

Identificação dos parâmetros de um modelo de interceptação utilizando um algoritmo de calibração automática

Debora Yumi de Oliveira

Debora Yumi de Oliveira

**IDENTIFICAÇÃO DOS PARÂMETROS DE UM MODELO DE
INTERCEPTAÇÃO UTILIZANDO UM ALGORITMO DE
CALIBRAÇÃO AUTOMÁTICA**

Trabalho apresentado à Universidade
Federal de Santa Catarina para a Conclusão
do Curso de Graduação em Engenharia
Sanitária e Ambiental.

Orientador: Prof. Dr. Pedro Luiz Borges
Chaffe

Coorientador: João Henrique Macedo Sá

Florianópolis
2015

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Oliveira, Debora Yumi de
Identificação dos parâmetros de um modelo de interceptação
utilizando um algoritmo de calibração automática / Debora
Yumi de Oliveira ; orientador, Pedro Luiz Borges Chaffe ;
coorientador, João Henrique Macedo Sá. - Florianópolis, SC,
2015.
96 p.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) -
Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Tecnológico.
Graduação em Engenharia Sanitária e Ambiental.

Inclui referências

1. Engenharia Sanitária e Ambiental. 2. Calibração
automática. 3. Modelo de Rutter. 4. DREAM - Differential
Evolution Adaptive Metropolis. I. Chaffe, Pedro Luiz
Borges. II. Sá, João Henrique Macedo. III. Universidade
Federal de Santa Catarina. Graduação em Engenharia
Sanitária e Ambiental. IV. Título.

Debora Yumi de Oliveira

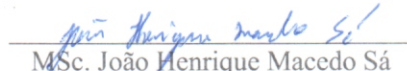
**IDENTIFICAÇÃO DOS PARÂMETROS DE UM MODELO DE
INTERCEPTAÇÃO UTILIZANDO UM ALGORITMO DE
CALIBRAÇÃO AUTOMÁTICA**

Trabalho submetido à Banca Examinadora como parte dos requisitos para Conclusão do Curso de Graduação em Engenharia Sanitária e Ambiental – TCC II.

Florianópolis, 08 de julho de 2015.

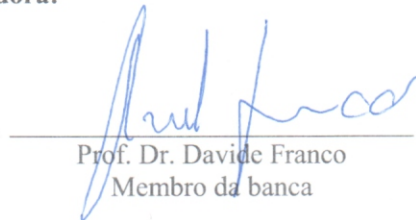


Prof. Dr. Pedro Luiz Borges Chaffie
Orientador



MSc. João Henrique Macedo Sá
Coorientador

Banca Examinadora:



Prof. Dr. Davide Franco
Membro da banca



Prof.ª Dr.ª Nadia Bernardi Bonumá
Membro da banca

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Pedro Luiz Borges Chaffe, por estar sempre disposto a ajudar, pelos valiosos ensinamentos, e pela confiança depositada em mim. Agradeço imensamente por ter aceitado me orientar e pela oportunidade de realização deste trabalho.

Aos amigos do LabHidro, por todo apoio e por terem tornado meus dias mais agradáveis. Agradeço em especial ao João, coorientador desta pesquisa, pelo aprendizado e disponibilização de todos os dados necessários para a elaboração deste trabalho.

Aos Professores Nadia Bernardi Bonumá e Davide Franco, pelas contribuições e tempo despendido como banca examinadora.

A minha família, principalmente aos meus pais, Edson e Geni, que são os grandes responsáveis pelas minhas conquistas. Agradeço pelo amor incondicional e por fornecerem todo o suporte necessário para que a minha única preocupação fossem meus estudos.

Aos meus amigos, por estarem sempre torcendo para o meu sucesso, pelo constante incentivo, apoio nos momentos de nervosismo e cansaço e, sobretudo, compreensão nos momentos de ausência.

Enfim, a todos que contribuíram para a minha formação e realização deste trabalho, o meu muito obrigada!

RESUMO

Os modelos hidrológicos possuem parâmetros que devem ser estimados adequadamente para que os resultados das simulações sejam confiáveis. Uma forma de obter seus valores é por meio da calibração do modelo. O presente trabalho tem por objetivo avaliar o desempenho da calibração de um modelo de interceptação utilizando um algoritmo de calibração automática. O estudo foi realizado a partir de dados coletados em uma bacia coberta por Floresta Ombrófila Mista localizada no norte do estado de Santa Catarina. As séries de dados meteorológicos, de precipitação total, de precipitação interna e de escoamento pelos troncos consideradas neste trabalho correspondem ao período de 26 de fevereiro de 2014 a 06 de outubro de 2014, totalizando 223 dias de monitoramento. O algoritmo de calibração automática *Differential Evolution Adaptive Metropolis* (DREAM) foi utilizado na identificação dos parâmetros do modelo de Rutter para o caso esparso a partir de dados observados de precipitação interna e precipitação líquida de 60 eventos contidos no período monitorado. Foi verificada uma grande variação nos valores dos parâmetros conforme o evento utilizado na calibração. Não foi identificada nenhuma relação evidente entre as características dos eventos e os valores dos parâmetros e nenhum padrão de variação sazonal dos mesmos. Foi verificado que eventos com precipitação total inferior a 2 mm não apresentaram informação suficiente para identificação dos parâmetros do modelo. Eventos com precipitação total superior a 15 mm possibilitaram a identificação de faixas para os parâmetros com as quais foram obtidos valores de *Nash* para as simulações de precipitação interna variando de 0,71 a 0,88. Estes resultados ficaram próximos ao encontrado com o emprego de parâmetros determinados a partir de métodos de regressão, com os quais foi obtido um valor de *Nash* de 0,85. Além da identificação dos valores dos parâmetros, o método de calibração utilizado permitiu o estabelecimento de uma faixa de incerteza associada às simulações do modelo.

Palavras-chave: Calibração automática. Modelo de Rutter. DREAM – *Differential Evolution Adaptive Metropolis*.

ABSTRACT

Hydrological models have parameters which have to be carefully estimated in order to produce reliable results. One way for obtaining their values is through calibration against a record of measured data. The aim of the present work was to evaluate the calibration of an interception model using an automatic calibration algorithm. The study was carried out with data collected from a catchment covered by a Mixed Ombrophilous Forest located in northern Santa Catarina State. Meteorological data, gross rainfall, throughfall and stemflow were measured in the period between 26 February 2014 and 06 October 2014, amounting to 223 monitoring days. The automatic calibration algorithm Differential Evolution Adaptive Metropolis (DREAM) was used for the identification of the Sparse Rutter model parameters. The model was calibrated using throughfall and net rainfall measurements from 60 rainfall events within the monitored period. A large variation was verified on the parameter values depending on the event utilized for the calibration. The results demonstrate that the parameter values did not have an evident relation with the event characteristics, and did not present any seasonal variation pattern. Events with gross rainfall below 2 mm did not provide enough information for the identification of model parameters. Events with gross rainfall above 15 mm were more suitable for the identification of parameter values and the Nash-Sutcliffe efficiency criterion for the validation period using these set of parameters varied from 0.71 to 0.88. These results were close to those found with the implementation of parameters obtained through regression methods, with which a Nash-Sutcliffe efficiency criterion of 0.86 was obtained. In addition to the identification of parameter values, the calibration method enabled the establishment of an uncertainty boundary associated with the model simulations.

Keywords: Automatic calibration. Rutter model. DREAM – Differential Evolution Adaptive Metropolis algorithm.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Principais formas de interceptação em uma bacia florestal (adaptado de Gerrits e Savenije, 2011).	27
Figura 2. Fluxograma do modelo de Rutter (adaptado de Gash e Morton, 1978).	30
Figura 3. Fluxograma do modelo de Rutter para o caso esparsos (modificado de Valente et al., 1997).	33
Figura 4. Representação esquemática da calibração de um modelo. Os parâmetros do modelo são ajustados iterativamente a fim de que os resultados simulados (linha sólida) se aproximem ao máximo da resposta observada (linha pontilhada) (adaptado de Vrugt et al., 2008).	35
Figura 5. Representação da obtenção de $\pi(\mathbf{x} \hat{\mathbf{Y}},\psi)$ a partir de N cadeias de Markov para um caso hipotético de identificação de um parâmetro (adaptado de Sadegh e Vrugt, 2014). N amostragens iniciais são realizadas a partir de uma distribuição <i>a priori</i> definida pelo usuário. O ajuste da série simulada \mathbf{Y} à série observada $\hat{\mathbf{Y}}$ é avaliado para aceitação ou não de \mathbf{x} . Após um número suficiente de amostragens, a distribuição posterior do parâmetro é obtida a partir das últimas M soluções aceitas.	39
Figura 6. (a) Evolução diferencial em duas dimensões ($d = 2$) e uma população de 40 elementos ($N = 40$). (b) Uma cadeia <i>outlier</i> pode levar muito tempo para atingir a região onde se encontra o mínimo global. Em (b) o termo \mathbf{e} é muito pequeno comparado com os saltos, não sendo apresentado (modificado de ter Braak e Vrugt, 2008).....	40
Figura 7. Fluxograma do algoritmo de calibração automática <i>Differential Evolution Adaptive Metropolis</i> (DREAM).....	41
Figura 8. Mapa de localização da bacia experimental do rio Araponga (adaptado de Giglio, 2013).....	43
Figura 9. Pontos de monitoramento (SÁ, 2015). (a) Estação meteorológica Feio. (b) Estação pluviométrica Araponga. (c) Medição de precipitação interna (calha coletora ligada ao pluviógrafo). (d) Medição de escoamento pelos troncos (quatro troncos ligados ao pluviógrafo)..	45
Figura 10. Área de captação de escoamento pelos troncos (adaptado de Giglio, 2013).	45
Figura 11. Volumes totais de precipitação total, precipitação interna e escoamento pelos troncos registrados em cada um dos 60 eventos.....	55
Figura 12. Evapotranspiração potencial diária estimada para o período de 26/02/2014 a 06/10/2014.....	56
Figura 13. Relação entre precipitação interna (T_f) e precipitação total (P_g). Em branco, pontos utilizados para traçar a curva envoltória superior.	

Os pontos circulados foram desconsiderados, pois representam eventos em que $Tf > P_g$. No detalhe, eventos abaixo de 3 mm (\approx ponto de inflexão), a partir dos quais foi traçada a envoltória inferior. 57

Figura 14. Relação entre escoamento pelos troncos e $Tf - (1 - c) P_g$. Em branco, os pontos utilizados para traçar a reta. 58

Figura 15. Dispersão dos valores de erro relativo (ER) da precipitação interna (Tf) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações. 59

Figura 16. Dispersão dos valores de erro relativo (ER) do escoamento pelos troncos (Sf) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações. 59

Figura 17. Dispersão dos valores de erro relativo (ER) da precipitação líquida (R_n) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações. 60

Figura 18. Dispersão dos valores de *Nash* da precipitação interna (Tf) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações. 60

Figura 19. Dispersão dos valores de *Nash* do escoamento pelos troncos (Sf) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações. 61

Figura 20. Dispersão dos valores de *Nash* da precipitação líquida (R_n) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações. 61

Figura 21. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em função da precipitação total P_g após calibração com dados observados de precipitação interna. Os eventos são apresentados em ordem crescente de P_g . Os diagramas de caixa foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados (percentil 50); a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*. 64

Figura 22. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em função da precipitação total P_g após calibração com dados observados de precipitação líquida. Os eventos são apresentados em ordem crescente de P_g . Os diagramas de caixa foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados (percentil 50); a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*. 65

- Figura 23.** Densidade de probabilidade posterior para cada parâmetro do modelo de Rutter após calibração com dados observados de precipitação interna (em cima) e precipitação líquida (embaixo) do evento nº51. Os histogramas foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM..... 66
- Figura 24.** Calibração: incerteza relacionada aos resultados das simulações com o modelo de Rutter a partir da calibração com dados de precipitação interna do evento nº51 (P_g igual a 30 mm). Os pontos em vermelho indicam os dados observados. A faixa em cinza escuro refere-se à incerteza de 95% relacionada à estimativa dos valores dos parâmetros. Em cinza claro é apresentada o intervalo de 95% da incerteza total..... 67
- Figura 25.** Validação: incerteza relacionada aos resultados das simulações com o modelo de Rutter a partir da calibração com dados de precipitação interna do evento nº51 (P_g igual a 30 mm). Os pontos em vermelho representam os dados observados. A faixa em cinza escuro refere-se à incerteza de 95% relacionada à estimativa dos valores dos parâmetros. Em cinza claro é apresentada o intervalo de 95% da incerteza total..... 68
- Figura 26.** Erro relativo máximo (a) da precipitação interna acumulada e (b) da precipitação líquida acumulada para todo o período monitorado em função da precipitação total (P_g) de cada um dos eventos utilizados na calibração. O evento nº32 (P_g de 352 mm) não foi apresentado para melhorar a visualização dos demais resultados. Este evento resultou em um valor de erro relativo da precipitação interna acumulada de 15% e da precipitação líquida acumulada de 6%. Os eventos nº13, 18, 19, 21, 24, 33, 34, 40, 41, 42, 46, 47 (apenas em a), 58, 59, 60 – contidos dentro do círculo em vermelho – não estão numerados pois resultaram em valores muito próximos entre si..... 70
- Figura 27.** Valores do coeficiente de Nash da precipitação interna para todo o período monitorado em função da precipitação total (P_g) de cada um dos eventos utilizados na calibração. O evento nº32 (P_g de 352 mm), que resultou em um valor de Nash de 0,838, não foi apresentado para melhorar a visualização dos demais resultados. Em linha contínua, Nash = 1. Em linha tracejada, $P_g = 15$ mm. Os valores de Nash foram calculados para os resultados das simulações realizadas com o conjunto de parâmetros ótimo obtido a partir da calibração de cada um dos eventos. 71
- Figura 28.** Erro relativo (ER) da precipitação interna acumulada por evento para eventos com precipitação total superior a 2 mm. Em cada coluna são apresentados os resultados da validação para uma faixa de

valores dos parâmetros obtida na calibração. As células com contorno em preto representam os erros relativos obtidos na calibração (evento utilizado na obtenção dos valores dos parâmetros é o mesmo do empregado no cálculo do erro relativo). A linha de maior espessura separa os eventos com $P_g < 15$ mm e $P_g > 15$ mm. 72

Figura 29. Coeficiente de Nash da precipitação interna acumulada por evento para eventos com precipitação total superior a 2 mm. Em cada coluna são apresentados os resultados da validação para uma faixa de valores dos parâmetros obtida na calibração. As células com contorno em preto representam os erros relativos obtidos na calibração (evento utilizado na obtenção dos valores dos parâmetros é o mesmo do empregado no cálculo do erro relativo). A linha de maior espessura separa os eventos com $P_g < 15$ mm e $P_g > 15$ mm. 73

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Intervalos dos parâmetros do modelo de Rutter utilizados como informação prévia na calibração.....	49
Tabela 2. Volumes totais de precipitação total (P_g), precipitação interna, escoamento pelos troncos e perdas por interceptação para os 60 eventos considerados.....	56
Tabela 3. Resumo dos valores dos conjuntos de parâmetros \mathbf{x}_{Tf} e \mathbf{x}_{Rn} obtidos na calibração do modelo de Rutter com séries de dados de precipitação interna e precipitação líquida, respectivamente, correspondente ao evento nº51.....	67
Tabela 4. Valores dos parâmetros do modelo de Rutter obtidos a partir de métodos de regressão.....	74

LISTA DE SÍMBOLOS

Símbolo	Descrição	Unidade
A_{copa}	Área da copa	m ²
$A_{copa,int}$	Área de interseção da copa com a área de captação de escoamento pelos troncos	m ²
b	Coefficiente empírico na equação da taxa de drenagem de copa do modelo de Rutter	mm ⁻¹
c	Fator de cobertura, que representa a proporção de área coberta pela copa em relação à área total	-
C	Armazenamento na copa	mm
C_c	Armazenamento na copa por unidade de cobertura	mm
C_t	Armazenamento no tronco	mm
$C_{t,c}$	Armazenamento no tronco por unidade de cobertura	mm
CR	Probabilidade de <i>crossover</i>	-
D	Taxa de drenagem de copa	mm d ⁻¹
D_c	Taxa de drenagem de copa por unidade de cobertura	mm d ⁻¹
d	Dimensão de \mathbf{x} , ou seja, número de parâmetros a serem identificados	-
d_n	Dia do ano	-
D_s	Taxa de drenagem para copa saturada	mm d ⁻¹
E	Taxa de evaporação da água interceptada pela copa	mm d ⁻¹
E_c	Taxa de evaporação de copa por unidade de cobertura	mm d ⁻¹
E_p	Evapotranspiração potencial	mm d ⁻¹
E_t	Taxa de evaporação de tronco	mm d ⁻¹
$E_{t,c}$	Taxa de evaporação de tronco por unidade de cobertura	mm d ⁻¹
EoT	Equação do tempo	min
ER	Erro relativo	-
\mathbf{e}	Vetor amostrado de uma distribuição normal $N_d(0, h)$	-
e	Resíduo	variável
e_a	Pressão de vapor da água no ar saturado	mbar
e_d	Pressão do vapor de água na condição real	mbar
F	Fator de correção na equação de evapotranspiração do método de Penman modificado	-
G	Número de gerações para cada cadeia N	-
H_{ns}	Horário do nascer do sol	-
H_{ps}	Horário do pôr do sol	-

Símbolo	Descrição	Unidade
$I_{máx}$	Máxima intensidade de precipitação	mm 5min ⁻¹
$I_{méd}$	Intensidade média de precipitação, considerando toda a duração do evento	mm 5min ⁻¹
$I_{méd'}$	Intensidade média de precipitação, considerando apenas os passos de tempo com registro de precipitação total	mm 5min ⁻¹
L	Função de verossimilhança	-
L_e	Longitude do local	grau
L_s	Longitude do meridiano central do fuso	grau
n	Insolação diária	h d ⁻¹
$n_{máx}$	Insolação máxima possível	h d ⁻¹
N	Número de cadeias de Markov	-
$Nash$	Coefficiente de <i>Nash</i>	-
n_{int}	Número de árvores cuja copa faz interseção com a área de captação de escoamento pelos troncos	-
P	Coefficiente de precipitação interna livre, que representa a proporção da precipitação total que chega ao solo diretamente, sem colidir com os elementos florestais	-
p_d	Proporção de água desviada da copa para os troncos	-
P_g	Precipitação total	mm
p_t	Coefficiente de água desviada para os troncos, que representa a proporção da precipitação total que é direcionada para os troncos	-
R	Intensidade de precipitação total	mm d ⁻¹
R_n	Precipitação líquida	mm
Rn	Radiação líquida expressa em evaporação equivalente	mm d ⁻¹
Rnl	Radiação solar líquida de ondas longas	mm d ⁻¹
Rns	Radiação solar líquida de ondas curtas	mm d ⁻¹
Rs	Radiação solar incidente	mm d ⁻¹
S	Capacidade de armazenamento da copa	mm
Sf	Escoamento pelos troncos (do inglês, <i>stemflow</i>)	mm
S_c	Capacidade de armazenamento da copa por unidade de cobertura	mm
S_t	Capacidade de armazenamento de tronco	mm
$S_{t,c}$	Capacidade de armazenamento de tronco por unidade de cobertura	mm
t	Tempo	5min

Símbolo	Descrição	Unidade
T	Número de passos de tempo	-
T_{ar}	Temperatura do ar	K
Tf	Precipitação interna (do inglês, <i>throughfall</i>)	mm
Tsn	Meio-dia verdadeiro (do inglês, <i>true solar noon</i>)	-
U	Valor amostrado de uma distribuição uniforme	-
u	Velocidade do vento	km d ⁻¹
W	Fator de ponderação relacionado com a temperatura e altitude presente no método de Penman modificado	-
\mathbf{X}	Matriz contendo o último conjunto de parâmetros de cada cadeia de Markov	-
\mathbf{x}	Conjunto de parâmetros	-
\mathbf{x}_{Tf}	Conjunto de parâmetros obtidos com a calibração a partir de dados observados de precipitação interna	-
\mathbf{x}_{Rn}	Conjunto de parâmetros obtidos com a calibração a partir de dados observados de precipitação líquida	-
\mathbf{Y}	Vetor com valores simulados da variável	-
$\hat{\mathbf{Y}}$	Vetor com valores observados da variável	-
$y_t(\mathbf{x})$	Variável simulada no passo de tempo t com o conjunto de parâmetros \mathbf{x}	mm
\hat{y}_t	Variável observada no passo de tempo t	mm
\mathbf{z}	Ponto candidato (vetor contendo os valores dos d parâmetros)	-
α	Coefficiente de refletância (albedo)	-
β	Probabilidade de aceitação de um ponto candidato (critério Metropolis)	-
Γ	Ângulo diário	rad
γ	Fator relacionado ao tamanho do salto no algoritmo DREAM	-
θ	Declinação solar	rad
δ	Número de pares de cadeias de Markov utilizadas para gerar o ponto candidato no algoritmo DREAM	-
ε	Proporção da taxa de evaporação de tronco em relação à taxa de evaporação de copa	-
η	Fator de correção para a transformação do volume escoamento pelos troncos para lâmina	-
π	Densidade de probabilidade	-
σ	Constante de Stefan-Boltzmann	W m ⁻² K ⁻⁴

Símbolo	Descrição	Unidade
ϕ	Latitude	grau
ψ	Matriz contendo os valores dos dados de entrada do modelo (em cada coluna um tipo de dado)	-

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	23
1.1. OBJETIVOS.....	25
1.1.1. Objetivo geral.....	25
1.1.2. Objetivos específicos.....	25
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	27
2.1. INTERCEPTAÇÃO	27
2.2. MODELOS DE INTERCEPTAÇÃO.....	28
2.2.1. Modelo de Rutter.....	28
2.2.2. Modelo de Rutter para o caso esparsos.....	31
2.3. CALIBRAÇÃO DE MODELOS HIDROLÓGICOS.....	34
2.3.1. Algoritmos de calibração automática	37
2.3.2. <i>Differential Evolution Adaptive Metropolis (DREAM)</i> .	39
3. MATERIAIS E MÉTODOS	43
3.1. ÁREA DE ESTUDO	43
3.2. DADOS HIDROMETEOROLÓGICOS	43
3.3. ANÁLISE DOS EVENTOS DE PRECIPITAÇÃO.....	46
3.3.1. Separação em eventos de precipitação	46
3.3.2. Caracterização dos eventos de precipitação	47
3.4. EVAPOTRANSPIRAÇÃO POTENCIAL	47
3.5. MODELO DE RUTTER.....	48
3.6. CALIBRAÇÃO.....	51
3.6.1. Calibração com série sintética.....	52
3.6.2. Calibração e validação.....	53
3.6.3. Análise de incerteza.....	53
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	55
4.1. ANÁLISE DOS EVENTOS DE PRECIPITAÇÃO.....	55
4.2. EVAPOTRANSPIRAÇÃO POTENCIAL	56

4.3.	MODELO DE RUTTER.....	56
4.4.	CALIBRAÇÃO.....	62
4.4.1.	Calibração com série sintética.....	62
4.4.2.	Calibração e validação	62
4.4.3.	Avaliação do desempenho da calibração.....	74
5.	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	75
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	77
	APÊNDICE A.....	83
	APÊNDICE B.....	85
	APÊNDICE C.....	87
	APÊNDICE D.....	89
	APÊNDICE E.....	95

1. INTRODUÇÃO

O processo de interceptação redistribui no espaço e no tempo a água da chuva, influenciando na quantidade e qualidade da água que chega ao solo. Um erro em sua estimativa ou então sua desconsideração pode causar erros na simulação dos processos subsequentes. Em alguns casos, modelos hidrológicos que incorporam o processo de interceptação em sua concepção apresentam melhores resultados (FENICIA et al., 2008; CHAFFE et al., 2010).

A quantidade de água da chuva que é interceptada e perdida por evaporação depende principalmente do clima e condições meteorológicas e de fatores relacionados à vegetação (HORTON, 1919). Desta forma, é importante que sejam realizados estudos em diferentes condições climáticas e em diferentes formações florestais.

