

APLICAÇÃO DO MODELO DE PULSOS RETANGULARES DE BARTLETT-LEWIS MODIFICADO PARA ESTIMATIVA DE EVENTOS EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO

ÁLVARO J. BACK¹, EDISON UGGIONI²

RESUMO: Este trabalho teve como objetivo avaliar a modelagem matemática da precipitação pluviométrica horária por meio do modelo de Bartlett-Lewis modificado com seis parâmetros e sua aplicação para estimativa de eventos extremos. Foi utilizada a série de dados pluviográficos do período de outubro de 1980 a dezembro de 2007, da estação meteorológica de Urussanga - SC (latitude 28,31° S, longitude 48,19° W). Foram ajustados os parâmetros mensais do modelo para a precipitação em intervalos de 1 hora, 30 min, 15 min, 10 min e 5 min. Para cada duração estudada, foram simuladas séries com 100 anos de dados. Pode-se concluir que o ajuste dos parâmetros do modelo de Bartlett-Lewis modificado possibilita a simulação de chuvas preservando as propriedades estatísticas da precipitação em vários níveis de agregação temporal. Para as séries de precipitação simulada com duração de 1 hora, observou-se que a série de máximas anuais da série simulada manteve as características da série observada. Também a série de máximas anuais de precipitação diária obtida da agregação da precipitação horária apresentou estatísticas similares às observadas na série histórica. Para durações inferiores, as séries simuladas apresentaram subestimativas superiores a 23%, inviabilizando sua aplicação na estimativa de eventos extremos.

PALAVRAS-CHAVE: probabilidade, modelos estocásticos, chuvas intensas.

THE APPLICATION OF THE MODIFIED BARTLETT-LEWIS RECTANGULAR-PULSES MODEL TO ESTIMATE EXTREME PRECIPITATION EVENTS

ABSTRACT: The present study aims at evaluating the modified Bartlett-Lewis model with six parameters as well as its application to estimate extreme events. Pluviographical data from the period of October 1980 to December 2007 obtained from the meteorological station of Epagri in Urussanga - SC, Brazil (latitude 28° 31' S and longitude 48° 19' W) were used in the study. The monthly parameters of the model were adjusted for precipitations occurring in intervals of 1 hour, 30 min, 15 min, 10 min, and 5 min. For each studied duration, 100-year time data series were simulated. Results show that: through the parameters adjustment of the modified Bartlett-Lewis model it is possible to simulate rainfall events preserving precipitation statistical properties in several temporal aggregation levels; the 1 hour duration simulated precipitation series showed that the annual maximum series of the simulated series kept the observed series characteristics; the annual maximum series of daily precipitation obtained from hourly precipitation aggregation also presented similar statistics to the observed in the historical series. Finally, the simulated series for inferior duration underestimated more than 23% the observed values, showing that the model did not prove valuable for this duration range.

KEYWORDS: probability, stochastic models, intense rains.

INTRODUÇÃO

A precipitação pluviométrica é um dos elementos do clima que apresenta alta variabilidade temporal e espacial, e sua ocorrência em excesso ou em déficit geralmente causa prejuízos à produção agrícola, bem como transtornos à população em geral. O conhecimento das características da precipitação e sua relação no ciclo hidrológico são de suma importância para estudos

¹ Doutor em Engenharia de Recursos Hídricos, Pesquisador da Epagri, Estação Experimental Urussanga, Professor do Programa Pós-Graduação em Ciências Ambientais (PPGCA) da Unesc, ajb@epagri.sc.gov.br.

² Matemático, M.Sc. em Ciências Ambientais, Professor da Universidade do Extremo Sul Catarinense - Unesc, edu@unesc.net.

Recebido pelo Conselho Editorial em: 15-7-2010

Aprovado pelo Conselho Editorial em: 14-8-2010

estratégicos associados ao planejamento do meio ambiente (CARVALHO & ASSAD, 2005), geração de energia e manejo da agricultura, especialmente em condições tropicais (MELLO & SILVA, 2009). O estudo de chuvas intensas e o estabelecimento das relações intensidade-duração-frequência são de grande aplicação nos trabalhos de drenagem superficial e controle de erosão, sendo objetos de inúmeros trabalhos, como SOPRANI & REIS (2007), OLIVEIRA et al. (2008), CARVALHO et al. (2009). Essas informações geralmente são obtidas por meio de análises de longas séries de dados observados e, portanto, só podem ser obtidas em locais com longos registros históricos da precipitação. LIMA et al. (2005), OLIVEIRA et al. (2008) e BACK (2009) relatam a dificuldade de obtenção de longas séries de dados de precipitação, principalmente de registros pluviográficos. CECÍLIO & PRUSKI (2003) destacam ainda que a metodologia exige exaustivo trabalho para tabulação, análise e interpretação de uma grande quantidade de pluviogramas. Segundo DOURADO NETO et al. (2005), ao utilizar séries históricas reduzidas, existem maiores chances de os resultados provenientes desses valores serem tendenciosos.

