

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

CLARISSA SCUISSIATO

COMPARAÇÃO DOS MÉTODOS DE SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL E SÉRIES
DE MÁXIMOS ANUAIS NA ESTIMATIVA DE CHEIAS DE PROJETO

CURITIBA

2013

CLARISSA SCUISSIATO

COMPARAÇÃO DOS MÉTODOS DE SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL E SÉRIES
DE MÁXIMOS ANUAIS NA ESTIMATIVA DE CHEIAS DE PROJETO

Dissertação apresentada como requisito parcial
à obtenção do grau de Mestre em Engenharia de
Recursos Hídricos e Ambiental, pelo Programa de
Pós-Graduação em Engenharia de Recursos
Hídricos e Ambiental, do Setor de Tecnologia, da
Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Dr. Heinz Dieter O. A. Fill

CURITIBA

2013

S436c

Scuissiato, Clarissa

Comparação dos métodos de séries de duração parcial e séries de máximos anuais na estimativa de cheias de projetos / Clarissa Scuissiato. – Curitiba, 2013.

99f. : il., tab., Graf.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Tecnologia, Programa de Pós-graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental.

Orientador: Heinz Dieter O. A. Fill

1. Hidrologia. 2. Correntes fluviais – Medição.

I. Universidade Federal do Paraná. II. Fill, Heinz Dieter Oskar August. III. Título.

CDD: 627.4

TERMO DE APROVAÇÃO

CLARISSA SCUISSIATO

“Comparação dos Métodos de Séries de Duração Parcial e Séries de Máximos Anuais na Estimativa de Cheias de Projeto”

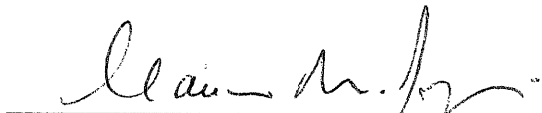
Dissertação aprovada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre, pelo Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental do Setor de Tecnologia da Universidade Federal do Paraná, pela comissão formada pelos professores:

PRESIDENTE:



Heinz Dieter Fill
Universidade Federal do Paraná
Orientador

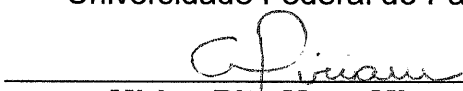
MEMBROS:



Cláudio Marchand Krüger
Universidade Positivo



Eloy Kaviski
Universidade Federal do Paraná



Miriam Rita Moro Mine
Universidade Federal do Paraná

Curitiba, 11 de março de 2013

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida.

Ao meu orientador Professor Dr. Heinz Dieter Fill, pelo apoio, incentivo e dedicação durante a realização do Mestrado. O Professor Fill está sempre disposto a encontrar soluções para os problemas de Engenharia, e a auxiliar seus alunos e outros professores da Universidade, com extrema inteligência e notável dedicação.

À minha mãe Regiane, que sempre me apoiou com suas palavras de amor e de sabedoria, que me incentivou a estudar e propiciou todos os recursos para minha formação pessoal e acadêmica.

Aos meus avós Ana e Lino, que sempre estiveram ao meu lado, formulavam problemas matemáticos para eu resolver e levavam-me à escola todos os dias.

Ao meu namorado Fábio, pela amizade, carinho, dedicação e ajuda com programas de computador.

Ao Professor Dr. Cristovão Fernandes, pelo apoio durante o período em que fui sua aluna de iniciação científica, e por ter sugerido a orientação do Professor Fill.

Aos Professores e a Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental, da UFPR, pela oportunidade de crescimento acadêmico.

Aos Engenheiros Bruno Veiga e Andrea Dalla Nora, por proporcionarem a minha liberação para cursar as disciplinas do Mestrado no período em que trabalhei na RDR Consultores Associados.

Aos Engenheiros Renato Grube e Roberto Bertol, por proporcionarem a minha liberação para cursar as disciplinas do Mestrado no período em que trabalhei na Intertechne.

Ao Engenheiro Rodrigo Kern, por ter disponibilizado os algoritmos de geração de séries sintéticas de vazão que desenvolveu em sua dissertação.

A todos os meus amigos, pelo apoio e incentivo constantes.

RESUMO

Esta dissertação analisa e compara diferentes métodos para a estimativa da cheia de projeto. A cheia de projeto é um dado imprescindível para o dimensionamento de estruturas hidráulicas, e tem importância decisiva nos custos e na segurança dos projetos de engenharia. Quando existem dados históricos de vazão no local de interesse e as condições da bacia hidrográfica não se modificam, a cheia de projeto pode ser estimada através da análise de frequência de cheias. Para esta abordagem há dois métodos fundamentais disponíveis, referidos na literatura como séries de duração parcial (PDS) e séries de máximos anuais (AMS). O objetivo geral desta pesquisa foi avaliar em que condições cada um destes dois métodos produz estimativas mais robustas da cheia de projeto. O método baseou-se na geração de uma série sintética de vazões médias diárias com 5.000 anos pelo método *shot-noise*. O tempo de recorrência foi estimado pela média do intervalo entre dois eventos consecutivos. Estes valores foram considerados como os "verdadeiros" valores das cheias. Amostras de vazões médias diárias com tamanhos variados (10, 25 e 50 anos) foram extraídas da série sintética gerada. Sobre estas amostras foram aplicados os métodos de análise de frequência de cheias PDS e AMS adotando-se diferentes modelos probabilísticos. Os tempos de recorrência selecionados foram 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos. As estimativas obtidas através dos métodos AMS e PDS foram comparadas com as cheias "verdadeiras", através da raiz quadrada do erro quadrático médio. Em geral, o método PDS conduziu às estimativas de cheia mais eficientes. Na análise de frequência de cheias realizada pelo método PDS, para os três tamanhos de amostra selecionados, os melhores resultados provieram da aplicação do modelo probabilístico Poisson-exponencial com a utilização dos parâmetros $\lambda = 3$, $\lambda = 2,6$ e $\lambda = 2$, respectivamente. Estas observações conduzem às suposições de que quando o método de séries de duração parcial é aplicado, utilizar um número maior de eventos (maior valor de λ) produz as estimativas mais eficientes, e de que o modelo Poisson-exponencial predomina sobre o Poisson-Pareto quando a assimetria da série de vazões é baixa, como no caso da série sintética de vazões gerada e assumida como verdadeira.

PALAVRAS-CHAVE: cheias de projeto, séries parciais, séries anuais, séries sintéticas, *shot-noise*

ABSTRACT

This thesis deals with the comparison of different methods to estimate design floods. The design flood is a crucial parameter for the design of any hydraulic structure. If a series of observed flows at the site is available, it may be estimated by flood frequency analysis. Two basic approaches are then possible, namely the partial duration series (PDS) and annual maximum series (AMS) methods. The general objective of this thesis was to evaluate under which conditions each of these methods is preferable. To attain this objective a synthetic series of daily stream flows with 5.000 years was generated by the *shot noise* model. Then maximum flows for different return periods were evaluated using the basic concept of return period (expected value of time intervals between flow peaks equal or greater then corresponding value). These peaks were considered as the true quantiles of flood flows. Next samples of various lengths were extracted from the synthetic series and classical flood flow estimation methods, both for the AMS and PDS approaches, were applied to these samples. Root mean square error estimates were applied in order to compare those estimation methods in terms of relative efficiency. In general, the best results were obtained using the PDS approach with a greater mean value of floods per year ($\lambda = 3$). Also the advantage of a Poisson-exponential model for the PDS approach became evident when the skew of the flow series is low (less then 1.5).

KEY WORDS: design flood, partial series, annual series, synthetic series, *shot-noise*

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Número médio de picos que excedem o valor limite de referência (eixo y) versus o valor limite de referência (eixo x) (Fonte: LANG <i>et al.</i> , 1999)	20
Figura 2 – Forma genérica de uma realização do processo <i>shot-noise</i>	37
Figura 3 – Bacia hidrográfica do rio Iguaçu (Fonte: Adaptado de COPEL, 2013 e de KNAPIK, 2009)	66
Figura 4 – Medições de vazão e curva-chave da estação fluviométrica Porto Amazonas	67
Figura 5 – Vazões máximas associadas aos tempos de recorrência estimados pelo programa <i>Q-T</i>	75

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Número de vazões que superam o valor limite de referência, n , em função do tamanho da amostra de vazões médias diárias, N , e do parâmetro λ	52
Tabela 2 – Características da estação fluviométrica Porto Amazonas.....	65
Tabela 3 – Estatísticas da série histórica de vazões da estação fluviométrica Porto Amazonas	68
Tabela 4 – Parâmetros do modelo SOSN estimados utilizando características da estação fluviométrica Porto Amazonas nos valores de entrada do programa SOSN1	69
Tabela 5 – Estatísticas das Séries Histórica e Sintética de Vazões Médias Diárias e Médias Mensais	71
Tabela 6 – Estatísticas das Séries Histórica e Sintética de Vazões Médias Diárias Máximas Anuais	72
Tabela 7 – Vazões máximas associadas aos tempos de recorrência estimados pelo programa $Q-T$	74
Tabela 8 – Vazões máximas associadas aos tempos de recorrência estimados pelo programa $Q-T$	75
Tabela 9 – Amostras de vazões médias diárias extraídas da série sintética total de vazões médias diárias gerada.....	76
Tabela 10 – Raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE).....	78
Tabela 11 – Raiz quadrada do erro quadrático médio no espaço logarítmico (RMSE _{ln}).....	79

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AMS	<i>Annual maximum series</i> – Séries de máximos anuais
ANA	Agência Nacional de Águas
AWWA	<i>American Water Works Association</i> – Associação Americana de Trabalhos com Água
CEPEL	Centro de Pesquisas de Energia Elétrica
CERH/PR	Conselho Estadual de Recursos Hídricos
COPEL	Companhia Paranaense de Energia
DSN	<i>Double shot noise</i> – <i>Shot noise</i> duplo
EV1	Valores extremos tipo I ou distribuição de Gumbel
EXP	Exponencial
EV	Valores Extremos
GEV	Generalizada de eventos extremos
GP	Generalizada de Pareto
<i>HidroWeb</i>	Sistema de Informações Hidrológicas
iid	Independente e identicamente distribuída
LPIII	Log-Pearson tipo III
MLE	<i>Method of maximum likelihood</i> – Método da máxima verossimilhança
MMD	Modelo modificado de desagregação
MOMs	<i>Method of moments</i> – Método dos momentos
MSD	Modelo simplificado de desagregação
MSE	<i>Mean square error</i> – Erro quadrático médio
MSOSN	<i>Modified second order shot noise</i> – <i>Shot noise</i> de segunda ordem Modificado
PDS	<i>Partial duration series</i> – Séries de duração parcial
POT	<i>Peaks over threshold</i> – Séries de duração parcial
PMP	Precipitação máxima provável
PWMs	<i>Probability weighted moments</i> – Momentos com pesos probabilísticos
RMC	Região Metropolitana de Curitiba