Segundo uma revisão bibliográfica sobre o monitoramento da interceptação no Brasil apresentada em Giglio e Kobiyama (2013), poucos estudos foram realizados em Floresta Ombrófila Mista. Buscando investigar o funcionamento do processo neste tipo de floresta, Giglio (2013) monitorou a cobertura florestal e componentes da interceptação (precipitação total, precipitação interna e escoamento pelos troncos) em uma bacia experimental. Para a compreensão e quantificação de um fenômeno, é necessário que sejam realizados conjuntamente atividades de monitoramento e modelagem. Dando continuidade à pesquisa realizada por Giglio (2013), Sá (2015) instalou equipamentos de monitoramento automático da precipitação interna e escoamento pelos troncos na mesma bacia, possibilitando a aquisição de dados com alta resolução temporal, que servem como entrada em modelos que simulam o processo de forma contínua.

O modelo de Rutter (RUTTER et al., 1971; RUTTER et al., 1975) é um dos modelos de interceptação mais utilizados, sendo empregado em diferentes tipos de florestas (MUZYLO et al., 2009). Este modelo possui parâmetros que devem ser estimados adequadamente para que os resultados das simulações sejam confiáveis. Alguns parâmetros podem ser determinados diretamente por meio de medições realizadas em campo, como é o caso do parâmetro relacionado à proporção de cobertura da floresta. Outros são obtidos a partir da análise de regressão entre as entradas e saídas do modelo. A escolha dos pontos a serem utilizados na regressão depende das condições consideradas pelo usuário, envolvendo uma certa subjetividade.

Uma forma de obter os valores dos parâmetros é a partir da calibração do modelo. Neste procedimento, os valores dos parâmetros são

alterados de forma a maximizar o ajuste entre a resposta do modelo e os valores observados. A calibração pode ser realizada de forma manual, o que requer conhecimento sobre o funcionamento do modelo e, caso o número de parâmetros envolvidos seja elevado, resulta em um trabalho árduo. Por este motivo, a calibração é geralmente realizada de forma automática com a utilização de algoritmos de otimização.

Os algoritmos de calibração automática são divididos em dois grupos: de busca local – como o método *Simplex* de Nelder e Mead (1965) – e de busca global. Os métodos de busca local são inicializados a partir de um único ponto do espaço de possíveis soluções para os parâmetros, enquanto que em algoritmos de otimização global a busca é conduzida a partir de múltiplos pontos iniciais.

Algoritmos de busca local podem apresentar dificuldades em encontrar um ótimo global quando o número de parâmetros é elevado ou a superfície de resposta do modelo possui muitas imperfeições, situação geralmente encontrada em modelos hidrológicos (DUAN et al., 1992). Os métodos de busca global se baseiam em amostragens do tipo Monte Carlo, em que os valores são sorteados aleatoriamente dentro de limites pré-estabelecidos. Porém, caso uma distribuição uniforme seja utilizada como distribuição proposta (distribuição a partir da qual os pontos são gerados), o número de amostragens necessário para uma exploração adequada do espaço amostral pode ser muito elevado (BEVEN, 2012).

Uma forma de reduzir o número de simulações necessárias para que o ótimo global seja encontrado é amostrar novos pontos a partir do conhecimento adquirido com os pontos já amostrados, isto é, gerar novas amostras nas proximidades dos locais já explorados (BEVEN, 2012). Em amostradores do tipo *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC), os novos pontos são gerados a partir do elemento atual da cadeia; além disso, com uma certa probabilidade, a amostra é gerada de forma aleatória, promovendo uma melhor capacidade de exploração do algoritmo e evitando a convergência para mínimos locais (BEVEN, 2012).

A taxa de convergência e capacidade de exploração de um algoritmo MCMC dependem da distribuição proposta – distribuição de probabilidade a partir da qual um novo ponto da cadeia de Markov é amostrado – utilizada para evoluir as cadeias. O *Differential Evolution Adaptive Metropolis* (DREAM) é um algoritmo de otimização global que adapta a distribuição proposta durante a busca, possibilitando maiores saltos no início. Vrugt et al. (2009a) mostraram uma melhor performance do algoritmo DREAM em relação a outros amostradores MCMC em uma grande variedade de casos.

Neste estudo, o algoritmo DREAM foi utilizado na identificação dos parâmetros de uma versão modificada do modelo de Rutter apresentada em Valente et al. (1997). A calibração foi realizada para diferentes eventos de precipitação a partir de dados observados de precipitação interna e precipitação líquida obtidos a partir do monitoramento realizado por Sá (2015) em uma bacia experimental coberta por Floresta Ombrófila Mista secundária.

1.1. OBJETIVOS

1.1.1. Objetivo geral

Avaliar o desempenho da calibração do modelo de Rutter aplicado a uma bacia experimental coberta por Floresta Ombrófila Mista utilizando o algoritmo de calibração automática *Differential Evolution Adaptive Metropolis* (DREAM).

1.1.2. Objetivos específicos

- Verificar o comportamento dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em relação às características dos eventos de precipitação;
- Analisar o desempenho do DREAM na identificação dos parâmetros do modelo de Rutter a partir de diferentes eventos de precipitação;
- Comparar os valores dos parâmetros obtidos a partir da calibração do modelo e os valores determinados a partir de métodos de regressão.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. INTERCEPTAÇÃO

A precipitação que cai em uma bacia florestal pode ser dividida em três parcelas principais: (1) uma quantidade chega ao solo diretamente (precipitação interna livre); outra colide com a vegetação, sendo então dividida em (2) uma parcela que fica armazenada e evapora durante ou após o fim do evento de precipitação (perdas por interceptação) e (3) outra que é drenada, gotejando ou escoando pelos troncos (escoamento pelos troncos) (Figura 1).

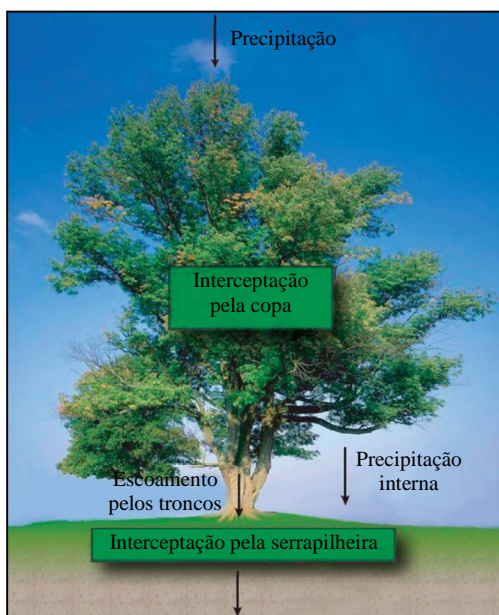


Figura 1. Principais formas de interceptação em uma bacia florestal (adaptado de Gerrits e Savenije, 2011).

Segundo Horton (1919), as perdas por interceptação representam uma perda por evaporação do total precipitado, que caso não fosse interceptado estaria disponível para o solo. Pode ser dividida em uma parcela que evapora durante o evento de precipitação e outra que fica armazenada em elementos vegetais (e.g. folhas, galhos, troncos) e evapora posteriormente. Savenije (2004) define a interceptação como o processo que engloba toda a parcela da chuva que é capturada antes de

atingir o solo e contribuir para o escoamento superficial e processos subsuperficiais. Porém, devido a dificuldades em sua estimativa, a maioria dos modelos existentes calcula a interceptação de maneira indireta por meio de um balanço entre a precipitação total e a precipitação líquida (soma da precipitação interna e do escoamento pelos troncos).

As perdas por interceptação dependem da intensidade e duração da chuva, do tipo de vegetação (capacidade de armazenamento na superfície dos elementos florestais) e da taxa de evaporação durante o evento de precipitação (HORTON, 1919; RUTTER et al., 1971). As perdas por interceptação podem corresponder a um terço do total precipitado (HORTON, 1919).

Vários estudos demonstram a importância de se considerar a interceptação no balanço hídrico. Um erro em sua estimativa, principalmente pela sua desconsideração, gera, conseqüentemente, erros na simulação dos processos subsequentes (SAVENIJE, 2004). Chaffe et al. (2010) mostraram um melhor desempenho da modelagem chuva-vazão com o *Tank Model* a partir do acoplamento com um modelo de interceptação. Fenicia et al. (2008) analisaram o efeito de diversas modificações na formulação de um modelo hidrológico, verificando melhores resultados quando a condição de umidade antecedente – e portanto, a interceptação – é levada em consideração.

2.2. MODELOS DE INTERCEPTAÇÃO

Muzylo et al. (2009) dividem os modelos desenvolvidos para simular o processo de interceptação em dois grupos principais: modelos estocásticos, nos quais a interceptação das gotas da chuva é baseada em uma distribuição de probabilidade, como o modelo de Calder (1986); e modelos que realizam um balanço de massa para determinar como se comporta a redistribuição da água precipitada, podendo ainda ser subdividido em modelos de solução analítica (por evento), como o modelo de Gash (GASH, 1979; GASH et al., 1995), e dinâmicos (balanço contínuo), como o modelo de Rutter (RUTTER et al., 1971; RUTTER et al., 1975).

2.2.1. Modelo de Rutter

Rutter et al. (1971) desenvolveram um modelo de interceptação conceitual a partir de um estudo realizado durante um período de 8 meses em uma floresta de coníferas situada no sudeste da Inglaterra. Os resultados simulados representaram satisfatoriamente as perdas mensais

por interceptação, avaliados a partir de dados de precipitação total e precipitação interna obtidos diariamente durante 18 meses. Durante este período, as medições de escoamento pelos troncos resultaram em valores negligenciáveis. Desta forma, nesta primeira versão do modelo foi considerada a equivalência entre precipitação líquida e precipitação interna. Em tal estudo, foi observado que as perdas por interceptação se relacionavam com a intensidade da chuva de maneira inversamente proporcional.

Em 1975 foi publicada a versão completa do modelo, sendo realizadas modificações para que o mesmo pudesse ser aplicado em diversas situações. Um ponto importante acrescentado foi a consideração de que uma parte da precipitação é diretamente direcionada para os troncos (RUTTER et al., 1975), permitindo assim a estimativa do escoamento pelos troncos.

O modelo de Rutter (Figura 2) estima precipitação interna, escoamento pelos troncos e perdas por interceptação a partir de dados de precipitação total e meteorológicos. Este modelo considera a árvore como um tanque de armazenamento, que possui como entrada a chuva incidente acima do dossel (precipitação total – P_g) e saídas por evaporação e drenagem (drenagem de copa e escoamento pelos troncos). A perda por interceptação pode ser determinada de maneira indireta a partir da diferença entre a precipitação total e a precipitação líquida (soma entre precipitação interna – T_f e escoamento pelos troncos – S_f). Os balanços de copa e de tronco são realizados a partir das Equações (1) e (2), respectivamente:

$$(1 - p - p_i) \int R dt = \int D dt + \int E dt + \Delta C \quad (1)$$

$$p_i \int R dt = S_f + \int E_t dt + \Delta C_t \quad (2)$$

sendo p (adimensional) o coeficiente de precipitação interna livre (parte da precipitação que chega ao solo diretamente, sem colidir com nenhum obstáculo), p_i (adimensional) o coeficiente de água desviada para os troncos, R (mm d^{-1}) a intensidade da precipitação total, D (mm d^{-1}) a taxa de drenagem de copa, E (mm d^{-1}) a taxa de evaporação da água interceptada pela copa, C (mm) o armazenamento na copa, S_f (mm) o escoamento pelos troncos (em inglês, *stemflow*), E_t (mm d^{-1}) a taxa de evaporação de tronco e C_t (mm) o armazenamento no tronco. A taxa de drenagem de copa é calculada conforme equação abaixo:

$$D = \begin{cases} D_s \exp[b(C - S)] & \text{se } C \geq S \\ 0 & \text{se } C < S \end{cases} \quad (3)$$

sendo S (mm) a capacidade de armazenamento da copa, D_s (mm d^{-1}) a taxa de drenagem para copa saturada e b (mm^{-1}) um coeficiente empírico. Ou seja, considera-se que só ocorre drenagem da água presente na copa quando sua capacidade de armazenamento é igualada ou superada.

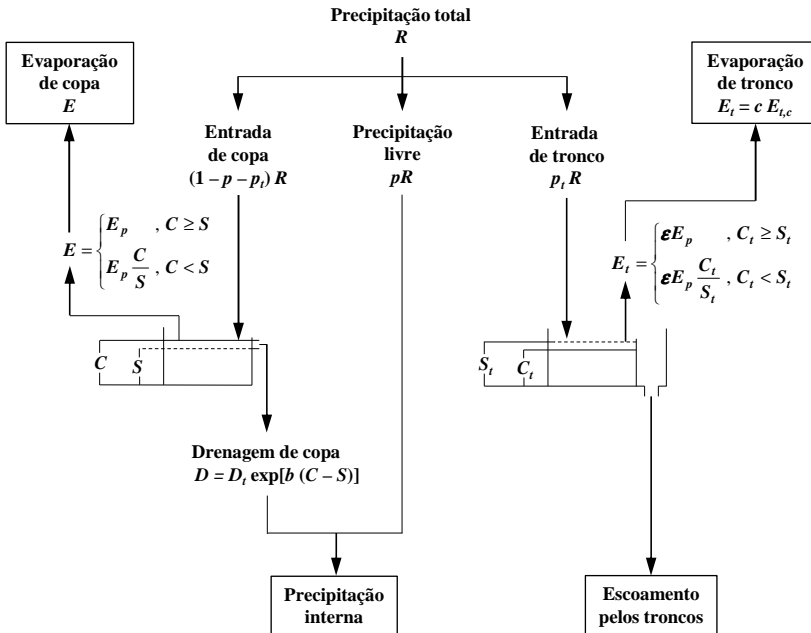


Figura 2. Fluxograma do modelo de Rutter (adaptado de Gash e Morton, 1978).

A taxa de evaporação da água armazenada na copa é calculada a partir das seguintes relações:

$$E = \begin{cases} E_p & \text{se } C \geq S \\ E_p \frac{C}{S} & \text{se } C < S \end{cases} \quad (4)$$

sendo E_p (mm d^{-1}) a taxa de evaporação quando toda a copa está molhada (evaporação potencial).

A taxa de evaporação de tronco é calculada por:

$$E_t = \begin{cases} \varepsilon E_p & \text{se } C_t \geq S_t \\ \varepsilon E_p \frac{C_t}{S_t} & \text{se } C_t < S_t \end{cases} \quad (5)$$

sendo ε (adimensional) a proporção da taxa de evaporação de tronco em relação à taxa de evaporação de copa e S_t (mm) a capacidade de armazenamento de tronco. O escoamento pelos troncos é calculado pela seguinte equação:

$$Sf = \begin{cases} C_t - S_t & \text{se } C_t \geq S_t \\ 0 & \text{se } C_t < S_t \end{cases} \quad (6)$$

2.2.2. Modelo de Rutter para o caso esperso

O modelo de Rutter foi modificado por Valente et al. (1997), a fim de adaptar o modelo para florestas com vegetação esparsa, isto é, florestas com muitos espaços abertos entre as copas das árvores, com a divisão da bacia em dois compartimentos: a área coberta e a área descoberta. O balanço é realizado para cada compartimento separadamente, conforme apresentado na Figura 3. Neste modelo, ao invés da evaporação ser calculada sobre toda a área, considera-se apenas a fração em que há cobertura florestal. Ou seja, a taxa de evaporação é multiplicada por um fator c , que representa o fator de cobertura (proporção de área coberta pela copa em relação à área total). Essa alteração se mostrou necessária pois ao utilizar a formulação original do modelo de Rutter em florestas esparsas, a taxa de evaporação poderia ser superior à $(1 - p - p_t)R$ (fração da precipitação total que chega à copa), ou seja, seria considerado que a copa não estaria sendo molhada.

Os parâmetros referentes às capacidades de armazenamento da copa e do tronco foram alterados para:

$$S_c = \frac{S}{c} \quad \text{e} \quad (7)$$

$$S_{t,c} = \frac{S_t}{c} \quad (8)$$

sendo S_c (mm) a capacidade de armazenamento da copa por unidade de cobertura e $S_{t,c}$ (mm) a capacidade de armazenamento do tronco por unidade de cobertura. O parâmetro c (adimensional) pode ser interpretado como o fator de cobertura, porém seu valor pode variar de acordo com as características da vegetação e do evento de precipitação.

Nesta versão do modelo de Rutter, o cálculo da taxa de drenagem foi simplificado, sendo considerado que todo o excedente de água acima da capacidade de armazenamento da copa seria diretamente convertido em drenagem, ou seja:

$$\int D_c dt = \begin{cases} C_c - S_c & \text{se } C_c \geq S_c \\ 0 & \text{se } C_c < S_c \end{cases} \quad (9)$$

sendo D_c (mm d⁻¹) a taxa de drenagem de copa por unidade de cobertura e C_c (mm) o armazenamento na copa por unidade de cobertura.

Outra modificação se refere à água que chega aos troncos. No modelo de Rutter original, parte da água da chuva era diretamente direcionada para os troncos. No modelo de Rutter para o caso esparsos, considera-se que a água que chega aos troncos vem da drenagem da água armazenada nas copas. Com isso, há a introdução de um novo parâmetro, p_d , referente à proporção de água que é drenada da copa e direcionada para os troncos.

Além disso, no modelo de Rutter original a evaporação total de copa e tronco somava $(1 + \varepsilon)E_p$. Para corrigir este problema, a taxa de evaporação de copa passou a ser calculada por:

$$E_c = \begin{cases} (1 - \varepsilon)E_p & \text{se } C_c \geq S_c \\ (1 - \varepsilon)E_p \frac{C_c}{S_c} & \text{se } C_c < S_c \end{cases} \quad (10)$$

sendo E_c (mm d⁻¹) a taxa de evaporação de copa por unidade de cobertura. Similarmente ao modelo de Rutter original, a taxa de evaporação de tronco é calculada por:

$$E_{t,c} = \begin{cases} \varepsilon E_p & \text{se } C_{t,c} \geq S_{t,c} \\ \varepsilon E_p \frac{C_{t,c}}{S_{t,c}} & \text{se } C_{t,c} < S_{t,c} \end{cases} \quad (11)$$

sendo $E_{t,c}$ (mm d^{-1}) a taxa de evaporação de tronco por unidade de cobertura e $C_{t,c}$ (mm) o armazenamento no tronco por unidade de cobertura.

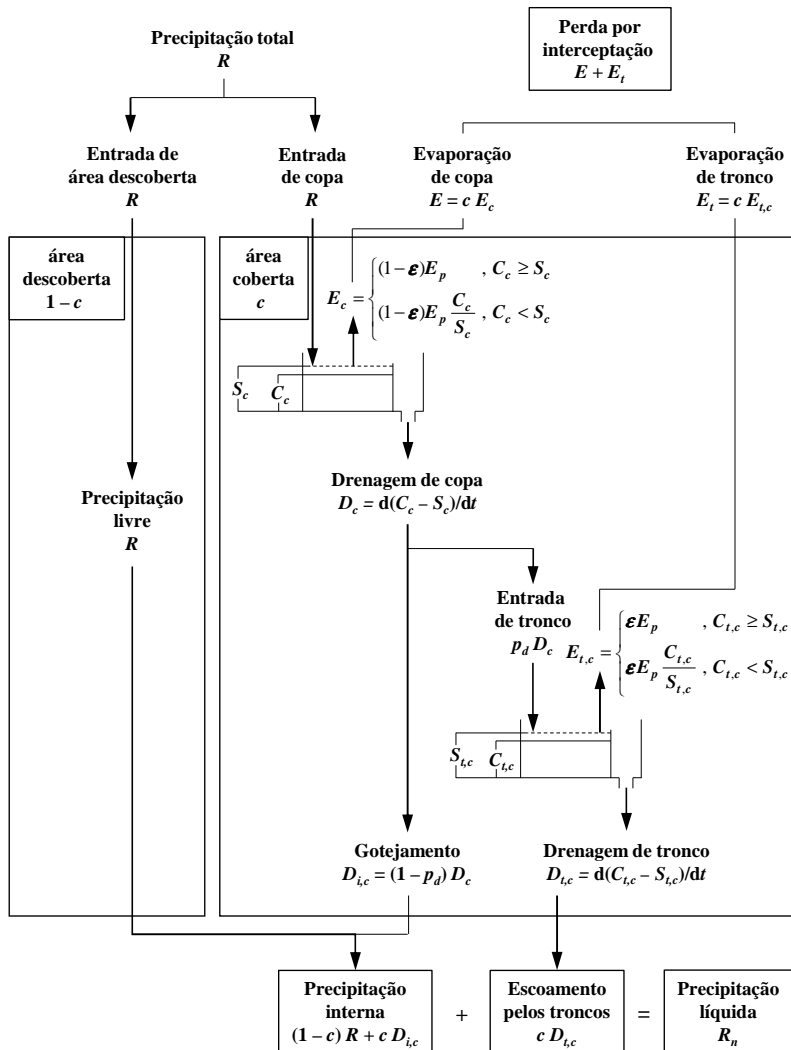


Figura 3. Fluxograma do modelo de Rutter para o caso esparsos (modificado de Valente et al., 1997).

Considerando toda a área (área coberta + área descoberta), a precipitação interna (Tf), o escoamento pelos troncos (Sf) e a precipitação total ($P_g = \int R dt$) podem ser expressos por:

$$Tf = (1 - c)P_g + c(1 - p_d) \int D_c dt \quad (12)$$

$$Sf = c \left(p_d \int D_c dt - S_{t,c} - \int E_{t,c} dt \right) \quad (13)$$

$$cP_g = c \left(\int D_c dt + S_c + \int E_c dt \right) \quad (14)$$

Eliminando-se $\int D_c dt$:

$$Tf = (1 - cp_d)P_g - (1 - p_d)S - (1 - p_d)c \int E_c dt \quad (15)$$

$$Sf = \frac{p_d}{(1 - p_d)} \left[Tf - (1 - c)P_g \right] - S_t - c \int E_{t,c} dt \quad (16)$$

2.3. CALIBRAÇÃO DE MODELOS HIDROLÓGICOS

Os modelos hidrológicos possuem parâmetros que devem ser estimados adequadamente para que os resultados das simulações sejam confiáveis. Uma forma de obter seus valores é a partir da calibração do modelo.

Na forma mais tradicional de se tratar a calibração, a diferença entre os dados simulados e observados é atribuída unicamente à incerteza em relação aos valores dos parâmetros, sendo desconsideradas outras fontes de incerteza, como problemas na formulação do modelo e erros associados aos dados de entrada (VRUGT et al., 2008). A partir desta abordagem, o processo de calibração se resume em encontrar os valores dos parâmetros com os quais é obtido um melhor ajuste da série simulada à série observada (Figura 4), que pode ser avaliado por uma simples inspeção visual da proximidade entre os resultados das simulações e os dados observados ou a partir de alguma medida que quantifique esse ajuste (BEVEN, 2012).

Os resultados das simulações realizadas com modelos hidrológicos (ou, de forma geral, com qualquer tipo de modelo) estão sujeitos a diversas fontes de incertezas: (1) incertezas nas entradas do modelo; (2)

incertezas na formulação do modelo; (3) incerteza quanto aos valores dos parâmetros; (4) outras incertezas sobre o que foi ignorado – propositalmente ou por desconhecimento (BEVEN, 2012).

Independentemente da fonte, a incerteza associada às saídas dos modelos também pode ser classificada em dois tipos: (1) aleatória (ou intrínseca); e (2) epistêmica. A incerteza aleatória é aquela decorrente da variabilidade natural dos processos, irreduzível. A incerteza epistêmica relaciona-se ao desconhecimento ou conhecimento insuficiente acerca dos processos modelados; este tipo de incerteza pode, a princípio, ser reduzido a partir da aquisição de mais dados e realização de novos experimentos (BEVEN, 2012).

