^{2-\alpha} - \nu^{3-\alpha} + (\nu+h)^{3-\alpha} \right] - 2A2 \left[ (\alpha-3)\phi h\nu^{2-\alpha} - \nu^{3-\alpha} + (\nu+\phi h)^{3-\alpha} \right] \quad (9)$$

na qual:  $\text{Var}[Y^h]$  = variância dos valores de precipitação no intervalo de h horas ( $\text{mm}^2$ );

$$A1 = \frac{\lambda c}{(\alpha-1)(\alpha-2)(\alpha-3)} \left[ E(X^2) + \frac{\kappa \phi \mu_x^2}{\phi^2 - 1} \right] \quad (10)$$

$$A2 = \frac{\lambda \mu_c \kappa \mu_x^2 \nu^\alpha}{\phi^2 (\phi^2 - 1) (\alpha-1)(\alpha-2)(\alpha-3)} \quad (11)$$

A profundidade da célula X é assumida como exponencialmente distribuída, por isso,  $E(X^2) = 2\mu_x^2$ .

A autocovariância com retardo  $\tau$  é definida pela expressão:

$$\text{cov}[Y_i^h, Y_{i+\tau}^h] = A1 \left\{ \begin{aligned} & [\nu + (\tau+1)h]^{3-\alpha} - 2(\nu + \tau h)^{3-\alpha} \\ & + [\nu + (\tau-1)h]^{3-\alpha} \end{aligned} \right\} - A2 \left\{ \begin{aligned} & [\nu + (\tau+1)\phi h]^{3-\alpha} - 2(\nu + \tau\phi h)^{3-\alpha} \\ & + [\nu + (\tau-1)\phi h]^{3-\alpha} \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

na qual:  $\text{cov}[Y_i, Y_{i+\tau}]$  é a autocovariância com retardo  $\tau$  ( $\text{mm}^2$ ).

A probabilidade do período de comprimento de h horas ser seco é dado por:

$$\Pr(Y_i^h = 0) = \exp \left\{ -\lambda h - \lambda \mu T + \frac{\lambda}{(\phi + \kappa)} \phi B1 + \frac{\lambda}{(\phi + \kappa)} \kappa B2 \right\}$$

em que  $\Pr$  = probabilidade do intervalo h horas ser seco;

$$\mu T \approx \frac{\nu}{\phi(\alpha-1)} \left[ \begin{aligned} & 1 + \phi(\kappa + \phi) - \frac{1}{4} \phi(\kappa + \phi)(\kappa + 4\phi) + \\ & \frac{1}{72} \phi(\phi + \kappa)(4\kappa^2 + 27\kappa\phi + 72\phi^2) \end{aligned} \right] \quad (14)$$

$$B1 = \frac{\nu}{\phi(\alpha-1)} \left( 1 - \kappa - \phi + \frac{3}{2} \kappa\phi + \phi^2 + \frac{1}{2} \kappa^2 \right) \quad (15)$$

$$B2 = \frac{\nu^\alpha}{\phi(\alpha-1)} [\nu + (\kappa + \phi)h]^{1-\alpha} \left( 1 - \kappa - \phi + \frac{3}{2} \kappa\phi + \phi^2 + \frac{1}{2} \kappa^2 \right) \quad (16)$$

Na Tabela 1 constam os parâmetros do modelo ajustado para cada duração. Foi elaborado um programa de computador em linguagem Delphi para gerar as séries de chuvas bem como calcular as estatísticas definidas pelas equações 2 a 6. Foi simulada uma série de precipitação com 100 anos de dados para cada duração, e destas séries foram determinados os valores de erosividade da chuva

A chuva é simulada como o acúmulo de células chuvosas associadas com a chuva (Figura 1) da seguinte forma:

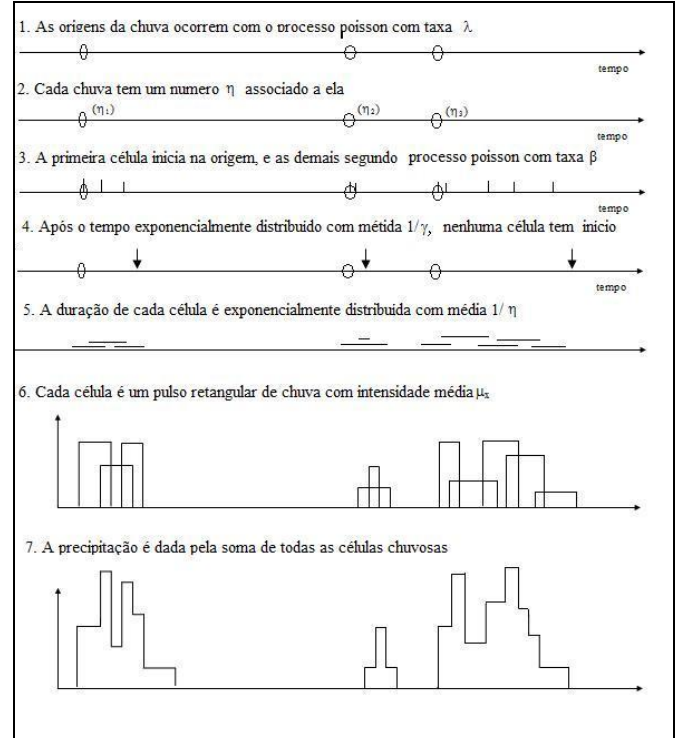


Figura1. Representação do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado.

1) Os tempos de início das chuvas ocorrem de acordo com o processo Poisson com taxa  $\lambda \text{ h}^{-1}$ , isto é, os tempos entre o início de chuvas consecutivas são variáveis aleatórias independentes e exponencialmente distribuídas com parâmetro  $1/\lambda$ ;

2) Cada chuva tem um número  $\eta$ , associada com ela, que especifica a intensidade da chuva. Esses números são variáveis aleatórias independentes, com distribuição gama de média  $\alpha/\nu$ , e variância  $\alpha/\nu^2$ ;

3) Cada chuva consiste de uma ou mais células. A primeira célula inicia no tempo de origem da chuva e as células subsequentes têm tempo de início segundo processo Poisson com taxa  $\beta = \kappa\eta \text{ h}^{-1}$ , após o tempo exponencialmente distribuído com média  $1/\gamma$  ( $\gamma = \phi\eta$ ) h mais nenhuma célula tem início;

4) Cada célula é um pulso retangular de chuva, com intensidade exponencialmente distribuída com média  $\mu_x \text{ mm h}^{-1}$ , e duração exponencialmente distribuída, com média  $1/\eta$  h.

5) A precipitação total é dada pela soma de todas células e todas chuvas.

De cada série de chuva simulada foram classificadas as chuvas erosivas e calculado a erosividade da chuva pelo índice EI30. Foi considerada chuva individual aquela separada da anterior e da posterior por um período mínimo de 6 horas sem chuva ou com chuva inferior a 1 mm (Wischmeier e Smith, 1958)

Tabela 1. Parâmetros do modelo ajustados para cada duração.