RMSE	<i>Root mean square error</i> – Raiz quadrada do erro quadrático médio
SOSN	<i>Second order shot noise</i> – Shot noise de segunda ordem
SUDERHSA	Superintendência de Desenvolvimento de Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental (atual Instituto das Águas do Paraná).
USWRC	<i>United States Water Resources Council</i> – Conselho de Recursos Hídricos dos Estados Unidos
WMO	<i>World Meteorological Organization</i> – Organização Meteorológica Mundial

LISTA DE SÍMBOLOS

AD	Área de drenagem
b_1, b_2	Parâmetros do modelo <i>SOSN</i> , que representam as constantes de decaimento dos escoamentos superficial e de base, respectivamente.
$erf(.)$	Função erro de um dado argumento
$\exp$	Exponencial
$E(X)$	Valor esperado da variável aleatória X
$\hat{g}$	Estimativa de uma variável ou parâmetro representado por g
$f_x(x)$	Função densidade de probabilidade da variável aleatória X
$F_x(x)$	Função acumulada de probabilidades da variável aleatória X
k	Fator de frequência
$\ln$	Logaritmo natural
n	Número de vazões que superam o valor limite de referência adotado
N	Extensão da série de vazões médias diárias, em anos
$N(t)$	Processo de Poisson
p	Probabilidade de não excedência
q_0	Valor da vazão limite de referência adotado
Q_1 e Q_2	Vazões de pico sucessivas
Q_{MLT}	Vazão média de longo termo
$RMSE(\hat{\theta})$	Raiz quadrada do erro quadrático médio no espaço real
$RMSE(\hat{\theta})_{\ln}$	Raiz quadrada do erro quadrático médio no espaço logarítmico
s^2	Variância amostral
T	Tempo de recorrência ou período de retorno
Δt	Intervalo de tempo entre dois eventos sucessivos
$x(T), Q(T)$	Quantil associado ao tempo de recorrência T anos
$Var(X)$	Variância da variável aleatória X

$\bar{x}$	Média amostral
X	Variável aleatória contínua
$X(t)$	Processo de Poisson filtrado
α	Parâmetro de escala
β_r	Momento com peso probabilístico de ordem r
γ	Coefficiente de assimetria da variável aleatória X
$\Gamma(.)$	Função gama de um dado argumento
κ	Parâmetro de forma
λ	Parâmetro da distribuição Poisson, que corresponde ao número médio de ocorrências por intervalo de tempo. Utilizado no método de séries de duração parcial como o número médio anual de vazões que superam o valor limite de referência adotado.
λ_i	Momento-L de ordem i
μ	Média populacional
θ_1, θ_2	Parâmetros do modelo SOSN associados aos escoamentos superficial e de base, respectivamente
$\rho(1)$	Coefficiente de autocorrelação de primeira ordem
σ^2	Variância populacional
v_1, v_2	Parâmetros do modelo SOSN associados aos escoamentos superficial e de base, respectivamente
ξ	Parâmetro de posição
$\omega(t,y)$	Função de transferência de uma chuva para uma vazão

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	1
1.1 GERAL.....	1
1.2 JUSTIFICATIVA.....	3
1.3 OBJETIVO	4
1.4 ESTRUTURA	4
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	6
2.1 MÉTODOS PARA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS.....	6
2.2 COMPARAÇÃO ENTRE OS MÉTODOS DE SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL E DE SÉRIES DE MÁXIMOS ANUAIS	9
2.3 SELEÇÃO DA AMOSTRA NO MÉTODO DE SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL	17
2.4 GERAÇÃO ESTOCÁSTICA DE VAZÕES MÉDIAS DIÁRIAS	22
3 MÉTODO DE ANÁLISE.....	31
3.1 MODELO <i>SHOT-NOISE</i>	33
3.1.1 Processo de Poisson Filtrado	34
3.1.2 Definição do Processo <i>Shot Noise</i>	36
3.1.3 Amostragem Média no Processo <i>Shot Noise</i>	37
3.1.4 Ajuste do Modelo <i>Shot Noise</i>	38
3.1.5 Geração da Série Sintética	39
3.1.6 Modelos <i>Shot Noise</i> de Segunda Ordem.....	40
3.1.7 Ajuste dos Parâmetros aos Modelos <i>Shot Noise</i> de Segunda Ordem.....	41
3.1.8 Algoritmo para Aplicação do Modelo <i>Shot Noise</i> de Segunda Ordem.....	42
3.2 CÁLCULO DOS QUANTIS SUPOSTOS VERDADEIROS.....	43
3.3 MÉTODO DOS MOMENTOS-L	45
3.4 MÉTODO DE SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL	47
3.4.1 Modelo Poisson-Pareto.....	47
3.4.2 Modelo Poisson-Exponencial.....	49
3.4.3 Algoritmo para a Aplicação do Método de Séries de Duração Parcial.....	50
3.5 MÉTODO DAS SÉRIES DE MÁXIMOS ANUAIS.....	52

3.5.1 Distribuição Generalizada de Valores Extremos.....	53
3.5.2 Distribuição de Gumbel.....	54
3.5.3 Distribuição Log-Pearson Tipo III.....	56
3.5.4 Distribuição Exponencial.....	58
3.5.5 Distribuição Log-Normal de Dois Parâmetros.....	59
3.5.6 Algoritmo para a Aplicação do Método de Séries de Máximos Anuais.....	60
3.6 RAIZ QUADRÁTICA DO ERRO QUADRÁTICO MÉDIO	62
4 ESTUDO DE CASO.....	64
4.1 ESTAÇÃO FLUVIOMÉTRICA BASE	64
4.2 APLICAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	68
4.2.1 Série Sintética de Vazões Médias Diárias	69
4.2.2 Vazões Máximas Estimadas a Partir da Série Sintética	73
4.2.3 Vazões Máximas Estimadas Através dos Métodos de Análise de Frequência de Cheias e Comparação Entre os Resultados	76
5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	82
5.1 CONCLUSÕES.....	82
5.2 RECOMENDAÇÕES.....	83
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	85
APÊNDICES	89
ANEXOS.....	97

1 INTRODUÇÃO

1.1 GERAL

A cheia de projeto pode ser definida como a vazão máxima que ocorre em uma seção de um rio em um determinado período, que é utilizada como referência para o dimensionamento de uma estrutura hidráulica.

Para a estimativa da cheia de projeto há métodos hidrometeorológicos e métodos estatísticos.

Os métodos hidrometeorológicos tentam estimar as condições meteorológicas mais adversas possíveis no local, obtendo o que se convencionou chamar de precipitação máxima provável (PMP), que representa uma estimativa da maior precipitação fisicamente possível no local.

As precipitações máximas podem ser transformadas em vazões através de modelos matemáticos que procuram reproduzir o ciclo hidrológico. Este método é útil quando a bacia sofre modificações importantes que se refletem na distribuição de probabilidades de vazão.

Os métodos hidrometeorológicos maximizam algumas precipitações extremas selecionadas para as condições atmosféricas supostamente mais adversas. Este método envolve modelos meteorológicos da atmosfera desenvolvidos pela Organização Meteorológica Mundial (WMO, 1973 apud TUCCI, 2009).

Os métodos estatísticos baseiam-se na análise de informações hidrológicas no local ou em regiões supostamente homogêneas do ponto de vista climático. Há diferentes métodos estatísticos, os quais variam em função da quantidade e da qualidade dos dados disponíveis no local de interesse. Quando não existem dados no local ou a série for pequena e/ou inconsistente, podem ser utilizadas técnicas de regionalização de vazões ou precipitações. Quando existem dados históricos de vazão no local e as condições da bacia hidrográfica não se modificam, as cheias podem ser estimadas a partir destes dados através da análise de frequência de cheias. (TUCCI, 2009).

A regionalização consiste em métodos cujo objetivo é obter informação hidrológica em locais sem dados ou ampliar a informação em locais com poucos dados. Segundo Tucci (2002), o termo regionalização, embora seja mais amplo, tem sido utilizado frequentemente em hidrologia para denominar a transferência de

informações de um local para outro dentro de uma área com comportamento hidrológico semelhante.

Para a estimativa da cheia a partir de uma série de vazões no local de interesse o procedimento adotado é a análise de frequência de cheias, que consiste em fixar uma probabilidade de excedência para a mesma e, ajustar, baseado na série histórica de vazões observadas, uma distribuição de probabilidades conveniente, e a partir desta determinar o quantil correspondente à probabilidade de excedência.

Na prática da Engenharia é usual utilizar, em lugar da probabilidade de excedência, o conceito de tempo de recorrência (ou período de retorno, T , em anos), definido como o valor esperado do intervalo entre duas cheias iguais ou superiores à magnitude pré-fixada. Para eventos independentes e identicamente distribuídos, o tempo de retorno corresponde ao inverso da probabilidade de excedência, o que é comprovado estatisticamente através da distribuição geométrica (NAGHETTINI E PINTO, 2007; CHOW *et al.*, 1988).

Na análise de frequência de cheias há dois métodos disponíveis, conhecidos como séries de duração parcial e séries de máximos anuais. Enquanto o segundo método utiliza apenas a vazão máxima de cada ano, o primeiro adota todos os picos de vazão que superam um valor limite de referência pré-fixado. Na seção 2.3 deste trabalho discutem-se critérios para a seleção de um valor limite de referência. Sobre a amostra de vazões máximas aplicam-se modelos estatísticos para a determinação do tempo de retorno das cheias. Nesta pesquisa estes dois métodos foram analisados e aplicados.

A análise de frequência de cheias é um problema vinculado à escassez de informação. Se existissem séries mais longas de registros de vazões, a probabilidade de excedência e o tempo de recorrência poderiam ser determinados a partir da frequência relativa dos eventos extremos. Entretanto, na maioria das situações, os dados disponíveis são insuficientes para este procedimento, uma vez que o tempo de recorrência, em geral, supera a extensão da série histórica. Assim, os hidrólogos precisam utilizar técnicas estatísticas eficientes (de mínima variância) e robustas para estimar a distribuição de probabilidades das vazões de cheia. Entende-se por robusta uma distribuição que, embora não seja a verdadeira, conduzirá a resultados próximos da realidade.