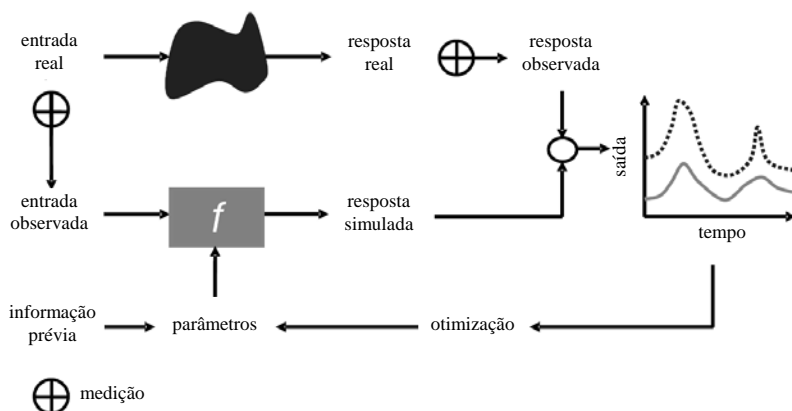


Figura 4. Representação esquemática da calibração de um modelo. Os parâmetros do modelo são ajustados iterativamente a fim de que os resultados simulados (linha sólida) se aproximem ao máximo da resposta observada (linha pontilhada) (adaptado de Vrugt et al., 2008).

Matematicamente, o processo de calibração é descrito a seguir. Considerando um vetor \mathbf{Y} com os resultados das simulações de um modelo f :

$$\mathbf{Y} = f(\mathbf{x}, \psi) \quad (17)$$

em que $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_d)$ é um vetor contendo os valores dos d parâmetros do modelo e ψ uma matriz $T \times r$ contendo os dados de entrada (precipitação total e evapotranspiração potencial, no caso do modelo de Rutter). A habilidade do modelo em descrever o processo pode ser mensurada a partir do cálculo dos resíduos:

$$e_t(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi) = y_t(\mathbf{x},\psi) - \hat{y}_t \quad (18)$$

onde e_t é o valor de resíduo entre o dado observado \hat{y}_t e $y_t(\mathbf{x},\psi)$ – valor simulado com o conjunto de parâmetros \mathbf{x} e as entradas do modelo ψ . Quanto mais próximo de zero forem os valores dos resíduos, melhor é a capacidade do modelo em representar os dados observados.

Como mencionado anteriormente, na abordagem clássica da calibração os parâmetros são alterados iterativamente buscando minimizar os valores dos resíduos. Entretanto, devido à existência de incertezas quanto aos dados de entrada, problemas na formulação do modelo, erros nas medições da resposta observada (a partir das quais estão sendo calculados os e_t), diversas combinações de valores dos parâmetros podem resultar em uma mesma resposta do modelo (BEVEN; BINLEY, 1992; VRUGT et al., 2009b), o que é chamado de equifinalidade. Desta forma, a obtenção de um único conjunto de parâmetros é questionável e, para avaliar corretamente a confiabilidade dos resultados das simulações, as incertezas relacionadas ao processo de calibração devem ser quantificadas (LALOY et al., 2010). Busca-se, então, encontrar a função densidade de probabilidade (pdf) posterior dos parâmetros, $\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$, que indica a informação que se tem a respeito de \mathbf{x} a partir do conhecimento dos dados observados $\hat{\mathbf{Y}}$ e dos dados de entrada ψ . É neste contexto que se insere a abordagem bayesiana, que permite a estimativa de $\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$, muito utilizada para avaliação de incertezas associadas aos resultados de simulações hidrológicas (VRUGT et al., 2008; VRUGT et al., 2009b; SILVA et al., 2014).

De acordo com o teorema de Bayes, a densidade de probabilidade posterior $\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ é proporcional à função de verossimilhança $L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ e a densidade de probabilidade $\pi(\mathbf{x})$, que resume a informação que se tem sobre \mathbf{x} a priori.

Assumindo que os resíduos são mutuamente independentes, gaussianamente distribuídos e com variância constante, a função de verossimilhança $L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ pode ser calculada por (BOX; TIAO, 1973; VRUGT et al., 2003b):

$$L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi) = \exp\left[-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^T\left(\frac{y_t(\mathbf{x},\psi) - \hat{y}_t}{\sigma}\right)^2\right] \quad (19)$$

Considerando uma distribuição *a priori* dos parâmetros na forma $\pi(\mathbf{x}) \propto \sigma^{-1}$, foi demonstrado que a influência de σ pode ser retirada, e então $\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ é representada por (BOX; TIAO, 1973; VRUGT et al., 2003b):

$$\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi) \propto \left[\sum_{t=1}^T (y_t(\mathbf{x},\psi) - \hat{y}_t)^2 \right]^{-\frac{1}{2}T} \quad (20)$$

sendo $y_t(\mathbf{x})$ a variável simulada com o conjunto de parâmetros \mathbf{x} no passo de tempo t , \hat{y}_t a variável observada no passo de tempo t , e T o número de passos de tempo.

2.3.1. Algoritmos de calibração automática

A calibração pode ser realizada de forma manual, o que requer conhecimento sobre o funcionamento do modelo e, caso o número de parâmetros envolvidos seja elevado, resulta em um trabalho árduo. Assim, a calibração é geralmente realizada de forma automática com a utilização de algoritmos de otimização que visam minimizar (ou maximizar) alguma medida de ajuste dos dados simulados aos dados observados.

Os algoritmos de calibração podem ser classificados como de busca local – quando a busca é iniciada a partir de um ponto apenas do espaço de soluções possíveis para os parâmetros – e de busca global – quando a busca é conduzida a partir de vários pontos iniciais.

Ao se utilizar métodos de busca local, deve-se realizar a busca a partir de diferentes pontos iniciais e verificar se as soluções resultam em valores próximos (BEVEN, 2012). Porém, mesmo com o emprego deste procedimento, é possível que o mínimo (ou máximo) global não seja atingido (SOROOSHIAN; GUPTA, 1995¹, citado por COLLISCHONN; TUCCI, 2003).

Em amostradores de busca global do tipo Monte Carlo, várias simulações são realizadas com os valores dos parâmetros amostrados aleatoriamente de uma distribuição *a priori*. Os limites estabelecidos pela distribuição de amostragem devem abranger os valores fisicamente plausíveis para os parâmetros. Quando o modelo possui muitos parâmetros, o número de simulações a serem realizadas para que a busca

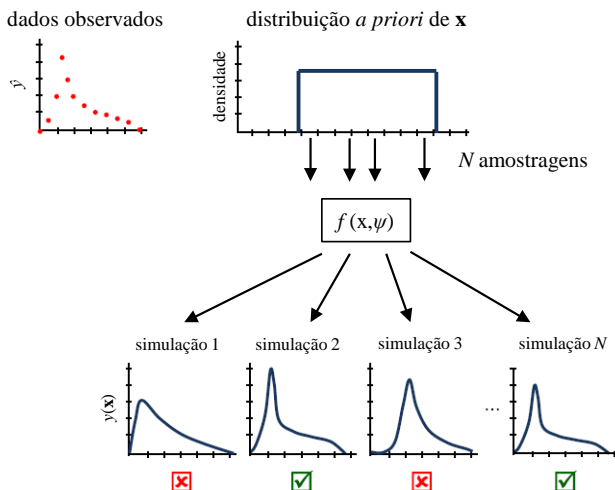
¹ SOROOSHIAN, S.; GUPTA, V.K. Model calibration. In: SINGH, V.J. **Computer models of watershed hydrology**. Highlands Ranch: Water Resources Publications, 1995. p.23-68.

consiga explorar todo o espaço de soluções possíveis é muito elevado, o que requer muito tempo computacional (BEVEN, 2012).

Visando aumentar a eficiência de amostradores do tipo Monte Carlo, uma variedade de algoritmos *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) vêm sendo desenvolvidos. A utilização de amostradores MCMC exige a definição de uma distribuição proposta ou de amostragem, que determinará a capacidade de exploração do espaço paramétrico, implicando em uma maior ou menor taxa de convergência do algoritmo (VRUGT et al., 2003b). É a partir desta distribuição que um novo ponto da cadeia de Markov é amostrado, sendo então testado para verificar se será aceito ou não na sequência. O primeiro algoritmo MCMC desenvolvido foi o *Random Walk Metropolis* (RWM) (METROPOLIS et al., 1953). No RWM, o espaço amostral é percorrido de maneira aleatória, e os pontos amostrados são testados com o critério de aceitação Metropolis, sendo que não apenas soluções que resultam em um melhor valor da medida de ajuste são aceitas; com uma certa probabilidade, soluções piores também são aceitas, possibilitando a exploração de regiões do espaço amostral com baixa densidade posterior e evitando assim a convergência para um ótimo local. O RWM foi modificado por Hastings (1970), dando origem ao algoritmo *Metropolis-Hastings* (MH), utilizado como base para vários algoritmos MCMC (e.g. *Shuffled Complex Evolution Metropolis* – SCEM-UA apresentado em Vrugt et al., 2003).

Na Figura 5 é ilustrada a obtenção da densidade de probabilidade posterior $\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ a partir de um amostrador MCMC. Os pontos são amostrados inicialmente de uma distribuição *a priori* $\pi(\mathbf{x})$. Os resultados das simulações com o conjunto de parâmetros $\mathbf{x} - \mathbf{Y}(\mathbf{x})$ – são comparados aos dados observados $\hat{\mathbf{Y}}$ para determinar se \mathbf{x} será aceito ou não à cadeia. Após um número suficientemente grande de amostragens, a densidade de probabilidade posterior $\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ é obtida a partir dos M últimos elementos de cada cadeia.

Devido a limitações dos MCMC existentes (e.g. convergência para mínimos locais, baixa taxa de convergência), ter Braak (2006) desenvolveu o algoritmo *Differential Evolution Markov Chain* (DE-MC), que combina características de algoritmos genéticos (evolução diferencial) com simulação MCMC. Dando sequência ao algoritmo DE-MC, Vrugt et al. (2008, 2009a) propuseram um novo algoritmo intitulado *Differential Evolution Markov Chain* (DREAM), detalhado no próximo item deste trabalho.



$\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}}, \psi)$ é determinado a partir das soluções aceitas

Figura 5. Representação da obtenção de $\pi(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}}, \psi)$ a partir de N cadeias de Markov para um caso hipotético de identificação de um parâmetro (adaptado de Sadegh e Vrugt, 2014). N amostragens iniciais são realizadas a partir de uma distribuição *a priori* definida pelo usuário. O ajuste da série simulada \mathbf{Y} à série observada $\hat{\mathbf{Y}}$ é avaliado para aceitação ou não de \mathbf{x} . Após um número suficiente de amostragens, a distribuição posterior do parâmetro é obtida a partir das últimas M soluções aceitas.

2.3.2. *Differential Evolution Adaptive Metropolis (DREAM)*

O algoritmo de calibração automática *Differential Evolution Adaptive Metropolis* (DREAM) (VRUGT et al., 2008; VRUGT et al., 2009a) é um amostrador MCMC que tem como bloco principal o algoritmo DE-MC (ter BRAAK, 2006).

Assim como o DE-MC, o DREAM combina características de algoritmos genéticos (evolução diferencial) com o critério Metropolis para decidir se os pontos candidatos (novos conjuntos de parâmetros) irão ser aceitos ou não. Para aumentar a taxa de convergência, o DREAM adapta a distribuição proposta durante a busca, possibilitando maiores saltos no início.

No algoritmo DE-MC, N cadeias de Markov rodam em paralelo. Os saltos em cada cadeia são realizados da seguinte maneira (Figura 6): (1) duas cadeias são amostradas entre as $N - 1$ cadeias restantes; (2) a diferença entre os elementos destas duas cadeias (vetores \mathbf{x}^{r1} e \mathbf{x}^{r2} , cada um representando um conjunto de parâmetros) é multiplicada por um

fator γ ; (3) um vetor aleatório \mathbf{e} é amostrado de uma distribuição simétrica estreita; (4) a soma entre a diferença dos dois vetores e o vetor aleatório é adicionada ao elemento da cadeia a partir do qual o salto está sendo realizado (\mathbf{x}^i). O valor de γ deve ser definido pelo usuário.

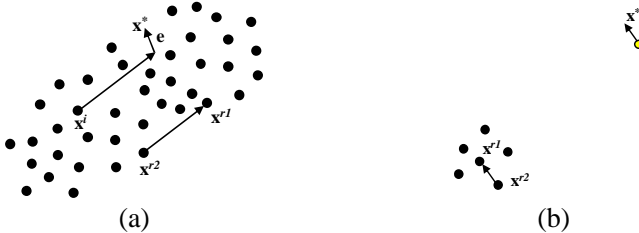


Figura 6. (a) Evolução diferencial em duas dimensões ($d = 2$) e uma população de 40 elementos ($N = 40$). (b) Uma cadeia *outlier* pode levar muito tempo para atingir a região onde se encontra o mínimo global. Em (b) o termo \mathbf{e} é muito pequeno comparado com os saltos, não sendo apresentado (modificado de ter Braak e Vrugt, 2008).

O algoritmo DREAM surgiu a partir de três adaptações implementadas no DE-MC (VRUGT et al., 2008): (1) atualização de um elemento de \mathbf{x} com probabilidade de *crossover* CR , isto é, nem todas as dimensões de \mathbf{x} são atualizadas simultaneamente; (2) maior número de pares de cadeias utilizado nos saltos, permitindo um aumento na diversidade da distribuição proposta; (3) remoção de cadeias consideradas como *outliers*, que fariam com que a convergência demorasse muito tempo para ser atingida.

O funcionamento do DREAM é apresentado na Figura 7. Na evolução das cadeias de Markov, o ponto candidato é gerado a partir de:

$$\mathbf{z}^i = \mathbf{x}^i + \gamma(\delta) \cdot \sum_{j=1}^{\delta} \mathbf{x}^{r_1(j)} - \gamma(\delta) \cdot \sum_{n=1}^{\delta} \mathbf{x}^{r_2(n)} + \mathbf{e} \quad (21)$$

sendo \mathbf{x}^i o elemento atual da cadeia i ($i = 1, \dots, N$) (vetor de dimensão d); γ o tamanho do salto; δ o número de pares de cadeias utilizadas para gerar o ponto candidato; $r_1(j)$ e $r_2(n) \in \{1, \dots, N\}$ com $r_1(j) \neq r_2(n) \neq i$ para $j = 1, \dots, \delta$ e $n = 1, \dots, \delta$; \mathbf{e} é amostrado de uma distribuição normal $N_d(0, h)$ com h pequeno.

Cada elemento \mathbf{z}_j^i , $j = 1, \dots, d$, de \mathbf{z}^i é substituído por \mathbf{x}_j^i com probabilidade de *crossover* CR :

$$\mathbf{z}_j^i = \begin{cases} \mathbf{x}_j^i & \text{se } U \leq 1 - CR \\ \mathbf{z}_j^i & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (22)$$

em que $U \in [0, 1]$ é amostrado de uma distribuição uniforme.

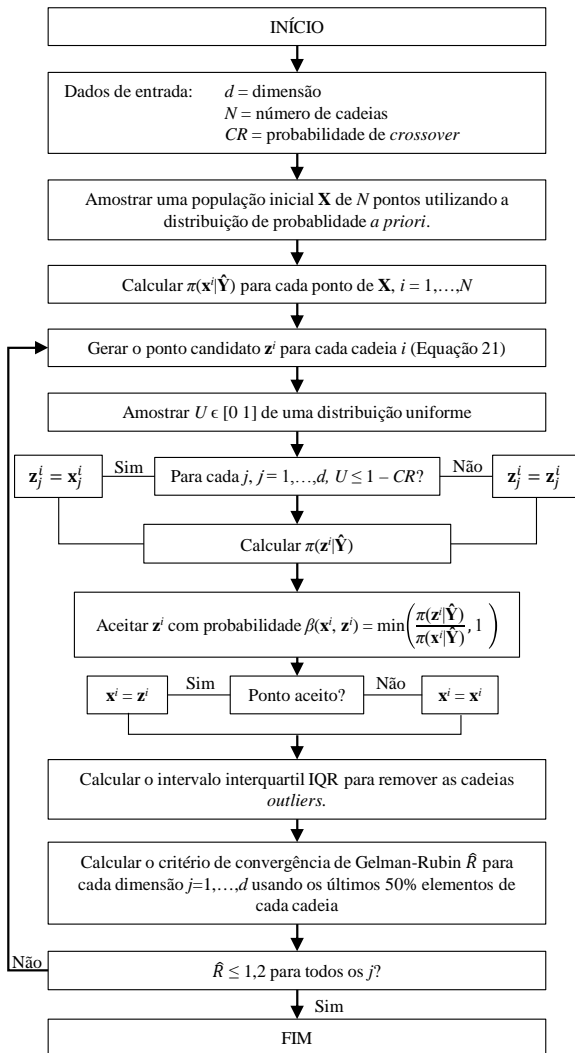


Figura 7. Fluxograma do algoritmo de calibração automática *Differential Evolution Adaptive Metropolis* (DREAM).

Um ponto é aceito ou não à sequência com probabilidade β (critério Metropolis):

$$\beta(\mathbf{x}^i, \mathbf{z}^i) = \begin{cases} \min\left(\frac{\pi(\mathbf{z}^i | \hat{\mathbf{Y}})}{\pi(\mathbf{x}^i | \hat{\mathbf{Y}})}, 1\right) & \text{se } \pi(\mathbf{x}^i | \hat{\mathbf{Y}}) > 0 \\ 1 & \text{se } \pi(\mathbf{x}^i | \hat{\mathbf{Y}}) = 0 \end{cases} \quad (23)$$

As cadeias *outliers* são removidas a partir do cálculo do intervalo interquartil (IQR) sendo em seguida testada a convergência do algoritmo a partir do diagnóstico \hat{R} de Gelman e Rubin (1992², citado por VRUGT et al., 2008) com os últimos 50% das amostras de cada cadeia.

A implementação no MATLAB do DREAM foi obtida diretamente com o autor (jasper@uci.edu).

² GELMAN, A.; RUBIN, D.B. Inference from iterative simulation using multiple sequences. **Statist. Sci.**, v.7, n.4, p.457-572, 1992.

3. MATERIAIS E MÉTODOS

3.1. ÁREA DE ESTUDO

O presente trabalho foi realizado a partir de dados coletados na bacia experimental do rio Araçonga, localizada na zona rural do município de Rio Negrinho, norte do estado de Santa Catarina (Figura 8). A bacia experimental foi implementada por Mota (2012). É uma bacia de segunda ordem, possui 5,3 ha e está inserida na bacia hidrográfica do Alto Rio Negro. A bacia é coberta por vegetação nativa e pertence à unidade fitogeográfica de Floresta Ombrófila Mista. Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do monitoramento realizado por Sá (2015).

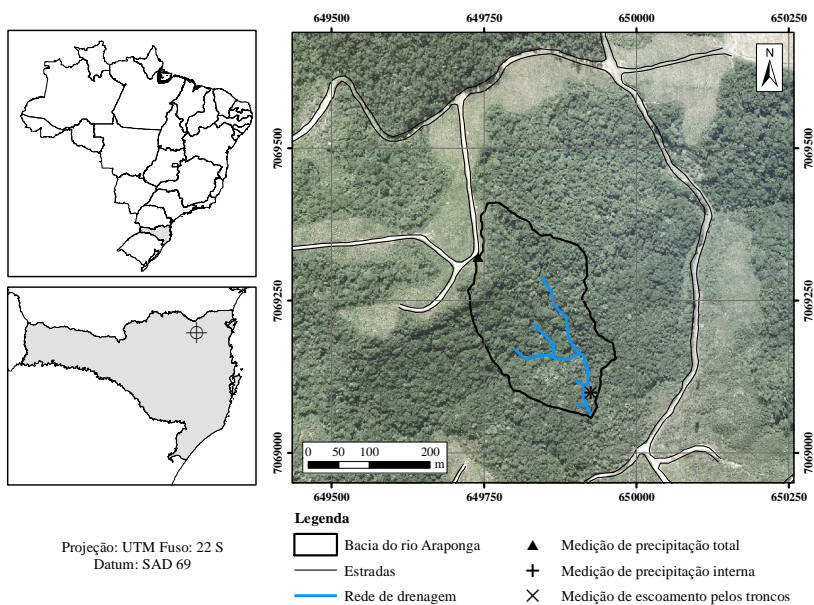


Figura 8. Mapa de localização da bacia experimental do rio Araçonga (adaptado de Giglio, 2013).

3.2. DADOS HIDROMETEOROLÓGICOS

Os dados de temperatura, umidade relativa, velocidade do vento e radiação incidente e refletida foram registrados a cada 10 minutos na estação meteorológica Feio (Figura 9a), localizada a aproximadamente 3 km de distância da bacia experimental. Os dados foram convertidos em

médias diárias para o cálculo da evapotranspiração potencial com o método de Penman modificado, sendo que a série resultante foi posteriormente transformada em dados com resolução temporal de 5 min, conforme descrito mais adiante neste trabalho (item 3.4).

Os dados de precipitação total foram obtidos da estação pluviométrica Araponga (Figura 9b), em que um *datalogger* conectado a um pluviógrafo de báscula (com resolução de 0,24 mm) realizou o registro das leituras de forma automática a cada 5 minutos. Esta estação está instalada em um local sem cobertura florestal próximo à cabeceira da bacia (Figura 8).

A medição de precipitação interna foi realizada por um sistema de calha coletora ligada a um pluviógrafo de báscula (Figura 9c). A calha coletora possui 3,0 m de comprimento e 0,2 m de largura, totalizando uma área de captação de 0,6 m². Assim, os volumes medidos no pluviógrafo foram divididos por 0,6 m² para obtenção dos valores de precipitação interna em milímetros equivalentes.

O escoamento pelos troncos foi medido por meio de mangueiras conectando quatro troncos a um pluviógrafo (Figura 9d). A transformação dos volumes registrados de escoamento pelos troncos de L para mm requer a definição de uma área de captação correspondente. A área de captação de escoamento pelos troncos considerada neste trabalho corresponde à área formada pela copa das quatro árvores nas quais há coleta de escoamento pelos troncos (Figura 10). Porém, como nesta área de captação além da copa das quatro árvores também estão inseridas parcialmente as copas de outras árvores não monitoradas (o volume coletado é inferior ao volume de escoamento pelos troncos gerado pela precipitação incidente nesta área de captação), os valores de escoamento pelos troncos obtidos pela divisão do volume coletado pela área de captação devem ser multiplicados por um fator de correção. Neste trabalho, o fator de correção η foi calculado por:

$$\eta = \frac{\sum_{i=1}^{n_{int}} A_{copa,int,i}}{\sum_{i=1}^4 A_{copa,i}} \quad (24)$$

sendo $A_{copa,int}$ a área de interseção da copa da árvore i com a área de captação de escoamento pelos troncos, A_{copa} a área da copa da árvore i (os índices i de 1 a 4 correspondem às árvores monitoradas) e n_{int} o número de árvores cuja copa faz interseção com a área de captação. A estimativa da área de projeção das copas das árvores foi realizada por Giglio (2013).

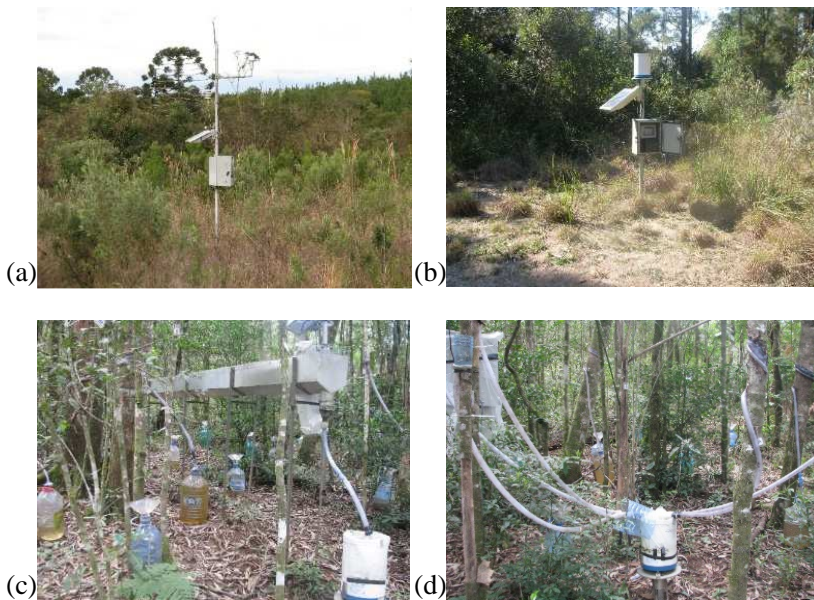


Figura 9. Pontos de monitoramento (SA, 2015). (a) Estação meteorológica Feio. (b) Estação pluviométrica Araponga. (c) Medição de precipitação interna (calha coletora ligada ao pluviógrafo). (d) Medição de escoamento pelos troncos (quatro troncos ligados ao pluviógrafo).