Para superar essas dificuldades, desenvolveram-se diversos modelos de geração de dados sintéticos de precipitação, com a grande vantagem de obtenção de longas séries de dados sem falhas, possibilitando a simulação do funcionamento de sistemas hidrológicos e a estimativa dos riscos de ocorrências de eventos extremos, como cheias e estiagens. ZANETTI et al. (2006) validaram o modelo ClimaBr para geração de séries sintéticas de precipitação diária em diferentes localidades brasileiras. MELLO & SILVA (2009) aplicaram a modelagem da precipitação para a estimativa da precipitação mensal e anual para o Estado de Minas Gerais. LIMA et al. (2005) avaliaram o modelo Cligen na simulação de precipitação diária e mensal no sul de Portugal. OLIVEIRA et al. (2005), CECÍLIO & PRUSKI (2003) e BACK (2009) estudaram aplicação de séries de precipitações de curta duração para a determinação das relações intensidade-duração-frequência.

Os modelos de simulação de chuva fundamentados na Teoria dos Processo Pontuais, como os modelos de pulsos retangulares, baseados nos agrupamentos de células de chuva, representam importante avanço nos estudos hidrológicos, servindo para a avaliação e produção do escoamento superficial. Os modelos de pulsos retangulares consideram que as chuvas são formadas por células, unidades básicas de precipitação, cuja distribuição no tempo segue um processo estocástico definido. Entre os processos pontuais de agrupamentos de células destacam-se o processo de Bartlett-Lewis e o processo de Neyman-Scott (RODRIGUEZ-ITURBE et al., 1987; WHEATER et al., 2005), dando origem, respectivamente, ao modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis e ao modelo de pulsos retangulares de Neyman-Scott. 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. DAMÉ et al. (2006) e DAMÉ et al. (2008) utilizaram o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis na estimativa das curvas de intensidade-duração-frequência de chuvas. Embora vários trabalhos demonstrem a capacidade do modelo de simular chuvas horárias mantendo as características estruturais da chuva, poucos trabalhos foram realizados para a verificação da aplicação do modelo na simulação de eventos extremos.

Este trabalho tem como objetivo aplicar o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado na simulação de séries de dados de precipitação de curta duração e avaliar a adequação do modelo para estimativas de chuvas extremas.

MATERIAL E MÉTODOS

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 Köppen, é do tipo

Cfa (mesotémico, úmido e com verão quente), com precipitação total anual variando de 1.220 a 1.660 mm, com o total anual de dias de chuva entre 98 e 150 dias. A temperatura média anual varia de 17,0 a 19,3 °C, com temperatura média das máximas entre 23,4 e 25,9°C e média das mínimas entre 12,0 e 15,1 °C. A evapotranspiração potencial anual é da ordem de 900 mm, com valores máximos em janeiro (125,8 mm) e mínimos em junho (35,8 mm).

Foi utilizada a série de pluviogramas diários do período de outubro de 1980 a dezembro de 2007. Estes pluviogramas foram digitalizados por meio do *software* Gedac e, após a análise de consistência, foram armazenados em um banco de dados. A análise de consistência consistiu em comparar os valores diários com os valores registrados no pluviômetro da mesma estação meteorológica. Sempre que foi registrado chuva somente no pluviômetro, os dados do pluviógrafo foram registrados como falhas na informação. Com os arquivos digitalizados, foram gerados arquivos secundários com dados discretizados em intervalo de 1 h, 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 de 0,1 mm e, sempre que a precipitação observada num intervalo de tempo tenha sido 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 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 $f_i \equiv f_i(\lambda, \alpha, \nu, k, \phi, \mu_x)$ 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:

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

em que,

- W - termo objetivo da minimização;
- f_i - função analítica definida pelo modelo;
- f_o - valor correspondente estimado dos dados observados, e
- m - número de funções consideradas.

Para minimizar o termo w da função (1), foi utilizado o código de otimização não linear de gradiente reduzido genérico (LAPPONI, 2005), empregando o 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, segundo recomendações de DAMÉ et al. (2007). A média dos valores observados para cada intervalo de duração foi estimada pela função:

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

em que,

- $\mu_k(h)$ - 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, e
- n - número de anos de dados.

A variância do valor de precipitação será estimada pela função:

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

em que,

$\gamma(h)$ - variância observada para o intervalo de tempo h horas, mm^{-2} .

A autocovariância com retardo 1 é estimada pela função:

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

em que,

$\gamma_k(h,1)$ - autocovariância com retardo 1, mm^{-2} .

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

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

em que,

$\rho(h,1)$ - 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:

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

em que,

ϕ_d - 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:

$$E(Y_i^h) = \frac{\lambda h v v_x \mu_c}{\alpha - 1} \tag{7}$$

em que,

$E(Y^h)$ - média da precipitação no intervalo de h horas, mm ;

$\lambda, v, \mu_x, \alpha, \phi, K$ - parâmetros do modelo;

$\mu_c = 1 + K/\phi$, e

h - intervalo de tempo, h .

$$\tag{8}$$

A variância da precipitação é definida pela seguinte expressão:

$$\text{var}[Y_i^h] = 2A_1 [(\alpha - 3)h v^{2-\alpha} - v^{3-\alpha} + (v+h)^{3-\alpha}] - 2A_2 [(\alpha - 3)\phi h v^{2-\alpha} - v^{3-\alpha} + (v+\phi h)^{3-\alpha}] \tag{9}$$

em que,

$\text{Var}[Y^h]$ - variância dos valores de precipitação no intervalo de h horas, mm^2 ;

$$A_1 = \frac{\lambda \mu_c v^\alpha}{(\alpha - 1)(\alpha - 2)(\alpha - 3)} \left[E(X^2) + \frac{\kappa \phi \mu_x^2}{\phi^2 - 1} \right] \tag{10}$$

$$A_2 = \frac{\lambda \mu_c \kappa \mu_x^2 v^\alpha}{\varphi^2 (\varphi^2 - 1) (\alpha - 1) (\alpha - 2) (\alpha - 3)} \quad (11)$$