Os principais desafios envolvidos na análise de frequência de cheias são: (1) definir um período de retorno aceitável para o problema em questão, de acordo com as características do projeto; (2) selecionar uma família de distribuições de probabilidades razoável e simples para descrever o fenômeno de interesse (modelo probabilístico), e (3) estimar os parâmetros deste modelo, de modo a obter uma estimativa da cheia de projeto para o período de retorno definido.

1.2 JUSTIFICATIVA

A vazão máxima associada a uma determinada recorrência é um dado imprescindível para o dimensionamento de estruturas hidráulicas, tais como vertedouros, ensecadeiras, reservatórios de contenção de cheias, pontes e dispositivos de drenagem. Uma cheia de projeto subestimada pode ocasionar a ruína da estrutura e, conseqüentemente, perdas econômicas consideráveis, e, eventualmente, danos à vida humana. Uma cheia superestimada pode tornar uma obra economicamente inviável.

Segundo Tucci (2009), a estimativa da vazão máxima tem importância decisiva nos custos e na segurança dos projetos de engenharia. A Associação Americana de Trabalhos com Água (AWWA, 1966 apud TUCCI, 2009) relatou que cerca de 20% das falhas constatadas em 193 barragens ocorreram devido ao subdimensionamento dos vertedouros.

Como a maioria das séries históricas de dados hidrológicos existentes no Brasil são curtas (em geral, da ordem de 30 a 50 anos de observações, segundo as séries disponíveis na *Hidroweb* [ANA, 2012]) é essencial que o hidrólogo detenha o domínio sobre os vários métodos de análise de frequência de cheias, e compare os resultados obtidos por diferentes métodos, para que suas estimativas de vazões máximas tenham maior embasamento técnico.

Neste aspecto, torna-se importante obter para o modelo probabilístico/amstral estimadores eficientes (de mínima variância) e robustos dos quantis, visando manter os erros amostrais dentro do aceitável. Segundo Stedinger *et al.* (1993), o hidrólogo deve estar consciente que a verdadeira distribuição de probabilidades das vazões extremas nunca é conhecida. A questão prática é, portanto, como adotar uma distribuição simples e razoável para descrever o fenômeno, e como estimar os parâmetros de tal distribuição, para obter estimativas

eficientes e robustas para o problema em análise. Neste caso, entende-se por robustez a propriedade de uma distribuição, que embora não seja a verdadeira, conduzirá a resultados próximos da realidade.

1.3 OBJETIVO

O objetivo geral desta pesquisa é avaliar em que condições cada um dos dois métodos de análise de frequência de cheias, séries de duração parcial e séries de máximos anuais, produzem estimativas mais robustas da cheia de projeto, e quais as distribuições de probabilidade mais adequadas em cada caso.

A comparação entre os métodos analisados foi feita considerando as vazões máximas de uma série sintética extensa (estimando-se o tempo de recorrência pela média do intervalo entre dois eventos consecutivos), que foram consideradas como os verdadeiros valores, e as estimativas calculadas a partir de amostras retiradas daquela série sintética. A série sintética de vazões foi gerada através do modelo *shot-noise* de segunda ordem.

Os objetivos específicos são:

- Aplicação do modelo *shot-noise* de segunda ordem para a geração de uma série sintética de vazões médias diárias;
- Verificação da robustez dos métodos de análise de frequência de cheias, considerando a aplicação de diferentes distribuições de probabilidade e métodos de estimativa de parâmetros;
- Comparação entre os resultados obtidos para diferentes tamanhos de amostra e períodos de retorno.

1.4 ESTRUTURA

Este trabalho está organizado em cinco capítulos, além das referências bibliográficas, apêndices e anexos. Nesta *Introdução* apresentam-se a justificativa para a realização desta pesquisa e os seus objetivos.

No Capítulo 2 *Revisão Bibliográfica* discutem-se trabalhos realizados sobre os métodos para análise de frequência de cheias, séries de duração parcial e séries de máximos anuais, critérios para a aplicação do método de séries de duração parcial,

e métodos de geração de séries sintéticas de vazões diárias, devido sua aplicação nesta pesquisa.

No Capítulo 3 *Método de Análise* apresentam-se as distribuições de probabilidade clássicas associadas aos métodos de séries de duração parcial e de séries de máximos anuais, e o modelo *shot-noise* de segunda ordem (SOSN) utilizado para a geração de uma série sintética de vazões médias diárias.

No Capítulo 4 *Estudo de Caso* são expostos os critérios adotados para a seleção de uma estação fluviométrica utilizada como base para a aplicação dos métodos de análise e as características principais da bacia de contribuição desta estação. Também são expostos os resultados obtidos quanto à aplicação do método de geração de séries sintéticas e dos métodos de análise de frequência de cheias. As cheias obtidas por cada um dos métodos são analisadas e comparadas.

No Capítulo 5 *Conclusões e Recomendações* apresentam-se a conclusão desta pesquisa e recomendações para estudos futuros. Na sequência há as *Referências Bibliográficas*.

Os *Apêndices* incluem os algoritmos em linguagem Fortran desenvolvidos nesta pesquisa para as estimativas das vazões máximas associadas a determinados tempos de recorrência, utilizando a definição de tempo de recorrência e os métodos de séries de duração parcial e de séries de máximos anuais. Os *Anexos* incluem os algoritmos escritos em linguagem Fortran desenvolvidos por Kern (2010) e utilizados nesta pesquisa para a geração de uma série sintética de vazões médias diárias.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo há uma análise crítica de trabalhos que aplicaram e comparam os resultados dos métodos das séries de máximos anuais e das séries de duração parcial. Também há uma análise de trabalhos focados na seleção da amostra de vazões máximas para o método de séries de duração parcial.

Para a avaliação dos métodos de análise de frequência de cheias realizada nesta pesquisa foi utilizada uma série sintética de vazões médias diárias. Portanto, para completar este capítulo, tem-se um item no qual se discutem alguns dos métodos de geração estocástica de vazões médias diárias sintéticas da literatura.

2.1 MÉTODOS PARA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS

O método das séries de máximos anuais (*annual maximum series*, AMS) é o mais empregado na prática de engenharia para a análise de frequência de cheias. Inúmeras aplicações práticas deste método foram produzidas para muitas obras hidráulicas de porte no Brasil e também em outros países.

Neste método, a amostra é composta pela maior vazão em cada ano da série histórica (média diária ou instantânea). Essa amostra é assumida independente e identicamente distribuída (*iid*) e os valores observados constituem uma realização da amostra. Além da amostra, é adotado um modelo probabilístico $f(x/\theta)$, que descreve o processo de geração de dados, e os seus parâmetros θ são estimados a partir das observações. A função de distribuição acumulada é invertida e o quantil associado a um determinado tempo de recorrência T é estimado.

Entre as principais distribuições de probabilidade aplicadas no modelo probabilístico, citam-se: a distribuição log-normal, proposta por Hazen (1914 apud FILL, 1994); a exponencial, usada pela primeira vez por Fuller (1914 apud FILL, 1994); as distribuições de extremos sugeridas por Gumbel (1945, 1954, 1958 apud FILL, 1994) e generalizadas por Jenkinson (1955 apud FILL, 1994); e, os modelos probabilísticos baseados na distribuição Pearson tipo III (FOSTER, 1924 apud FILL, 1994), que na sua forma log-transformada foi proposto como modelo preferencial por Beard (1962 apud FILL, 1994).

Uma alternativa ao método das séries de máximos anuais é o método das séries de duração parcial (*partial duration series*, PDS, ou *peaks over threshold*, POT), que, foi introduzido na análise de frequência de cheias através de uma série de trabalhos (LANGBEIN, 1949; BORGMAN, 1963; BERNIER, 1967; SHANE E LYNN, 1964; TODOROVIC E ZELENHASIC, 1970; CUNNANE, 1973; ROSBJERG, 1977 apud ROSBJERG E MADSEN, 2004).

No método PDS a amostra é formada por todas as observações que excedem um valor limite de referência pré-fixado e que são independentes entre si. Para tanto duas variáveis aleatórias definem o processo: (1) número de ocorrências de cheia em um ano e (2) dado que ocorreu a cheia, qual a sua magnitude. As suposições básicas do método PDS clássico são que o modelo Poisson descreve o número de observações que excedem o valor limite de referência, e que as magnitudes destas observações são descritas pela distribuição probabilística exponencial ou Pareto.

O método de séries de máximos anuais considera apenas o máximo valor de cada ano, desconsiderando o fato de que o segundo maior evento de um ano pode ser superior ao maior evento de outros anos. Além disso, em regiões áridas, o evento máximo observado em um ano hidrológico seco pode ser muito pequeno ou mesmo igual à zero, sendo neste caso a distribuição de máximos anuais uma distribuição censurada. Por outro lado, o método das séries de duração parcial evita este tipo de problema ao considerar todos os picos independentes superiores a um limiar pré-definido. Também evita os problemas do método de séries de máximos anuais em regiões áridas acima mencionadas.

Entretanto, o método de séries de duração parcial é menos utilizado que o de séries de máximos anuais devido ao modelo probabilístico mais complexo, e também provavelmente devido à tradição hidrológica. Também em regiões com período de cheias bem definido, a ocorrência de várias cheias em um mesmo ano pode ser remota. O método PDS requer a seleção de um valor limite de referência adequado, a identificação dos picos consecutivos que são independentes, e a utilização de dois modelos probabilísticos, sendo um para descrever o número anual de cheias que superam o valor de referência (variável aleatória discreta), e outro para descrever a magnitude da cheia dado que ela ocorra (variável aleatória contínua).

O problema da seleção de um valor limite de referência, q_0 , foi abordado em diferentes trabalhos, tais como Cunnane (1973), Ashkar e Rousselle (1987), Wang

(1991), Lang *et al.* (1999), Madsen *et al.* (1997), Rosbjerg e Madsen (1992, 2004) e Claps e Laio (2003), os quais são discutidos na seção 2.3 *Seleção da Amostra no Método de Séries de Duração Parcial*.

Os picos consecutivos devem ser independentes para que não sejam considerados múltiplos picos associados ao mesmo evento hidrológico de cheia. Desta forma, um critério para a identificação dos eventos independentes deve ser adotado. Picos consecutivos de cheias são definidos como independentes se: (1) o tempo entre eventos excede um tempo crítico, e (2) a vazão entre eventos cai abaixo de um valor crítico (MADSEN *et al.*, 1997). A definição do tempo crítico e do valor crítico varia entre autores.

Cunnane (1979) considerou que dois picos de vazão sucessivos, Q_1 e Q_2 , são independentes se: (1) o intervalo de tempo entre Q_1 e Q_2 excede três vezes o intervalo de tempo médio entre picos dos primeiros cinco hidrogramas completos registrados, e (2) a vazão mínima entre Q_1 e Q_2 cai para menos de $2/3$ da menor vazão entre Q_1 ou Q_2 .