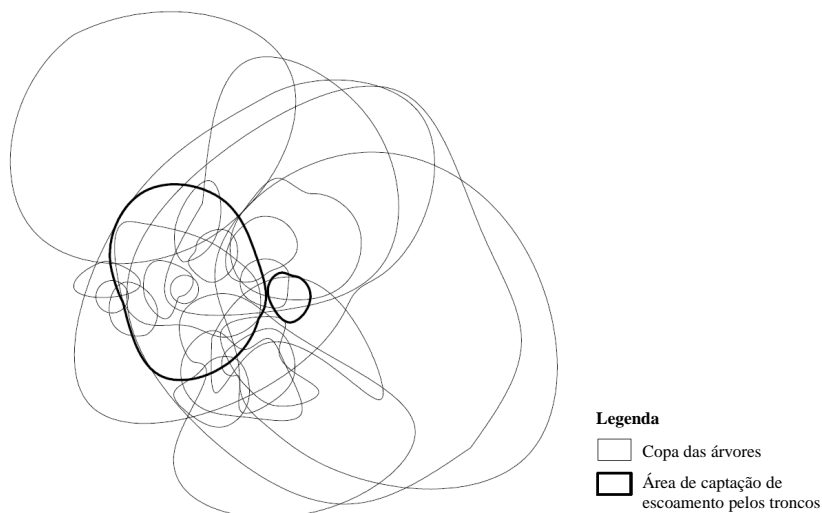


Figura 10. Área de captação de escoamento pelos troncos (adaptado de Giglio, 2013).

As leituras de precipitação interna e escoamento pelos troncos foram registradas automaticamente a cada 5 minutos em um mesmo *datalogger*. Maiores detalhes sobre as instalações utilizadas no monitoramento podem ser obtidos em Sá (2015).

As séries de dados meteorológicos, de precipitação total, de precipitação interna e de escoamento pelos troncos consideradas neste trabalho correspondem ao período de 26/02/2014 a 06/10/2014, totalizando 223 dias de monitoramento. Falhas no registro de dados de precipitação interna e escoamento pelos troncos ocorreram de 08/05/2014 a 09/05/2014 e de 29/08/2014 a 09/09/2014.

3.3. ANÁLISE DOS EVENTOS DE PRECIPITAÇÃO

3.3.1. Separação em eventos de precipitação

Para separar a série de dados por eventos é preciso selecionar um critério que seja adequado ao estudo da interceptação. Com esta finalidade, Hewlett (1982) sugere que seja considerado um período seco de 12 horas entre um evento e outro. Dunkerley (2008) apresenta outros critérios a serem empregados na identificação de eventos de precipitação: especificação de um volume mínimo de precipitação total acumulado durante o evento; especificação de uma duração mínima do evento; especificação de uma intensidade média mínima para o evento; e especificação de uma intensidade mínima para que seja registrado o início do evento e uma intensidade mínima caracterizando o fim do evento.

A partir da análise dos dados do monitoramento realizado na bacia experimental foi verificado que 12 horas após o fim do registro de precipitação total não houve mais registro de precipitação interna. Desta forma, foi empregado um período seco mínimo de 12 horas para a separação da série de dados em eventos de precipitação, considerando-se que decorrido este tempo a copa estaria completamente seca (armazenamento da copa igual a zero). Além disso, eventos com lâmina total igual a 0,24 mm foram descartados, a fim de retirar da análise os dados que podem não representar a realidade (oriundos de uma única basculada do pluviógrafo), conforme relatado por Lloyd (1990).

Uma vez que a área de captação de precipitação interna é maior que a área de captação de precipitação total, uma menor lâmina de água é necessária para que ocorra uma basculada no pluviógrafo de medição da precipitação interna (0,012 mm contra 0,24 mm na medição de precipitação total). Por este motivo, o início do evento de precipitação foi marcado pelo primeiro registro de precipitação interna caso este tenha

ocorrido antes do primeiro registro de precipitação total, evitando-se assim a negligência de dados de precipitação interna.

3.3.2. Caracterização dos eventos de precipitação

Os eventos foram caracterizados em termos de intensidade máxima, duração e volume total. A intensidade máxima corresponde ao maior volume de precipitação registrado durante o evento em um intervalo de tempo de 5 minutos (resolução temporal dos dados). A duração de um evento é o tempo entre seu início e o último registro de precipitação total. O volume total é o volume de precipitação acumulado durante todo o evento.

3.4. EVAPOTRANSPIRAÇÃO POTENCIAL

A evapotranspiração potencial diária foi estimada pelo método de Penman modificado (DOORENBOS; PRUITT, 1977), a partir de dados médios diários de temperatura, umidade, velocidade do vento e radiação incidente monitorados na estação meteorológica Feio. A equação utilizada neste método é:

$$E_p = F \left[W \cdot Rn + (1 - W) \cdot f(u) \cdot (e_a - e_d) \right] \quad (25)$$

sendo E_p (mm d^{-1}) a evapotranspiração potencial diária, F (adimensional) um fator de ajuste para a região em questão, W (adimensional) o fator de ponderação relacionado com a temperatura e a altitude do local, Rn (mm d^{-1}) a radiação líquida expressa em evaporação equivalente, $f(u)$ uma função relacionada a vento, e_a (mbar) a pressão de vapor da água no ar saturado e e_d (mbar) a pressão do vapor de água na condição real. Foi considerada uma altitude de 1000 m e F igual a 1. A radiação líquida é calculada por:

$$Rn = Rns - Rnl \quad (26)$$

onde Rns (mm d^{-1}) é a radiação solar líquida de ondas curtas e Rnl (mm d^{-1}) é a radiação solar líquida de ondas longas. A radiação solar líquida de ondas curtas e a radiação solar líquida de ondas longas podem ser estimadas por meio das equações (27) e (28), respectivamente.

$$Rns = (1 - \alpha) R_s \quad (27)$$

$$Rnl = f(T_{ar}) \cdot f(e_d) \cdot f(n / n_{m\acute{a}x}) \quad (28)$$

sendo R_s (mm d^{-1}) a radiação solar incidente expressa em evaporação equivalente, α (adimensional) o coeficiente de refletância (albedo), $f(T_{ar})$ uma função relacionada a temperatura, n (h d^{-1}) a insolação e $n_{m\acute{a}x}$ (h d^{-1}) a insolação máxima possível. Adotou-se um valor de albedo de 0,23, referente a uma superfície com vegetação. Os termos da equação de radiação solar líquida de ondas longas são calculados pelas equações (29), (30) e (31):

$$f(T_{ar}) = \sigma T_{ar}^4 \quad (29)$$

$$f(e_d) = 0,34 - 0,044\sqrt{e_d} \quad (30)$$

$$f(n / N) = 0,1 + 0,9 \frac{n}{n_{m\acute{a}x}} \quad (31)$$

sendo σ a constante de Stefan-Boltzmann ($5,67 \times 10^{-8} \text{ W m}^{-2} \text{ K}^{-4}$), T_{ar} (K) a temperatura média do ar. Um maior detalhamento destas equações é apresentado no Apêndice A.

Para entrada no modelo é necessário que se disponha de uma série de dados de evapotranspiração potencial com mesma resolução temporal que a dos dados de precipitação total. Por este motivo, a série resultante de evapotranspiração potencial diária foi transformada em dados com resolução temporal de 5 minutos, considerando que a evapotranspiração segue uma função senoidal das 06h00 às 18h00 e possui valor constante das 00h00 às 06h00 e das 18h00 às 24h00, seguindo o que foi feito por Chaffe (2009). Considera-se que 90% da evapotranspiração potencial diária ocorre das 06h00 às 18h00.

3.5. MODELO DE RUTTER

A calibração foi realizada para o modelo de Rutter para o caso esparso (descrito no item 2.2.2) visando a identificação de seus parâmetros e da faixa de incerteza associada aos resultados das simulações. A partir deste ponto do trabalho o modelo de Rutter para o

caso esparsos será referido simplificado por modelo de Rutter. A implementação no computador do modelo é apresentada no Apêndice B.

Os parâmetros do modelo de Rutter são: fator de cobertura c (adimensional), capacidade de armazenamento de copa por unidade de cobertura S_c (mm), capacidade de armazenamento de tronco por unidade de cobertura $S_{t,c}$ (mm), coeficiente de proporção de água desviada da copa para os troncos p_d (adimensional) e taxa de evaporação de tronco em relação à taxa de evaporação de copa ε (adimensional).

As faixas de valores para cada parâmetro, utilizadas como informação prévia na calibração, são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1. Intervalos dos parâmetros do modelo de Rutter utilizados como informação prévia na calibração.

Parâmetro	Descrição	Intervalo		Unidade
		Mín	Máx	
c	Fator de cobertura	0	1	-
S_c	Capacidade de armazenamento da copa por unidade de cobertura	0	20	mm
$S_{t,c}$	Capacidade de armazenamento de tronco por unidade de cobertura	0	10	mm
p_d	Proporção de água desviada da copa para os troncos	0	1	-
ε	Taxa de evaporação de tronco em relação à taxa de evaporação da copa	0	1	-

Uma estimativa dos valores dos parâmetros do modelo pode ser realizada a partir de métodos de regressão apresentados em Valente et al. (1997). Os valores dos parâmetros foram determinados desta forma para posterior comparação com os resultados obtidos a partir da calibração.

A determinação dos valores dos parâmetros por meio de análise de regressão é realizada a partir das equações (12), (15) e (16) apresentadas no item 2.2.2. O fator de cobertura c é estimado a partir da regressão entre Tf e P_g para eventos em que P_g não chega a saturar a copa ($\int D_c dt = 0$), ou seja, eventos com P_g inferior ao valor do ponto de inflexão dos dados. O fator de cobertura c corresponde a $1 -$ inclinação da reta (Equação (12)).

$$Tf = (1 - c)P_g + c(1 - p_d) \int D_c dt \quad (12)$$

Conforme a Equação (15), a capacidade de armazenamento de copa S corresponde ao coeficiente linear da reta de regressão entre Tf e P_g para eventos com evaporação mínima ($\int E_c dt = 0$) dividido por $[-(1 - p_d)]$. S_c é igual a S/c .

$$Tf = (1 - cp_d)P_g - (1 - p_d)S - (1 - p_d)c \int E_c dt \quad (15)$$

Os valores de p_d e de $S_{t,c}$ podem ser obtidos a partir da Equação (16), com a regressão entre os valores de Sf e $[Tf - (1 - c)P_g]$, considerando apenas eventos com evaporação mínima ($\int E_{t,c} dt = 0$): $p_d =$ inclinação da reta/(1 + inclinação da reta) e S_t corresponde ao oposto do coeficiente linear da reta. A capacidade de armazenamento de tronco por unidade de cobertura $S_{t,c}$ equivale a S_t/c .

$$Sf = \frac{P_d}{(1 - p_d)} [Tf - (1 - c)P_g] - S_t - c \int E_{t,c} dt \quad (16)$$

A análise de sensibilidade do modelo de Rutter foi realizada a partir de 10.000 simulações variando-se aleatoriamente os valores dos parâmetros. As amostragens foram realizadas a partir do método *Latin hypercube*, que permite cobrir o intervalo de valores possíveis para os parâmetros – apresentado na Tabela 1 – de maneira uniforme. Todo o período monitorado foi utilizado nas simulações.

Os resultados das simulações foram avaliados a partir de um erro de volume (erro relativo para a variável acumulada durante todo o período monitorado – Equação (32)) e pelo coeficiente de *Nash* (NASH; SUTCLIFFE, 1970) – Equação (33). O erro de volume é calculado por:

$$ER(\mathbf{x}) = \frac{\left| \sum_{t=1}^T \hat{y}_t - \sum_{t=1}^T y_t(\mathbf{x}) \right|}{\sum_{t=1}^T \hat{y}_t} \times 100 \quad (32)$$

sendo $ER(\mathbf{x})$ o erro relativo para o conjunto de parâmetros \mathbf{x} , $y_t(\mathbf{x})$ a variável simulada com o conjunto de parâmetros \mathbf{x} no passo de tempo t , \hat{y}_t a variável observada no passo de tempo t , e T o número de passos de tempo. O valor de ER varia de 0 a $+\infty$.

O coeficiente de *Nash* varia de 0 a 1, sendo que quanto mais próximo de 1 melhor é o resultado da simulação. Valores de *Nash* abaixo de zero indicam que a média descreve melhor os dados observados do que os resultados das simulações. O coeficiente de *Nash* é calculado por:

$$Nash(\mathbf{x}) = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - y_t(\mathbf{x}))^2}{\sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2} \quad (33)$$

sendo $Nash(\mathbf{x})$ o coeficiente de $Nash$ para o conjunto de parâmetros \mathbf{x} . No cálculo do valor de $Nash$, os passos de tempo após o último registro de precipitação total (P_g) foram desconsiderados para evitar uma superestimativa de seu valor, já que todos os eventos são finalizados por 12 horas consecutivas sem registro de P_g .

3.6. CALIBRAÇÃO

Para a calibração automática foi empregado o algoritmo *Differential Evolution Adaptive Metropolis* (DREAM). Como entrada foram fornecidos os dados de precipitação total e evapotranspiração potencial com resolução temporal de 5 min. Na calibração do modelo de Rutter foi avaliado o emprego de dados de precipitação interna e de precipitação líquida (precipitação interna + escoamento pelos troncos).

O algoritmo DREAM possui alguns parâmetros que dependem do caso estudado e precisam ser especificados pelo usuário: dimensão do problema d (número de parâmetros a serem identificados); número de cadeias de Markov N ; e número de gerações G . Como o número de parâmetros do modelo não é elevado (apenas cinco parâmetros), todos foram incluídos na calibração, ou seja, $d = 5$. Um valor muito elevado de N resulta em uma maior cobertura inicial do espaço hiperdimensional definido previamente (intervalo em que os parâmetros são considerados válidos), porém requer um maior tempo para que a convergência de todas as cadeias seja atingida. No estudo realizado por ter Braak (2006) foi verificado que uma convergência mais rápida é obtida ao se adotar $N = 2d$; assim, esta relação foi utilizada neste trabalho. Apesar do estudo ter sido realizado com o algoritmo DE-MC, esta relação também foi recomendada em Vrugt et al. (2008) para o algoritmo DREAM. O primeiro elemento de cada cadeia foi amostrado a partir de uma distribuição uniforme com limites apresentados na Tabela 1. O número de gerações G corresponde à quantidade de amostragens que irão ser realizadas em cada cadeia de Markov, devendo ser suficientemente grande para garantir que a convergência seja atingida. Foi adotado G igual a 2.500. O número total de simulações realizadas com o DREAM é então igual a $N \times G$.

Além destes parâmetros, o usuário também deve escolher o valor de γ e a função de verossimilhança a ser utilizada. Neste trabalho foi adotado $\gamma = 2,38/\sqrt{(2\delta d)}$ (ter BRAAK, 2006), sendo d a dimensão do problema (número de elementos de \mathbf{x}). A função de verossimilhança $L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ foi calculada para cada ponto i ($i = 1, \dots, M$) por (BOX; TIAO, 1973; VRUGT et al., 2003b):

$$L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi) = \left[\sum_{t=1}^T (y_t(\mathbf{x}) - \hat{y}_t)^2 \right]^{-\frac{1}{2}T} \quad (34)$$

sendo $y_t(\mathbf{x})$ a variável simulada com o conjunto de parâmetros \mathbf{x} no passo de tempo t , \hat{y}_t a variável observada no passo de tempo t , e T o número de passos de tempo. No DREAM, por simplicidade algébrica e para promover maior estabilidade numérica, calcula-se o logaritmo natural de $L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ ao invés de $L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ (VRUGT et al., 2009b):

$$\ln L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi) = -\frac{T}{2} \ln \left[\sum_{t=1}^T (y_t(\mathbf{x}) - \hat{y}_t)^2 \right] \quad (35)$$

O mesmo conjunto de parâmetros que maximiza $\ln L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$ também maximizaria $L(\mathbf{x}|\hat{\mathbf{Y}},\psi)$.

3.6.1. Calibração com série sintética

Para verificar a capacidade do DREAM na identificação dos parâmetros para a situação em estudo (a partir dos dados disponíveis e dos valores adotados para os parâmetros do algoritmo), a calibração é realizada primeiramente com o emprego de uma série sintética. Com este procedimento são retiradas as incertezas relacionadas aos dados de entrada e à capacidade de representação do processo de interceptação pelo modelo.

Uma série sintética é obtida a partir da execução do modelo atribuindo-se valores fixos para os parâmetros. Em seguida, esta série é empregada na calibração. Caso o algoritmo resulte em valores próximos aos atribuídos aos parâmetros para obtenção da série sintética, confirma-se a empregabilidade do algoritmo e das configurações adotadas.

A calibração com série sintética foi realizada para 25 conjuntos de parâmetros, de forma a abranger diversas possibilidades e lidar com a não linearidade do modelo, conforme sugerido em Vrugt et al. (2008). Os

conjuntos de parâmetros foram amostrados de uma distribuição uniforme com limites estabelecidos na Tabela 1. Como dado de entrada, foram empregados os dados de precipitação total e evapotranspiração potencial correspondentes ao período monitorado (de 26/02/2014 a 06/10/2014). Foram geradas séries sintéticas de precipitação interna e de precipitação líquida (precipitação interna + escoamento pelos troncos).

3.6.2. Calibração e validação

A calibração do modelo de Rutter foi realizada a partir de dados observados de precipitação interna e precipitação líquida para cada um dos eventos identificados no período monitorado. Em seguida, foi analisada a existência de relação entre os valores dos parâmetros e as características dos eventos (intensidade máxima, intensidade média e precipitação total). Para o parâmetro c (fator de cobertura), também foi verificada a existência de um padrão de variação sazonal, relacionado à mudança da cobertura da vegetação. Do total de 25.000 iterações realizadas com o algoritmo DREAM, as primeiras 15.000 foram descartadas (número de iterações considerado suficiente para convergência do algoritmo); assim, a faixa de variação para os parâmetros após calibração foi obtida a partir das últimas 10.000 simulações.

As faixas de valores dos parâmetros obtidas na calibração realizada para cada evento foram utilizadas na validação do modelo para verificar a representatividade dos valores adotados. Neste estudo, a validação foi realizada com a totalidade da série de dados disponível (60 eventos), sendo calculadas duas medidas de ajuste dos dados simulados aos dados observados: (1) erro relativo (Equação (32), apresentada no item 3.5), calculado para a variável acumulada ao final de cada evento e a variável acumulada ao final de todo o período monitorado; e (2) coeficiente de *Nash* (Equação (33), apresentada no item 3.5), calculado para cada um dos eventos separadamente e para todo o período de validação.

Os resultados das simulações com os valores dos parâmetros estimados a partir da calibração do modelo foram comparados aos resultados obtidos a partir dos valores determinados por métodos de regressão, descritos no item 3.5.

3.6.3. Análise de incerteza

Como mencionado no item 2.3, existem diversas incertezas relacionadas aos resultados de uma simulação. Para avaliar a incerteza devido à estimativa dos parâmetros, foram realizadas simulações com o

modelo de Rutter com os 10.000 últimos valores de \mathbf{x} (vetor contendo os valores dos conjuntos de parâmetros) obtidos com o algoritmo DREAM (VRUGT et al., 2009b). Os resultados foram sumarizados a partir do cálculo dos percentis 2,5 e 97,5 para cada um dos valores simulados, fornecendo uma faixa de incerteza de 95%.

Como o método utilizado neste trabalho não permite a identificação explícita das incertezas relacionadas aos dados de entrada e à estrutura do modelo, a incerteza total (desconhecida) foi estimada a partir do acréscimo aos valores simulados de um valor aleatório amostrado de uma distribuição normal centrada em zero e com desvio igual ao valor de *Root Mean Square Error* (RMSE), calculado por meio da Equação (36):

$$RMSE(\mathbf{x}) = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - y_t(\mathbf{x}))^2} \quad (36)$$

sendo $y_t(\mathbf{x})$ a variável simulada com o conjunto de parâmetros \mathbf{x} no passo de tempo t , \hat{y}_t a variável observada no passo de tempo t , e T o número de passos de tempo.

Similarmente ao realizado para a incerteza relacionada aos valores dos parâmetros, os resultados foram sumarizados pelo cálculo dos percentis 2,5 e 97,5. Ao se utilizar um valor de variação fixo para todo o período simulado, considera-se que o erro associado às simulações é homocedástico, ou seja, com variância constante.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. ANÁLISE DOS EVENTOS DE PRECIPITAÇÃO

A separação da série de dados referente ao período de 26/02/2014 a 06/10/2014 em eventos de precipitação resultou em 60 eventos, com lâmina de precipitação total variando de 0,48 mm a 352,37 mm. Os volumes totais de precipitação total (P_g), precipitação interna (Tf) e escoamento pelos troncos (Sf) registrados em cada um dos 60 eventos são apresentados na Figura 11. No Apêndice C, além das características citadas anteriormente, também constam a duração dos eventos (tempo decorrido entre o primeiro e o último registro de P_g), a máxima intensidade registrada de P_g ($I_{máx}$) e a intensidade média de P_g calculada de duas maneiras: (1) considerando toda a duração do evento ($I_{méd}$) e (2) apenas para os passos de tempo com registro de P_g ($I_{méd'}$).

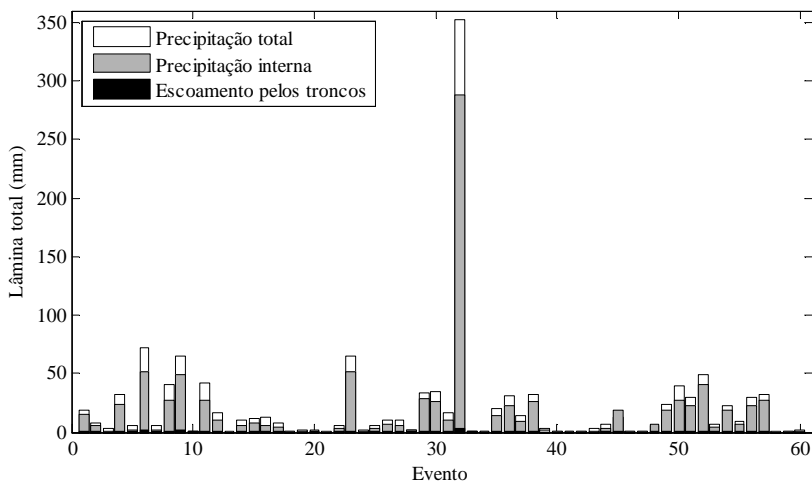


Figura 11. Volumes totais de precipitação total, precipitação interna e escoamento pelos troncos registrados em cada um dos 60 eventos.

Os volumes totais de P_g , Tf , Sf e de perdas por interceptação para os 60 eventos identificados durante o período monitorado são apresentados na Tabela 2. O volume de perdas por interceptação foi estimado a partir da diferença entre P_g e precipitação líquida (soma de Tf e Sf), correspondendo a 24% da precipitação total. Ressalta-se que foram desconsiderados os eventos com falhas no monitoramento de Tf e Sf e eventos com P_g igual a 0,24 mm.