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

A autocovariância com retardo τ é definida pela expressão:

$$\text{cov}[Y_i^h, Y_{i+\tau}^h] = A_1 \left\{ [v + (\tau + 1)h]^{3-\alpha} - 2(v + \tau h)^{3-\alpha} + [v + (\tau - 1)h]^{3-\alpha} \right\} \quad (12)$$

$$- A_2 \left\{ [v + (\tau + 1)\varphi h]^{3-\alpha} - 2(v + \tau\varphi h)^{3-\alpha} + [v + (\tau - 1)\varphi h]^{3-\alpha} \right\} \quad (13)$$

em que,

$\text{cov}[Y_i, Y_{i+\tau}]$ - autocovariância com retardo τ , mm².

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

$$\Pr(Y_i^h = 0) = \exp \left\{ -\lambda h - \lambda \mu_\tau + \frac{\lambda \varphi}{(\varphi + \kappa)} B_1 + \frac{\lambda \kappa}{(\varphi + \kappa)} B_2 \right\}, \quad (14)$$

em que,

Pr - probabilidade de o intervalo h horas ser seco;

$$\mu_\tau \approx \frac{v}{\varphi(\alpha - 1)} \left[1 + \varphi(\kappa + \varphi) - \frac{1}{4} \varphi(\kappa + \varphi)(\kappa + 4\varphi) + \frac{1}{72} \varphi(\varphi + \kappa)(4\kappa^2 + 27\kappa\varphi + 72\varphi^2) \right] \quad (15)$$

$$B_1 = \frac{v}{\varphi(\alpha - 1)} \left(1 - \kappa - \varphi + \frac{3}{2} \kappa\varphi + \varphi^2 + \frac{1}{2} \kappa^2 \right) \quad (16)$$

$$B_2 = \frac{v^\alpha}{\varphi(\alpha - 1)} [v + (\kappa + \varphi)h]^{1-\alpha} \left(1 - \kappa - \varphi + \frac{3}{2} \kappa\varphi + \varphi^2 + \frac{1}{2} \kappa^2 \right) \quad (17)$$

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

1- Os tempos de início das chuvas ocorrem de acordo com o processo Poisson com taxa λh^{-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 η , associada com ela, que especifica a intensidade da chuva. Esses números são variáveis aleatórias independentes, com distribuição gama de média α/v , e variância α/v^2 ;

3- Cada chuva consiste em 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 βh^{-1} ($\beta = \kappa\eta$), após o tempo exponencialmente distribuído com média $1/\Upsilon h$ ($\Upsilon = \varphi\eta$) 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 $1/\eta h$, e

5- A precipitação total é dada pela soma de todas as células e todas as chuvas.;

Foi elaborado um programa de computador em linguagem Delphi para gerar as séries de chuvas, bem como para calcular as estatísticas definidas pelas eqs.(2) a (6).

