

MODELAGEM DA PRECIPITAÇÃO HORÁRIA POR MEIO DO MODELO DE PULSOS RETANGULARES DE BARTLETT-LEWIS MODIFICADO

Álvaro José Back

*Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina - Estação Experimental de Urussanga
SC 446, Km 16 - Bairro da Estação - Caixa Postal 049 - CEP 88840-000 Urussanga, SC
Fone (048) 465-1209*

Raul Dorfman e Robin Clarke

*Instituto de Pesquisas Hidráulicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Av. Bento Gonçalves, 9500 - Caixa Postal 15029CEP 91501-970 Porto Alegre, RS*

RESUMO

O presente estudo teve como objetivo avaliar o ajuste de modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado, aos dados de precipitação horária de Urussanga, SC (latitude 28° 31' S, longitude 49° 19' W, e altitude 48.2 m). Foi utilizada a série de 16 anos de dados de precipitação horária observada no ajuste dos parâmetros do modelo para cada mês, assumindo a homogeneidade das características de precipitação dentro do mês. Com os parâmetros ajustados foram simuladas séries de 500 anos de dados de precipitação horária. Observou-se que os parâmetros do modelo refletem a variação sazonal das características da precipitação, e que o modelo ajustado foi capaz de manter as características estruturais da chuva observada nos diferentes níveis de agregação. Nos meses de dezembro a março foi observado maior frequência e maior intensidade média da precipitação no período da tarde, sendo que o modelo utilizado não considera essa variação diurna nas características da precipitação.

INTRODUÇÃO

A modelagem estocástica da precipitação é útil para o estudo dos fenômenos hidrológicos como o escoamento superficial, infiltração e erosão do solo. Há uma extensa literatura sobre modelos estocásticos de precipitação. Stern e Coe (1984) descreveram um modelo para a precipitação diária em que dias secos e chuvosos ocorrem de acordo com a cadeia de Markov com probabilidade de transição dependente sazonalmente, e em que a quantidade de chuva do dia chuvoso tem a distribuição gama com o parâmetro também dependente sazonalmente. Em outro enfoque de modelagem de precipitação, descrito por Eagleson (1978) e por Koutsoyiannis e Xanthopoulos (1990), o processo de ocorrência de chuva (ocorrência do intervalo sem chuva e ocorrência do intervalo com chuva) e a quantidade de chuva são descritos

separadamente e, posteriormente, ambos os processos são sobrepostos para formar o modelo completo de chuva. A cadeia de Markov também tem sido utilizada por Pattison para sintetizar os dados de chuva horária. Hutchinson (1990) descreve um modelo baseado no processo Markov, com três estados para gerar dados horários de chuva.

Um notável desenvolvimento a respeito da modelagem de precipitação são os modelos de processos pontuais de precipitação, descritos por Rodriguez-Iturbe et al. (1987). Estes modelos consideram que as chuvas são formadas por células, (unidades básicas de precipitação), cuja distribuição no tempo segue um processo estocástico definido. Para esta representação existe uma série de processos já estudados pela teoria dos processos pontuais (Cox e Isham, 1980, 1988). Nesta modelagem considera-se que as células distribuem-se no tempo em agrupamentos, chamados "clusters", e que cada célula é considerada como um pulso, com duração e intensidade aleatórias, sendo a intensidade constante durante a duração da célula.

Dois processos pontuais de agrupamentos de células descritos por Rodriguez-Iturbe et al. (1987) são o processo de Bartlett-Lewis e o processo de Neyman-Scott, dando origem ao modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis e ao modelo de pulsos retangulares de Neyman-Scott. A diferença entre ambos é relativamente sutil, e é muito improvável que a análise empírica dos dados possa ser utilizada para a escolha entre ambos os modelos.

Segundo Entekhabi et al. (1989), geralmente um modelo baseado em uma forma especial do processo Bartlett-Lewis é particularmente mais acessível à análise matemática e por isso vem sendo a forma de processos agrupados de maior uso direto em aplicações. O modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis com cinco parâmetros ($\lambda, \beta, \gamma, \eta, \mu_x$) pode ser assim descrito:

1. supõe-se que a origem da chuva ocorre no processo Poisson com taxa λ ;
2. cada origem é seguida por um processo Poisson com taxa β de células;
3. após o tempo exponencialmente distribuído com taxa γ o processo de geração de novas células termina;
4. as durações das células são variáveis aleatórias independente e exponencialmente distribuídas com parâmetro η ; e
5. cada célula tem uma altura constante durante a duração, variando entre as células aleatoriamente conforme a distribuição exponencial com média μ_x .

Os modelos de pulsos retangulares de Neyman-Scott e Bartlett-Lewis foram aplicados aos dados de precipitação de Denver por Rodriguez-Iturbe et al. (1987), que observaram que esses modelos são capazes de preservar as grandezas estatísticas da precipitação, incluindo valores extremos, em períodos de 1 hora até 24 horas, porém foram incapazes de preservar a proporção de períodos secos em níveis de agregação superior a 1 hora.

Rodriguez-Iturbe et al. (1988) modificaram 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 de Bartlett-Lewis assume que os valores de η para diferentes chuvas são variáveis aleatórias independentes tendo uma distribuição gama com índice α e parâmetro de escala ν , isto é:

$$E(\eta) = (\alpha/\nu)$$

$$\text{Var}(\eta) = (\alpha/\nu^2)$$

e o valor esperado da duração da célula é:

$$E(1/\eta) = \nu/(\alpha-1)$$

Considerando:

$$k = \beta/\eta$$

$$\phi = \gamma/\eta$$

o modelo modificado tem seis parâmetros ($\lambda, \alpha, \nu, k, \phi, \mu_x$), sendo chamado de modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado. Islam et al. (1990) estudaram a dependência dos

parâmetros do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado, com a variação sazonal e espacial da precipitação na bacia do rio Arno, na Itália.