Tabela 2. Volumes totais de precipitação total (P_g), precipitação interna, escoamento pelos troncos e perdas por interceptação para os 60 eventos considerados.

Parâmetro	Volume	
	mm	% P_g
Precipitação total	1.274	100
Precipitação interna	955	75
Escoamento pelos troncos	11	1
Perdas por interceptação	308	24

4.2. EVAPOTRANSPIRAÇÃO POTENCIAL

Os valores de evapotranspiração potencial diária estimados para o período de 26/02/2014 a 06/10/2014 são apresentados na Figura 12. De maneira geral, verifica-se uma variação sazonal do valor de evapotranspiração potencial diária, que segue um padrão semelhante ao da variação da radiação solar incidente ao longo do ano (maior no verão e menor no inverno).

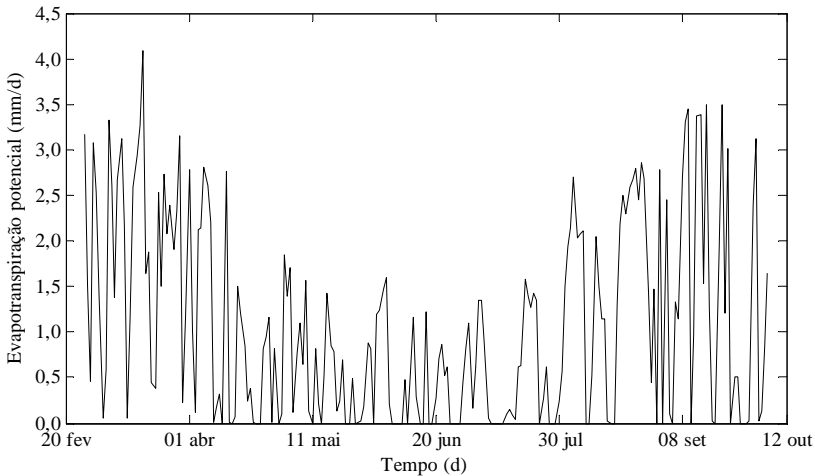


Figura 12. Evapotranspiração potencial diária estimada para o período de 26/02/2014 a 06/10/2014.

4.3. MODELO DE RUTTER

Os parâmetros do modelo de Rutter foram determinados a partir de métodos de regressão apresentados em Valente et al. (1997) para posterior comparação com os resultados obtidos a partir da calibração.

A Figura 13 apresenta o gráfico a partir do qual foram obtidos os parâmetros c (fator de cobertura) e S_c (capacidade de armazenamento de copa por unidade de cobertura). Como apresentado no item 3.5, c corresponde a $[1 - \text{inclinação da reta}]$ para eventos com P_g inferior ao ponto de inflexão (≈ 3 mm), ou seja, $c = 1 - 0,57 = 0,43$. A capacidade de armazenamento de copa corresponde a $S = -[-1,59/(1 - p_d)]$; como $p_d = 0,15$ (Figura 14), $S = 1,87$ mm; assim, $S_c = S/c = 4,39$ mm.

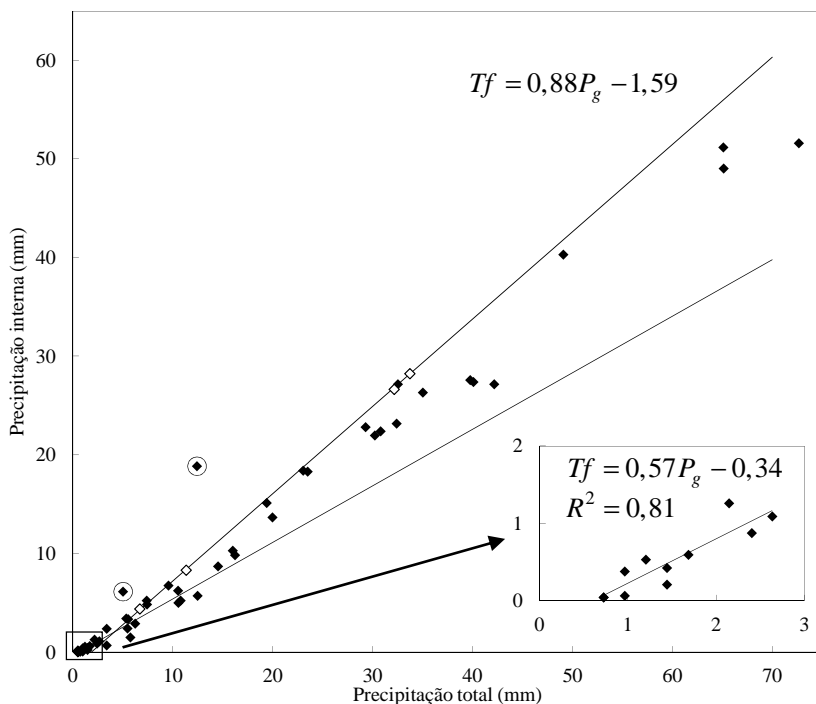


Figura 13. Relação entre precipitação interna (T_f) e precipitação total (P_g). Em branco, pontos utilizados para traçar a curva envoltória superior. Os pontos circulados foram desconsiderados, pois representam eventos em que $T_f > P_g$. No detalhe, eventos abaixo de 3 mm (\approx ponto de inflexão), a partir dos quais foi traçada a envoltória inferior.

Os parâmetros p_d (proporção de água desviada da copa para os troncos) e $S_{t,c}$ (capacidade de armazenamento de tronco por unidade de cobertura) foram determinados a partir da regressão entre valores de S_f e $[T_f - (1 - c) P_g]$ apresentada na Figura 14. A inclinação da reta fornece o valor de $p_d/(1 - p_d)$; assim, $p_d = \text{inclinação}/(1 + \text{inclinação}) = 0,15$. A

capacidade de armazenamento de tronco S_t corresponde ao oposto do coeficiente linear da reta, ou seja, $S_t = -(-0,09) = 0,09$ mm; $S_{t,c}$ (S_t/c) é portanto 0,20 mm. Como pode ser observado na Figura 14, a relação entre valores de S_f e $[Tf - (1 - c) P_g]$ segue duas tendências distintas. Os valores dos parâmetros p_d e $S_{t,c}$ foram determinados a partir dos pontos em branco, considerando que nesses eventos a evaporação foi menor, sendo válido considerar que $\int E_c dt = 0$.

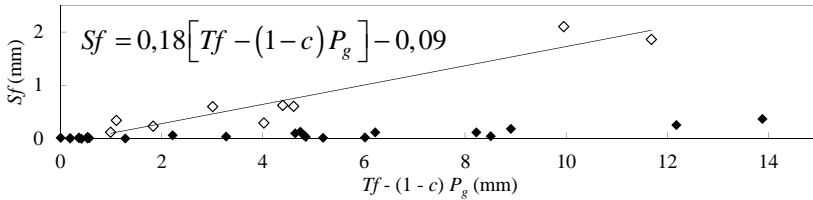


Figura 14. Relação entre escoamento pelos troncos e $Tf - (1 - c) P_g$. Em branco, os pontos utilizados para traçar a reta.

Os valores de erro relativo (ER) da precipitação interna acumulada, do escoamento pelos troncos acumulado e da precipitação líquida acumulada obtidos com as simulações com o modelo de Rutter a partir de 10.000 conjuntos de parâmetros são apresentados nas Figuras 15, 16 e 17, respectivamente. Verifica-se uma maior sensibilidade do valor acumulado das variáveis simuladas aos parâmetros c (fator de cobertura) e p_d (proporção de água desviada da copa para os troncos). Como a precipitação líquida (R_n) é a soma da precipitação interna (Tf) e do escoamento pelos troncos (S_f), menores valores de erro relativo foram obtidos para esta variável (valor máximo de ER de 50%), uma vez que um baixo valor simulado de Tf pode ser compensado por um valor elevado de S_f .

Os valores de $Nash$ para Tf , S_f e R_n obtidos a partir do teste de sensibilidade são apresentados nas Figuras 18, 19 e 20, respectivamente. Foram obtidos resultados similares (em termos de sensibilidade) ao observado para o erro relativo. Para a precipitação líquida, foi observada também sensibilidade ao parâmetro S_c (capacidade de armazenamento de copa por unidade de cobertura).

Nas Figuras 15 a 20 são apresentadas projeções para cada um dos parâmetros das dispersões de erro relativo e coeficiente de $Nash$. Considerando cada um dos parâmetros, vários valores resultaram em boas simulações; porém, cabe salientar que os resultados do modelo dependem de um conjunto de parâmetros, e não de cada um deles individualmente.

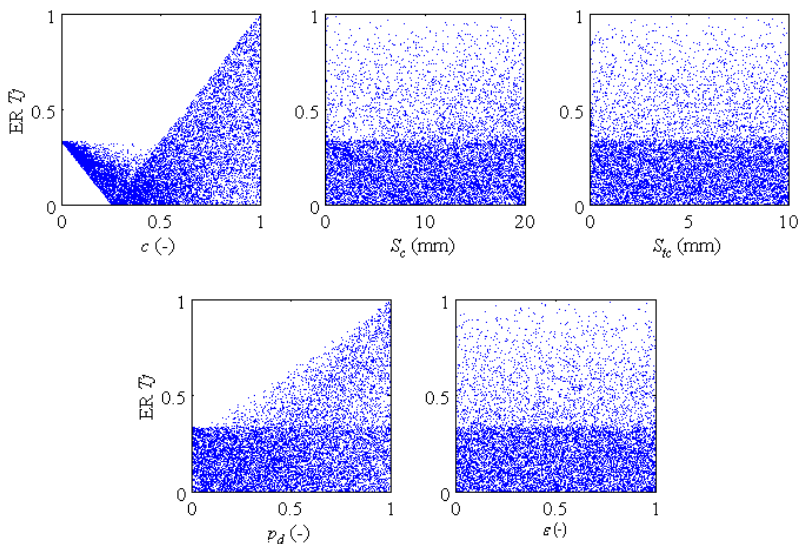


Figura 15. Dispersão dos valores de erro relativo (ER) da precipitação interna (T_f) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações.

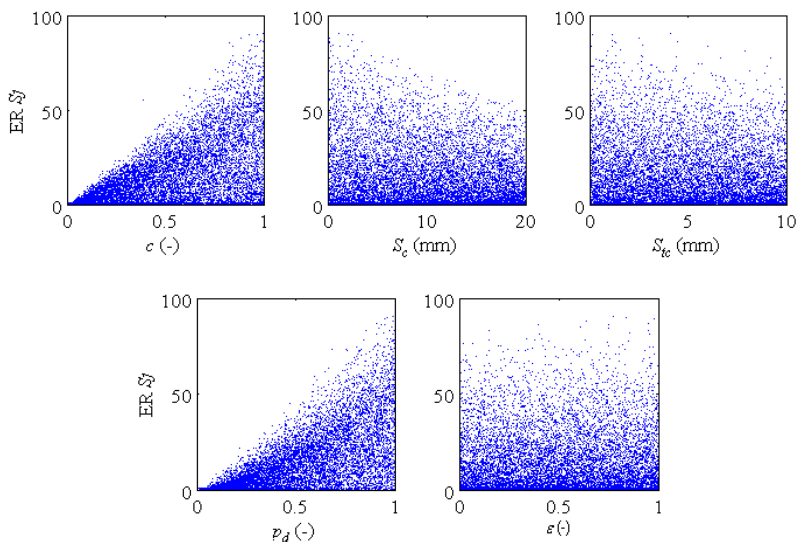


Figura 16. Dispersão dos valores de erro relativo (ER) do escoamento pelos troncos (S_f) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações.

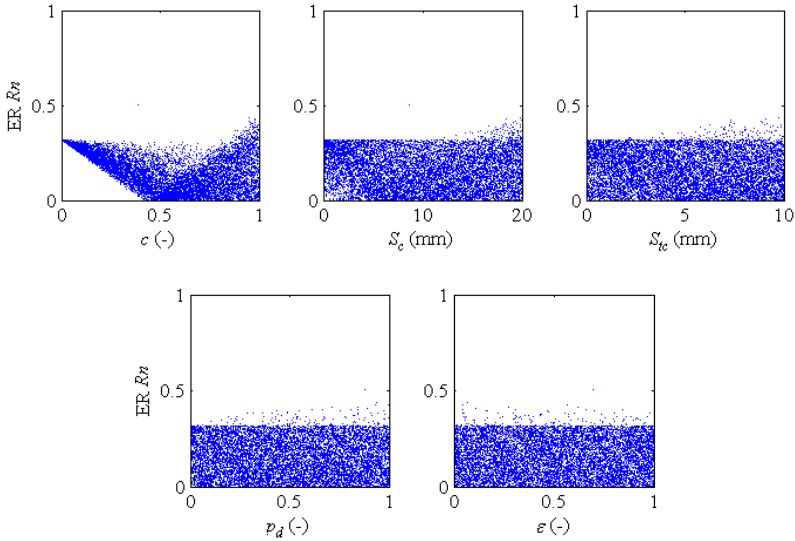


Figura 17. Dispersão dos valores de erro relativo (ER) da precipitação líquida (R_n) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações.

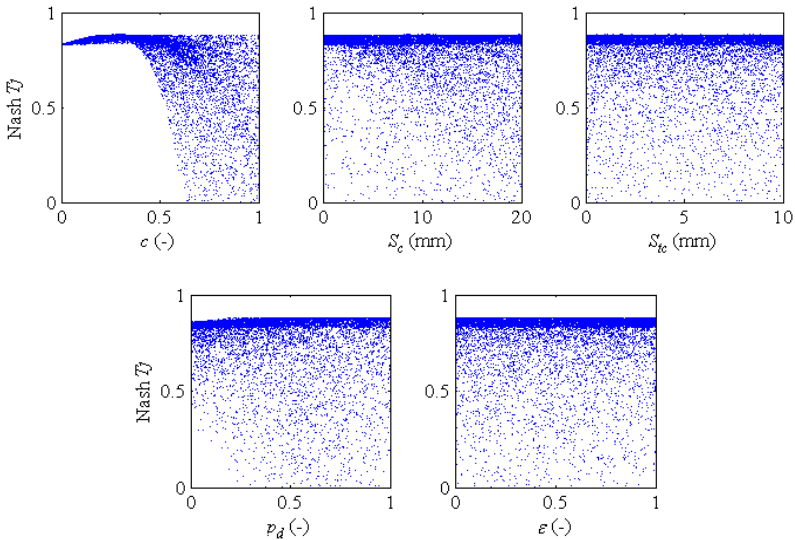


Figura 18. Dispersão dos valores de $Nash$ da precipitação interna (T_f) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações.

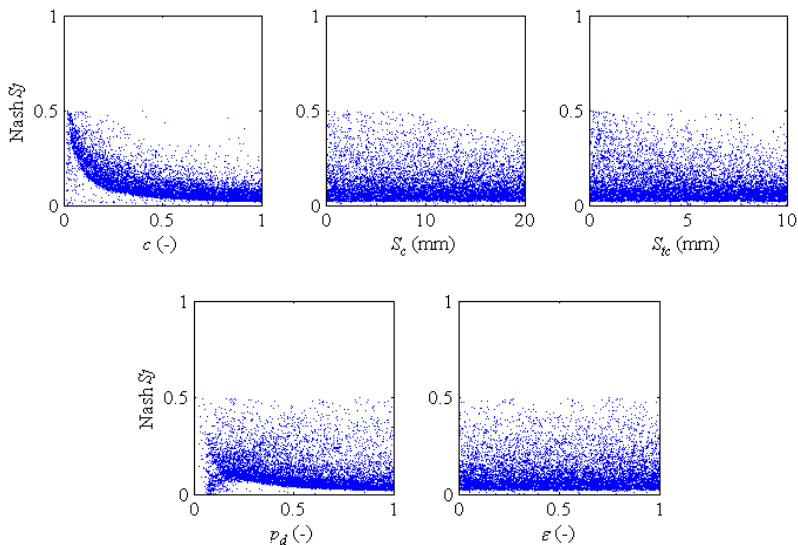


Figura 19. Dispersão dos valores de *Nash* do escoamento pelos troncos (S_f) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações.

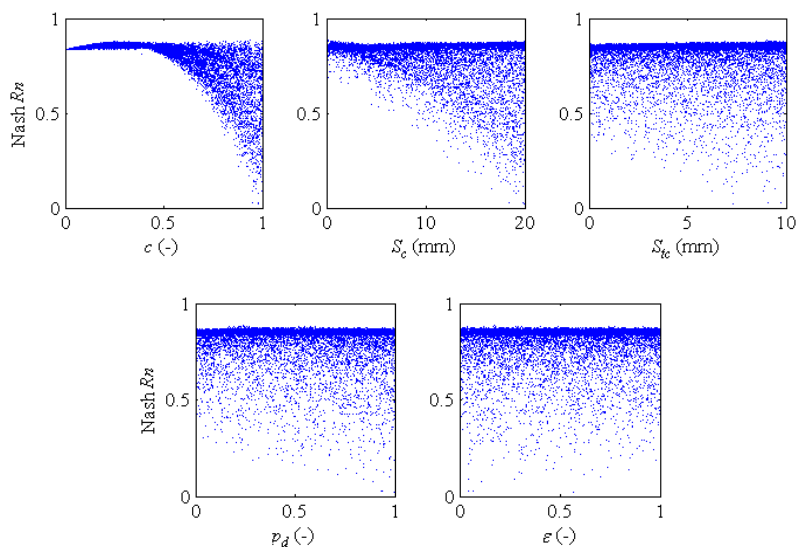


Figura 20. Dispersão dos valores de *Nash* da precipitação líquida (R_n) para os cinco parâmetros do modelo de Rutter obtidos com 10.000 simulações.

Os valores de *Nash* para o escoamento pelos troncos (Figura 19) indicam que, independentemente dos valores atribuídos aos parâmetros do modelo, não foi obtido um bom ajuste da série simulada à série observada (valor máximo do coeficiente de *Nash* de 0,5). Esse resultado pode ser consequência de uma deficiência do modelo em realizar previsões desta variável ou então da dificuldade da estimativa dos valores observados a partir das medições realizadas em campo (dificuldade em se definir um método para transformação dos volumes medidos em valores correspondentes de lâminas de escoamento pelos troncos).

4.4. CALIBRAÇÃO

4.4.1. Calibração com série sintética

A calibração com série sintética de precipitação interna do modelo de Rutter possibilitou a identificação de quatro dos cinco parâmetros do modelo – os valores encontrados pelo DREAM para os parâmetros c , S_c , p_d e ε ficaram bem próximos aos valores atribuídos inicialmente aos parâmetros. Uma vez que o parâmetro $S_{i,c}$ não é utilizado no cálculo da precipitação interna (item 2.2.2), este parâmetro não é identificável a partir deste tipo de dado. Assim, para a identificação de todos os parâmetros do modelo, a calibração deve ser realizada a partir de dados que combinem os resultados de precipitação interna (Tf) e de escoamento pelos troncos (Sf).

A calibração com série sintética de precipitação líquida ($Tf + Sf$) possibilitou a identificação de todos os parâmetros do modelo.

4.4.2. Calibração e validação

As faixas de valores dos parâmetros obtidas na calibração com os dados observados de precipitação interna de cada evento são apresentadas na Figura 21. Os diagramas de caixa foram construídos com as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM, cada um representando um evento, apresentados em ordem crescente de precipitação total (P_g). Cada diagrama é composto por uma caixa e duas hastes: a marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados (percentil 50); a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 (valor abaixo do qual se encontram 25% dos dados) e 75 (valor abaixo do qual estão 75% dos dados); as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*. Verifica-se que há uma variação da faixa de valores dos parâmetros conforme o evento

utilizado na calibração. Foi observado que eventos com P_g inferior a 2 mm (eventos à esquerda da linha tracejada) não possibilitaram a redução da faixa inicialmente atribuída aos parâmetros do modelo, à exceção do parâmetro c , que resultou em um valor próximo a 1. Este resultado pode indicar que, para esses eventos, a P_g não foi suficiente para saturar a copa, e desta forma, nem todos os estágios envolvidos na geração de precipitação interna foram atingidos (umedecimento, saturação e drenagem da água da copa), impossibilitando a identificação dos demais parâmetros. Os 22°, 35° e 36° eventos (em ordem crescente de P_g , destacados em vermelho) também não possibilitaram a identificação dos parâmetros do modelo. Nestes eventos, a precipitação interna observada foi superior à precipitação total, o que pode ter ocorrido por uma concentração do gotejamento da copa sobre a área de coleta de precipitação interna. Como já mencionado anteriormente, a calibração com dados observados de precipitação interna não possibilita a identificação do parâmetro $S_{t,c}$, correspondente ao armazenamento de tronco. Para a identificação deste parâmetro é necessário utilizar dados com informação sobre os valores observados de escoamento pelos troncos.

A grande variação nos resultados conforme o evento utilizado na calibração pode indicar que: (1) a série de dados de um evento não é longa o suficiente para a adequada identificação dos parâmetros do modelo; (2) existe uma variabilidade do processo de interceptação, que pode estar relacionada às características do evento de precipitação e mudanças na cobertura florestal ao longo do tempo. A primeira hipótese será discutida mais adiante neste trabalho.

A partir de uma análise mais detalhada dos resultados (Apêndice D), não foi identificada uma tendência de variação sazonal dos valores dos parâmetros, o que poderia ser esperado pelo menos para o parâmetro c (fator de cobertura). Além disso, não foi verificada nenhuma relação evidente entre os valores dos parâmetros e algumas características dos eventos – lâmina de precipitação total, intensidade máxima e intensidade média de precipitação total (Apêndice D).

A utilização de dados de precipitação líquida ($Tf + Sf$) na calibração do modelo resultou em faixas para os parâmetros c , S_c , p_d e ε próximas às obtidas com dados de precipitação interna (Figura 22). O parâmetro $S_{t,c}$, não identificável a partir de dados de precipitação interna, não teve a faixa *a priori* significativamente reduzida, permanecendo então a incerteza quanto ao valor deste parâmetro. A calibração do modelo a partir de dados observados de precipitação líquida, assim como de precipitação interna, não permitiu a redução da incerteza quanto ao valor do parâmetro ε .

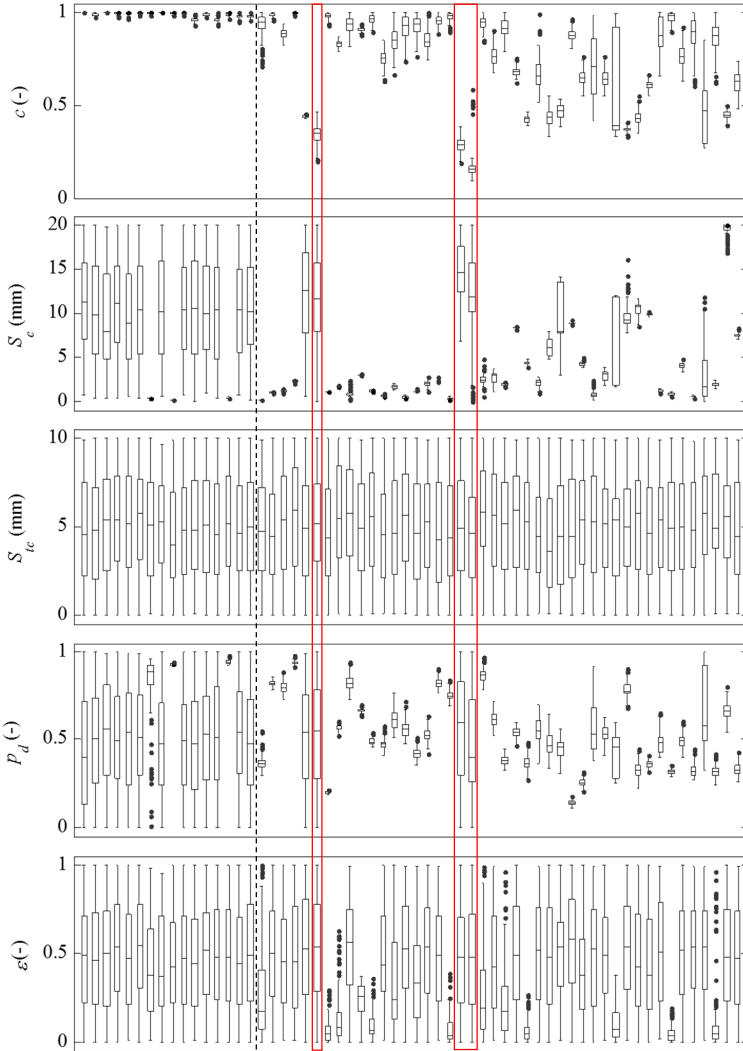


Figura 21. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em função da precipitação total P_g após calibração com dados observados de precipitação interna. Os eventos são apresentados em ordem crescente de P_g . Os diagramas de caixa foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados (percentil 50); a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*.