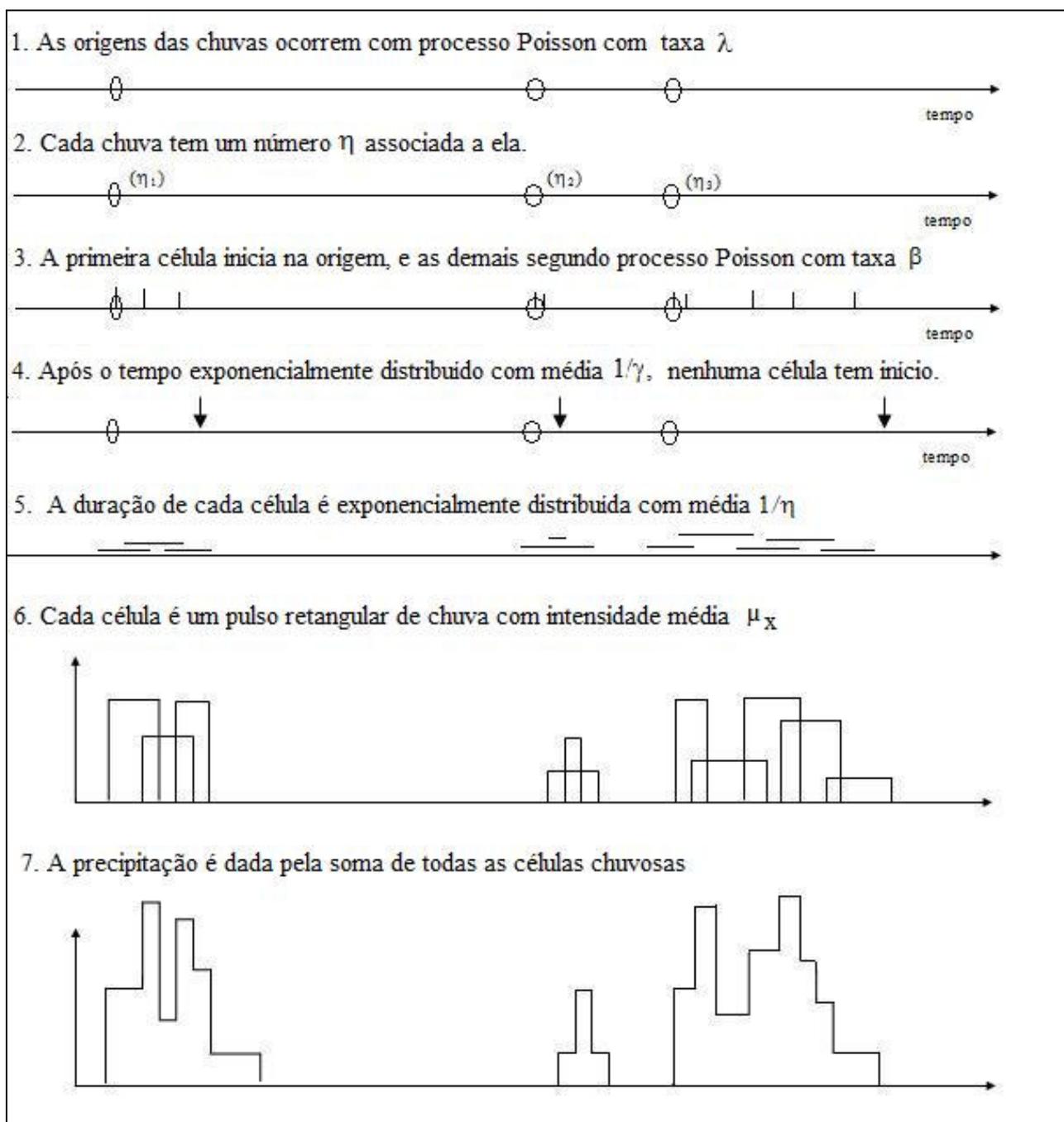


FIGURA 1. Representação do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado.
Representation of the modified Bartlett-Lewis model of rectangular pulses.

Para avaliar a adequação do modelo para estimativas de chuvas extremas, foram comparadas as estimativas de chuvas máximas das séries observadas e simuladas por meio da distribuição de Gumbel. Para cada intervalo de duração, foram determinadas as séries de máximas anuais de chuva das séries observadas e das séries simuladas. A série de máximas anuais é formada pelo maior valor de chuva de cada ano.

A precipitação máxima foi estimada de acordo com:

$$X_T = \bar{x} + (Y - Y_n) \frac{S}{S_n} \tag{18}$$

em que,

\bar{x} - média dos valores observados na série de máximas anuais;

S - desvio-padrão dos valores observados na série de máximas anuais, e

Y_n, S_n - média e o desvio-padrão da variável reduzida y , tabelados em função do número de valores da série de dados.

Y - variável reduzida dada por:

$$y = -\ln \left\{ -\ln \left[1 - \left(\frac{1}{T} \right) \right] \right\} \quad (19)$$

em que,

T - período de retorno, anos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1, encontram-se os valores das estatísticas das séries de precipitação em intervalos desde 5 minutos a 24 horas para as séries históricas (1), e as das séries geradas (2) para os meses de janeiro, abril, julho e outubro. Nas Tabelas 2 e 3, estão os parâmetros do modelo de Bartlett-Lewis modificado para as chuvas em intervalo de uma hora e 5 minutos, respectivamente. Observa-se marcante variação sazonal nas características da precipitação.

A precipitação média horária varia de 0,250 mm h⁻¹ para o mês de janeiro, 0,130 mm h⁻¹ em abril, 0,138 mm h⁻¹ em julho e 0,178 mm h⁻¹ para o mês de outubro. Nos meses de verão, são observadas as maiores variâncias da precipitação nos vários níveis de agregação. A proporção de dias secos (PD) também apresenta menores valores nos meses de janeiro e maiores valores nos meses de abril e julho. Comportamento semelhante foi registrado por BACK et al. (1999), que utilizaram a série de dados de precipitação horária do período de 1980 a 1996, atribuindo essas diferenças sazonais à atuação diferenciada das massas de ar na região Sul do País, refletindo diretamente na frequência e na intensidade das chuvas.

GRIMM & NATORI (2006) e RODRIGUES & LOPES (2008) discutem a variação e a distribuição dos padrões de precipitação na América do Sul e em Santa Catarina, respectivamente.

Os valores dos parâmetros do modelo de Bartlett-Lewis podem variar de acordo com a combinação das estatísticas usadas na função de ajuste dos modelos, conforme demonstrado por DAMÉ et al. (2007). De modo geral, a variação dos parâmetros está de acordo com os processos físicos de formação de chuvas: no verão, predominam as chuvas de curta duração, com menor número de células chuvosas e menor duração das células, porém com maior intensidade média.

A variação sazonal dos parâmetros, especialmente os parâmetros λ , μ_x , α , e o parâmetro k demonstra que o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado representa as características da precipitação, com predomínio de chuvas de curta duração e alta intensidade no verão e chuvas de baixa intensidade e maior duração no inverno.

O desempenho do modelo pode ser avaliado comparando os momentos do modelo com as características dos valores históricos. Analisando-se na Tabela 1 as estatísticas das séries observadas e simuladas, vê-se que, de forma geral, tem-se que o modelo permitiu simular séries de dados horários mantendo as características das chuvas horárias e também nos diversos níveis de agregação. Os valores médios de precipitação horária obtida para a série de 100 anos, simulada para o mês de julho, foram 5,6% superiores aos da série observada. Para os demais meses, as diferenças foram ainda menores, evidenciando boa calibração do modelo. Resultados semelhantes foram obtidos por COWPERTWAIT (2004), VERHOEST et al. (1997), ONOF et al. (2005) e SALIN & PAWITAN (2003), mostrando que o modelo pode ser ajustado a diferentes regimes pluviométricos.