Em seu estudo sobre técnicas de análise de frequência de cheias, o Conselho de Recursos Hídricos dos Estados Unidos (USWRC, 1982) adotou que dois picos de vazão sucessivos, Q_1 e Q_2 , são definidos como independentes se: (1) são separados por pelo menos 4 dias mais o logaritmo natural da área de drenagem da bacia hidrográfica, em km^2 , (ou 5 dias, se a área de drenagem é dada em milhas²), e (2) a vazão mínima entre Q_1 e Q_2 não for maior do que $3/4$ da menor das duas vazões de pico sucessivas ($\min[Q_1, Q_2]$). Segundo o USWRC (1982) este critério de independência é considerado apropriado para muitas aplicações.

Para descrever o número de excedências dos eventos maiores que o limiar estipulado, ou seja, o número de eventos que superam o valor de referência em um ano, normalmente adota-se a distribuição Poisson. Para modelar as magnitudes dos picos que excedem o valor limite, a distribuição aplicada nos estudos introdutórios do método de séries de duração parcial foi a exponencial (PDS/EXP). Distribuições de probabilidade alternativas à exponencial foram aplicadas, tais como Weibull (MIQUEL, 1984; EKANAYABE E CRUISE, 1993 apud ROSBJERG E MADSEN, 2004), log-normal (ROSBJERG, 1987; ROSBJERG *et al.*, 1991 apud ROSBJERG E MADSEN, 2004), binomial (MOHSEN, 2009 apud ROSBJERG E MADSEN, 2004) e generalizada de Pareto (PDS/GP) (VAN MONTFORT E WITTER, 1986; HOSKING

E WALLIS, 1987; FITZGERALD, 1989; DAVISON E SMITH, 1990; WANG, 1991 apud ROSBJERG E MADSEN, 2004).

Stedinger *et al.* (1993) mostram que teoricamente (isto é, quando se conhecem os verdadeiros parâmetros das distribuições) o modelo PDS/EXP é equivalente ao modelo AMS/EV1, e o modelo PDS/GP é equivalente ao AMS/GEV. Portanto, as diferenças entre AMS e PDS residem principalmente na estimativa dos parâmetros.

Como a qualidade dos estimadores depende do número de vazões máximas, n , que no método AMS é igual ao tamanho da série de vazões médias diárias, N , e no método PDS corresponde ao produto entre o número médio anual de cheias que superam o valor limite de referência, λ , e o tamanho da série de vazões médias diárias, N , a questão de qual método é mais eficiente depende principalmente do valor de λ .

Tradicionalmente, o método das séries de máximos anuais é o mais aplicado para a análise de frequência de cheias. Entretanto, como exposto nesta seção, o método de séries de duração parcial possui características favoráveis. Por esta razão, o objetivo desta pesquisa é a aplicação destes dois métodos de análise de frequência de cheias para verificar a robustez de ambos em diferentes condições.

2.2 COMPARAÇÃO ENTRE OS MÉTODOS DE SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL E DE SÉRIES DE MÁXIMOS ANUAIS

A primeira comparação entre o método de séries de duração parcial (*partial duration series* – PDS) e o método de séries de máximos anuais (*annual maximum series* – AMS) foi realizada por Cunnane (1973), que comparou o método PDS, aplicando o modelo probabilístico Poisson-exponencial (PDS/EXP), com o método AMS, utilizando a distribuição probabilística de Valores Extremos Tipo I ou de Gumbel (AMS/EV1). Para a estimativa dos parâmetros foi adotado o método da máxima verossimilhança.

No caso do modelo PDS/EXP é necessário estimar três parâmetros: q_0 que é a vazão adotada como valor limite de referência; λ que é o número médio anual de cheias que superam o valor de q_0 ; e o parâmetro de escala α . Cunnane (1973) cita

que há dois métodos para a seleção da amostra de cheias a partir da série histórica de vazões, os quais são:

Método 1: consiste em fixar um valor para a vazão limite de referência, q_0 , selecionando-se em cada ano da série histórica as vazões que excedem q_0 . A partir da amostra extraída são determinados os parâmetros λ e α .

Método 2: consiste em fixar um número de cheias, ou seja, supõe-se conhecido a priori o parâmetro λ , sendo os parâmetros q_0 e α estimados a partir da amostra.

Cunnane (1973) apresentou as expressões necessárias para a estimativa de cada parâmetro para ambos os métodos. Entretanto, optou pela seleção da amostra de cheias através do método 2.

Para a comparação entre os dois modelos, AMS/EV1 e PDS/EXP, Cunnane (1973) utilizou um índice de eficiência, E , determinado pelo quociente entre as variâncias dos estimadores da vazão associada a T anos de recorrência, $Var[Q(T)]$, para cada um dos dois modelos adotados AMS/EV1 e PDS/EXP:

$$E = \frac{Var[Q(T)_{AMS/EV1}]}{Var[Q(T)_{PDS/EXP}]} \quad (1)$$

Para determinar $Var[Q(T)_{AMS/EV1}]$ utilizou uma expressão estabelecida por Kimbal (1949), e para determinar $Var[Q(T)_{PDS/EXP}]$ estabeleceu duas expressões, sendo uma para o Método 1 e outra para o Método 2.

A conclusão de Cunnane (1973) foi que para $T > 10$ anos o método PDS/EXP é mais eficiente para $\lambda > 1,65$.

Wang (1991) realizou um estudo no qual comparou o método de séries de duração parcial, descrito pelo modelo probabilístico Poisson-Generalizada de Pareto (PDS/GP), com o método de séries de máximos anuais, descrito pela distribuição de probabilidades generalizada de valores extremos (AMS/GEV). Os parâmetros das distribuições foram estimados através do método dos momentos-L.

As propriedades dos parâmetros e dos quantis estimados pelos métodos PDS/GP e AMS/GEV foram examinadas através de experimentos Monte Carlo. O tamanho da amostra de vazões adotado foi 30 anos. No método PDS foram realizadas as seguintes considerações: parâmetro $\lambda = 1$, três valores para o parâmetro de forma $\kappa = -0,2$; $\kappa = 0$ e $\kappa = 0,2$, e parâmetro de escala $\alpha = 1$. As

propriedades investigadas foram tendenciosidade, desvio padrão e raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE). No total foram realizadas 20.000 simulações Monte Carlo, e estimados os quantis $Q(T)$ associados aos tempos de recorrência $T = 100$ e 200 anos.

Após analisar os resultados, Wang (1991) concluiu que, quando o número médio de eventos selecionados para o método PDS é igual ao número de anos da amostra ($\lambda = 1$), o método PDS/GP e o método AMS/GEV tem eficiência similar na estimativa de quantis elevados. Esta conclusão difere da obtida por Cunnane (1973), que comparou os métodos PDS/EXP e AMS/EV1.

Adicionalmente, Wang (1991) investigou o efeito causado pelo aumento do valor da vazão limite de referência, q_0 , na estimativa dos quantis $Q(T)$ pelo método PDS, ou seja, variação no valor do parâmetro λ . Nesta investigação também foram realizadas 20.000 simulações Monte Carlo e adotadas amostras com 30 anos de extensão. Três valores para o parâmetro de forma foram adotados $\kappa = -0,2$; $\kappa = 0$ e $\kappa = 0,2$. Inicialmente, adotou $\lambda = 1$ e $\alpha = 1$. O valor da vazão limite de referência foi aumentado progressivamente, correspondendo a $\lambda = 0,9$; 0,8; 0,7; 0,6 e 0,5. Para cada valor de q_0 foram obtidas amostras e, a partir delas, estimados os parâmetros e quantis (PDS/GP com estimativa pelo método dos momentos-L).

Desta investigação concluiu que a estimativa de quantis elevados pelo método PDS/GP é insensível a valores pequenos das vazões. Um valor limite de referência razoavelmente alto pode ser utilizado sem afetar a eficiência da estimativa de altos quantis. Esta propriedade foi considerada desejável, porque geralmente no contexto hidrológico não se tem certeza de que cheias menores e mais altas sejam descritas por uma única e simples distribuição, ou de que os picos são independentes entre si. Um valor limite de referência relativamente alto pode superar estas dificuldades sem redução da eficiência eliminando picos secundários e menores.

Combinando esta conclusão, com a obtida na comparação dos métodos PDS/GP e AMS/GEV, tem-se que, com um valor limite de referência alto, o modelo PDS/GP é tão eficiente quanto o modelo AMS/GEV para a estimativa de altos quantis. Baseado nestas conclusões, Wang (1991) sugeriu que não há razão para usar o modelo AMS em preferência ao modelo PDS.

Madsen *et al.* (1997) generalizaram o estudo de Cunnane (1973). Em seu trabalho, rerepresentaram a expressão definida por Cunnane (1973) para a variância do estimador de $Q(T)$ pelo método PDS/EXP, $Var[Q(T)_{PDS/EXP}]$, adotando o método da máxima verossimilhança para a estimativa dos parâmetros. Madsen *et al.* (1997) apresentaram também uma expressão para a variância do estimador de $Q(T)$ pelo método AMS/EV1, $Var[Q(T)_{AMS/EV1}]$, extraída de Kimbal (1949).

Ao compararem as duas expressões para a variância, observaram que o quociente entre elas depende somente de λ e de T . Desde que a variância do estimador de $Q(T)$ por PDS/EXP decresce, quando λ decresce, é esperado que, para um certo valor de λ , denotado por λ_e , a variância do estimador de $Q(T)$ por PDS/EXP seja igual à variância do estimador de $Q(T)$ por AMS/EV1. Foi visto que, quando o tempo de recorrência tende ao infinito, λ_e tende ao valor assintótico de $1/0,608 = 1,64$, que exceto por uma mínima diferença na segunda casa decimal, corresponde ao valor reportado por Cunnane (1973). Para T maior do que 20 anos, λ_e é praticamente igual à este valor assintótico (MADSEN *et al.*, 1997).

Para os casos de estimativa dos parâmetros pelo método dos momentos e pelo método dos momentos-L, Madsen *et al.* (1997) apresentaram duas expressões para a variância do estimador de $Q(T)$ pelo método AMS/EV1, sendo uma válida para cada método de estimativa dos parâmetros. As expressões apresentadas foram extraídas do estudo de Phien (1987 apud MADSEN *et al.*, 1997), com uma pequena correção.