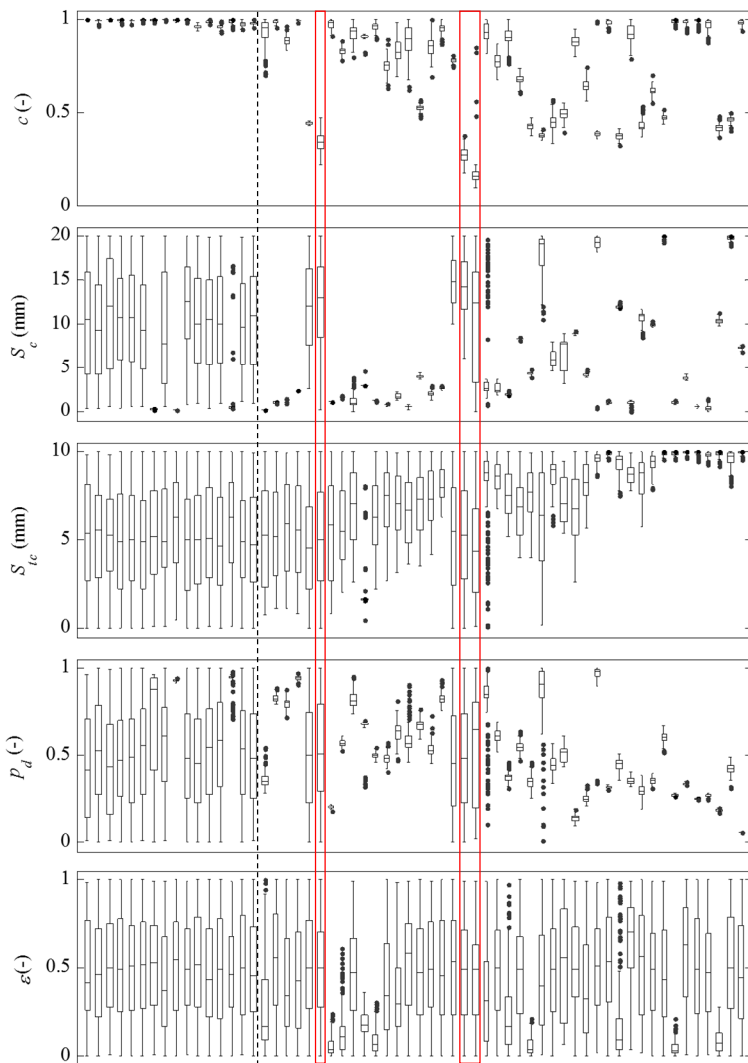


Figura 22. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em função da precipitação total P_g após calibração com dados observados de precipitação líquida. Os eventos são apresentados em ordem crescente de P_g . Os diagramas de caixa foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados (percentil 50); a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*.

A densidade de probabilidade posterior para cada parâmetro obtida a partir da calibração com o evento nº51 (P_g de 30 mm) é apresentada na Figura 23. Os histogramas foram construídos com as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. Os valores médios e de desvio padrão dos parâmetros obtidos a partir da calibração com o evento nº51, assim como o conjunto de parâmetros ótimo – que maximizou a função de verossimilhança, são apresentados na Tabela 3. Como já mencionado anteriormente, verifica-se que os resultados obtidos a partir de dados de precipitação interna e precipitação líquida foram semelhantes, à exceção dos valores para o parâmetro $S_{t,c}$, o qual apresentou uma maior redução da faixa de incerteza (e, portanto, menor valor de desvio padrão) com a utilização de dados observados de precipitação líquida na calibração. A similaridade entre os valores dos parâmetros obtidos a partir de dados de precipitação interna e precipitação líquida pode ser atribuída aos baixos valores de escoamento pelos troncos (S_f) monitorados, isto é, o acréscimo de informação obtido considerando-se os valores de S_f na calibração teve pouca influência nos resultados.

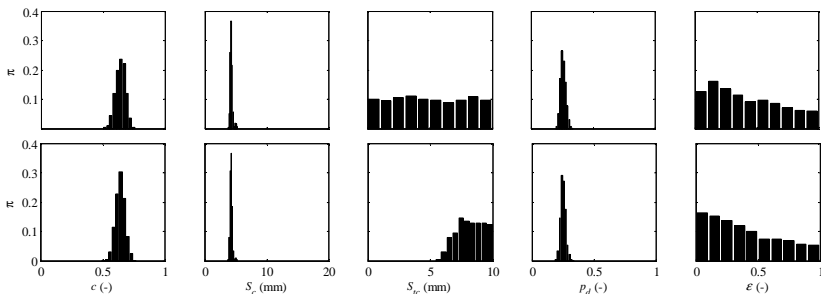


Figura 23. Densidade de probabilidade posterior para cada parâmetro do modelo de Rutter após calibração com dados observados de precipitação interna (em cima) e precipitação líquida (embaixo) do evento nº51. Os histogramas foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM.

A incerteza relacionada aos valores dos parâmetros estimados a partir de dados observados de Tf do evento nº51 e a faixa total de incerteza são apresentadas nas Figuras 24 (calibração) e 25 (validação). Na Figura 25 são apresentados apenas os 10 primeiros eventos para melhor visualização dos resultados. Tanto na calibração quanto na validação, verifica-se um bom ajuste da série simulada à série observada, com maiores divergências para menores valores de Tf (inferiores a 0,5mm/5min). No período de validação, a porcentagem de dados contidos

dentro da faixa de incerteza total foi de 97%. Apesar da proximidade com o valor esperado (de 95%), a abordagem utilizada para determinação desta faixa de incerteza não é a mais adequada, pois considera que os erros são homocedásticos (item 3.6.3).

Tabela 3. Resumo dos valores dos conjuntos de parâmetros \mathbf{x}_{Tf} e \mathbf{x}_{Rn} obtidos na calibração do modelo de Rutter com séries de dados de precipitação interna e precipitação líquida, respectivamente, correspondente ao evento n°51.

Parâmetro	\mathbf{x}_{Tf}			\mathbf{x}_{Rn}			Unidade
	Ótimo	Média	Desvio	Ótimo	Média	Desvio	
c	0,65	0,64	0,04	0,65	0,64	0,04	-
S_c	4,27	4,32	0,20	4,30	4,30	0,18	mm
$S_{t,c}$	3,49	4,96	2,86	9,95	8,17	1,13	mm
p_d	0,25	0,26	0,02	0,24	0,25	0,02	-
ε	0,00	0,41	0,27	0,01	0,42	0,29	-

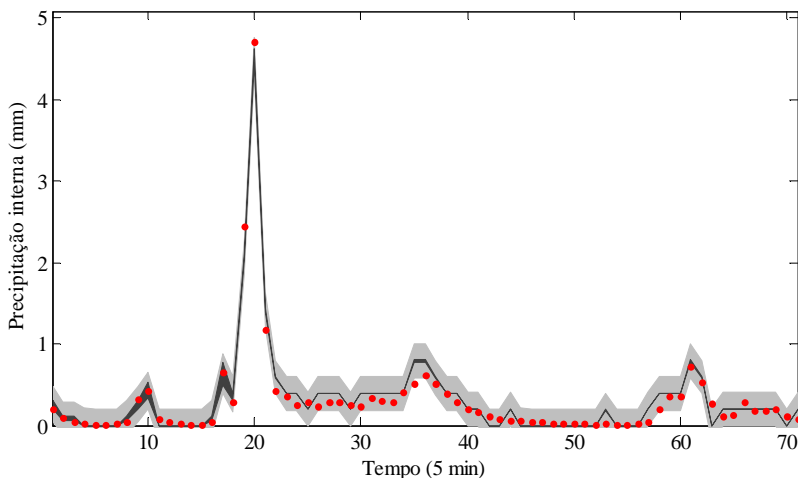


Figura 24. Calibração: incerteza relacionada aos resultados das simulações com o modelo de Rutter a partir da calibração com dados de precipitação interna do evento n°51 (P_g igual a 30 mm). Os pontos em vermelho indicam os dados observados. A faixa em cinza escuro refere-se à incerteza de 95% relacionada à estimativa dos valores dos parâmetros. Em cinza claro é apresentada o intervalo de 95% da incerteza total.

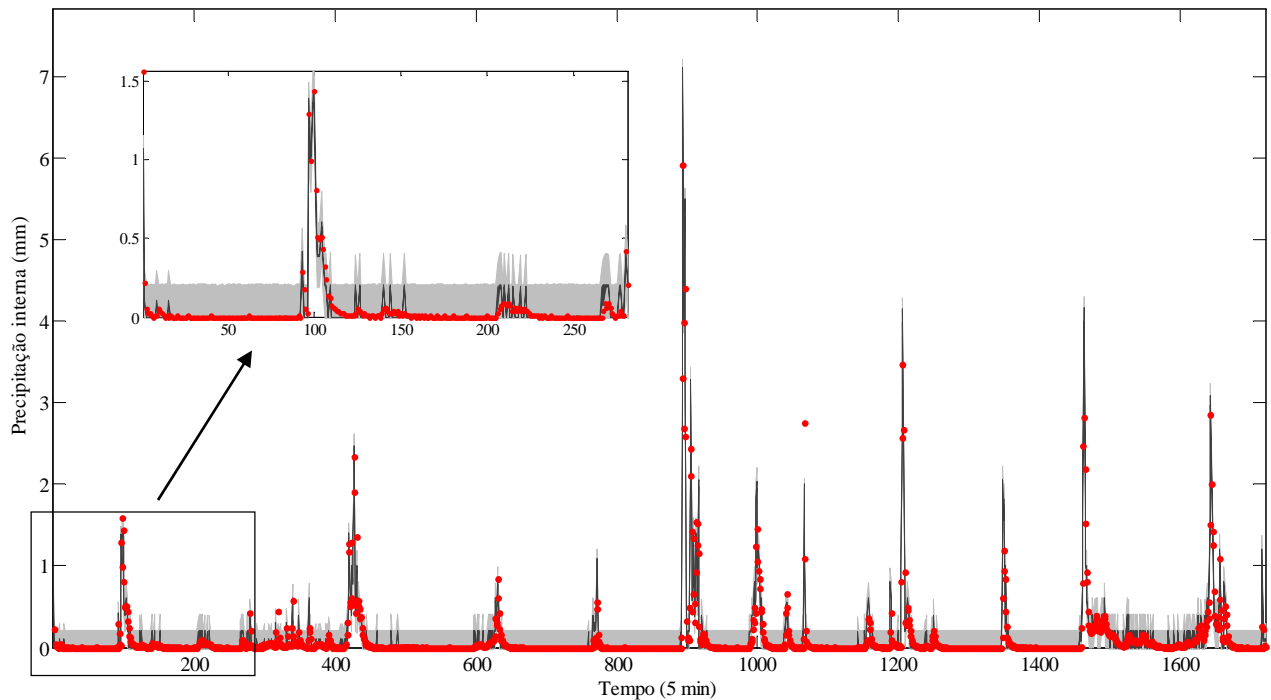


Figura 25. Validação: incerteza relacionada aos resultados das simulações com o modelo de Rutter a partir da calibração com dados de precipitação interna do evento nº51 (P_g igual a 30 mm). Os pontos em vermelho representam os dados observados. A faixa em cinza escuro refere-se à incerteza de 95% relacionada à estimativa dos valores dos parâmetros. Em cinza claro é apresentada o intervalo de 95% da incerteza total.

Na validação dos resultados obtidos a partir da calibração para cada evento, duas medidas de ajuste da série simulada à série observada foram calculadas: o erro relativo (ER) e o coeficiente de $Nash$. O erro relativo foi calculado para os maiores e menores valores da variável simulada a partir das últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. O coeficiente de $Nash$ foi calculado para a simulação com o conjunto ótimo de parâmetros.

Os maiores erros relativos da Tf e da R_n acumuladas ao final de todo o período monitorado, calculados para cada faixa de valores dos parâmetros obtida na calibração, são apresentados na Figura 26. Verifica-se que foram obtidos menores valores de ER com a utilização na calibração de eventos com P_g superior a 15 mm (pontos à direita da linha tracejada). Os menores valores de erro relativo para dados de precipitação líquida (valor máximo de ER de 50%) em relação aos valores obtidos para precipitação interna estão relacionados a uma compensação do erro na estimativa da precipitação interna pelo escoamento pelos troncos (como $R_n = Tf + Sf$, valores baixos de Tf são compensados por valores elevados de Sf). Desta maneira, como os valores simulados de R_n podem estar associados a erros significativos na estimativa de Sf , e a utilização deste tipo de dado na calibração não promoveu uma redução muito expressiva na incerteza quanto ao valor do parâmetro $S_{t,c}$ (não identificável a partir de dados de precipitação interna), na sequência deste trabalho foram considerados apenas os resultados obtidos a partir da calibração com dados observados de precipitação interna.

Os valores de $Nash$ da precipitação interna calculado para o período de validação em função da precipitação total (P_g) de cada um dos eventos utilizados na calibração são apresentados na Figura 27. Quanto mais próximo de 1 é o valor do coeficiente de $Nash$, melhor é a simulação. Similarmente ao verificado a partir do cálculo do erro relativo, os eventos que apresentaram melhores resultados são aqueles com P_g superior a 15 mm, a partir dos quais foram obtidos valores de $Nash$ acima de 0,7. Alguns eventos com P_g abaixo desse valor resultaram em um valor de $Nash$ inferior a zero, indicando que nestes casos o modelo se comportou pior do que a média do valor observado de precipitação interna. Não foi observada uma tendência de melhoria do valor de $Nash$ com o aumento do valor de P_g do evento utilizado na calibração, o que indica que a utilização de uma série de dados com duração superior a um evento não necessariamente proporcionaria melhorias na identificação dos parâmetros.

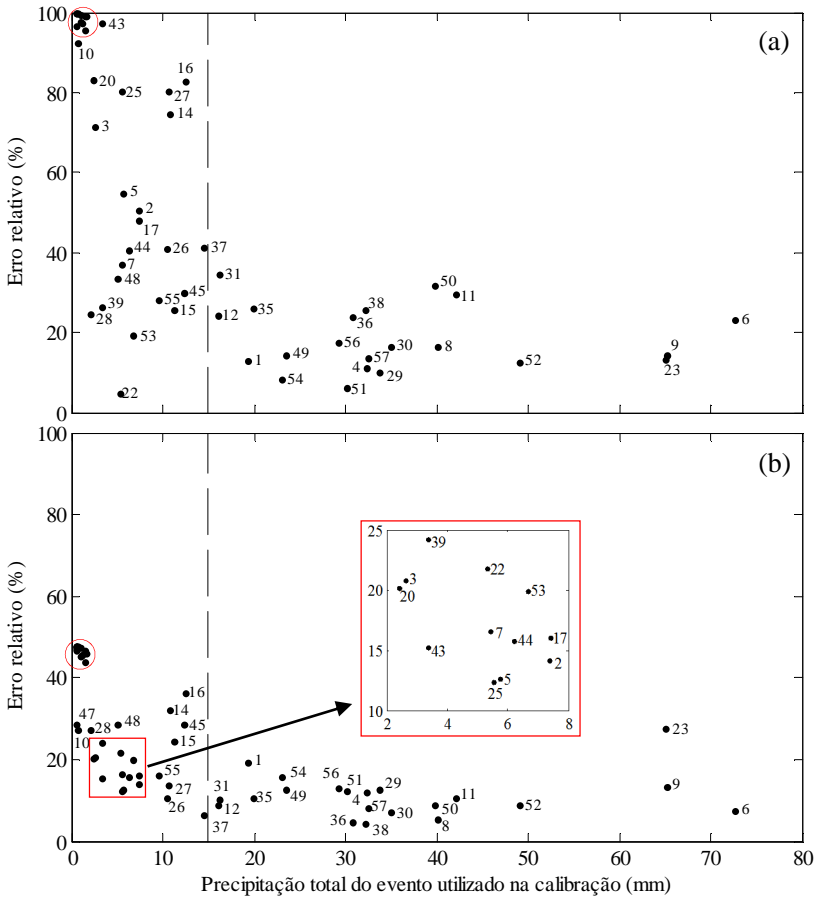


Figura 26. Erro relativo máximo (a) da precipitação interna acumulada e (b) da precipitação líquida acumulada para todo o período monitorado em função da precipitação total (P_g) de cada um dos eventos utilizados na calibração. O evento nº32 (P_g de 352 mm) não foi apresentado para melhorar a visualização dos demais resultados. Este evento resultou em um valor de erro relativo da precipitação interna acumulada de 15% e da precipitação líquida acumulada de 6%. Os eventos nº13, 18, 19, 21, 24, 33, 34, 40, 41, 42, 46, 47 (apenas em a), 58, 59, 60 – contidos dentro do círculo em vermelho – não estão numerados pois resultaram em valores muito próximos entre si.

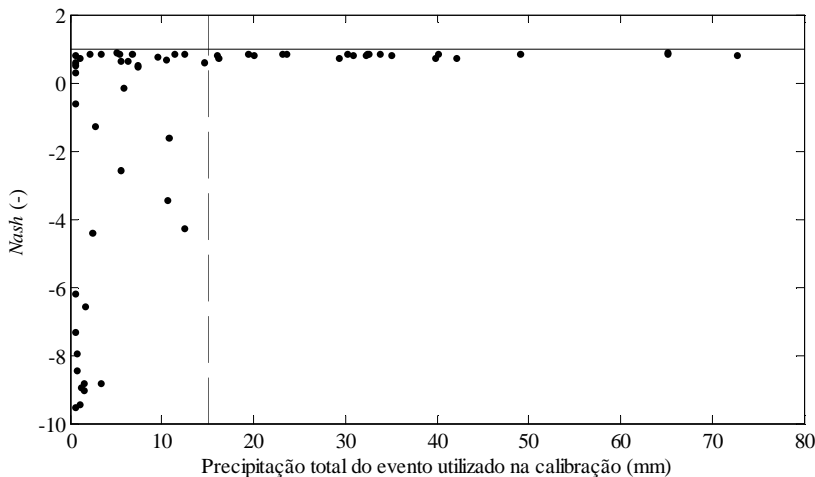


Figura 27. Valores do coeficiente de *Nash* da precipitação interna para todo o período monitorado em função da precipitação total (P_g) de cada um dos eventos utilizados na calibração. O evento n°32 (P_g de 352 mm), que resultou em um valor de *Nash* de 0,838, não foi apresentado para melhorar a visualização dos demais resultados. Em linha contínua, *Nash* = 1. Em linha tracejada, P_g = 15 mm. Os valores de *Nash* foram calculados para os resultados das simulações realizadas com o conjunto de parâmetros ótimo obtido a partir da calibração de cada um dos eventos.

Os maiores erros relativos calculados para a precipitação interna acumulada de cada evento são apresentados na Figura 28. Cada coluna representa os resultados da validação para uma faixa de parâmetros obtida na calibração (uma faixa por evento). Os eventos a partir dos quais foram estimadas as faixas de valores dos parâmetros são apresentados em ordem crescente de P_g da esquerda para a direita. De maneira geral, os erros relativos para eventos com P_g inferior a 2 mm resultaram em valores próximos ou superiores a 100%, não sendo incluídos na Figura 28 para facilitar a visualização dos demais resultados. A totalidade dos resultados são apresentados no Apêndice E.

Verifica-se que eventos com P_g inferior a 15 mm não resultaram em uma faixa de valores para os parâmetros capaz de fornecer uma boa estimativa do volume observado para os demais eventos – quadrantes superior e inferior esquerdos na Figura 28. De maneira geral, eventos com precipitação total superior a 15 mm proporcionaram melhores estimativas do total acumulado tanto para eventos menores ($P_g < 15$ mm) – quadrante superior direito na Figura 28, quanto para eventos com P_g superior a 15 mm – quadrante inferior direito na Figura 28.

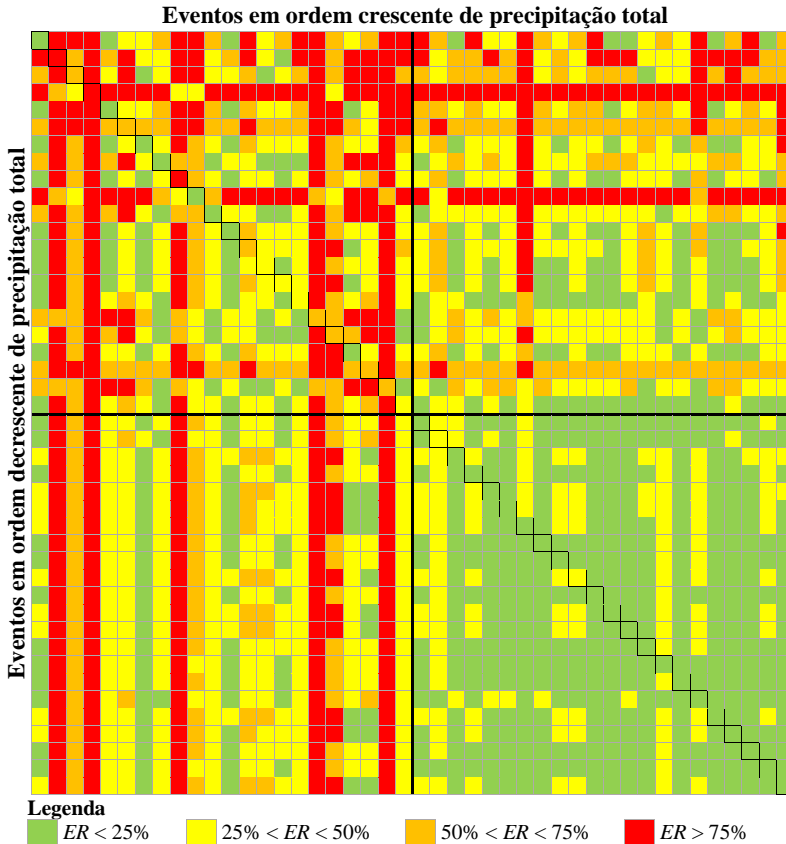


Figura 28. Erro relativo (ER) da precipitação interna acumulada por evento para eventos com precipitação total superior a 2 mm. Em cada coluna são apresentados os resultados da validação para uma faixa de valores dos parâmetros obtida na calibração. As células com contorno em preto representam os erros relativos obtidos na calibração (evento utilizado na obtenção dos valores dos parâmetros é o mesmo do empregado no cálculo do erro relativo). A linha de maior espessura separa os eventos com $P_g < 15$ mm e $P_g > 15$ mm.

Os valores de *Nash* da precipitação interna calculados para cada um dos eventos são apresentados na Figura 29. Da mesma forma como foi apresentado na Figura 28, cada coluna representa os resultados da validação para um conjunto de parâmetros obtido na calibração (um conjunto de parâmetros por evento). Os eventos a partir dos quais foram estimados os conjuntos de parâmetros são apresentados em ordem crescente de P_g da esquerda para a direita. Os eventos com P_g inferior a 2

mm não foram incluídos na Figura 28 para facilitar a visualização dos demais resultados. A totalidade dos resultados são apresentados no Apêndice E.

Da mesma maneira que o observado para os valores de erro relativo, foram obtidos melhores resultados quando a calibração foi realizada com eventos com P_g superior a 15 mm.