TABELA 1. Valores históricos observados (1) e obtidos das séries geradas (2) de chuvas em intervalos de 5 minutos a 24 horas para os meses de janeiro, abril, junho e outubro.
Historic values observed (1) and generated from the series (2) of rain at intervals from 5 minutes to 24 hours for January, April, June and October.

Int.	Estatística	Janeiro		Abril		Julho		Outubro	
		1	2	1	2	1	2	1	2
5 min	Var ²	0,038	0,037	0,014	0,014	0,006	0,007	0,012	0,012
	PD ³	0,946	0,976	0,965	0,983	0,950	0,964	0,944	0,967
	Covar ⁴	0,029	0,030	0,011	0,011	0,005	0,005	0,009	0,009
	Correl ⁵	0,765	0,824	0,766	0,800	0,771	0,770	0,759	0,774
10 min	Var ²	0,135	0,134	0,050	0,050	0,022	0,023	0,043	0,043
	PD ³	0,929	0,970	0,954	0,979	0,936	0,959	0,928	0,959
	Covar ⁴	0,087	0,094	0,033	0,034	0,016	0,017	0,029	0,028
	Correl ⁵	0,645	0,701	0,662	0,681	0,720	0,719	0,687	0,668
15 min	Var ²	0,271	0,277	0,099	0,102	0,044	0,048	0,089	0,087
	PD ³	0,917	0,965	0,947	0,975	0,927	0,956	0,918	0,953
	Covar ⁴	0,154	0,169	0,061	0,061	0,031	0,034	0,054	0,053
	Correl ⁵	0,568	0,609	0,614	0,599	0,698	0,700	0,602	0,609
30 min	Var ²	0,850	0,892	0,333	0,327	0,152	0,163	0,287	0,279
	PD ³	0,892	0,948	0,929	0,963	0,909	0,950	0,897	0,941
	Covar ⁴	0,353	0,389	0,146	0,152	0,100	0,110	0,157	0,150
	Correl ⁵	0,415	0,434	0,439	0,462	0,659	0,672	0,549	0,537
1 h	Média ¹	0,250	0,245	0,130	0,127	0,138	0,146	0,178	0,176
	Var ²	2,357	2,568	0,953	0,954	0,504	0,546	0,902	0,859
	PD ³	0,857	0,918	0,904	0,943	0,886	0,942	0,870	0,928
	Covar ⁴	0,738	0,711	0,355	0,342	0,314	0,347	0,440	0,429
	Correl ⁵	0,313	0,274	0,373	0,354	0,623	0,636	0,487	0,499
6 h	Var ²	26,100	24,816	12,103	11,104	10,463	10,636	14,080	13,882
	PD ³	0,696	0,713	0,783	0,822	0,785	0,863	0,737	0,841
	Covar ⁴	4,270	3,024	2,467	2,261	4,410	4,225	5,632	4,625
	Correl ⁵	0,164	0,123	0,204	0,198	0,421	0,392	0,400	0,333
12 h	Var ²	63,420	55,555	29,737	26,928	29,866	29,886	39,310	36,998
	PD ³	0,608	0,566	0,712	0,711	0,729	0,778	0,660	0,750
	Covar ⁴	5,699	7,081	3,877	3,713	9,591	8,356	11,549	8,672
	Correl ⁵	0,090	0,127	0,130	0,137	0,321	0,270	0,294	0,233
24 h	Var ²	132,014	125,237	65,231	61,032	82,051	76,349	104,610	92,227
	PD ³	0,421	0,374	0,560	0,536	0,602	0,631	0,519	0,595
	Covar ⁴	21,392	11,519	9,029	6,075	16,861	14,598	13,841	13,551
	Correl ⁵	0,162	0,092	0,138	0,100	0,206	0,176	0,132	0,144

¹Média: precipitação média no intervalo de 1 hora (mm); ²Var: variância da precipitação no intervalo (mm²); ³PD: probabilidade de o intervalo ser seco; ⁴Covar: autocovariância com retardo de 1 (mm²); ⁵Correl: coeficiente de autocorrelação com retardo 1.

Os resultados obtidos mostram que a série simulada apresenta valores de probabilidade de o intervalo de 1 hora ser seco (PD1), ligeiramente superior aos valores observados. Tomando-se como base os valores de média, variância e autocorrelação, pode-se dizer que os resultados obtidos concordam com os trabalhos de RODRIGUEZ-ITURBE (1988) e VERHOEST et al. (1997), que observaram que o modelo preserva os primeiros momentos. As séries de dados simuladas mantêm

as características da precipitação e representam um avanço nos estudos hidrológicos, por possibilitar o ajuste dos parâmetros baseados em séries de dados observados por um período relativamente curto, e gerar longas séries de dados sem ocorrências de falhas nos registros de dados.