Um procedimento natural para o ajuste de um modelo com p parâmetros consiste em equacionar p diferentes momentos estatísticos, tomados da série de dados observados, com suas expressões derivadas para o modelo, e resolver simultaneamente o conjunto de equações. Neste caso o modelo irá ajustar exatamente p momentos amostrais, porém o ajuste dos demais valores não é garantido. Um procedimento mais flexível consiste em ajustar um conjunto maior de momentos estatísticos.

Outra forma de obter o ajuste, adotada por Entekhabi et al. (1989) e por Cowpertwait et al. (1996) 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 $f_i = f_i(\lambda, \alpha, \nu, k, \phi, \mu_x)$ 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:

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

em que: W_i = termo que permite aplicar peso diferente para cada função; i = função considerada; m = número de funções consideradas no ajuste. Cowpertwait et al. (1996) aplicou peso 100 ao valor da média e peso um aos demais momentos, de modo a garantir que o modelo gere dados de chuva com a mesma média histórica.

Khaliq e Cunnane (1996) utilizaram cinco conjuntos de dados estatísticos diferentes para cada mês de dados horários para estimar os parâmetros do modelo, sendo que quatro conjuntos consistiram de seis diferentes momentos amostrais, onde os parâmetros do modelo foram estimados resolvendo simultaneamente seis equações e seis incógnitas. O outro conjunto de dados consistiu de 16 diferentes momentos estatísticos (média, variância, autocorrelação com retardo 1 e probabilidade do intervalo ser seco para 1, 6, 12 e 24 horas) e os parâmetros do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado foram estimados minimizando a soma de quadrados dos desvios. Neste trabalho os autores observaram que os parâmetros estimados com este quinto conjunto de dados, foi o que produziu uma seqüência de

dados de chuva que mais se assemelha com os valores históricos.

O presente trabalho teve como objetivo verificar o ajuste do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado aos dados de precipitação horária de Urussanga, SC.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados de precipitação utilizados neste estudo são oriundos da estação meteorológica da Empresa de Pesquisa Agropecuária e de Extensão Rural de Santa Catarina, EPAGRI, localizada na Estação Experimental de Urussanga (latitude 28°31'S e longitude 49°19' W com altitude de 48.2 m). Esses valores são registrados pelo pluviógrafo em gráficos diários, com escala vertical graduada em milímetros de precipitação e com subdivisão em décimos, e a escala horizontal subdividida em horas e, cada hora, com subdivisão de 10 minutos.

O modelo estocástico adotado para a simulação das séries de chuva horária foi o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado com seis parâmetros ($\lambda, \alpha, \nu, k, \phi, \mu_x$). No ajuste dos parâmetros do modelo há necessidade de uma série de dados horários de precipitação. Assim foi realizada a cotação horária dos pluviogramas. 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.

O ajuste dos parâmetros foi feito minimizando a Expressão (1), onde foram utilizadas 13 funções representando a média de 1 h, e 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. Neste estudo somente foi considerado o valor da média de 1 hora, contudo foi imposta a restrição de que a média estimada seja igual a média observada, garantindo assim que as séries geradas tenham a mesma média da série observada.

A média dos valores observados foi estimada pela função:

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

sendo: $\mu_k(h)$ = média observada para o intervalo de tempo de h horas (mm); k = índice mensal do ca-

lendário (k = 1 para janeiro, 2 para fevereiro e assim por diante); $Y_{i,j,k}^{(h)}$ = valor de precipitação total do jésimo 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 foi estimada pela função:

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

onde: $\gamma(h)$ = variância observada para o intervalo de tempo h horas (mm²).

A autocovariância com retardo 1 foi estimada pela função:

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

onde: $\gamma_k(h,1)$ = autocovariância com retardo 1 (mm²).

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

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

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

A proporção de intervalos secos foi 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:

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

onde ϕ_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:

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

onde: $E(Y^h)$ = média da precipitação no intervalo de h horas (mm); λ , ν , μ_x , α , ϕ , K são os parâmetros do modelo;

$$\begin{aligned} \mu_c &= 1+K/\phi \\ h &= \text{intervalo de tempo (h);} \end{aligned} \quad (8)$$

A variância da precipitação é definida pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} \text{var} [Y_i^h] &= 2A_1 [(\alpha-3)h\nu^{2-\alpha} - \nu^{3-\alpha} + (\nu+h)^{3-\alpha}] \\ &- 2A_2 [(\alpha-3)\phi h \nu^{2-\alpha} - \nu^{3-\alpha} + (\nu+\phi h)^{3-\alpha}] \end{aligned} \quad (9)$$

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

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

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

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

A autocovariância com retardo τ é definido pela expressão:

$$\begin{aligned} \text{cov}[Y_i^h, Y_{i+\tau}^h] &= A_1 \{ [\nu + (\tau+1)h]^{3-\alpha} - 2(\nu + \tau h)^{3-\alpha} + \\ &+ [\nu + (\tau-1)h]^{3-\alpha} \} - A_2 \{ [\nu + (\tau+1)\phi h]^{3-\alpha} \\ &- 2(\nu + \tau\phi h)^{3-\alpha} + [\nu + (\tau-1)\phi h]^{3-\alpha} \} \end{aligned} \quad (12)$$

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

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

$$\Pr(Y_i^h = 0) = \exp \left\{ -\lambda h - \lambda \mu T + \frac{\lambda \phi}{(\phi + \kappa)} B_1 + \frac{\lambda \kappa}{(\phi + \kappa)} B_2 \right\} \quad (13)$$

onde: Pr = probabilidade do intervalo h horas ser seco;

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

$$\begin{aligned} B_1 &= \frac{\nu}{\phi(\alpha-1)} \left(1 - \kappa - \phi + \frac{3}{2}\kappa\phi + \phi^2 + \frac{1}{2}\kappa^2 \right) \\ B_2 &= \frac{\nu^\alpha}{\phi(\alpha-1)} \left[\nu + (\kappa + \phi)^{1-\alpha} \right] \end{aligned} \quad (15)$$

$$\left(1 - \kappa - \phi + \frac{3}{2}\kappa\phi + \phi^2 + \frac{1}{2}\kappa^2 \right) \quad (16)$$

A chuva é simulada como o acúmulo de células chuvosas associadas com a chuva, conforme a descrição abaixo:

1. os tempos de início das chuvas ocorrem segundo o processo Poisson com taxa λ (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 η , associado com ela, que especifica a intensidade da chuva. Estes números são variáveis aleatórias independentes, com distribuição gama de média α/ν , e variância α/ν^2 ;
3. cada chuva consiste de uma ou mais células. A primeira célula inicia no tempo de origem da chuva e as células subsequentes tem tempo de início segundo processo Poisson com taxa β ($\beta = \kappa\eta$) 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 as células e todas as chuvas.