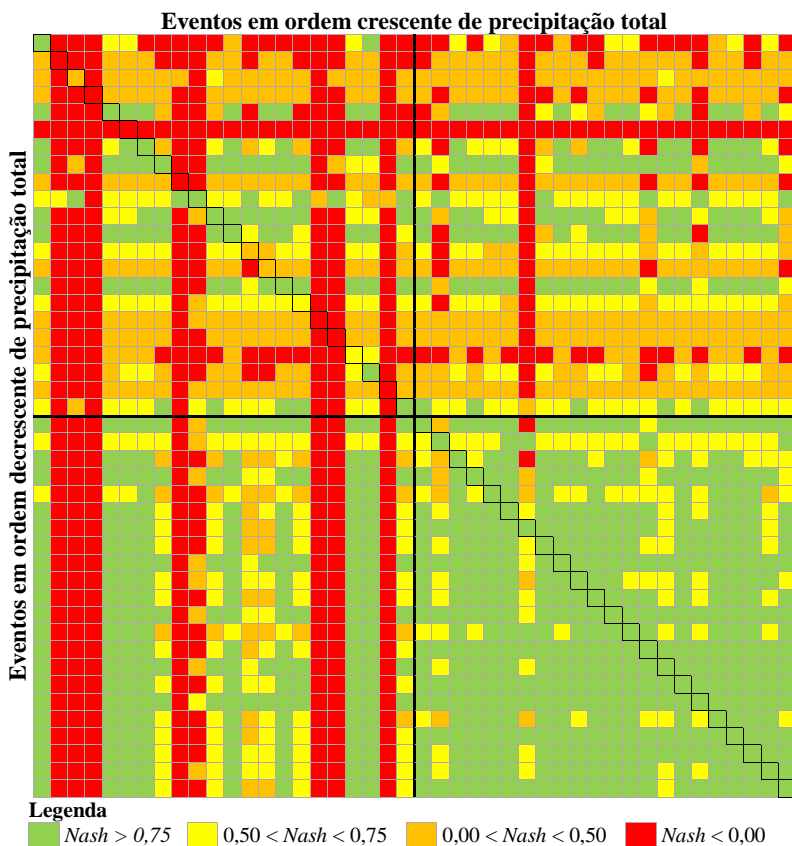


Figura 29. Coeficiente de Nash da precipitação interna acumulada por evento para eventos com precipitação total superior a 2 mm. Em cada coluna são apresentados os resultados da validação para uma faixa de valores dos parâmetros obtida na calibração. As células com contorno em preto representam os erros relativos obtidos na calibração (evento utilizado na obtenção dos valores dos parâmetros é o mesmo do empregado no cálculo do erro relativo). A linha de maior espessura separa os eventos com $P_g < 15$ mm e $P_g > 15$ mm.

4.4.3. Avaliação do desempenho da calibração

Os valores de erro relativo e do coeficiente de *Nash* foram calculados para os resultados das simulações com a utilização dos parâmetros obtidos a partir de métodos de regressão (Tabela 4). O erro relativo da precipitação interna acumulada ao final de todo período monitorado foi de 16%, e o coeficiente de *Nash* foi de 0,854. Para comparação, a calibração foi realizada com os mesmos critérios utilizados na análise de regressão: emprego da totalidade da série monitorada, excluindo-se os eventos nº45 e nº48, nos quais a precipitação interna foi superior à precipitação total. A simulação com o conjunto ótimo de parâmetros obtido na calibração resultou em um erro relativo da precipitação interna acumulada ao final de todo período monitorado de 7%, e um coeficiente de *Nash* de 0,878. Assim, apesar dos dois métodos de obtenção dos parâmetros terem resultado em valores diferentes (Tabela 4), verifica-se uma proximidade entre os valores das medidas de ajuste testadas (erro relativo e coeficiente de *Nash*) nas duas situações.

Tabela 4. Valores dos parâmetros do modelo de Rutter obtidos a partir de métodos de regressão.

Parâmetro	Regressão	Calibração	Unidade
c	0,43	0,37-0,38	-
S_c	4,39	9,63-10,3	mm
$S_{t,c}$	0,20	0,23-9,68	mm
p_d	0,15	0,74-0,78	-
ε	0,10*	0,00-0,14	-

* Não estimado por regressão dos dados; valor assumido.

5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho buscou avaliar o emprego do algoritmo de calibração automática *Differential Evolution Adaptive Metropolis* (DREAM) na identificação dos parâmetros de um modelo de interceptação.

A calibração foi realizada separadamente para cada evento identificado na série de dados disponível para verificar a existência de variação dos valores dos parâmetros com as características dos eventos de precipitação. Não foi identificada uma relação evidente entre as características dos eventos e os valores dos parâmetros e também não foi verificado nenhum padrão de variação sazonal.

Foi observada uma variação nos valores dos parâmetros ao se utilizar diferentes eventos na calibração. Eventos com precipitação total (P_g) abaixo de 2 mm não apresentaram informação suficiente para a identificação de todos os parâmetros do modelo. Eventos com precipitação total entre 2 e 15 mm possibilitaram a identificação de uma faixa de valores para os parâmetros que, entretanto, não proporcionaram resultados satisfatórios ao ser empregada nas simulações com os demais eventos. Isso pode indicar a insuficiência de dados ou falta de representatividade da série utilizada na calibração. De forma geral, a calibração com eventos com P_g superior a 15 mm resultou em faixas de valores para os parâmetros que proporcionaram menores erros na estimativa dos volumes totais simulados, principalmente em eventos com P_g superior a 15 mm. Considerando os valores de coeficiente de *Nash*, a mesma tendência foi observada: eventos com P_g superior a 15 mm proporcionaram melhores resultados, com valores de *Nash* variando de 0,713 a 0,876.

A calibração realizada com dados de precipitação interna não permite a identificação de todos os parâmetros do modelo (parâmetro $S_{t,c}$, relacionado ao escoamento pelos troncos, não pode ser identificado). A utilização de dados observados de precipitação líquida permitiu uma redução da incerteza relacionada ao parâmetro $S_{t,c}$; porém, esta redução não foi muito expressiva. Além disso, ao se empregar uma série de precipitação líquida na calibração do modelo, é possível que exista uma compensação do erro nas simulações de escoamento pelos troncos pelos valores de precipitação interna e vice-versa. Outras formas de se considerar o ajuste das diversas saídas do modelo (precipitação interna, escoamento pelos troncos, precipitação líquida ou, diretamente, perdas por interceptação) à série observada devem ser testadas, visando à identificação de todos os parâmetros do modelo. Uma maneira de realizar

tal tarefa é com a utilização de combinações de funções de verossimilhança, cada uma relacionada a uma saída do modelo.

Foi verificada uma proximidade de desempenho das simulações com os valores dos parâmetros obtidos por meio de calibração do modelo e a simulação realizada a partir dos parâmetros obtidos por métodos de regressão, considerando as medidas de ajuste utilizadas (erro relativo e coeficiente de *Nash*).

O método de calibração considerado, além de promover uma estimativa dos valores dos parâmetros, permitiu o estabelecimento de uma faixa de incerteza associada aos valores simulados, dando maior confiabilidade aos resultados. Porém, os resultados da calibração estão relacionados às hipóteses assumidas inicialmente: (1) resíduos mutuamente independentes, gaussianamente distribuídos e com variância constante; (2) diferenças entre as simulações e os dados observados atribuídas unicamente aos valores dos parâmetros, sendo posteriormente estimada uma faixa de incerteza total.

Uma vez que a faixa de incerteza relacionada aos parâmetros nem sempre abrangeu os dados observados, sugere-se que uma melhoria dos resultados poderia ser obtida a partir de aperfeiçoamentos na formulação do modelo. Outras funções de verossimilhança, com a consideração explícita das diferentes fontes de incerteza, podem auxiliar a identificação e quantificação da incerteza associada aos dados de entrada e à estrutura do modelo, evitando-se também a compensação destes erros nos valores dos parâmetros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BEVEN, K.J. **Rainfall Runoff Modelling: The Primer**. 2. ed. Chichester: Wiley-Blackwell, 2012. 488p.
- BEVEN, K.J.; BINLEY, A. The future of distributed models: Model calibration and uncertainty prediction. **Hydrol. Process.**, Chichester, v.6, p.279-298, 1992.
- BOX, G.E.P.; TIAO, G.C. **Bayesian Inference in Statistical Analysis**. Reading: Addison-Wesley, 1973. 588p.
- CALDER, I.R. A stochastic model of rainfall interception. **J. Hydrol.**, Amsterdam, v.89, p.65-71, 1986.
- CHAFFE, P.L.B. **Monitoramento e modelagem do processo chuva-vazão de uma pequena bacia florestal com ênfase em interceptação**. 2009. 100 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2009.
- CHAFFE, P.L.B.; KOBIYAMA, M.; YAMASHIKI, Y.; TAKARA, K. Is interception information important for rainfall-runoff modeling? **Annual Journal of Hydraulic Engineering-JSCE**, Tokyo, v.54, p.73-78, 2010.
- COLLISCHONN, W.; TUCCI, C.E.M. Ajuste multiobjetivo dos parâmetros de um modelo hidrológico. **Rev. Bras. Recur. Hídr.**, Porto Alegre, v.8, n.3, p.27-39, 2003.
- DOORENBOS, J.; PRUITT, W.O. **Crop water requirement**. Roma: FAO, 1977. 144p.
- DUAN, Q.; SOROOSHIAN, S.; GUPTA, V. Effective and efficient global optimization for conceptual rainfall-runoff models. **Water Resour. Res.**, Washington, v.28, n.4, p.1015-1031, 1992.
- DUNKERLEY, D. Identifying individual rain events from pluviograph records: a review with analysis of data from an Australian dryland site. **Hydrol. Process.**, Chichester, v.22, n.26, p.5024-5036, 2008.

FENICIA, F.; SAVENIJE, H.H.G.; MATGEN, P.; PFISTER, L. Understanding catchment behavior through stepwise model concept improvement. **Water Resour. Res.**, Washington, v.44, 2008.

GASH, J.H.C.; MORTON, A.J. An application of the Rutter model to the estimation of the interception loss from Thetford forest. **J. Hydrol.**, Amsterdam, v.38, p.49-58, 1978.

GASH, J.H.C. An analytical model of rainfall interception by forests. **Q. J. R. Meteorol. Soc.**, v.105, p.43-55, 1979.

GASH, J.H.C.; LLOYD, C.R.; LACHAUD, G. Estimating sparse forest rainfall interception with an analytical model. **J. Hydrol.**, Amsterdam, v.170, p.79-86, 1995.

GERRITS, A.M.J.; SAVENIJE, H.H.G. Interception. In: WILDERER, P. **Treatise on Water Science**. Oxford: Academic Press, 2011. v.2, p.89-101.

GIGLIO, J.N. **Interceptação da chuva em pequena bacia experimental coberta por Floresta Ombrófila Mista**. 2013. 194 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2013.

GIGLIO, J.N.; KOBİYAMA, M. Interceptação da chuva: uma revisão com ênfase no monitoramento em florestas brasileiras. **Rev. Bras. Recur. Híd.**, Porto Alegre, v.18, n.2, p.297-317, 2013.

HASTINGS, W.K. Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications. **Biometrika**, v.57, n.1, p.97-109, 1970.

HEWLETT, J.D. **Principles of forest hydrology**. Georgia: University of Georgia Press Athens, 1982. 183p.

HORTON, R.E. Rainfall interception. **Mon. Weather Rev.**, v.47, n.9, p.603-623, 1919.

LALOY, E.; FASBENDER, D.; BIELDERS, C.L. Parameter optimization and uncertainty analysis for plot-scale continuous modeling of runoff using a formal Bayesian approach. **J. Hydrol.**, Amsterdam, v.380, p.82-93, 2010.

LLOYD, C.R. The temporal distribution of Amazonian rainfall and its implications for forest interception. **Q. J. Roy. Meteor. Soc.**, v.116, n.496, p.1487-1494, 1990.

METROPOLIS, N.; ROSENBLUTH, A.W.; ROSENBLUTH, M.N.; TELLER, A.H.; TELLER, E. Equation of state calculations by fast computing machines. **J. Chem. Phys.**, v.21, n.6, p.1087-1092, 1953.

MOTA, A.A. **Tempo de concentração em pequena bacia experimental**. 2012. 131 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2012.

MUZYLO, A.; LLORENS, P.; VALENTE, F.; KEIZER, J.J., DOMINGO, F.; GASH, J.H.C. A review of interception modelling. **J. Hydrol.**, Amsterdam, v.370, p.191-206, 2009.

NASH, J.E.; SUTCLIFFE, J.V. River flow forecasting through conceptual models, Part I – A discussion of principles. **J. Hydrol.**, Amsterdam, v.10, p.282-290, 1970.

NELDER, J.A.; MEAD, R. A simplex method for function minimization. **Comput. J.**, v.7, p.308-313, 1965.

RUTTER, A.J.; KERSHAW, K.A.; ROBINS, P.C.; MORTON, A.J. A predictive model of rainfall interception in forests, I. Derivation of the model from observations in a plantation of Corsican Pine. **Agr. Meteorol.**, v.9, p.367-384, 1971.

RUTTER, A.J.; MORTON, A.J.; ROBINS, P.C. A predictive model of rainfall interception in forests, II. Generalization of the model and comparison with observations in some coniferous and hardwood stands. **J. Appl. Ecol.**, v.12, n.1, p.367-380, 1975.

SÁ, J.H.M. **Monitoramento e modelagem do processo de interceptação da chuva de uma bacia coberta por Floresta Ombrófila Mista**. 2015. 129 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2015.

SADEGH, M.; VRUGT, J.A. Approximate Bayesian Computation using Markov Chain Monte Carlo simulation: DREAM(ABC). **Water Resour. Res.**, Washington, v.50, n.8, p.6767-6787, 2014.

SAVENIJE, H.H.G. The importance of interception and why we should delete the term evapotranspiration from our vocabulary. **Hydrol. Process.**, Chichester, v.18, p.1507-1511, 2004.

SILVA, F.E.; NAGHETTINI, M.; FERNANDES, W. Avaliação bayesiana das incertezas nas estimativas dos parâmetros de um modelo de chuva-vazão conceitual. **Rev. Bras. Recur. Hídr.**, Porto Alegre, v.19, n.4, p.148-159, 2014.

SPENCER, J.W. Fourier series representation of the position of the sun. **Search**, v.2, n.5, p.172-172, 1971.

ter BRAAK, C.J.F. A Markov Chain Monte Carlo version of the genetic algorithm Differential Evolution: easy Bayesian computing for real parameter spaces. **Stat. Comput.**, v.16, n.3, p.239-249, 2006.

ter BRAAK, C.J.F.; VRUGT, J.A. Differential Evolution Markov Chain with snooker updater and fewer chains. **Stat. Comput.**, v.18, n.4, p.435-446, 2008.

VALENTE, F.; DAVID, J.S.; GASH, J.H.C. Modelling interception loss for two sparse eucalypt and pine forests in central Portugal using reformulated Rutter and Gash analytical models. **J. Hydrol.**, Amsterdam, v.190, p.141-162, 1997.

VRUGT, J.A.; GUPTA, H.V.; BOUTEN, W.; SOROOSHIAN, S. A Shuffled Complex Evolution Metropolis algorithm for optimization and uncertainty assessment of hydrologic model parameters. **Water Resour. Res.**, Washington, v.39, n.8, 2003b.

VRUGT, J.A.; ter BRAAK, C.J.F.; CLARK, M.P.; HYMAN, J.M.; ROBINSON, B.A. Treatment of input uncertainty in hydrologic modeling: Doing hydrology backward with Markov chain Monte Carlo simulation. **Water Resour. Res.**, Washington, v.44, n.12, 2008.

VRUGT, J.A.; ter BRAAK, C.J.F.; DIKS, C.G.H.; ROBINSON, B.A.; HYMAN, J.M.; HIGDON, D. Accelerating Markov chain Monte Carlo

simulation by differential evolution with self-adaptive randomized subspace sampling. **Int. J. Nonlinear Sci.**, v.10, n.3, p.271-288, 2009a.

VRUGT, J.A.; ter BRAAK, C.J.F.; GUPTA, H.V.; ROBINSON, B.A. Equifinality of formal (DREAM) and informal (GLUE) Bayesian approaches in hydrologic modeling? **Stoch. Environ. Res. Risk Assess.**, v.23, p.1011-1026, 2009b.

APÊNDICE A – ESTIMATIVA DA EVAPOTRANSPIRAÇÃO POTENCIAL

A insolação máxima possível $n_{máx}$ é calculada para cada dia do ano e função da latitude do local, conforme equação abaixo:

$$n_{máx} = \frac{2}{15} \cos^{-1}(-\tan \phi \cdot \tan \theta) \quad (37)$$

sendo ϕ a latitude local, positiva no hemisfério norte e negativa no hemisfério sul, e θ a declinação solar, em radianos, calculada por (SPENCER, 1971):

$$\begin{aligned} \theta = & 0,006918 - 0,399912 \cdot \cos \Gamma + 0,070257 \cdot \sin \Gamma \\ & - 0,006758 \cdot \cos 2\Gamma + 0,000907 \cdot \sin 2\Gamma \\ & - 0,002697 \cdot \cos 3\Gamma + 0,001480 \cdot \sin 3\Gamma \end{aligned} \quad (38)$$

em que o ângulo diário Γ , em radianos, é estimado por:

$$\Gamma = \frac{2\pi(d_n - 1)}{365} \quad (39)$$

sendo d_n o dia do ano, igual a 1 no dia 1° de janeiro e 365 no dia 31 de dezembro (assumindo que fevereiro possui 28 dias).

A partir da análise dos dados meteorológicos monitorados, constatou-se que em alguns períodos foram registrados valores elevados de radiação solar incidente durante a noite, não estando de acordo com o esperado. Desta forma, para correção da série de dados de radiação solar incidente, os horários do nascer e do pôr do sol foram estimados para cada dia do período monitorado a partir das equações (40) a (43). Os valores de radiação solar incidente foram substituídos por zero antes do nascer do sol e após o pôr do sol.

O nascer (H_{ns}) e do pôr do sol (H_{ps}) ocorrem a uma mesma distância do meio-dia verdadeiro Tsn (do inglês, *true solar noon*), ou seja:

$$H_{ns} = Tsn - n_{máx} / 2 \quad (40)$$

$$H_{ps} = Tsn + n_{máx} / 2 \quad (41)$$

Para estimativa do meio-dia verdadeiro, duas correções em relação ao meio-dia marcado no relógio devem ser feitas: uma delas está relacionada às características da órbita da Terra ao redor do sol (órbita elíptica e inclinação do eixo da Terra), sendo descrita pela equação do tempo, e outra em função da longitude do local, uma vez que todos os locais de um mesmo fuso possuem um mesmo horário, que se refere ao meridiano central do fuso. O valor de meio-dia verdadeiro, em minutos, pode ser obtido pela equação abaixo:

$$T_{sn} = 720 + 4(L_s - L_e) + EoT \quad (42)$$

sendo L_s a longitude do meridiano central do fuso (grau), L_e a longitude do local (grau) e EoT a equação do tempo, em minutos, calculada por (SPENCER, 1971):

$$EoT = (0,000075 + 0,001868 \cdot \cos \Gamma - 0,032077 \cdot \text{sen} \Gamma - 0,014615 \cdot \cos 2\Gamma - 0,04089 \cdot \text{sen} 2\Gamma)(229,18) \quad (43)$$

APÊNDICE B – IMPLEMENTAÇÃO DO MODELO NO COMPUTADOR

```

function [TFsim, StemFsim, Rnsim] = sparserutter(x)

% c: fator de cobertura
% Sc: capacidade de armazenamento de copa por unidade de cobertura (Sc = S/c)
% Stc: capacidade de armazenamento de tronco por unidade de cobertura (Stc = St/c)
% pd: proporcao de água desviada da copa para os troncos
% ee: proporcao da taxa de evaporacao de tronco em relacao a taxa de evaporacao da
copa

load('entrada.mat')
% entrada
% coluna 1: evento
% coluna 2: tempo (d)
% coluna 3: precipitacao total observada (mm/5min)
% coluna 4: evapotranspiracao potencial (mm/5min)

Ev = entrada(:,1);
TimeTab = entrada(:,2);
Rg = entrada(:,3);
Ep = entrada(:,4);
LL=length(entrada); % quantidade de dados observados

clear entrada

% Inicializacao das variaveis
Ec = zeros(LL,1); % Taxa de evaporacao da copa por unidade de cobertura (mm/d)
Etc = zeros(LL,1); % Taxa de evaporacao de tronco por unidade de cobertura (mm/d)
Cc = zeros(LL,1); % Armazenamento de copa por unidade de cobertura
CS = zeros(LL,1); % Armazenamento de copa por unidade de cobertura ao final de cada
passo de tempo
Ctc = zeros(LL,1); % Armazenamento de tronco por unidade de cobertura
TS = zeros(LL,1); % Armazenamento de copa por unidade de cobertura ao final de cada
passo de tempo
Dc = zeros(LL,1); % Drenagem de copa
Dt = zeros(LL,1); % Escoamento pelos troncos

Cc(1) = 0;
Ctc(1) = 0;

% Definicao dos parametros
c = x(1); Sc = x(2); Stc = x(3); pd = x(4); ee = x(5);

%% Copa
for ii = 1:LL
    if ii > 1
        if Ev(ii,1) ~= Ev(ii-1,1)
            Cc(ii) = 0; % Cada evento inicia com tanque vazio
        end
    end

    if Rg(ii) > 0
        CS(ii) = Cc(ii) + Rg(ii);
    else
        CS(ii) = Cc(ii);
    end

    if CS(ii) > Sc
        Ec(ii) = (1-ee)*(Ep(ii));
        CS(ii) = CS(ii) - Ec(ii);

        if CS(ii) > Sc
            Dc(ii) = CS(ii) - Sc;
            CS(ii) = CS(ii) - Dc(ii);
        end
    end

    else
        Ec(ii) = (1-ee)*(Ep(ii))*CS(ii)/Sc;

```

```

        CS(ii) = CS(ii) - Ec(ii);
        Dc(ii) = 0;
    end

    Ccsave(ii) = (CS(ii) - Cc(ii))./2+Cc(ii);

    if ii < LL
        Cc(ii+1) = CS(ii);
    end

end

%% Tronco
for ii = 1:LL
    if ii > 1
        if Ev(ii,1) ~= Ev(ii-1,1)
            Ctc(ii) = 0;           % Cada evento inicia com tanque vazio
        end
    end

    TS(ii) = Ctc(ii) + pd*Dc(ii);

    if TS(ii) > Stc
        Etc(ii) = ee*(Ep(ii));
        TS(ii) = TS(ii) - Etc(ii);

        if TS(ii) > Stc
            Dt(ii) = TS(ii) - Stc;
            TS(ii) = TS(ii) - Dt(ii);
        end
    end

    else
        Etc(ii) = ee*(Ep(ii))*TS(ii)/Stc;
        TS(ii) = TS(ii) - Etc(ii);
        Dt(ii) = 0;
    end

    Ctcsave(ii) = (TS(ii) - Ctc(ii))./2+Ctc(ii);

    if ii < LL
        Ctc(ii+1) = TS(ii);
    end

end

%% Totais
TFsim = (1-c).*Rg + c.*(1-pd).*Dc;
StemFsim = c.*Dt;
EEt = c.*Ec + c.*Etc;
Rnsim = TFsim + StemFsim;

```


APÊNDICE C – CARACTERÍSTICAS DOS EVENTOS

Na Tabela C1 são apresentados os volumes totais de precipitação total (P_g), precipitação interna (Tf) e escoamento pelos troncos (Sf) registrados em cada um dos 60 eventos, além da duração (tempo decorrido entre o primeiro e o último registro de P_g), a máxima intensidade registrada de P_g ($I_{máx}$) e a intensidade média de P_g calculada de duas maneiras: (1) considerando toda a duração do evento ($I_{méd}$) e (2) apenas para os passos de tempo com registro de P_g ($I_{méd'}$). Falhas no registro de dados de precipitação interna e escoamento pelos troncos ocorreram de 08/05/2014 a 09/05/2014 e de 29/08/2014 a 09/09/2014.