TABELA 2. Parâmetros do modelo de Bartlett-Lewis modificado ajustados para os dados horários de Urussanga - SC. **Parameters of the Modified Bartlett-Lewis model adjusted to the hourly data of Urussanga - SC, Brazil.**

Mês	λ (h ⁻¹)	ν (h)	μ_x (mm.h ⁻¹)	α	ϕ	κ
janeiro	0,0265	1,4160	11,4170	5,4544	0,0150	0,0238
fevereiro	0,0269	1,1761	10,2543	3,7085	0,0150	0,0192
março	0,0222	2,2954	7,8594	5,4369	0,0150	0,0125
abril	0,0208	0,6594	7,8282	3,1764	0,0287	0,0463
maio	0,0126	0,5179	2,4253	2,3743	0,1006	1,1368
junho	0,0158	0,7929	1,8443	2,4069	0,1690	0,8962
julho	0,0132	2,6125	1,7266	4,0096	0,1332	0,7992
agosto	0,0070	1,7618	2,7623	4,1161	0,0397	0,4039
setembro	0,0185	1,9613	1,3390	4,3782	0,1852	1,8695
outubro	0,0215	0,2342	4,5803	3,2837	0,0385	0,6424
novembro	0,0258	0,4922	6,7017	3,2795	0,0397	0,1349
dezembro	0,0221	0,2546	10,5493	2,3852	0,0176	0,0695

TABELA 3. Parâmetros do modelo de Bartlett-Lewis modificado ajustados para dados de intervalos de 5 minutos de Urussanga - SC. **Parameters of the Modified Bartlett-Lewis model adjusted for data with intervals of 5 minutes of Urussanga - SC, Brazil.**

Mês	λ (h ⁻¹)	ν (h)	μ_x (mm h ⁻¹)	α	ϕ	κ
janeiro	0,0340	0,8255	11,7174	4,1987	0,02355	0,0335
fevereiro	0,0426	0,2379	9,7984	2,7611	0,18569	0,7218
março	0,0293	0,9052	10,3858	3,9321	0,01729	0,0131
abril	0,0245	0,3962	8,3465	2,9296	0,05625	0,1160
maio	0,0097	0,2297	2,8818	2,8566	0,02981	1,1922
junho	0,0161	0,7783	1,9254	2,4159	0,18018	0,9362
julho	0,0175	0,1023	2,3034	2,5939	0,02603	1,3691
agosto	0,0163	0,0795	3,9294	1,9715	0,02682	0,5849
setembro	0,0137	1,1036	2,5817	11,6137	0,02494	1,0576
outubro	0,0197	0,3617	4,3749	3,7836	0,04043	0,6067
novembro	0,0176	0,6450	7,4600	4,0800	0,02420	0,1301
dezembro	0,0261	0,1935	10,6320	2,3605	0,02868	0,1255

Na Tabela 4, encontram-se as estatísticas descritivas das séries de máximas anuais observadas e simuladas para chuvas agregadas em intervalos de 5 minutos até 24 horas. Observa-se que, de forma geral, as séries de precipitação máximas anuais obtidas das séries simuladas mantêm as características das séries observadas, indicando que o modelo de Bartlett-Lewis pode ser utilizado também para o estudo de eventos extremos superiores.

TABELA 4. Estatísticas das séries de máximas precipitações anuais de Urussanga - SC. **Statistics of the series of maximum annual precipitation of Urussanga - SC, Brazil.**

Série	Nº anos	Média (mm)	Desvio-Padrão (mm)	Assimetria	Máximo (mm)	Mínimo (m)	Quartís		
							Q3 (mm)	Q2 (mm)	Q1 (mm)
Dados agregados em intervalo 24 h									
Observada	26	33,8	12,1	2,2	78,4	17,0	36,3	31,5	26,4
Simulada	100	34,5	13,0	1,4	88,6	16,8	39,8	31,1	26,0
Dados agregados em intervalo 1 h									
Observada	26	93,1	42,5	2,4	253,9	49,2	112,6	79,8	67,1
Simulada	100	92,5	47,6	2,7	373,1	38,2	112,3	79,2	60,2
Dados agregados em intervalo 30 minutos									
Observada	26	27,7	8,8	1,3	55,9	14,5	32,6	26,5	20,4
Simulada	100	21,7	5,2	1,0	40,0	11,6	24,7	20,6	18,1
Dados agregados em intervalo 15 minutos									
Observada	26	18,3	4,6	1,2	32,8	11,3	20,6	18,1	14,9
Simulada	100	14,1	3,5	1,1	27,6	8,7	16,2	13,0	11,7
Dados agregados em intervalo 10 minutos									
Observada	26	14,7	2,6	0,9	22,7	10,2	16,1	14,4	13,4
Simulada	100	9,8	2,2	0,7	15,9	5,9	10,9	9,5	8,1
Dados agregados em intervalo 5 minutos									
Observada	26	9,6	2,1	1,1	15,1	6,9	10,9	8,9	8,3
Simulada	100	5,7	1,2	0,6	9,4	3,8	6,4	5,7	4,8

Na Tabela 5, estão os valores de precipitação máxima estimadas por meio da distribuição de Gumbel para os períodos de retorno de 2 a 100 anos. Observa-se que os valores estimados a partir da série simulada apresentam diferenças inferiores a 1% dos valores estimados a partir da série observada, tanto para o intervalo horário como para o intervalo diário. Esta observação reveste-se de grande importância hidrológica, pois o modelo permite a aplicação para simular séries de chuvas em intervalos horários também com a finalidade de simular eventos extremos. Também VERHOEST et al. (1997), trabalhando com dados da África do Sul, observaram que os modelos de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis resultam em estimativas adequadas para chuvas extremas com duração superior a 1 hora; no entanto, obtiveram estimativas pobres para duração de uma hora ou inferiores.