Na Figura 1 está representado esquematicamente o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis, conforme acima exposto.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 encontram-se, para cada mês, os valores das médias de precipitação horária, os valores de variância, autocovariância com retardo 1 e do coeficiente de autocorrelação com retardo 1 da chuva horária observada nos intervalos de 1, 6, 12 e 24 horas, bem como os valores das probabili-

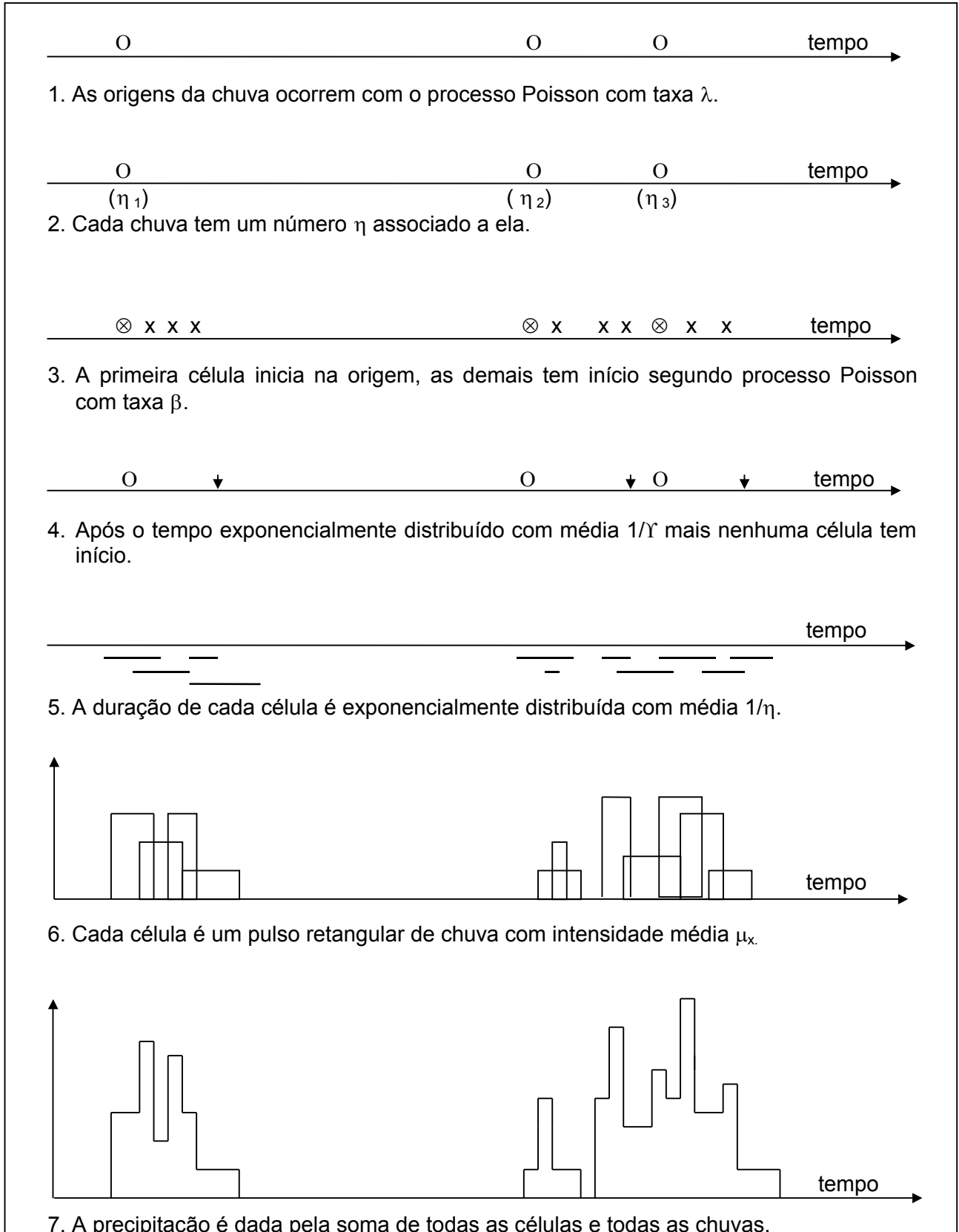
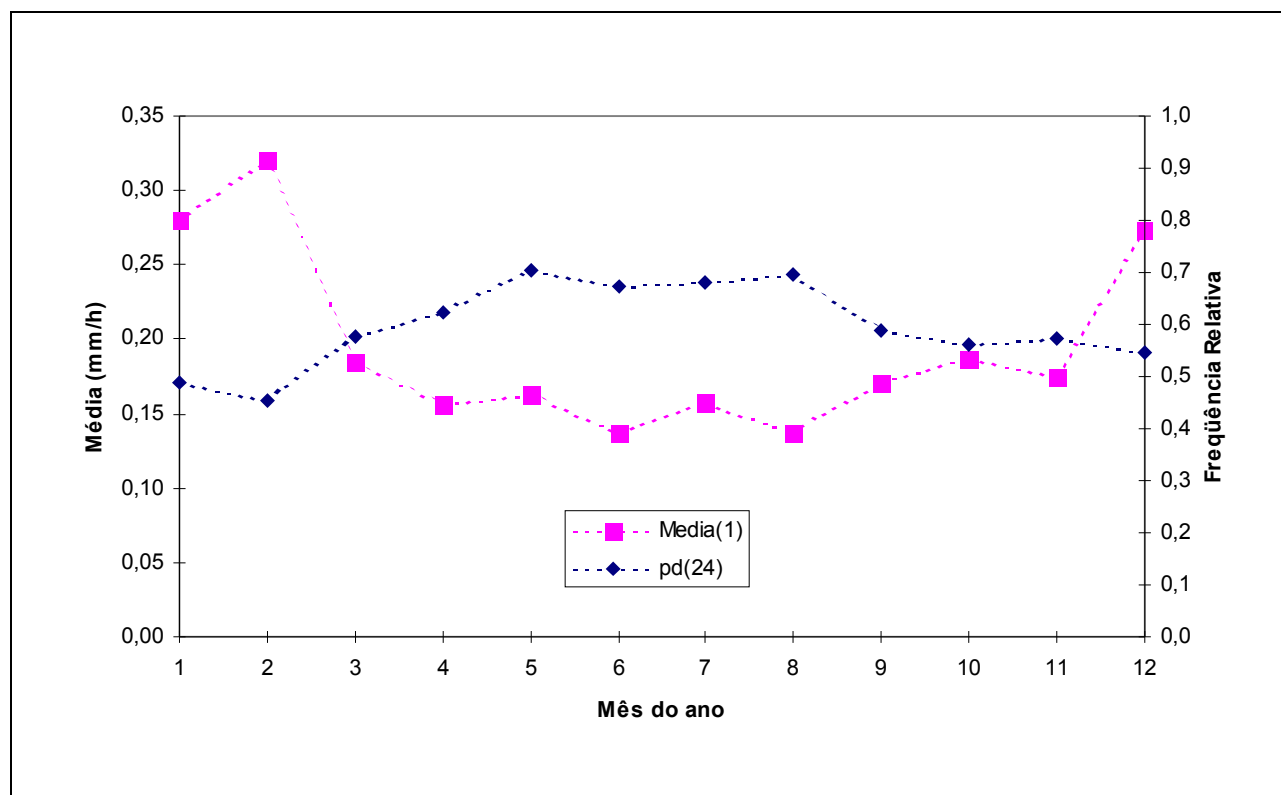