Na comparação entre as expressões $Var[Q(T)_{PDS/EXP}]$ e $Var[Q(T)_{AMS/EV1}]$ estabelecidas para o caso de estimativa pelo método dos momentos, foi mostrado que o valor assintótico de λ_e é $1/1,10 = 0,91$; e, na comparação entre estas expressões, determinadas para o caso do método dos momentos-L, foi mostrado que λ_e é $1/0,805 = 1,24$. Entretanto, ao contrário da estimativa pelo método da máxima verossimilhança, λ_e , para os casos de estimativa pelos métodos dos momentos e dos momentos-L, apenas lentamente tende ao valor assintótico λ_e quando T aumenta. Na prática, para os dois métodos de estimativa, λ_e é menor do que o valor assintótico para todos os tempos de recorrência T (por exemplo, para

$T=100$ anos, $\lambda_e = 0,79$ para estimativa pelo método dos momentos e $\lambda_e = 1,17$ para estimativa pelo método dos momentos-L).

Como a variância do estimador de $Q(T)$ pelo método PDS/EXP é idêntica para os três métodos de estimativa, os resultados acima refletem a eficiência dos diferentes métodos de estimativa quando é aplicado o modelo AMS/EV1. Para este modelo, a estimativa pelo método da máxima verossimilhança é mais eficiente que pelo método dos momentos-L, que por sua vez é mais eficiente que pelo método dos momentos. Como guia geral, Madsen *et al.* (1997) recomendaram que o modelo PDS/EXP é preferível em relação ao AMS/EV1 quando $\lambda > 1,64$, caso contrário, o modelo AMS/EV1 com estimativa pelo método da máxima verossimilhança é o indicado.

Além de compararem os modelos PDS/EXP e AMS/EV1, Madsen *et al.* (1997) também comparam o método de séries de duração parcial, adotando a distribuição probabilística Poisson-Generalizada de Pareto, ou simplesmente Poisson-Pareto (PDS/GP), com o método de séries de máximos anuais, aplicando a distribuição probabilística generalizada de valores extremos (AMS/GEV), em termos da eficiência dos estimadores da vazão máxima associada ao tempo de recorrência T anos. Os parâmetros das distribuições probabilísticas foram estimados pelos três métodos de estimativa.

Na apresentação das formulações para os modelos PDS/GP e AMS/GEV, Madsen *et al.* (1997) mostraram que a distribuição GEV para a série de máximos anuais corresponde à distribuição de excedências GP para o modelo de séries de duração parcial, com o mesmo parâmetro de forma κ . Em particular, para $\kappa = 0$ a distribuição de Gumbel ou valores extremos tipo I (EV1) corresponde à distribuição exponencial no método das séries de duração parcial.

Para a comparação entre os modelos PDS/GP e AMS/GEV foram utilizadas amostras de vazões geradas através de simulações Monte Carlo. Estas simulações foram realizadas para amostras de vazões com tamanhos de 10, 30 e 50 anos; número médio anual de vazões que superam o valor limite de referência, λ , dentro do intervalo $0,4 \leq \lambda \leq 15$; e parâmetro de forma, κ , dentro do intervalo $-0,3 \leq \kappa \leq 0,3$. Para cada tamanho de amostra, foram geradas 50.000 amostras. As vazões máximas foram estimadas pelos modelos PDS/GP e AMS/GEV, por cada um dos três métodos de estimativa, para os tempos de recorrência $T = 10, 100$, e 1.000

anos. O índice adotado para medir a eficiência destas estimativas foi a raiz quadrada do erro quadrático médio (*root mean square error*, RMSE).

Quando a relação $RMSE[Q(T)_{PDS/GP}] / RMSE[Q(T)_{AMS/GEV}] < 1,0$, o estimador PDS/GP é mais eficiente. Em geral, o modelo PDS/GP é mais eficiente em comparação com o modelo AMS/GEV à medida que o parâmetro λ aumenta, embora o desempenho do modelo PDS/GP esteja fortemente relacionado ao método de estimativa dos parâmetros e ao valor do parâmetro de forma, κ , adotados.

Segundo Madsen *et al.* (1997), quando se procura o estimador mais eficiente do evento com T anos de recorrência, $Q(T)$, deve-se considerar, não apenas a escolha do método PDS ou AMS, mas também a escolha do método de estimativa dos parâmetros das distribuições de probabilidades aplicadas em tais métodos.

Em síntese, os resultados produzidos por Madsen *et al.* (1997) apontaram que o modelo PDS/GP é geralmente um estimador mais eficiente de $Q(T)$ no caso de estimativa dos parâmetros pelo método da máxima verossimilhança. Para os métodos dos momentos e dos momentos-L, o modelo PDS/GP é mais eficiente para valores negativos do parâmetro de forma, κ , enquanto que para os valores positivos de κ o método AMS/GEV é mais eficiente.

Assim, foi recomendado que o modelo PDS/GP com estimativa dos parâmetros pelo método dos momentos seja aplicado para valores negativos de κ ; o modelo AMS/GEV com estimativa pelo método dos momentos para $0 < \kappa < 0,2$; e, o modelo PDS/GP com estimativa pelo método da máxima verossimilhança para $\kappa > 0,2$. Entretanto, para amostras pequenas, o procedimento da máxima verossimilhança não foi aconselhado, devendo ser adotado neste caso o AMS/GEV com estimativa pelo método dos momentos, também quando $\kappa > 0,2$. Quando o valor de κ é aproximadamente zero, e não há evidências físicas que sugerem um valor diferente de zero para κ , o modelo PDS/EXP é preferível (MADSEN *et al.*, 1997).

Caires (2009) desenvolveu um estudo no qual avaliou os métodos AMS/GEV e PDS/GP, o qual faz parte de um projeto de pesquisa desenvolvido pelo governo holandês. Um terço do território da Holanda está situado abaixo do nível do mar, sendo o ponto mais baixo situado a quase 7 metros do nível de água (NESOBRAZIL, 2010). Tempestades no mar e cheias nos rios são as principais ameaças com

respeito a inundações no país. Vários diques e barreiras de proteção contra tempestades foram construídas para proteger o país.

Ao longo dos anos, a participação do governo nacional na defesa contra inundações foi crescendo, o que resultou na Lei de Defesa de Inundações, criada em 1996. De acordo com esta lei, a capacidade holandesa de se defender das inundações deve ser verificada a cada cinco anos considerando o nível de proteção requerido contra variáveis com períodos de retorno variando entre 250 e 10.000 anos, dependendo da área a ser protegida. Estas variáveis são determinadas com base em condições hidráulicas de contorno, as quais a cada cinco anos também devem ser revistas e aprovadas pelo Ministério de Infraestrutura e Meio Ambiente da Holanda (CAIRES, 2009).

Com o objetivo de preencher lacunas de conhecimento quanto às variáveis relacionadas a inundações, o Centro de Gerenciamento de Recursos Hídricos dos Países Baixos (*Rijkswaterstaat Centre for Water Management in The Netherlands*), que faz parte do Ministério de Infraestrutura e Meio Ambiente, criou um projeto de pesquisa de longa duração, dividido em nove subprojetos, entre os quais há um sobre modelos estatísticos. O objetivo principal deste subprojeto de Estatística é avaliar e possivelmente melhorar os métodos utilizados na modelagem de extremos das variáveis básicas relacionadas às inundações. Tais variáveis são velocidades de vento, níveis de água do mar, níveis de água dos rios, parâmetros de ondas no mar e vazões dos rios (CAIRES, 2009).

Como parte deste subprojeto, Caires (2009) desenvolveu um estudo para avaliar os métodos AMS/GEV e PDS/GP no contexto da determinação das condições hidráulicas de contorno. Estes métodos foram comparados em termos da eficiência em estimar probabilidades de excedência, com base em séries de dados com vários tamanhos e com características que simulam as características de séries históricas reais.

Dois tipos de estudos foram realizados. Em ambos os estudos foram levadas em conta as propriedades dos dados disponíveis das variáveis básicas avaliadas. O primeiro estudo focou nas propriedades em amostras finitas dos estimadores das distribuições GEV e GP. Os métodos da máxima verossimilhança e dos momentos-L foram aplicados. Foram utilizadas séries de dados independentes e identicamente distribuídos, com extensões variando entre 10 e 200 anos, e parâmetros de forma variando entre $\kappa = -0,3$ e $\kappa = 0,1$.

O segundo estudo focou nas propriedades em amostras finitas dos métodos AMS/GEV e PDS/GP aplicados a dados dependentes e sujeitos a variações climáticas (não estacionários). Os parâmetros destes modelos foram estimados pelo método dos momentos-L. As extensões das séries simuladas também variaram entre 10 e 200 anos.

Em ambos os estudos, os dois métodos foram avaliados em termos da eficiência nas estimativas do parâmetro de forma e dos quantis associados a 4.000 e 10.000 anos de recorrência. Para a avaliação da eficiência foi utilizada a raiz quadrada do erro quadrático médio.

As conclusões do primeiro estudo foram de que no método PDS, para amostras com uma média de duas ou mais observações por ano, os estimadores do modelo GP são mais eficientes do que os correspondentes pela distribuição GEV, e que em amostras com mais de 200 anos ambos os métodos tem eficiência similar e muito boa. Além disso, foi concluído que, em amostras com menos de 50 anos de extensão, o método dos momentos-L é preferível sobre o método da máxima verossimilhança, e que com séries mais longas estes dois métodos produzem estimativas comparáveis em eficiência.

No segundo estudo, baseado em séries de dados não estacionários e dependentes, foi concluído que o método PDS/GP resultou em estimativas ligeiramente mais eficientes para os quantis associados aos tempos de recorrência de 4.000 e 10.000 anos. Apenas para as séries de dados com 200 anos de extensão os dois métodos forneceram erros estatísticos comparativamente baixos. Outro aspecto notável deste segundo estudo é de que a escolha da vazão limite de referência q_0 no método PDS/GP foi feita automaticamente; Caires (2009) comenta que se uma inspeção visual ou um critério mais sofisticado com fundamentação teórica for utilizado para a escolha de q_0 é esperado que o método PDS/GP tenha um desempenho ainda melhor.

Baseado nos resultados de seus estudos, Caires (2009) recomenda que, independentemente da variável de interesse, o método PDS/GP seja adotado para análises de valores extremos de dados requeridos para o cálculo das condições hidráulicas de contorno. Adicionalmente, recomenda que os parâmetros do modelo GP sejam estimados através do método dos momentos-L.

Nos trabalhos referenciados há resultados que indicam que o método de séries de duração parcial pode ser mais eficiente que o método de séries de

máximos anuais. A eficiência dos métodos está relacionada ao tempo de recorrência, tamanho da amostra, modelo probabilístico, método de estimação dos parâmetros deste modelo, número médio anual de cheias que superam o valor limite de referência adotados.