Tabela C1. Volumes totais de precipitação total (P_g), precipitação interna (Tf), escoamento pelos troncos (Sf), duração, máxima intensidade registrada de P_g ($I_{máx}$) e intensidade média ($I_{méd}$ calculada com toda duração do evento e $I_{méd'}$ calculada apenas para os passos de tempo com registro de P_g) de cada um dos 60 eventos (continua).

Evento	Data	P_g (mm)	Tf (mm)	Sf (mm)	Duração (h)	$I_{máx}$ (mm/5min)	$I_{méd}$ (mm/5min)	$I_{méd'}$ (mm/5min)
1	26/fev	19,4	15,1	0,3	23,4	2,42	0,66	5,96
2	28/fev	7,4	5,2	0,1	7,0	0,71	0,57	4,43
3	03/mar	2,6	1,1	0,0	3,6	0,47	0,27	3,16
4	04/mar	32,4	23,2	0,6	30,0	2,90	0,90	6,82
5	07/mar	5,7	1,5	0,0	10,3	2,39	0,35	11,46
6	08/mar	72,6	51,6	2,1	12,2	8,37	4,00	18,55
7	09/mar	5,4	2,4	0,0	2,2	1,18	0,66	8,16
8	10/mar	40,0	27,4	0,6	32,8	4,88	1,03	10,93
9	12/mar	65,1	49,0	1,9	21,7	4,90	2,35	6,51
10	16/mar	0,7	0,1	0,0	0,3	0,24	0,12	2,88
11	18/mar	42,2	27,2	0,6	5,8	6,20	3,56	13,31
12	19/mar	16,0	10,3	0,3	8,3	2,89	1,12	8,72
13	27/mar	0,5	0,0	0,0	6,7	0,24	0,04	2,88
14	30/mar	10,8	5,2	0,1	30,0	1,19	0,30	3,59
15	01/abr	11,3	8,3	0,2	1,8	5,11	1,46	22,60
16	02/abr	12,5	5,7	0,1	35,1	0,47	0,30	2,93
17	09/abr	7,4	4,8	0,0	5,3	0,47	0,65	3,18
18	10/abr	0,5	0,2	0,0	3,3	0,24	0,05	2,88
19	12/abr	1,4	0,2	0,0	8,6	0,24	0,10	2,88
20	15/abr	2,4	0,9	0,0	19,3	0,24	0,10	2,88
21	18/abr	0,5	0,0	0,0	0,4	0,24	0,07	2,88
22	19/abr	5,3	3,4	0,0	3,7	2,43	0,54	12,74
23	22/abr	65,1	51,2	0,4	12,3	8,06	3,55	11,66
24	23/abr	1,7	0,6	0,0	16,7	0,24	0,07	2,88
25	28/abr	5,5	3,4	0,0	10,8	0,24	0,33	2,88
26	30/abr	10,5	6,2	0,0	7,8	0,47	0,76	3,32
27	10/mai	10,6	5,0	0,0	20,2	0,47	0,40	2,94
28	16/mai	2,1	1,3	0,0	2,5	0,71	0,25	5,14
29	23/mai	33,7	28,2	0,2	11,3	1,90	1,94	5,54
30	25/mai	35,0	26,3	0,1	31,6	2,66	0,93	5,39

Tabela C1. Volumes totais de precipitação total (P_g), precipitação interna (Tf), escoamento pelos troncos (Sf), duração, máxima intensidade registrada de P_g ($I_{máx}$) e intensidade média ($I_{méd}$ calculada com toda duração do evento e $I_{méd'}$ calculada apenas para os passos de tempo com registro de P_g) de cada um dos 60 eventos (continuação).

Evento	Data	P_g (mm)	Tf (mm)	Sf (mm)	Duração (h)	$I_{máx}$ (mm/5min)	$I_{méd}$ (mm/5min)	$I_{méd'}$ (mm/5min)
31	31/mai	16,2	9,8	0,0	7,6	0,95	1,19	3,74
32	05/jun	352,4	288,4	2,6	86,6	4,64	3,81	8,51
33	10/jun	1,0	0,4	0,0	9,1	0,24	0,06	2,88
34	11/jun	1,2	0,5	0,0	7,9	0,24	0,09	2,88
35	15/jun	20,0	13,7	0,1	6,6	2,63	1,59	7,26
36	17/jun	30,8	22,4	0,1	15,8	4,92	1,41	10,27
37	25/jun	14,5	8,7	0,0	6,5	0,71	1,16	3,87
38	28/jun	32,1	26,6	0,1	14,0	1,67	1,61	5,21
39	07/jul	3,4	2,4	0,0	1,3	2,90	0,47	13,52
40	09/jul	0,5	0,1	0,0	6,2	0,24	0,04	2,88
41	10/jul	0,5	0,2	0,0	4,4	0,24	0,05	2,88
42	10/jul	0,7	0,0	0,0	5,8	0,24	0,06	2,88
43	12/jul	3,4	0,7	0,0	23,6	0,24	0,11	2,88
44	17/jul	6,2	2,9	0,0	15,4	0,71	0,29	3,55
45*	23/jul	12,4	18,9	0,0	15,2	2,17	0,59	4,96
46	29/jul	0,5	0,0	0,0	3,3	0,24	0,05	2,88
47	01/ago	0,5	0,0	0,0	1,7	0,24	0,06	2,88
48*	04/ago	5,0	6,1	0,0	0,3	3,81	0,80	30,06
49	12/ago	23,5	18,3	0,0	6,3	1,43	1,90	6,13
50	16/ago	39,8	27,6	0,1	23,3	3,39	1,36	5,89
51	25/ago	30,2	22,0	0,1	5,9	5,43	2,54	7,72
52	18/set	49,1	40,3	0,2	20,8	3,17	1,83	5,45
53	20/set	6,7	4,4	0,0	1,1	2,4	0,94	8,91
54	24/set	23,0	18,4	0,0	7,3	0,95	1,74	4,76
55	25/set	9,6	6,8	0,0	9,3	2,17	0,62	7,17
56	27/set	29,3	22,8	0,0	55,0	4,41	0,48	4,62
57	30/set	32,5	27,2	0,1	11,5	5,47	1,86	7,80
58	02/out	0,5	0,0	0,0	1,6	0,24	0,06	2,88
59	04/out	1,0	0,1	0,0	4,4	0,24	0,09	2,88
60	04/out	1,4	0,4	0,0	5,2	0,24	0,13	2,88
<i>Total</i>	-	1.274	955	11	-	-	-	-

* Eventos em que Tf foi maior que P_g .

APÊNDICE D – VARIAÇÃO DOS VALORES DOS PARÂMETROS COM AS CARACTERÍSTICAS DOS EVENTOS

Na Figura D1 é apresentada a variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter após calibração com dados observados de precipitação interna para cada um dos eventos identificados na série monitorada. A variação dos valores dos parâmetros em função da máxima intensidade de precipitação ($I_{máx}$), intensidade média calculada considerando toda a duração do evento ($I_{méd}$) e intensidade média calculada apenas para os passos de tempo com registro de P_g ($I_{méd'}$) são apresentadas nas Figuras D2, D3 e D4, respectivamente.

Os diagramas de caixa foram construídos com as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM, cada um representando um evento. Cada diagrama é composto por uma caixa e duas hastes: a marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados (percentil 50); a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 (valor abaixo do qual se encontram 25% dos dados) e 75 (valor abaixo do qual estão 75% dos dados); as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*.

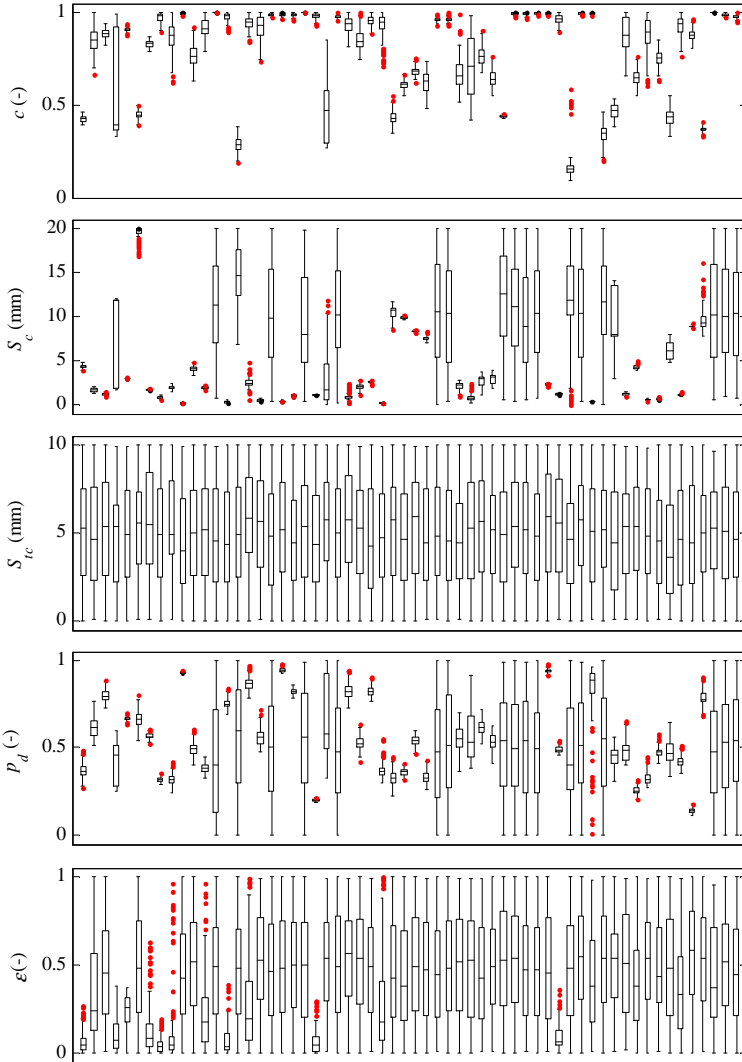


Figura D1. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter após calibração com dados observados de precipitação interna. Os eventos são apresentados em ordem de ocorrência. Os diagramas de caixas foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados (percentil 50); a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastas marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*.

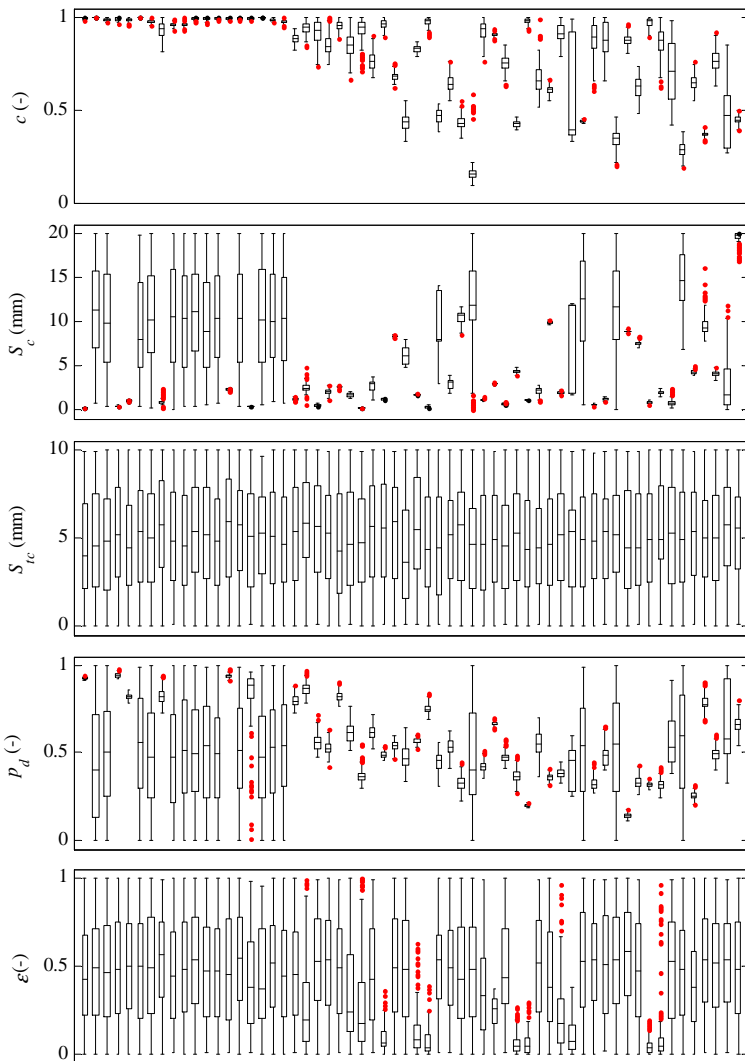


Figura D2. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em função da máxima intensidade de precipitação total $I_{m\acute{a}x}$ após calibração com dados observados de precipitação interna. Os eventos são apresentados em ordem crescente de $I_{m\acute{a}x}$. Os diagramas de caixas foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados; a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*.

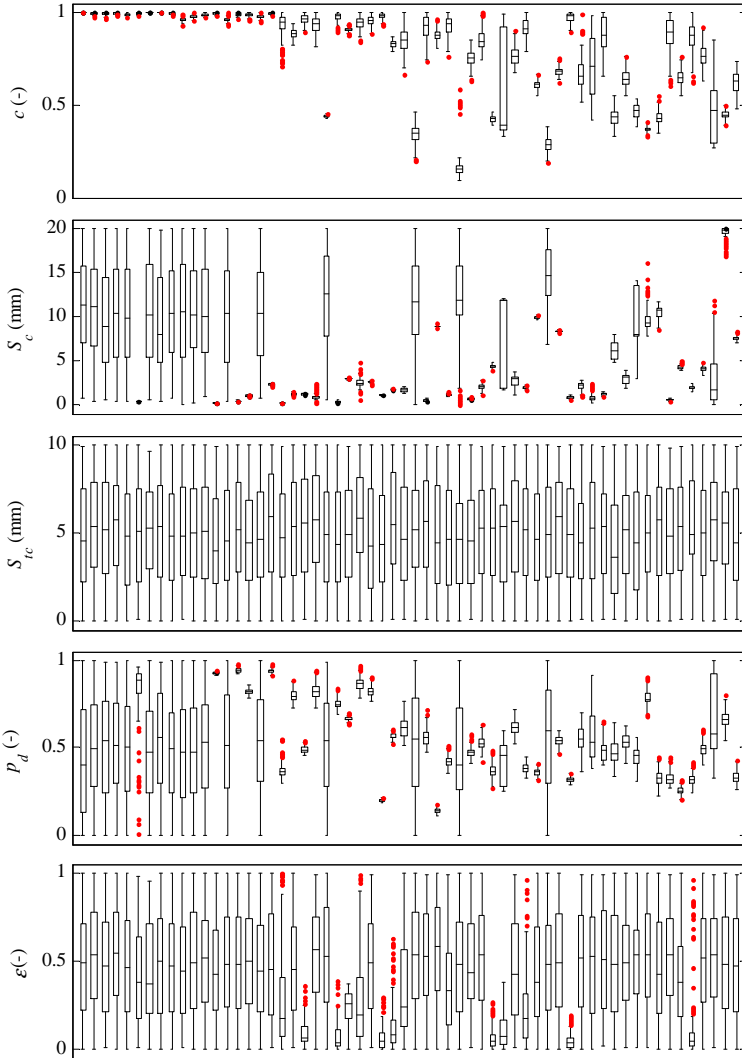


Figura D3. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em função da intensidade média de precipitação total $I_{méd}$ após calibração com dados observados de precipitação interna. Os eventos são apresentados em ordem crescente de $I_{méd}$. Os diagramas de caixas foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados; a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*.

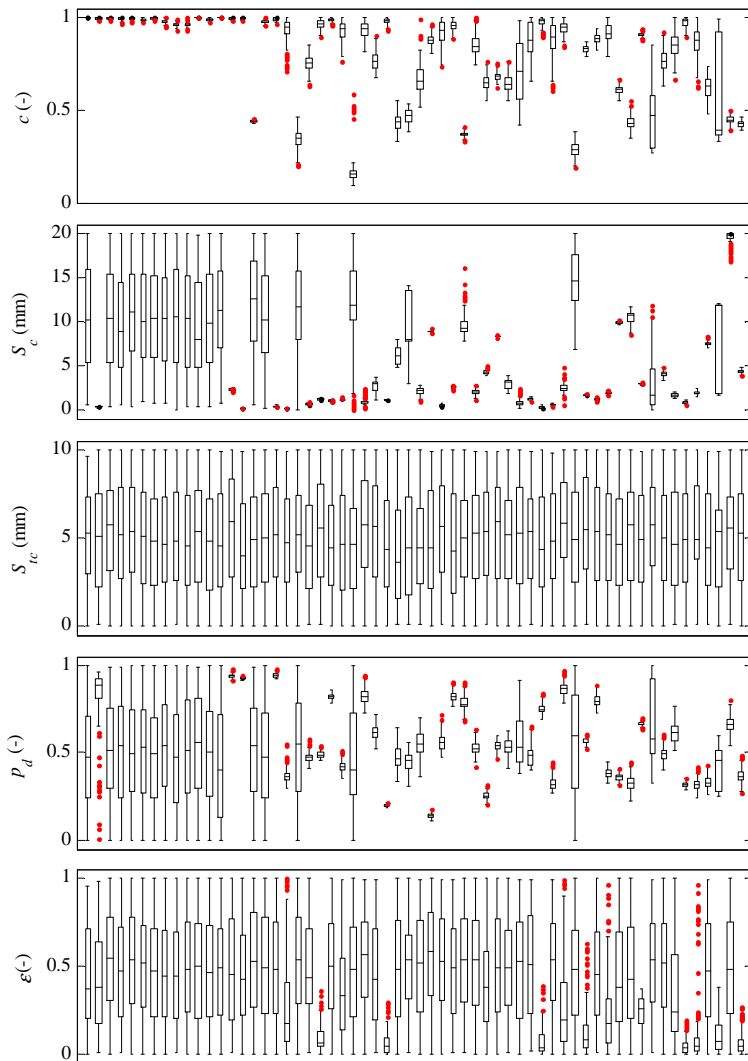


Figura D4. Variação dos valores dos parâmetros do modelo de Rutter em função da intensidade média de precipitação total $I_{méd}$ após calibração com dados observados de precipitação interna. Os eventos são apresentados em ordem crescente de $I_{méd}$. Os diagramas de caixas foram construídos utilizando as últimas 10.000 amostras geradas pelo algoritmo DREAM. A marca central da caixa representa a mediana do conjunto de dados; a linha inferior e a linha superior da caixa indicam, respectivamente, os percentis 25 e 75; as hastes marcam os percentis 5 e 95; os pontos fora destes limites são considerados *outliers*.

APÊNDICE E – MEDIDAS DE AJUSTE AVALIADAS PARA CADA EVENTO

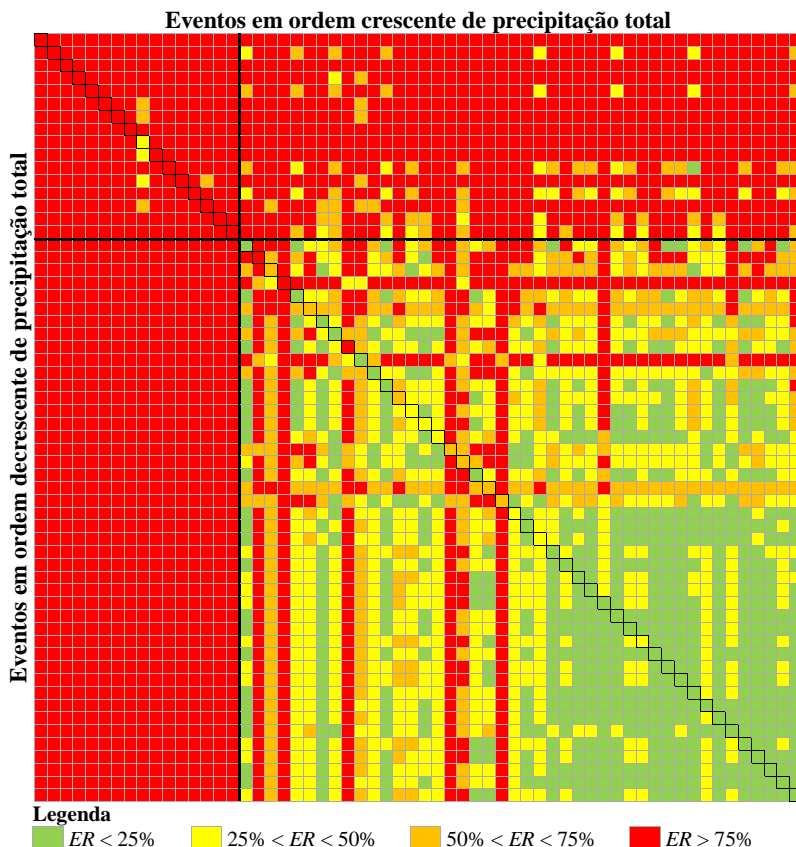


Figura E1. Erro relativo (ER) da precipitação interna acumulada por evento. Em cada coluna são apresentados os resultados da validação para uma faixa de valores dos parâmetros obtida na calibração. As células com contorno em preto representam os erros relativos obtidos na calibração (evento utilizado na obtenção dos valores dos parâmetros é o mesmo do empregado no cálculo do erro relativo). A linha de maior espessura separa os eventos com $P_g < 2$ mm e $P_g > 2$ mm.

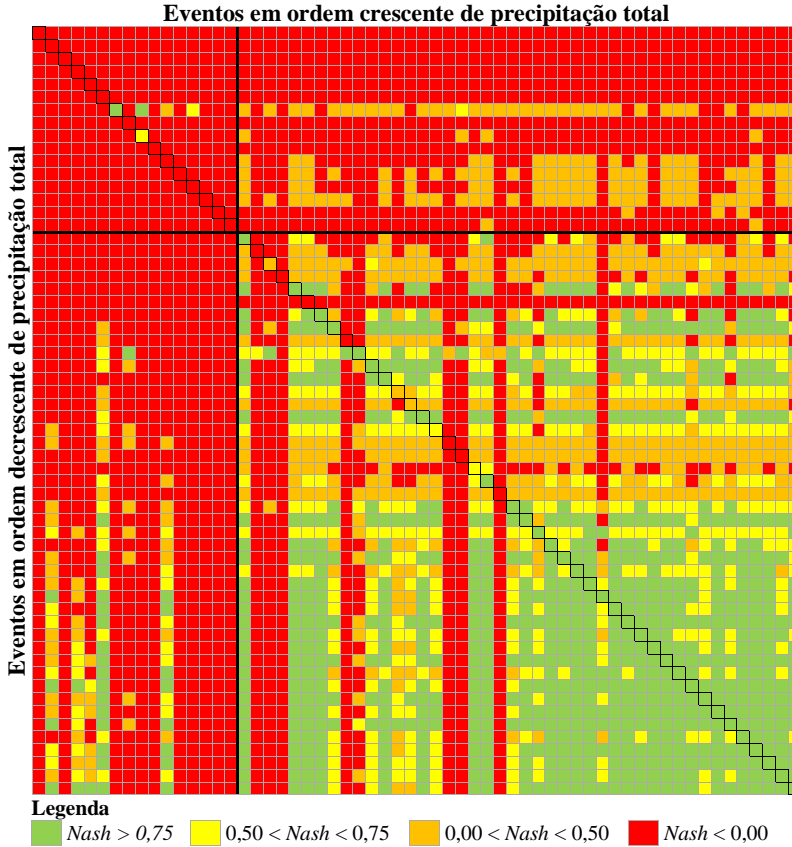


Figura E2. Coeficiente de *Nash* da precipitação interna acumulada por evento. Em cada coluna são apresentados os resultados da validação para uma faixa de valores dos parâmetros obtida na calibração. As células com contorno em preto representam os erros relativos obtidos na calibração (evento utilizado na obtenção dos valores dos parâmetros é o mesmo do empregado no cálculo do erro relativo). A linha de maior espessura separa os eventos com $P_g < 2$ mm e $P_g > 2$ mm.