Figura 1. Representação do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado.

Tabela 2. Parâmetros do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado, ajustados aos dados de precipitação horária de Urussanga, SC.

Mês	$\lambda(h^{-1})$	υ (h)	κ	μ_x (mm.h ⁻¹)	α	ϕ
Janeiro	0,02441	1,096	0,0841	11,40	5,57	0,0263
Fevereiro	0,01721	0,671	0,0430	11,29	2,87	0,0120
Março	0,02236	1,670	0,0906	7,87	5,88	0,0443
Abril	0,01721	0,474	0,1611	7,82	3,27	0,0353
Mai	0,00706	0,557	0,1639	4,10	2,01	0,0179
Junho	0,01181	0,833	0,9535	1,92	2,38	0,1059
Julho	0,01163	2,760	1,1795	1,48	4,02	0,1311
Agosto	0,01039	1,279	0,3808	3,19	4,52	0,0366
Setembro	0,01647	0,818	0,3756	2,36	2,33	0,0605
Outubro	0,02141	0,331	0,4661	4,58	2,83	0,0486
Novembro	0,01760	0,645	0,1301	7,46	4,08	0,0242
Dezembro	0,01755	0,382	0,1002	10,64	2,88	0,0161

**Figura 2. Valores observados de precipitação média no intervalo de 1 hora (Média(1)), e da frequência relativa de dias secos (pd(24)) em Urussanga, SC.**

observado (70,3%). Os valores observados de probabilidade do intervalo de uma hora ser seco nos meses de fevereiro e maio foram de 85,8% e de 90,3% respectivamente, onde verifica-se que as diferenças são bem menores que os valores para o intervalo de 24 horas. Esses valores mostram que as chuvas de fevereiro são mais frequentes, porém de menor duração que as chuvas de maio.

Esta observação pode ser atribuída a predominância das chuvas convectivas nestes meses. Essas diferenças sazonais das características das precipitações estão diretamente ligadas à atuação das massas de ar responsáveis pela formação das chuvas na região. Segundo Empasc (1978) e Santa Catarina (1986), atuam sobre o estado catarinense as seguintes massas de ar: Tropical Atlântica, Polar Atlântica, Tropical Continental e Equatorial Continental. As massas Tropical Atlântica e Polar Atlântica predominam alternadamente em todas estações do ano. A massa Equatorial Continental é a principal responsável pelas chuvas convectivas na região sudeste e no litoral sul do país, tendo efeito destacado no verão. Nesta época a presença da massa Tropical Continental resulta em tempo bom. As massas de ar polares são importantes promotoras de chuvas frontais, ocorrendo tanto no verão quanto no inverno. Assis (1993) mostra que a atuação diferenciada das massas de ar é respon-

sável pelas diferenças no padrão pluviométrico verificado na região sul e sudeste do país.

Pela inspeção dos valores da Tabela 2 pode-se verificar que há uma variação sazonal em vários parâmetros do modelo, refletindo a sazonalidade de algumas características da precipitação. Na Figura 3 estão representadas a variação do parâmetro (λ) e da intensidade da célula (μ_x), e na Figura 4 estão representadas as variações dos valores esperados do número de células ($E[C]$) e da duração de cada célula ($E[1/\eta]$), para os diferentes meses do ano. Pela variação do parâmetro λ verificamos que as origens das chuvas são mais frequentes nos meses de janeiro e março, e menos frequentes nos meses de agosto e maio. Pode-se dizer que, na média, o intervalo entre as origens das chuvas no mês de janeiro é de 41 horas e em maio é de 142 horas.

Pode-se observar ainda na Tabela 2, que os valores do parâmetro α são maiores que dois e, como discutido por Rodriguez-Iturbe et al. (1988) e Entekhabi et al. (1989), isto significa que os dados analisados não apresentam o problema de memória muito grande.