No presente trabalho, o método de séries de duração parcial foi aplicado com os modelos probabilísticos Poisson-Pareto (WANG, 1991; MADSEN *et al.*, 1997) e Poisson-exponencial (CUNNANE, 1973; MADSEN *et al.*, 1997), que são os dois modelos classicamente empregados neste método de análise. O método de séries de máximos anuais foi aplicado com os modelos probabilísticos GEV, a exemplo do que foi feito por Wang (1991) e Madsen *et al.*, (1997), e Gumbel, como em Cunnane (1973). Adicionalmente, buscando generalizar os trabalhos existentes, foram utilizados os modelos probabilísticos log-Pearson tipo III, exponencial e log-normal de dois parâmetros.

Cada um destes modelos foi aplicado a amostras de vazões médias diárias obtidas a partir de uma série sintética de vazões médias diárias considerada suficientemente longa. Foram usadas amostras com tamanhos diferentes. As vazões máximas foram estimadas para diferentes tempos de recorrência, através de cada um dos modelos selecionados, para cada uma das amostras. O índice de desempenho escolhido foi a raiz quadrada do erro quadrático médio. Este índice permitiu a comparação entre as estimativas de vazões máximas obtidas para diferentes tempos de recorrência, tamanhos de amostra e modelos probabilísticos. Esta metodologia está detalhada no Capítulo 3 *Método de Análise*.

2.3 SELEÇÃO DA AMOSTRA NO MÉTODO DE SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL

Cunnane (1973), baseado em considerações teóricas sobre a variância amostral dos quantis estimados, concluiu que o método PDS requer $1,65N$ eventos ou mais para estimar o quantil $Q(T)$ mais eficientemente que o método AMS, sendo N o número de anos da série histórica de vazões. Esta condição foi obtida para a comparação entre o método PDS com o modelo probabilístico Poisson-exponencial e o método AMS com o modelo probabilístico de Gumbel, sendo a estimativa dos parâmetros, para ambos os modelos, realizada pelo método da máxima verossimilhança. Para a mesma comparação, Madsen *et al.* (1997) sugerem que o

método PDS é mais eficiente para $1,64N$ eventos ou mais, praticamente a mesma conclusão de Cunnane (1973).

Segundo Ashkar e Rousselle (1987), o que a literatura continha essencialmente sobre a seleção do valor limite de referência, q_0 , é que tal valor deveria ser fixado suficientemente alto para que as hipóteses de Poisson e da independência estocástica entre os eventos superiores a q_0 fossem fisicamente plausíveis. Por esta razão, o valor de q_0 deveria ser tal que não mais de duas ou três vazões superiores a q_0 fossem selecionadas por ano, em média. Entretanto, afirmam que este critério não é mais do que uma regra de ouro. Em situações reais, o valor de q_0 depende do propósito ou dos propósitos pretendidos para a aplicação do modelo PDS (por exemplo, projeto de uma estrutura para controle de vazões, estimativa de danos causados por uma cheia, etc.).

Em seu estudo, Ashkar e Rousselle (1987), utilizaram 34 estações fluviométricas, com registros de vazão variando entre 8 e 65 anos, localizadas na província de Quebec, no Canadá, com o objetivo de estabelecer alguns comentários e recomendações sobre a escolha de q_0 .

Sabe-se que em um processo de Poisson, o número de eventos n ocorrendo em um intervalo de tempo arbitrário, porém fixo $(0, t)$, segue a distribuição Poisson, e que a razão entre a média, μ_n , e a variância, σ_n^2 , da distribuição Poisson é igual a unidade, $\mu_n / \sigma_n^2 = 1$.

Considerando estes conceitos e utilizando cada uma das séries históricas de vazões das 34 estações fluviométricas, Ashkar e Rousselle (1987) estudaram a variação da taxa $R = \bar{x} / s^2$, sendo $\bar{x}$ a média amostral e s^2 a variância amostral, em função de variações nos valores adotados como limites de referência, q_0 . Para cada uma das 34 séries disponíveis traçaram um gráfico de $R \times q_0$, que denominaram de *curva R*. Cada uma destas curvas foi utilizada como uma medida da adequação da distribuição Poisson à análise de eventos máximos.

A partir de cada curva R , o valor de q_0 foi determinado grosseiramente como o ponto no qual a curva R começa a estabilizar em torno de $R = 1$.

Ashkar e Rousselle (1987) afirmaram que pode ser provado que, sempre que um valor limite q_0 origina o processo de Poisson, qualquer valor acima de q_0 também resulta em um processo de Poisson. Um ponto importante decorrente disto é que o menor valor que resulta em um processo de Poisson, denotado por q_0 , está

associado ao maior número de excedências. Desta forma, para q_0 e todos os valores $y_0 > q_0$ o modelo Poisson é admissível, enquanto que para todos os valores $y_0 < q_0$ o modelo Poisson não é admissível.

Lang *et al.* (1999) propuseram diretrizes operacionais gerais para a aplicação do método PDS na análise de frequência de vazões máximas. Quando discutem a seleção de um limite de referência, citam duas abordagens que podem ser adotadas: a primeira é baseada em critérios físicos, tal como a identificação da cota de inundação (nível de transbordamento) para um rio específico, e a segunda é baseada em considerações puramente matemáticas e estatísticas, como o critério $\bar{x}/s^2 \rightarrow 1$.

Em seu estudo, propuseram a realização de três critérios para a seleção de q_0 . Para ilustrar o primeiro critério de escolha, utilizam a Figura 1, na qual o eixo x corresponde aos valores dos limites de referência, q_0 , e no eixo y o número médio de picos que excedem q_0 por intervalo de tempo (por exemplo, anual), λ . O incremento lento de q_0 permite a identificação de quatro domínios:

- Domínio 1: para valores de q_0 muito baixos, toda a série histórica de vazões com N anos de extensão supera q_0 , e somente o valor máximo da série é considerado como um pico ($\lambda = 1/N$), pois os demais valores destes não são independentes;
- Domínio 2: a medida que o valor de q_0 aumenta, mais picos independentes que excedem q_0 são identificados e selecionados como independentes;
- Domínio 3: um incremento ainda maior no valor de q_0 conduz a uma diminuição no número de picos independentes que excedem o valor de q_0 ;
- Domínio 4: nenhum pico que excede q_0 é identificado ($\lambda = 0$).

Lang *et al.* (1999) recomendam que o valor de q_0 pertença ao domínio 3. Segundo eles, geralmente este domínio é identificado após algumas tentativas. O limite inferior do domínio 3 deve ser evitado, pois, em geral, conduz a valores de picos dependentes. Por outro lado, a escolha de q_0 próximo ao limite superior deste domínio pode causar o descarte de picos que seriam apropriados para a análise.

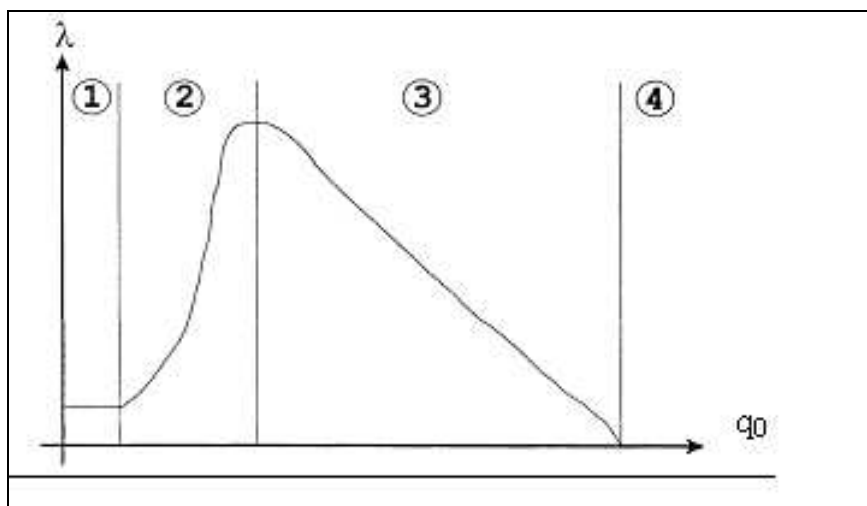


Figura 1 – Número médio de picos que excedem o valor limite de referência (eixo y) versus o valor limite de referência (eixo x) (Fonte: LANG *et al.*, 1999)

O segundo critério corresponde à escolha do valor de q_0 de forma a pertencer ao domínio no qual a excedência média sobre o limite de referência $(\bar{x}_{q_0} - q_0)$ seja uma função linear do limite q_0 , onde $\bar{x}_{q_0}$ é o valor médio das excedências. Este teste é equivalente a escolher um valor de q_0 que maximiza a estabilidade das estimativas dos parâmetros da distribuição PDS. Miquel (1984 apud LANG *et al.*, 1999) recomenda realizar uma análise de sensibilidade das estimativas dos quantis como uma função dos níveis limites de referência e, em seguida, manter um valor de q_0 que estabelece dentro do intervalo de estabilidade das estimativas dos quantis.

O terceiro critério para a seleção de q_0 verifica a hipótese do número de picos distribuírem-se segundo a lei de Poisson. O valor de q_0 é escolhido para que o índice de dispersão experimental, $I_t = Var(N)/E(N)$, pertença a um intervalo de confiança $[I_t(0,05), I_t(0,95)]$.

O primeiro critério foi rejeitado por Rosbjerg e Madsen (1992 apud LANG *et al.*, 1999), pois segundo eles esta análise desconsidera as propriedades físicas da região para a qual o valor limite de referência está sendo determinado. Lang *et al.* (1999) recomendaram respeitar a condição de $\lambda > 2$ quando o primeiro critério for utilizado. O segundo critério produz bons resultados quando a distribuição generalizada de Pareto ou a exponencial é aplicada ao método PDS. Quando o

terceiro critério é rejeitado outra distribuição probabilística deve ser utilizada, como a binomial ou a binomial negativa.

Lang *et al.* (1999) concluem que não há um método universal disponível para a escolha do valor limite de referência. Entretanto, a seleção deste valor está fortemente relacionada à escolha da distribuição probabilística associada ao método PDS e à hipótese de independência. Estes autores recomendaram como guia geral para a seleção de q_0 : a) identificar um intervalo de valores limite que proporcione bons resultados para a segunda e terceira análises apresentadas; b) selecionar dentro deste intervalo o maior valor limite com $\lambda > 2$ ou 3 (primeira análise).