Mês	$\lambda$	$\gamma$	$\mu_x$	$\alpha$	$\phi$	K
Duração de 5 minutos						
Jan.	0,0340	0,825	11,717	4,199	0,024	0,034
Fev.	0,0426	0,238	9,798	2,761	0,186	0,722
Mar.	0,0293	0,905	10,386	3,932	0,017	0,013
Abr.	0,0245	0,396	8,346	2,930	0,056	0,116
Mai	0,0097	0,230	2,882	2,857	0,030	1,192
Jun.	0,0161	0,778	1,925	2,416	0,180	0,936
Jul.	0,0175	0,102	2,303	2,594	0,026	1,369
Ago.	0,0163	0,080	3,929	1,972	0,027	0,585
Set	0,0137	1,104	2,582	11,614	0,025	1,058
Out	0,0197	0,362	4,375	3,784	0,040	0,607
Nov.	0,0176	0,645	7,460	4,080	0,024	0,130
Dez	0,0261	0,193	10,632	2,360	0,029	0,126
Duração de 10 minutos						
Jan.	0,0334	0,887	11,533	4,320	0,023	0,033
Fev.	0,0427	0,242	9,762	2,758	0,190	0,722
Mar.	0,0296	0,140	8,245	3,128	0,127	1,204
Abr.	0,0241	0,431	8,314	2,977	0,051	0,100
Mai	0,0118	0,126	2,856	2,425	0,029	1,350
Jun.	0,0143	0,752	1,921	2,429	0,147	0,926
Jul.	0,0175	0,102	2,328	2,591	0,026	1,356
Ago.	0,0164	0,074	4,006	1,968	0,026	0,586
Set	0,0134	2,130	2,380	16,637	0,031	1,096
Out	0,0195	0,398	4,313	3,877	0,042	0,601
Nov.	0,0285	0,225	7,839	2,945	0,040	0,213
Dez	0,0259	0,201	10,517	2,370	0,029	0,124
Duração de 15 minutos						
Jan.	0,0323	1,001	11,263	4,538	0,022	0,032
Fev.	0,0425	0,254	9,847	2,777	0,190	0,686
Mar.	0,0291	0,100	9,405	3,124	0,094	1,124
Abr.	0,0233	0,482	8,227	3,043	0,045	0,084
Mai	0,0101	0,191	2,979	2,741	0,028	1,187
Jun.	0,0144	0,689	1,924	2,463	0,132	0,908
Jul.	0,0175	0,102	2,333	2,588	0,026	1,354
Ago.	0,0158	0,116	3,738	1,988	0,032	0,524
Set	0,0131	3,380	2,289	23,298	0,033	1,118
Out	0,0196	0,362	4,419	3,797	0,040	0,599
Nov.	0,0287	0,212	8,020	2,923	0,039	0,214
Dez	0,0263	0,183	10,960	2,350	0,028	0,125
Duração de 30 minutos						
Jan.	0,031	1,216	10,859	4,946	0,022	0,031
Fev.	0,043	0,226	9,904	2,719	0,198	0,777
Mar.	0,029	0,100	10,370	3,164	0,087	0,969
Abr.	0,023	0,483	8,398	3,048	0,043	0,077
Mai	0,012	0,092	3,164	2,385	0,023	1,268
Jun.	0,014	0,699	1,900	2,481	0,125	0,903
Jul.	0,018	0,072	2,753	2,566	0,019	1,182
Ago.	0,014	0,266	3,354	2,069	0,037	0,361
Set	0,015	0,806	2,365	7,985	0,030	1,170
Out	0,019	0,456	4,137	3,952	0,045	0,609
Nov.	0,028	0,233	7,917	2,952	0,039	0,202
Dez	0,026	0,173	11,322	2,341	0,028	0,124

Foram consideradas como chuvas erosivas aquelas chuvas com altura pluviométrica igual ou superior a 10 mm, ou as chuvas com altura pluviométrica igual ou superior a 6 mm em um intervalo de duração máximo de 15 minutos

A energia cinética do segmento expressa em MJ ha<sup>-1</sup>, multiplicando a EC pela quantidade de chuva no respectivo segmento uniforme.

No cálculo da energia cinética unitária de cada segmento uniforme de chuva, utilizando a expressão

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

Em que: EC a energia cinética unitária (MJ ha<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup>); i é a intensidade da chuva dada em mm h<sup>-1</sup> no segmento considerado. A energia cinética foi considerada igual a 0,283 MJ ha<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup> para intensidade superiores a 76 mm<sup>-1</sup>.

A determinação do índice EI<sub>30</sub> que representa a erosividade de cada chuva individual e erosiva através da seguinte expressão (Cassol et al., 2007),

$$EI_{30} = EC_t I_{30} \quad (4)$$

Em que: EI<sub>30</sub> é o índice de erosividade da chuva erosiva individual (MJ mm ha<sup>-1</sup> h<sup>-1</sup>); EC<sub>t</sub> é a energia cinética total da chuva (MJ ha<sup>-1</sup>); I<sub>30</sub> é a intensidade máxima média de precipitação em 30 min (mm h<sup>-1</sup>). Maiores detalhes do cálculo da erosividade da chuva podem ser obtidos em Valassori e Back (2014) e Back et al. (2016).