Através da Figura 4 verifica-se que os meses de dezembro a março são caracterizados pelo menor número de células e maior intensidade das células. Essas características podem ser atribuídas

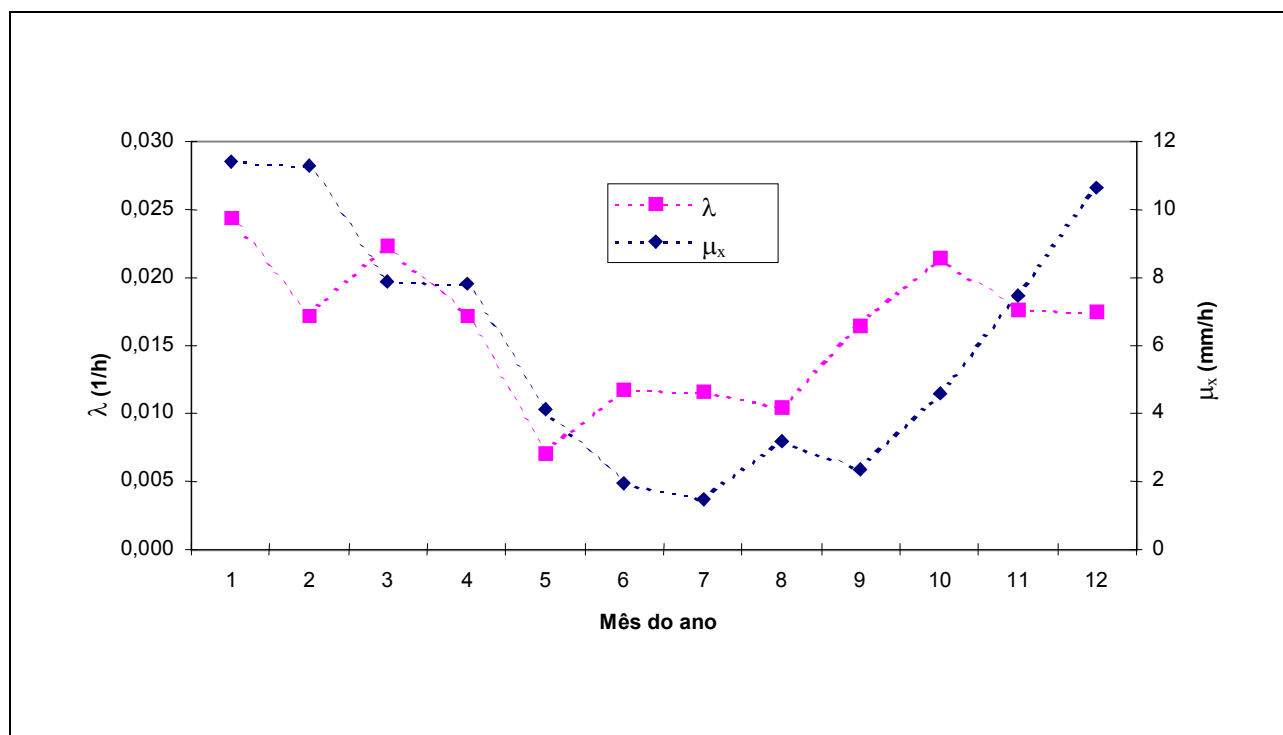


Figura 3. Variação sazonal dos parâmetros λ (h^{-1}) e μ_x ($mm.h^{-1}$) do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado.

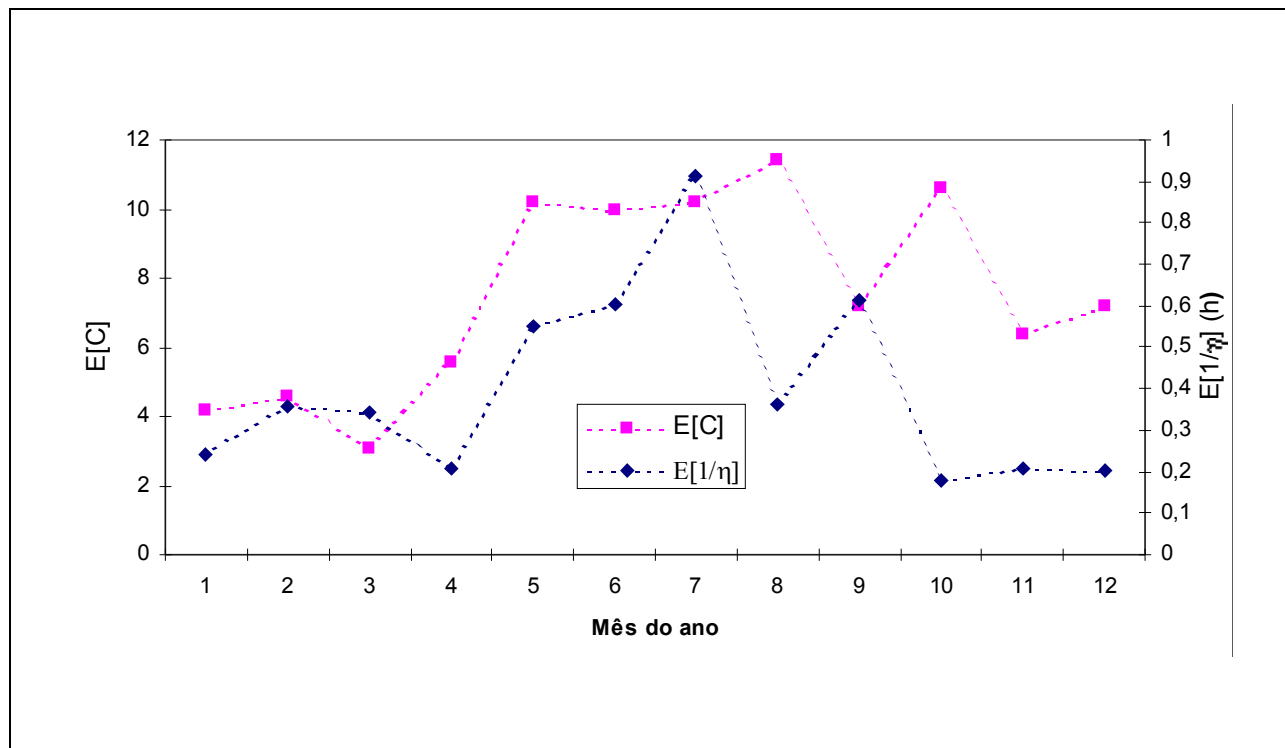


Figura 4. Variação sazonal dos valores esperados do número de células ($E[C]$) e da duração das células ($E[1/\eta]$).

pela maior ocorrência de chuvas convectivas nesta época do ano. As chuvas nos meses de maio a setembro são caracterizadas pelo maior número de células, e pela menor intensidade e maior duração dessas células chuvosas. Essas características podem ser atribuídas a predominância das chuvas frontais.