Para as séries de máximas anuais de duração diária (Tabela 4), observa-se que, com exceção do valor máximo de 373,1 mm, todos os demais estão dentro do intervalo de confiança de 95% da distribuição de Gumbel. Para a série de dados horários, observa-se que houve melhor aderência à distribuição de Gumbel. Esta observação reveste-se de grande importância hidrológica, pois o modelo permite a aplicação para simular séries de chuvas em intervalos horários também com a finalidade de simular eventos extremos.

Para todos os intervalos de duração menor de 1 hora, observa-se que a série de máximas anuais da série simulada apresenta menores valores que a série observada. No intervalo de duração de 30 minutos, a média simulada é 25,3% inferior à série observada, sendo essa diferença de 22,9%, 33,3% e 40,6% para os intervalos de 15 min, 10 min e 5 min, respectivamente. Essas diferenças nas médias e nos desvios-padrão implicam subestimativas dos valores de chuva máxima. Essa constatação está de acordo com as observações de VERHOEST et al. (1997), que encontraram valores de estatísticas de eventos extremos subestimados em relação aos dados históricos para

duração de 1 hora. COWPERWAIT et al. (2007) efetuou modificação no método de Bartlett-Lewis obtendo um modelo com doze parâmetros para obter estimativas de chuvas em escalas de menor intervalo de tempo. Nestes trabalhos, os autores concluíram que o modelo simula bem as chuvas extremas para durações de 1 e 24 horas, porém subestima as chuvas extremas para durações de 5 minutos. Segundo estes autores, entre as possíveis razões, está a ocorrência de algum viés na estimativa de amostra de assimetria, o que é provável que seja mais significativa em níveis mais baixos de agregação, tais como 5 minutos, devido à elevada autocorrelação. Essa constatação requer uma investigação mais detalhada, e estudos de possíveis modificações no modelo para sua aplicação na estimativa de eventos extremos de curta duração.

Com essa constatação, pode-se afirmar que o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado pode ser usado para gerar séries sintéticas de precipitação, porém sua aplicação para estudos de eventos extremos fica limitado para chuvas em intervalos de duração superior a 1 hora.

TABELA 5. Precipitações extremas horária e diária, estimadas por meio da distribuição de Gumbel, para Urussanga - SC. **Hourly and Daily extreme precipitation estimated by the Gumbel distribution for Urussanga - SC, Brazil.**

Com base nas séries de dados	T - Período de Retorno (anos)						
	2	5	10	20	25	50	100
Chuva máxima estimada com duração de 24 horas							
Observada	86,7	130,6	159,7	187,6	196,4	223,7	250,7
Simulada	84,9	129,5	159,1	187,5	196,5	224,2	251,8
Chuva máxima estimada com duração de 1 horas							
Observada	32,0	44,5	52,7	60,7	63,2	71,0	78,7
Simulada	32,4	44,6	52,7	60,4	62,9	70,5	78,0
Chuva máxima estimada com duração de 30 minutos							
Observada	26,4	35,5	41,5	47,3	49,1	54,7	60,3
Simulada	20,9	25,8	29,1	32,2	33,2	36,3	39,3
Chuva máxima estimada com duração de 15 minutos							
Observada	17,6	22,4	25,6	28,6	29,6	32,6	35,5
Simulada	13,5	16,8	19,0	21,2	21,8	23,9	25,9
Chuva máxima estimada com duração de 10 minutos							
Observada	14,3	17,0	18,8	20,5	21,1	22,8	24,5
Simulada	9,5	11,6	13,0	14,3	14,7	16,0	17,3
Chuva máxima estimada com duração de 5 minutos							
Observada	9,3	11,4	12,8	14,2	14,6	15,9	17,2
Simulada	5,6	6,7	7,4	8,1	8,4	9,1	9,8

CONCLUSÕES

Com o ajuste dos parâmetros com base nos dados de precipitação observada na Estação de Urussanga - SC, pode-se concluir que:

As séries simuladas apresentaram as características estatísticas nos diversos níveis de agregação temporal semelhantes aos valores observados, preservando os momentos de primeira e segunda ordem.

Para as séries de precipitação simulada com duração de 1 hora, observou-se que as séries de máximas anuais da série simulada mantiveram as características da série observada.

Para as séries de precipitação simulada com duração inferior a 1 hora, observaram-se 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.