## Resultados e Discussão

Na Tabela 2 constam os valores da média com os respectivos intervalos de confiança de 95% e o valor da mediana da energia cinética das chuvas erosivas, da intensidade máxima em 30 minutos e do índice de erosividade da chuva. Estes valores apresentaram alta assimetria como pode ser observado na Figura 2. A energia cinética das chuvas média das chuvas diminui com o aumento do intervalo de duração da chuva. Para a duração da chuva de 5 minutos obteve-se a maior valor da média de energia cinética de 5,93 MJ ha<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup>. Não há superposição nos valores dos intervalos de confiança evidenciando as diferenças nos valores das médias. Esta diferença estatística foi testada para as medianas onde constatou-se que as diferenças foram significativas ao nível de significância de 5%.

Tabela 2. Estatísticas dos valores de energia cinética e dos índices I<sub>30</sub>eEI<sub>30</sub> das séries de precipitação simuladas

Intervalo de duração	Média	Int. de confiança (95%)		Mediana <sup>1</sup>
		Inferior	Superior	
Energia cinética (MJ ha <sup>-1</sup> mm <sup>-1</sup> )				
5 min	5,93	5,78	6,09	5,19a
10 min	5,44	5,28	5,60	3,79b
15 min	5,08	4,95	5,21	3,63c
30 min	4,90	4,77	5,03	3,46d
Intensidade máxima em 30 min (mm/h)				
5 min	17,34	16,85	17,82	13,2a
10 min	16,03	15,64	16,42	13,2a
15 min	15,81	15,49	16,12	12,3a
30 min	14,03	13,78	14,28	11,8b
Erosividade EI <sub>30</sub> (MJ mm ha <sup>-1</sup> h <sup>-1</sup> )				
5 min	125,12	118,69	131,55	58,42a
10 min	110,08	103,84	116,32	51,86b
15 min	102,77	97,09	108,46	49,75b
30 min	88,92	83,92	93,90	41,85c

<sup>1</sup>Mediana seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste de medianas.