Analisando os dados da Tabela 1, e comparando os valores da primeira com os da segunda linha de cada mês, verifica-se que, de maneira geral, os momentos observados nos vários níveis de agregação são preservados de maneira satisfatória nos valores estimados pelo modelo, refletindo a habilidade do modelo de preservar a estrutura temporal das chuvas. No entanto, pode ser observado que os valores de probabilidade do intervalo de 1 hora ser seco, estimado pelo modelo em todos os meses, foi ligeiramente superior aos valores observados. A maior diferença foi observada no mês de fevereiro, onde o valor observado de probabilidade do intervalo de uma hora ser seco foi de 0,858 e o valor estimado pelo modelo foi de 0,907. Se estas diferenças forem importantes na aplicação dos dados, pode-se melhorar essa estimativa, impondo uma restrição ou atribuindo maior peso a essa variável na função de minimização para a estimativa dos parâmetros do modelo. Neste caso será obtido um novo conjunto de parâmetros do

modelo, com novas estatísticas estimadas pelo modelo. Contudo, o ganho em precisão na estimativa de um momento implica na menor precisão na estimativa de outros momentos utilizados na função de minimização. Neste estudo foi testado o ajuste do modelo impondo a restrição de que a variância e a probabilidade do intervalo de uma hora ser seco, estimadas pelo modelo, sejam iguais as observadas, porém chegou-se a conclusão que a perda de precisão na estimativas das demais estatísticas não compensava a sua utilização.

Os valores das estatísticas das séries simuladas apresentam pequenas diferenças em relação aos valores preditos pelo modelo, o que pode ser atribuído a aleatoriedade das variáveis envolvidas.

Comparando os valores das estatísticas observadas com as estatísticas obtidas da série desagregada nos diferentes meses, verifica-se que após a desagregação dos dados diários em valores horários, as características estruturais das chuvas são mantidas de maneira satisfatória, e assim, esta metodologia pode ser utilizada para a desagregação dos dados diários de precipitação em valores horários.

Nas Tabelas 3, 4 e 5 são apresentados os valores de frequência de intervalos secos nas dife-

Tabela 3. Frequência relativa de intervalos secos [$\phi_d(1)$] e precipitação média [$\mu_x(1)$] nos diferentes intervalos horários para os meses de janeiro, fevereiro, março e abril, da chuva observada em Urussanga, SC, no período de 1981-1996.

intervalo (horas)	Jan.		Fev.		Mar.		Abr.	
	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$
09– 10	0,924	0,174	0,929	0,102	0,963	0,035	0,931	0,178
10 – 11	0,913	0,147	0,927	0,114	0,959	0,072	0,933	0,103
11 – 12	0,919	0,264	0,917	0,195	0,950	0,145	0,931	0,101
12 – 13	0,904	0,168	0,903	0,270	0,936	0,235	0,931	0,094
13 – 14	0,871	0,488	0,891	0,363	0,926	0,217	0,933	0,136
14 – 15	0,826	0,659	0,822	0,777	0,915	0,238	0,923	0,220
15 – 16	0,786	0,636	0,801	0,936	0,888	0,318	0,908	0,336
16 – 17	0,763	0,852	0,789	0,950	0,857	0,462	0,904	0,274
17 – 18	0,782	0,598	0,780	0,632	0,849	0,267	0,888	0,261
18 – 19	0,786	0,574	0,770	0,788	0,851	0,386	0,883	0,169
19 – 20	0,784	0,463	0,749	0,656	0,853	0,249	0,863	0,166
20 – 21	0,800	0,295	0,780	0,510	0,831	0,225	0,873	0,205
21 - 22	0,830	0,210	0,794	0,248	0,847	0,225	0,883	0,178
22 - 23	0,863	0,151	0,808	0,214	0,868	0,197	0,902	0,090
23 - 24	0,878	0,144	0,825	0,153	0,882	0,166	0,900	0,151
24 - 01	0,902	0,085	0,877	0,101	0,886	0,200	0,913	0,124
01 - 02	0,913	0,069	0,910	0,068	0,890	0,171	0,923	0,091
02 - 03	0,911	0,053	0,910	0,057	0,901	0,138	0,921	0,126
03 - 04	0,915	0,088	0,893	0,067	0,913	0,101	0,917	0,113
04 - 05	0,904	0,104	0,889	0,118	0,909	0,090	0,915	0,132
05 - 06	0,911	0,102	0,891	0,080	0,917	0,061	0,927	0,093
06 - 07	0,908	0,163	0,910	0,076	0,926	0,087	0,921	0,101
07 - 08	0,915	0,104	0,905	0,092	0,926	0,080	0,915	0,151
08 - 09	0,917	0,138	0,917	0,118	0,928	0,050	0,913	0,150
Média	0,867	0,280	0,858	0,320	0,899	0,184	0,910	0,156
C. V. (%)	6,5	82,9	7,0	94,4	4,2	58,4	2,2	41,3

rentes horas do dia e a precipitação média observada em cada intervalo, nos diferentes meses do ano. Verifica-se que nos meses de novembro a março há uma maior frequência de chuvas no período da tarde, e também uma maior precipitação média nesses horários. Analisando os dados do mês de janeiro para a ilustração, observa-se que as chuvas ocorrem com maior frequência no período compreendido das 14:00 às 22:00 h, e também que as maiores intensidades médias ocorrem no período das 13:00 às 20:00 h. Ainda no mês de janeiro observa-se que no intervalo das 16:00 às 17:00 h ocorre a menor frequência de períodos secos (76,3%) e também nesse intervalo a média de precipitação é superior aos demais intervalos (0,852 mm). Nos meses de maio a outubro as chuvas são mais uniformemente distribuídas nas 24 horas do dia, apresentando o coeficiente de variação das médias horárias de chuva inferior a 25%. Também a frequência de intervalos horários

sem precipitação apresenta pequenos desvios em relação a média.