Rosbjerg e Madsen (1992 apud MADSEN *et al.*, 1997), recomendaram um critério objetivo para a seleção de q_0 , baseado em um fator de frequência pré-definido k , que consiste na expressão:

$$q_0 = E(Q) + kS(Q) \quad (2)$$

onde $E(Q)$ e $S(Q)$ são a média e o desvio padrão da série histórica de vazões médias diárias, e k é um fator de frequência que depende de características do local em estudo.

Quando Claps e Laio (2003) aplicaram o método PDS a 33 séries de vazões médias diárias, de bacias hidrográficas localizadas no noroeste da Itália, na região de Piemonte, que cobrem uma variedade de características climáticas e geológicas, utilizaram este mesmo critério para a seleção de q_0 , adotando o fator de frequência $k = 3$. As justificativas para adoção deste critério foram de que ele não deixa espaço para a subjetividade do usuário e não desconsidera as propriedades físicas da série temporal analisada.

Após aplicarem o método PDS com o critério de seleção de q_0 pela equação (2), Claps e Laio (2003) concluíram que os valores para λ flutuaram em torno de 2, o que está consistente com o reportado na literatura. O método PDS foi aplicado por eles, utilizando o modelo probabilístico Poisson-Pareto, a 33 estações fluviométricas localizadas na região de Piemonte, no noroeste da Itália. As bacias hidrográficas nesta região cobrem uma variedade de características climáticas e geológicas. As séries históricas de vazões médias diárias utilizadas tinham de 7 a 37 anos de extensão.

Entretanto, segundo Claps e Laio (2003), a seleção de λ na faixa entre 2 e 3 (por exemplo, em LANG *et al.*, 1999) contrasta com considerações físicas e

estatísticas. Estes autores afirmam que em regiões com clima temperado o número real de picos de vazão por ano é geralmente muito maior que 2 ou 3, e que isto pode ser qualitativamente verificado pela visualização das séries de vazões médias diárias e contagem do número anual de vazões maiores.

Há dois procedimentos para obter a amostra de vazões de pico utilizada no método de séries de duração parcial: no primeiro, fixa-se um valor para a vazão limite de referência, q_0 , e a partir da série de vazões médias diárias selecionam-se todas as vazões superiores à q_0 , que são independentes entre si; no segundo, fixa-se um valor para o número médio anual de cheias por ano, o parâmetro λ , e da série de vazões médias diárias seleciona-se um número fixo de picos independentes entre si, definido pelo produto entre λ e o tamanho da série de vazões médias diárias, N .

O critério mais objetivo para a escolha do valor de q_0 , que foi encontrado na literatura e está exposto nesta seção, consiste no utilizado por Rosbjerg e Madsen (1992 apud MADSEN *et al.*, 1997), também aplicado por Claps e Laio (2003).

Quando a amostra de picos é obtida a partir da fixação do parâmetro λ , a literatura recomenda a seleção de $\lambda > 1,65$ (CUNNANE, 1973; MADSEN *et al.*, 1997), havendo estudos que recomendam λ na faixa de 2 ou 3 (LANG *et al.*, 1999; CLAPS e LAIO, 2003).

2.4 GERAÇÃO ESTOCÁSTICA DE VAZÕES MÉDIAS DIÁRIAS

Como nesta pesquisa a comparação entre os métodos de séries de duração parcial e de séries de máximos anuais foi baseada em uma série sintética de vazões diárias, nesta seção há uma discussão sobre alguns métodos de geração de séries sintéticas de vazões diárias.

Em muitas análises probabilísticas, na ausência de métodos analíticos, o chamado método Monte Carlo, baseado em simulações repetitivas de um fenômeno, é extensivamente usado. Nas aplicações hidrológicas geralmente utiliza séries sintéticas de vazões e/ou precipitações nas suas simulações. Na geração de séries sintéticas é necessário adotar um processo estocástico subjacente cujas realizações constituem estas séries.

A geração de séries sintéticas de vazões possui aplicações em diversos estudos. Por exemplo, séries sintéticas de vazões médias mensais afluentes às

usinas hidrelétricas podem ser usadas para o planejamento da operação e expansão de um sistema hidroelétrico interligado. Kelman *et al.* (1983) comentam que existem estudos hidrológicos que demandam séries sintéticas a intervalos de tempo menores do que o mês, por exemplo, quando é necessário considerar as variações das afluências dentro do mês no cálculo do volume de espera a ser alocado nos reservatórios para controle de cheias, ou quando há necessidade de calcular a confiabilidade de um reservatório de abastecimento de água.

Kelman e Damázio (1983 apud KELMAN *et al.*, 1983) concluíram que o uso de modelos de geração de vazões diárias pode ser uma abordagem válida na modelagem de vazões extremas, sendo útil na análise de segurança de barragens. No entanto, segundo Kelman *et al.* (1983), a experiência tem demonstrado que, quanto menor o intervalo de tempo considerado, maiores as dificuldades enfrentadas para a construção de bons modelos de geração. No caso da modelagem de séries de vazões médias diárias, a adaptação de um modelo autorregressivo tradicional em geral esbarra nas grandes assimetrias apresentadas nos registros de vazões diárias, na sazonalidade e na diversidade de comportamento dos ramos de ascensão e recessão das hidrógrafas.

Há duas abordagens distintas para a modelagem estocástica de vazões: os métodos indiretos, nos quais séries de precipitações são entendidas como realização de um processo estocástico e são transformadas em vazões através de um modelo chuva-vazão e, os métodos diretos, caracterizados pelo uso de séries temporais de vazões, gerados diretamente por um modelo do processo estocástico subjacente, sem considerar as precipitações e suas interações com a bacia hidrográfica. O segundo método, mais comum, incorpora no processo estocástico as incertezas do processo de transformação chuva-vazão (KERN, 2010).

Conhecendo-se um processo elementar e suas propriedades, é possível determinar as propriedades das variáveis aleatórias que são função deste processo através de um procedimento conhecido como agregação (YEVJEVICH, 1984 apud KERN, 2010). Isso significa que, a partir de uma série de vazões diárias ou de suas propriedades estatísticas, é possível derivar as propriedades das séries temporais mensais ou anuais, que devem ser compatíveis com as propriedades dessas variáveis agregadas quando analisadas diretamente.

Muller (1997) classificou os modelos estocásticos de geração diária por métodos diretos, baseado em Kelman (1987), porém com algumas modificações, em:

1. Modelos baseados unicamente em simuladores de vazões mensais;
2. Modelos de pulsos para ocorrência ou não de chuva, divididos em:
 - 2.1. Modelos *shot noise*;
 - 2.2. Modelos baseados na transição de probabilidades "seco-chuvoso";
 - 2.3. Modelos de pulsos empíricos;
3. Modelos não-paramétricos;
4. Modelos de desagregação.

Entre os estudos nos quais foram aplicados métodos diretos para a geração de séries de vazões diárias citam-se Weiss (1977), Barbosa (1981), Kelman *et al.* (1983), Mine (1990), Muller (1997) e Kern (2010). Algumas conclusões destes estudos são resumidas na sequência.

Barbosa (1981) adaptou e aplicou alguns modelos estocásticos univariados de geração de vazões diárias e desenvolveu uma metodologia para testá-los, focalizando principalmente a avaliação do desempenho dos modelos quanto às vazões máximas. Utilizou no seu estudo o registro de vazões diárias da estação fluviométrica São José da Barra, localizada no rio Grande – Minas Gerais, com 50.100 km² de área de drenagem e, também, da estação União da Vitória, no rio Iguaçu – Paraná, com 24.200 km² de área de drenagem.

Os modelos de geração de vazões diárias aplicados por Barbosa (1981) foram: modelo de Plate e Treiber (1975); modelo não-paramétrico sazonal apresentado por Yakowitz (1979); modelo autorregressivo não linear desenvolvido por O'Connell e Jones (1978); e, modelo Dual baseado em metodologia apresentada por Kelman (1977).

No modelo de Plate e Treiber uma série sintética de vazões diárias pode ser obtida mediante a convolução de uma função do sistema ("kernel") com uma sequência gerada de dias com e sem pulsos, sendo os pulsos entendidos como precipitações diárias (BARBOSA, 1981).

O modelo de Yakowitz é não-paramétrico. Trata-se de um modelo que assume que a distribuição de probabilidades da vazão de hoje é determinada pelo valor da vazão de ontem. Este procedimento requer a inferência de uma função de distribuição de probabilidades condicionada. Barbosa (1981) introduziu algumas

modificações, de modo a permitir a ocorrência de valores de vazões máximas superiores ao histórico, uma melhor reprodução da sazonalidade, e por fim, uma pesquisa quanto à representatividade e o número de vetores (KERN, 2010).

O modelo de O'Connell e Jones considera que a vazão de hoje é função da vazão de ontem mais um desvio aleatório positivo ou nulo. As vazões são consideradas como uma processo autorregressivo não linear.

Outro modelo aplicado por Barbosa (1981) foi o modelo Dual, baseado na metodologia desenvolvida por Kelman (1977), que originou o modelo DIANA (KELMAN *et al.*, 1983). A suposição básica do modelo Dual para a geração de séries de vazões diárias é de que os trechos de ascensão e recessão das hidrógrafas podem ser modelados individualmente como dois processos, fisicamente diferentes. O processo de ascensão é devido principalmente às características externas à bacia, como a precipitação. O processo de recessão é concebido como sendo regulado por características próprias da bacia, representadas por dois reservatórios lineares.

Neste modelo o escoamento na saída de uma bacia corresponde à soma de três componentes, que são: fluxo de saída do reservatório 1, que representa o armazenamento subterrâneo; fluxo de saída do reservatório 2, que simula o armazenamento por detenção na superfície; e, o escoamento direto, composto principalmente do escoamento superficial.

Nenhum dos modelos aplicados por Barbosa (1981) atingiu um desempenho considerado ideal, porém seu estudo mostrou que os quatro modelos não são de todo confiáveis.

Após a aplicação dos quatro modelos e de testes que realizou com os resultados obtidos, Barbosa (1981) conclui que não há um teste de hipótese global e amplamente reconhecido capaz de decidir se duas séries temporais pertencem a uma mesma realidade estocástica. Sendo assim, o autor sugere que sempre se deve procurar classificar o desempenho de modelos de geração de vazões considerando todas as informações estatísticas e hidrológicas disponíveis, bem como a experiência e a intuição do engenheiro no trato com tais séries.

Considera ainda que um aspecto fundamental é o destino que se pretende dar à série gerada, pois tal conhecimento resulta em um enfoque mais objetivo nas comparações visuais e na escolha dos testes necessários.