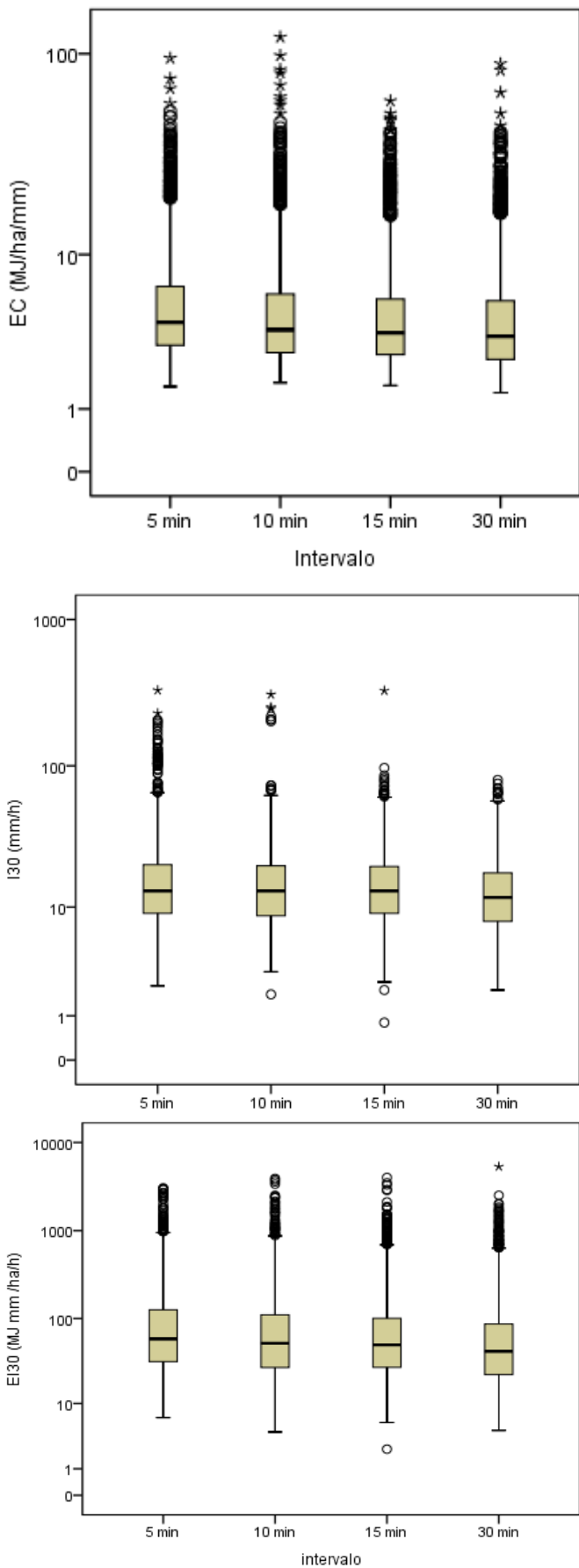


Figura.2 Dados de energética cinética (A), intensidade máxima em 30 minutos (I30) (B) e erosividade da chuva (EI30) (C)

Natabela3 constam os resumos das séries de precipitação simulada e valões de erosividade da série de dados

pluviográficos do período de 1980 a 2007. Observa-se nas médias de precipitação a diferença é inferior 4%, que se deve a aleatoriedade do modelo na série de 100 anos simulada. Constata-se que de 72 a 75% e chuvas erosivas, valores próximos a 77,7% da série observada. Schick et al.. (2014) constataram que 83% da chuva de Lages, na região serra de Santa Catarina, foi classificada como chuva erosiva. Com relação a erosividade média anual a série de chuva simulada com duração de 5 minutos obteve média com diferença inferior a 3% do valor médio observado. Para as durações de 10 min, 15min e 30 min obteve-se valores respectivamente 15%, 18% e 27% inferior. Também os valores extremos simulados na duração de 5 minutos foram semelhantes aos valores da série observada.

Na Figura 3 constam os valores de erosividade médios mensais, onde constata-se que chuvas simuladas com durações de 10 minutos ou mais apresentam subestimativa da erosividade. Dessa forma, pode-se afirmar que para obter estimativa de erosividade da chuva baseada no índice EI30 a chuva deve ser simulada com duração de 5 minutos. Esta também é que é a menor duração recomendada para a discretização dos pluviogramas, principalmente quando a análise destes era realizada manualmente.

Tabela 3. Valores de precipitação e erosividade das séries simuladas e observada no período de 1980 a 2007.

Série	Precipitação		EI30 (MJ mm ha <sup>-1</sup> h <sup>-1</sup> ano <sup>-1</sup> )		
	Total (mm)	Erosiva (%)	Média	Máximo	Mínimo
5 min	1518	73,2	5645	11214	2540
10 min	1465	72,1	4783,2	11493	2000
15 min	1467	72,5	4595	9697	2165
30min	1526	74,4	4117	9225	1740
Observado	1520	77,7	5498	12091	2847

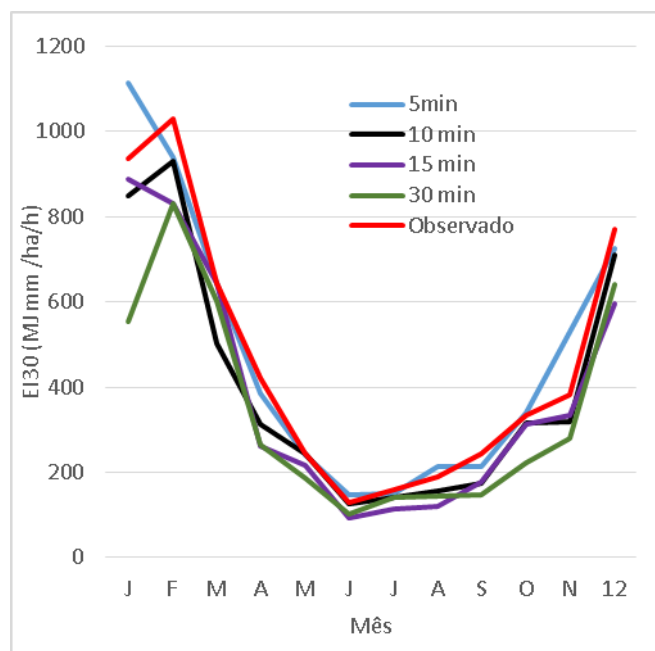


Figura 3. Variação sazonal do valor médio mensal de EI30

Na figura 4 consta a representação da série de erosividade anual obtida a partir da chuva simulada com duração de 5 minutos. Nesta série observa-se alguns valores extrapolando o limite superior do intervalo de confiança de