Esta variação das características horárias da precipitação observada nos meses de novembro a março é atribuída a maior ocorrência de chuvas convectivas. Segundo Ayoade (1991), as variações diurnas de precipitação nas latitudes médias não são tão regulares quanto nas latitudes baixas, portanto, são bastante imprevisíveis. Isto ocorre devido a diferença nos mecanismos promotores das chuvas. Os processos convectivos são fortemente diurnos e predominam nos trópicos, enquanto que nas latitudes médias predominam os distúrbios imprevisíveis e as frentes. Por sua natureza, os processos convectivos de formação das chuvas ocorrem nas horas mais quentes do dia, quando o aquecimento solar é mais intenso e o índice de variação térmica é elevado, caracterizado por um máximo de precipitação pluvial no final do período da manhã e no início do período da tarde.

Tabela 4. Frequência relativa de intervalos secos [$\phi_d(1)$] e precipitação média [$\mu_x(1)$] nos diferentes intervalos horários para os meses de maio, junho, julho e agosto, da chuva observada em Urussanga, SC, no período de 1981-1996.

intervalo (horas)	Maio		Jun.		Jul.		Ago.	
	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$
09 - 10	0,925	0,198	0,911	0,126	0,895	0,145	0,916	0,132
10 - 11	0,925	0,132	0,911	0,105	0,895	0,143	0,899	0,144
11 - 12	0,918	0,212	0,900	0,120	0,906	0,156	0,903	0,159
12 - 13	0,918	0,199	0,902	0,155	0,904	0,174	0,910	0,118
13 - 14	0,903	0,178	0,911	0,107	0,919	0,165	0,916	0,100
14 - 15	0,886	0,174	0,924	0,124	0,912	0,142	0,905	0,102
15 - 16	0,897	0,216	0,916	0,186	0,910	0,142	0,905	0,120
16 - 17	0,903	0,220	0,900	0,170	0,902	0,188	0,888	0,146
17 - 18	0,903	0,181	0,904	0,222	0,888	0,150	0,882	0,170
18 - 19	0,901	0,205	0,898	0,163	0,871	0,236	0,880	0,160
19 - 20	0,890	0,237	0,907	0,128	0,871	0,216	0,880	0,129
20 - 21	0,897	0,166	0,898	0,122	0,875	0,179	0,873	0,121
21 - 22	0,899	0,143	0,913	0,190	0,873	0,214	0,890	0,145
22 - 23	0,892	0,141	0,904	0,102	0,877	0,177	0,897	0,175
23 - 24	0,895	0,128	0,907	0,149	0,882	0,149	0,908	0,130
24 - 01	0,890	0,125	0,907	0,124	0,880	0,189	0,920	0,101
01 - 02	0,890	0,123	0,902	0,115	0,871	0,198	0,912	0,097
02 - 03	0,910	0,140	0,916	0,108	0,871	0,126	0,892	0,152
03 - 04	0,910	0,117	0,904	0,116	0,875	0,140	0,884	0,148
04 - 05	0,905	0,091	0,911	0,125	0,884	0,146	0,901	0,117
05 - 06	0,908	0,111	0,909	0,142	0,897	0,142	0,897	0,082
06 - 07	0,903	0,135	0,911	0,141	0,902	0,177	0,899	0,128
07 - 08	0,895	0,162	0,902	0,115	0,904	0,113	0,892	0,138
08 - 09	0,903	0,166	0,891	0,096	0,897	0,093	0,905	0,128
Média	0,903	0,163	0,904	0,137	0,892	0,157	0,896	0,137
C.V. (%)	1,2	24,4	0,8	23,3	1,7	20,7	1,4	18,3

As precipitações frontais, caracterizadas pela longa duração, tendem a ter uma distribuição mais uniforme ao longo do dia.

O modelo de Bartlett-Lewis simula as chuvas de forma que cada hora do dia tenha a mesma probabilidade de ocorrência de chuva e a mesma média de chuva horária, portanto, os valores da média horária e a probabilidade de chover nos diversos intervalos horários, nas séries simuladas, tem uma distribuição uniforme dado pelas suas respectivas médias.

Desta observação podemos concluir que os modelos de pulsos retangulares apresentam falhas nas regiões com predominância de chuvas convectivas, e sempre que a distribuição das chuvas nos diferentes horários do dia for importante há a necessidade de alterar o modelo nesta regiões. Islam et al. (1990) estudaram a dependência dos parâmetros do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis com a variação sazonal da precipita-

ção, detectando diferenças causadas por chuvas convectivas e orográficas, contudo, não analisaram a variação diurna da precipitação.

CONCLUSÕES

1. O modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado simulou as séries de dados horários mantendo as características estruturais da chuva observada nos diversos níveis de agregação.
2. Os parâmetros do modelo ajustados apresentam uma variação sazonal refletindo a sazonalidade das características da precipitação.
3. Nos meses de novembro à março ocorre maior frequência de chuva e também maior intensidade média das chuvas no período da tarde, sendo que essa variação temporal não é representada pelo modelo.