REFERÊNCIAS

- BACK, A.J. Relações entre precipitação intensa de diferentes durações ocorridas no município de Urussanga - SC. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v.13, n.2, p.170-175, 2009.
- BACK, A.J.; DORFMAN, R.; CLARKE, R. Modelagem da precipitação horária por meio do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, Porto Alegre, v.4, n.1, p.5-17, 1999.
- CARVALHO, J.P.; ASSAD, E.D. Análise espacial da precipitação pluviométrica no Estado de São Paulo: comparação de métodos de interpolação. *Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v.25, n.2, p.377-384, 2005.
- CARVALHO, D.F.; CRUZ, E.S.; PINTO, M.F.; SILVA, L.D.B.; GUERRA, J.G.M. Características da chuva e perdas por erosão sob diferentes práticas de manejo do solo. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v.13, n.1, p.3-9, 2009.
- CECILIO, R.A.; PRUSKI, F.F. Interpolação dos parâmetros de equações de chuvas intensas com uso do inverso de potências da distância. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.7, n.3, p.501-504, 2003.
- COWPERTWAIT, P. Mixed rectangular pulses models of rainfall. *Hydrology and Earth System Sciences*, Göttingen, v.8, p.993-1000, 2004.
- COWPERTWAIT, P.S.P.; O'CONNELL, P.E. ; METCALFE, A.V. ; MAWDSLEY, J.A. Stochastic point process modeling of rainfall. I. Single-site and validation. *Journal of Hydrology*, New Delhi, v.175, p.17-46, 1996.
- COWPERTWAIT, P.; ISHAM, V.; ONOF, C. Point process of rainfall: developments of fine-scale structure. *Proceedings of the Royal Society*, Edinburgh, n.463, p.2.569-2.587, 2007.
- DAMÉ, R.C.F.; TEIXEIRA, C.F.A.; TERRA, V.S.S. Comparação de diferentes metodologias para estimativa de curvas intensidade-duração-frequência para Pelotas-RS. *Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v.28, n.2, p.245-255, 2008.
- DAMÉ, R.C.F.; TEIXEIRA, C.F.A.; LORENSI, R.P. Simulação de precipitação com duração horária mediante o uso do modelo Bartlett-Lewis do pulso retangular modificado. *Revista Brasileira de Agrociências*, Pelotas, v.13, n.1, p.13-18, 2007.
- DAMÉ, R.C.F.; PEDROTTI, C.B.M.; CARDOSO, M.A.; SILVEIRA, C.P.; DUARTE, L.A.; MOREIRA, A.C. 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 de Agrociência*, Pelotas, v.12, n.4, p.505-509, 2006.
- DOURADO NETO, D.; ASSIS, J.P.; MAFROM, P.A.; SPAVOREK, P.; BARRETO, A.G.O.P.; MARTIN, T.N. Simulação estocástica de valores médios diários de temperatura do ar e de radiação solar global para Piracicaba - SP, utilizando a distribuição normal. *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, Sete Lagoas, v.13, n.2, p.225-235, 2005.
- GRIMM, A.M.; NATORI, A.A. Climate change and interannual variability of precipitation in South America. *Geophysical Research Letters*, Washington, v.33, L19706, 2006.
- LAPPONI, J. C. *Estatística usando excel*. 4. ed. rev. e atual. São Paulo: Elsevier, 2005.

- LIMA, H.M.F.; MATA, I.P.; LIMA, A.V.F. Aplicação e validação de um simulador estocástico de variáveis climáticas: o caso da precipitação. *Ingenieria Del Agua*, Valencia, v.12, n.1, p.27-37, 2005.
- MELLO, C.R.; SILVA, A.M. Modelagem estatística da precipitação mensal e anual e no período seco para o Estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campinas Grande, v.13, n.1, p.68-74, 2009.
- OLIVEIRA, V.P.S.; ZANETTI, S.S.; PRUSKI, F. CLIMABR Parte I: Modelo para a geração de séries sintéticas de precipitação. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v.9, n.3, p.348-355, 2005.
- OLIVEIRA, L.F.; ANTONINI, J.C.; GRIEBELER, N.O. Métodos de estimativa de precipitação máxima para o Estado de Goiás. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v.12, n.6, p.620-625, 2008.
- OLIVEIRA, L.F.; ANTONINI, J.C.; GRIEBELER, N.O. Estimativa de chuvas intensas para o Estado de Goiás. *Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v.28, n.1, p.22-33, 2008.
- ONOF, C.; TOWNEND, J.; KEE, R. Comparison of two hourly to 5-min rainfall disaggregators. *Atmospheric Research*, Amsterdam, v.77, p.176-187, 2005.
- RODRIGUES, M.L.G. ; LOPES, F.Z. Padrão de precipitação e as estiagens em Chapecó - SC, no período de 2002 a 2006. *Agropecuária Catarinense*, Florianópolis, v.21, p.50-52, 2008.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I.; POWER, D. F.; VALDES, J. B. Rectangular pulses point process models for rainfall: analysis of empirical data. *Journal of Geophysical Research*, Washington, v.92, n.D8, p.9.645-9.656, 1987.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I. Scale of fluctuation of rainfall models. *Water Resources Research*, Washington, v.22, n.9, 1988.
- SALIN, A.; PAWITAN, Y. Extensions of the Bartlett-Lewis model for rainfall processes. *Statistical Modelling*, London, v.3, n.2, p.79-98, 2003.
- SOPRANI, M.A., REIS, J.A.T. Proposição de equações de intensidade-duração-frequência para a bacia do Rio Benevente - ES. *Revista Capixaba de Ciências e Tecnologia*, Vitória, v.2, p.18-25, 2007.
- VERHOEST, N.; TROCH, P.A.; DE TROCH, F.P. On the applicability of Bartlett-Lewis rectangular pulses models in the modeling of designs storms at a point. *Journal of Hydrology*, Amsterdam, p.108-120,1997.
- WHEATER, H.; CHANDLER, R.; ONOF, C.; ISHAM, V.; BELLONE, E.; YANG, C.; LEKKAS, D.; LOURMAS, G.; SEGOND, M.L. Spatial-temporal rainfall modeling for flood risk estimation. *Stochastic Environmental Research Risk Assessment*, Berlin, v.19, p.403-416, 2005.
- ZANETTI, S.S.; OLIVEIRA, V.P.S.; PRUSKI, F.F. Validação do modelo Clima BR em relação ao número de dias chuvosos e à precipitação total diária. *Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v.26, n.1, p.96-102, 2006.