95%, apresentando coerência com vários trabalhos citando ocorrências de valores extremos de erosividade em determinados anos (Dias e Silva, 2003; Peñalva-Bazzano, 2007; Cassol et al., 2008; Santos e Montenegro, 2012;). Wischmeier (1976) aponta como limitação da Equação Universal de Perda de Solo o fato de dela não ser eficiente para prever as perdas de solos em um curto período, como por exemplo um ano. A principal razão desta limitação é justificada pelo fato de considerar o fator R como sendo o valor médio anual da erosividade das chuvas, que apresenta grande variação anual. A simulação de longas séries de chuva erosivas pode-se estudar melhor o risco de ocorrência destes valores e dessa forma incluir um fator de risco na estimativa das perdas de solo.

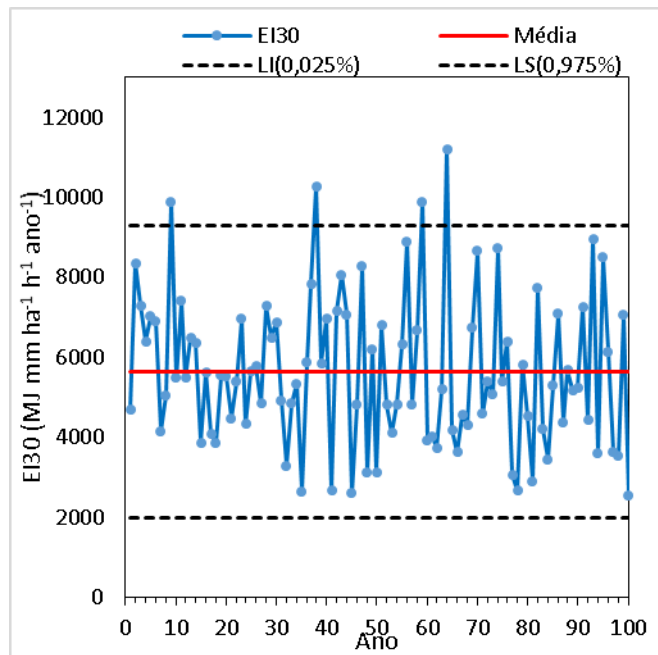


Figura 4. Série de erosividade anual obtida da chuva simulada com a duração de 5 minutos.

### Comentários finais

A simulação da chuva com intervalo de duração de 5 minutos mostrou-se mais adequada, mantendo as características da chuva e da erosividade de acordo com a série observada. Nas durações superiores a 5 minutos ocorre uma subestimativa da energia cinética e também da intensidade máxima da chuva, que implicam na redução dos valores de erosividade da chuva.

O estudo apontou que a modelagem da precipitação pelo modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado se apresenta como uma alternativa para a obtenção de séries longas de chuvas erosivas. Para a sua utilização há necessidade de uma série de dados pluviográficos observados para obter o ajuste dos parâmetros do modelo. No entanto, mesmo que esta série observada seja relativamente curta e apresente falhas, com o modelo ajustado pode-se obter séries de dados de precipitação e de erosividade da chuva, de longo período e sem a presença de falhas. Essas séries de chuvas erosivas podem representar um avanço no estudo e na modelagem da erosão hídrica em bacias hidrográficas.

### Agradecimentos

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo

apoio financeiro a esta pesquisa.