Tabela 5. Frequência relativa de intervalos secos [$\phi_d(1)$] e precipitação média [$\mu_x(1)$] nos diferentes intervalos horários para os meses de setembro, outubro, novembro e dezembro, da chuva observada em Urussanga, SC, no período de 1980-1996.

intervalo (horas)	Set.		Out.		Nov.		Dez.	
	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$	$\phi_d(1)$	$\mu_x(1)$
09- 10	0,866	0,188	0,909	0,181	0,923	0,078	0,921	0,196
10 - 11	0,879	0,164	0,905	0,137	0,921	0,106	0,907	0,247
11 - 12	0,888	0,155	0,907	0,142	0,927	0,116	0,915	0,238
12 - 13	0,890	0,133	0,907	0,226	0,890	0,223	0,911	0,230
13 - 14	0,897	0,121	0,901	0,169	0,875	0,306	0,901	0,343
14 - 15	0,895	0,170	0,887	0,233	0,885	0,302	0,867	0,323
15 - 16	0,902	0,144	0,889	0,199	0,871	0,415	0,836	0,595
16 - 17	0,893	0,146	0,889	0,205	0,865	0,276	0,830	0,646
17 - 18	0,861	0,221	0,887	0,221	0,852	0,209	0,830	0,590
18 - 19	0,855	0,142	0,866	0,227	0,838	0,378	0,822	0,357
19 - 20	0,852	0,169	0,879	0,152	0,848	0,264	0,830	0,391
20 - 21	0,839	0,189	0,868	0,156	0,835	0,253	0,836	0,309
21 - 22	0,852	0,121	0,872	0,184	0,844	0,194	0,869	0,215
22 - 23	0,868	0,155	0,858	0,179	0,846	0,100	0,867	0,181
23 - 24	0,875	0,132	0,866	0,136	0,871	0,128	0,871	0,202
24 - 01	0,866	0,124	0,850	0,174	0,873	0,163	0,879	0,230
01 - 02	0,875	0,137	0,860	0,152	0,881	0,101	0,875	0,229
02 - 03	0,877	0,161	0,856	0,152	0,890	0,106	0,877	0,143
03 - 04	0,875	0,162	0,860	0,157	0,894	0,091	0,893	0,142
04 - 05	0,877	0,198	0,872	0,219	0,892	0,127	0,891	0,145
05 - 06	0,870	0,247	0,864	0,222	0,892	0,088	0,895	0,149
06 - 07	0,859	0,204	0,856	0,235	0,896	0,130	0,903	0,118
07 - 08	0,859	0,181	0,866	0,278	0,913	0,100	0,923	0,139
08 - 09	0,861	0,207	0,885	0,188	0,913	0,086	0,927	0,154
Média	0,868	0,172	0,876	0,187	0,883	0,176	0,876	0,273
C.V. (%)	1,8	20,2	2,1	20,1	3,1	55,0	3,8	55,7

REFERÊNCIAS

ASSIS, F. N. (1993). Ajuste da função Gama aos totais semanais de chuva de Pelotas - RS. *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, Santa Maria, v1, p131-136.

AYOADE, J. O. (1991). *Introdução a climatologia para os trópicos*. 3.ed. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil. p322.

COWPERTWAIT, P. S. P., O'CONNELL, P. E., METCALFE, A. V., MAWDSLEY, J. A. (1996). Stochastic point process modelling of rainfall. I. Single-site fitting and validation. *Journal of Hydrology*, Amsterdam, v175, p7-46.

COX, D. R., ISHAM, V. (1980). *Point processes*. London. Chapman and Hall.

COX, D. R., ISHAM, V. (1988). A simple spatial temporal model of rainfall. Proceeding of the Royal Society of London, Serie A: *Mathematical and Physical Sciences*, London, v415, p317-328.

EAGLESON, P. S. (1978). Climate, soil and vegetation, 2. The distribution of annual precipitation derived for modelling rainfall. *Water Resources Research*, Washington, v27, n.7, p1431-1438.

EMPRESA CATARINENSE DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (1978). *Zoneamento agroclimático do estado de Santa Catarina*. Porto Alegre, Ed. Pallotti, p150.

ENTEKHABI, D., RODRIGUEZ-ITURBE, I., EAGLESON, P. S. (1989). Probabilistic representation of the temporal rainfall process by a modified Neyman-Scott rectangular pulses model: parameter estimation and validation. *Water Resources Research*, Washington, v25, p295-302.

HUTCHINSON, M. F. (1990). A point rainfall model based on a three-state continuous Markov

occurrence process, *Journal of Hydrology*, Amsterdam, v114, p125-148.

- ISLAM, S., ENTEKHABI, D., BRAS, R. L., RODRIGUEZ-ITURBE, I. (1990). Parameter estimation and sensitivity for the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model of rainfall. *Journal of Geophysical Research*, Washington, v95, n.3, p2093-2100.
- KHALIQ, M. N., CUNNANE, C. (1996). Modelling point rainfall occurrences with the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model. *Journal of Hydrology*, Amsterdam, v180, p109-138.
- KOUTSOYIANNIS, D., XANTHOPOULOS, T. (1990). A dynamic model for short-scale rainfall disaggregation. *Hydrological Sciences Journal*, Wallingford, v35, n.3, p303-322.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., COX, D. R., ISHAM, V. (1987). Some models for rainfall based on stochastic point process. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A. Mathematical and Physical Sciences*, London, v410, p269-288.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., COX, D. R., ISHAM, V. (1988). A point process model for rainfall: further developments. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A. Mathematical and Physical Sciences*, London, v417, p283-298.
- SANTA CATARINA, (1986). Gabinete de Planejamento e Coordenação Geral. *Atlas de Santa Catarina*. Rio de Janeiro: Aerofoto Cruzeiro. p173.
- STERN, R. D., COE, R. (1984). A model fitting analysis of daily rainfall data. *Quarterly Journal of the Royal Statistical Society A*, v147, pt.1, p1-34.

Modelling Hourly Rainfall with Modified Bartlett-Lewis Model

ABSTRACT

The main objective of this study is to evaluate the fitting of the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model to hourly rainfall data from Urussanga, SC (latitude 28° 31' S, longitude 49° 19' W, altitude 48.2 m). Sixteen-year series of hourly rainfall data were used to fit the parameters of the model for each month, assuming homogeneous local rainfall characteristics within the month. With the estimated parameters hourly rainfall times series with 500 years were simulated for each month. It was observed that the model parameters reflect the seasonal characteristics of the rainfall and that the fitted model was able to preserve the structural characteristics of rainfall at various aggregation levels. From November to March higher rainfall frequency intensities were observed in afternoon rainfalls, and the model does not consider these variations.