### Referências bibliográficas

- Amorim, R. S. S.; Silva, D. D. da; Pruski, F. F.; Matos, A. T., 2010. Avaliação do desempenho dos modelos de predição da erosão hídrica USLE, RUSLE e WEPP para diferentes condições edafoclimáticas do Brasil. *Engenharia Agrícola*, v.30, n.6, 1046-1049.
- Back, A. J.; Alberton, J. V.; Poletto, C., 2016. Avaliação da erosividade das chuvas de Chapecó, Santa Catarina. In: *Simpósio sobre Sistemas Sustentáveis*, 3. Porto Alegre, p.1-6.
- Back, Á. J.; Uggioni, E.; Vieira, H. J., 2011. Modeling precipitation of short duration by means of the Modified Bartlett-Lewis Rectangular Pulse Model. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.26, p.461 - 472.
- Back, Á. J.; Uggioni, E., 2010. Aplicação do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado para estimativa de eventos extremos de precipitação. *Engenharia Agrícola*, v.30, p.1033 - 1045.
- Back, Á. J., 2009. Relações entre precipitação intensas de diferentes durações ocorridas no município de Urussanga, SC. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.13, n.2, p.170-175.
- Back, Á. J., Dorfman, R., Clarke, R., 1999. Modelagem da precipitação horária por meio do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v.4, p.5 - 17.
- Bertoni, J.; Lombardi Neto, F., 1990. *Conservação do solo*. 2.ed. São Paulo, Ícone. 355p.
- Beskow, S.; Mello, C.R.; Norton, D. L.; Curi, N.; Viola, M. R.; Avanzi, J. C., 2009. Soil erosion prediction in the Grande River Basin, Brazil using distributed model. *Catena*, v.79, n.1, p.49-59.
- Cassol, E. A.; Eltz, F. L. F.; Martins, D.; Lemos, A. M.; Lima, V. S.; Bueno, A. C., 2008. Erosividade, padrões hidrológicos, período de retorno e probabilidade de ocorrência das chuvas em São Borja, RS. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.32, p.1239-1251.
- Cassol, E. A.; Martins, D.; Eltz, F. L. F.; Lima, V. S. de; Bueno, A. C. 2007. Erosividade e padrões hidrológicos das chuvas de Ijuí (RS) no período de 1963 a 1993. *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, v.15, n.3, p.220-23.
- Cowperrwait, P. S. P.; O'Connell, P. E.; Metcalfé, A. V.; Mawdsley, J. A., 1996. Stochastic point process modeling of rainfall. I. Single-site and validation. *Journal of Hydrology*, v.175.
- Damé, R. C. F. Pedrotti, C. B. M.; Cardoso, M. A.; Silveira, C. P.; Duarte, L. A.; Moreira, C., 2006. Comparação entre curvas Intensidade-Duração-Frequência de ocorrência de precipitação obtidas a partir de dados pluviográficos com aquelas estimadas por técnicas de desagregação de chuva diária. *Revista Brasileira Agrocência*, v.12, n.4, p.505-509.
- Dias, A.S.; Silva, J.R.C., 2003. A erosividade das chuvas em Fortaleza (CE) I-Distribuição, probabilidade de ocorrência e período de retorno-1ª aproximação. *Revista Brasileira de Ciência do solo*, v.27, p.335-345.
- Dourado Neto, D.; Assis, J. P.; Mafro, P. A.; Sparovek, G.;

- Barreto, A. G. O. P.; Martin, T. N., 2005. Simulação estocástica de valores médios diários de temperatura do ar e de radiação solar global para Piracicaba-SP, utilizando a distribuição normal. *Rev. Bras. Agrometeorologia*, v.13, n.2, p.225-235.
- Entekhabi, D.; Rodruiguez-Iturbe, I.; Eagleson, P. S., 1989. Probabilistic representation of the temporal rainfall process by modified Neyman-Scott rectangular pulses model: parameter estimation and validation. *Water resources Research*, Washington, v.25.
- Fournier, F., 1956. The effect of climatic factors on soil erosion estimates of solids transported in suspension in runoff. [S.l.]: Association Hydrologic Int. Public, 38, 6p.
- Genneville, M. S.; Boock,., 1983. A. Modelos estocásticos para simulação da precipitação pluviométrica diária de uma região. *Pesquisa agropecuária Brasileira*, v.18, n.9, p.959-966.
- Khalik, M. N.; Cunnane, C., 1986. Modeling point rainfall occurrences with the Modified Bartlett-Lewis Rectangular Pulses Model. *Journal of Hydrology*, v.180.
- Kinnell, P. I. A., 2010. Event soil loss, runoff and the universal soil loss equation family of models: a review. *Journal of Hydrology*, v.385, p. 384–397.
- Lima, H. M. F.; Mata, I. P. Lima, A. V. F., 2005. Aplicação e validação de um simulador estocástico de variáveis climáticas: o caso da precipitação. *Ingenieria Del Água*, v.12, n.1, p.27-37
- Mello, C. R.; Viola, M. R.; Beskow, S.; Norton, L. D., 2013. Multivariate models for annual rainfall erosivity in Brazil. *Geoderma*, v.202 -203, p.88-102.
- Mello, C.R.; Sá, M.A.C.; Curi, N.; Mello, J.M.; Viola, M.R., 2007. Erosividade mensal e anual da chuva no Estado de Minas Gerais. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.42, p.537–545.
- Oliveira, P. T. S.; Wendland, E.; Nearing, M.A., 2012. Rainfall erosivity in Brazil: A review. *Catena*, v.100, p.139-147.
- Oliveira, V. P. S.; Zanetti, S. S.; Pruski, F. F., 2005. CLIMABR Parte I: Modelo para a geração de séries sintéticas de precipitação. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.9, n.3, p.348-355.
- Oliveira, L. F. C.; Antonini, J. C. A.; Fioreze, A. P.; Silva, M. A. S., 2008. Métodos de estimativa de precipitação máxima para o Estado de Goiás. *Engenharia Agrícola e Ambiental*. v.12, n.6, p.620-625.
- Peñalva Bazzano, M. G.; Eltz, F. L. F.; Cassol, E. A., 2007. Erosividade, coeficiente de chuva, padrões e período de retorno das chuvas de Quaraí, RS. *Revista Brasileira Ciência do Solo*, v.31, p.1205-1217.
- Renard, K. G.; Foste, G. R.; Weesies, G. A.; McCool, D. K.; Yoder, D. C., 1997. Predicting soil erosion by water: a guide to conservation planning with the Revised Universal Soil Loss Equation (RUSLE). U.S. Department of Agriculture, Agriculture Handbook No. 703, 404 pp.
- Rodriguez-Iturbe, I., 1988. Scale of fluctuation of rainfall models. *Water Resources Research*. v. 22, n.9.
- Rodriguez-Iturbe, I., 1987. Some models for rainfall based on stochastic point process. *Proc. R. Lond.*, v.410.
- Salton, J.C.; Comunello, É.; Fietz, C. R., 2013. Estimativa de índices de erosividade da chuva para o Estado de Mato Grosso. Dourados, MS: Embrapa agropecuária Oeste, 46p.
- Santo, T.E.M.; Montenegro, A.A.A., 2012. Erosividade e padrões hidrológicos de precipitação no Agreste Central pernambucano. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 16, n.8, p.871-880.
- Schick, J.; Bertol, I.; Cogo, N. P.; González, A. P., 2014. Erosividade de chuvas em Lages, Santa Catarina. *Revista Brasileira de Ciência do solo*, v.38, p.1890-1905
- Silva, A.M., 2004. Rainfall erosivity map for Brazil. *Catena*, v.57, p.251-259.
- Valvassori, M. L.; Back, Á. J., 2014. Avaliação do potencial erosivo das chuvas em Urussanga, SC, no período de 1980 a 2012. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, 38, 1011-1019.
- Verhoest, N.; Troch, P. A.; De Troch, F. P, 1997.. On the applicability of Bartlett-Lewis rectangular pulses models in the modeling of designs storms at a point. *Journal of hydrology*,. p.10
- Waltrick, P.C.; Machado, M.A.D.M.; Dieckow, J.; Oliveira, D., 2015. Estimativa 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*, v.39, p.256-267.
- Wischmeier, W. H.; Smith, D. D., 1958. Rainfall energy and its relationship to soil loss. *Trans. Am. Geophys Union*, v.39, p.285-91.
- Wischmeier, W. H.; Smith, D. D., 1978. Predicting rainfall erosion losses: a guide to conservation planning. U.S Department of Agriculture, *Agr. Handbook*, 537:1-58.
- Wischmeier, W. H., 1976 Use and misuse of the universal soli loss equation. *Journal of Soil Water Conservation*, v.31, p.5-9.