Kelman *et al.* (1983) descreveram o modelo DIANA de geração de séries de vazões diárias, desenvolvido no Centro de Pesquisas de Energia Elétrica (CEPEL – ELETROBRÁS). Este modelo foi elaborado para aplicação em estudos hidrológicos de cheias relacionados ao sistema hidroelétrico brasileiro, por exemplo, para os estudos de determinação de volumes de espera nos reservatórios e para a análise de segurança de barragens.

No modelo DIANA o escoamento subterrâneo é modelado através de um reservatório linear, ajustado para produzir recessões semelhantes às observadas. O escoamento superficial é modelado como um processo intermitente (análogo à precipitação diária) através da censura a um modelo autorregressivo normal de 1ª ordem, mapeado para preservar a função de distribuição empírica.

O trabalho de Kelman *et al.* (1983) apresenta a extensão para o caso multivariado e, sugere ainda, uma metodologia de avaliação das séries geradas pelo modelo DIANA através da comparação entre propriedades relevantes ao estudo das séries históricas e as correspondentes propriedades das séries geradas.

Por exemplo, é possível verificar se a distribuição de frequências empíricas históricas de vazões máximas anuais pode ser considerada como gerada pelo modelo, através do teste qui-quadrado usando-se a distribuição de frequência de vazões máximas anuais geradas como população.

Outra abordagem para a avaliação do desempenho do modelo DIANA, de acordo com Kelman *et al.* (1983), consiste em calcular para a série histórica e para diversas séries geradas com o mesmo comprimento da histórica, estatísticas específicas ou índices. Resulta daí uma distribuição de probabilidades para os índices, sendo que a coerência entre as séries geradas pelo modelo e a série histórica pode ser medida pela posição do índice histórico nesta distribuição.

Kelman *et al.* (1983) utilizaram o modelo DIANA na geração bivariada de séries sintéticas de vazões diárias afluentes ao reservatório de FURNAS, no rio Grande, com área de drenagem de 52.500 km², e de vazões diárias incrementais para o trecho entre este reservatório e o reservatório de Marimbondo (118.488 km²), também no rio Grande. O modelo foi ajustado para um período de 212 dias a partir das séries históricas das estações fluviométricas São José da Barra (total de 30 anos de registros de vazões), e Porto José Américo (total de 25 anos de registros). Foram gerados 1.000 anos de vazões.

Para verificar o desempenho do modelo DIANA foram comparadas as distribuições de frequência de máximos anuais obtidas nas séries observadas (ou calculadas, no caso de vazões incrementais) e nos 1.000 anos de séries sintéticas. O bom ajuste foi confirmado pelas estatísticas do qui-quadrado obtidas com seis intervalos.

Na verificação da eficiência do modelo através da metodologia proposta foram considerados isoladamente 10 índices, os quais foram: média, desvio padrão, assimetria e curtose das vazões diárias; média, desvio padrão, curtose e assimetria das vazões máximas anuais; recorde da vazão máxima; e volume de espera para vazão de restrição igual a média da vazão máxima anual. Na comparação realizada entre os valores dos índices calculados para a série histórica e para as séries geradas (os 1.000 anos gerados foram divididos em 33 séries de 30 anos cada) de cada estação fluviométrica utilizada, só foi encontrada discordância significativa entre os valores da assimetria da vazão máxima.

A conclusão de Kelman *et al.* (1983) foi que o modelo DIANA teve um bom desempenho, tanto quando foi aplicado às vazões afluentes ao reservatório de FURNAS, quanto quando foi aplicado às incrementais entre este reservatório e o de Marimbondo, ambos no rio Grande.

Mine (1990) gerou séries sintéticas de vazões médias diárias através do modelo *shot noise* de segunda ordem (SOSN), com o objetivo de definir uma melhor operação hidráulica para a Usina de Chaminé, localizada no rio São João, na Serra do Mar paranaense. Neste estudo foi utilizada a estação fluviométrica Vossoroca, com área de drenagem de 159 km², e uma série histórica de vazões médias diárias com 12 anos.

Foram geradas 100 séries de vazões médias diárias de comprimento igual ao da série histórica, totalizando 1.200 anos. O modelo SOSN foi ajustado aos dados da série histórica para preservar a média, o desvio padrão e o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem, tanto na escala diária, como na mensal. Na comparação entre estas estatísticas, calculadas para a série histórica e as séries de vazões diárias geradas, apenas a variância mensal não apresentou o resultado desejado, tendo-se obtido uma variância 25% menor para as vazões sintéticas. Para o desvio padrão a diferença foi de 11,7%, enquanto que para as outras estatísticas as diferenças obtidas foram inferiores a 6,5%, resultados que foram considerados satisfatórios (MINE, 1990).

De maneira similar, procedeu-se análise das vazões máximas e mínimas em Vossoroca. Os valores máximos e mínimos foram obtidos para cada uma das 100 séries sintéticas de 12 anos cada e, também, para a série gerada total com 1.200 anos.

Observou-se que para as vazões máximas, o modelo SOSN preservou bem a média, mas o mesmo não aconteceu com a variância. No entanto, Mine (1990) indica que, mesmo na série observada, quando seccionada em séries menores, é possível notar claramente essas diferenças amostrais. A série gerada total (1.200 anos) representou bem uma amostra de vazões máximas, onde os valores são independentes e o coeficiente de assimetria é maior que a unidade. A série de vazões máximas, extraída da série histórica de Vossoroca (12 anos), apresentou coeficiente de assimetria muito baixo (0,31), levando a crer que a série histórica é pouco representativa possivelmente devido a imprecisão da curva de descarga.

Quanto às vazões mínimas, foi observado que o modelo preservou bem a variância, mas não a média. Mine (1990) aponta como uma possível influência na geração das vazões mínimas o fato de que o modelo SOSN é considerado hábil para reproduzir as recessões, mas assim mesmo não distingue o escoamento subterrâneo de parte do escoamento hipodérmico, modelando, portanto, diretamente o escoamento de base.

Como as vazões relevantes para atingir o objetivo do estudo eram as máximas, e não as mínimas, o estudo de Mine (1990) considerou que, para a bacia do rio São João, o modelo SOSN forneceu resultados satisfatórios, podendo-se utilizar as vazões geradas com este modelo para rever as regras de operação da Usina de Chaminé.

Muller (1997) estudou modelos de geração de vazões diárias para todas as classes de modelos diretos apresentadas no início desta seção. Para representar os modelos baseados unicamente em simuladores de vazões mensais utilizou os modelos de Quimpo (1968) e Payne (1969). Entre os modelos de pulsos foram utilizados o *shot noise* de segunda ordem, de Weiss (1977), o modelo de Sargent (1979), uma simplificação do modelo de Treiber e Plate, e o modelo DIANA, de Kelman *et al.* (1983).

Para os modelos não paramétricos, Muller (1997) escolheu o de Yakowitz (1979). Para os modelos de desagregação selecionou o de Svanidze (1980), que foi fonte de inspiração para outros dois modelos propostos por ele, o Modelo

Simplificado de Desagregação (MSD) e o Modelo Modificado de Desagregação (MMD). Em sua conclusão relata que os modelos propostos por ele, tiveram melhores resultados, porém, relata também, que alguns testes apresentaram discrepâncias, não podendo se afirmar qual seria o melhor modelo entre os analisados. O autor relata que teve dificuldades com o modelo *shot noise* de segunda ordem.

Kern (2010) estudou dois modelos diretos de geração de séries sintéticas de vazões diárias: o modelo DIANA e o SOSN, supracitados. Para a aplicação destes modelos escolheu quatro estações fluviométricas, localizadas na região Sul do país: Abelardo Luz (73600000), localizada no rio Chapecó, com 1.850 km² de área de drenagem; Passo Marombas (71498000), no rio Marombas, com 3.654 km² de área de drenagem; Rio dos Patos (64620000), no rio dos Patos, com área de drenagem igual a 1.086 km²; e, Santa Clara (65825000), no rio Jordão com área de drenagem igual a 3.913 km².

Foram geradas 100 séries sintéticas de vazões diárias, cada uma com extensão de 30 anos, para cada uma das quatro estações fluviométricas adotadas, tanto pelo método DIANA, como pelo SOSN. As estatísticas da série histórica de vazões de cada estação foram comparadas com as estatísticas das 100 séries de vazões diárias geradas por cada um dos métodos, nas escalas diária e mensal. Além das estatísticas básicas (média, variância, assimetria e curtose), foram calculadas as mínimas médias móveis de 5 anos e o máximo déficit acumulado, para atender ao objetivo específico da pesquisa de Kern (2010), que era estimar a energia garantida de pequenas centrais hidrelétricas.

Na comparação dos valores das estatísticas calculadas para a série histórica e para as 100 séries geradas em cada estação com os modelos SOSN e DIANA, conclui-se que, o modelo SOSN apresentou melhores resultados para a média, desvio padrão, variância, coeficiente de autocorrelação, vazões máximas e mínimas. O modelo DIANA apresentou resultados um pouco melhores para a assimetria e curtose, em ambas as escalas, menos para a estação de Rio dos Patos, onde o modelo SOSN obteve melhores resultados.

O máximo déficit acumulado no modelo DIANA foi um pouco melhor nas estações Abelardo Luz e Rio dos Patos, em compensação o modelo SOSN apresentou melhores resultados para as estações Passo Marombas e Santa Clara. Para as mínimas médias móveis de 5 anos, os dois modelos apresentaram bons

resultados. Entretanto, em relação às vazões mínimas geradas ressaltou-se que ambos os modelos apresentaram valores muito baixos, chegando à zero para o modelo DIANA e próximo de zero para o SOSN, valores fisicamente impossíveis para a região Sul do Brasil, que não tem rios intermitentes.

Apesar de os dois modelos reproduzirem satisfatoriamente as vazões diárias a conclusão de Kern (2010) foi de que o modelo SOSN apresentou resultados um pouco melhores que o modelo DIANA para as estações analisadas.

Na presente pesquisa, o modelo selecionado para a modelagem estocástica de vazões médias diárias foi o *shot noise* de segunda ordem, tendo como justificativa os resultados satisfatórios obtidos nos trabalhos de Mine (1990) e de Kern (2010), ambos voltados a bacias hidrográficas relativamente pequenas ($AD < 4.000 \text{ km}^2$). Por outro lado, o trabalho de Kelman (1983), com preferência para o modelo DIANA, utilizou bacias bastante grandes ($AD > 50.000 \text{ km}^2$).

Conclui-se que a escolha do modelo para geração de vazões sintéticas diárias parece ser bastante dependente das características específicas locais e regionais. No presente estudo, a série sintética gerada foi usada apenas como uma possibilidade hidrológica de longo prazo, sobre a qual se testaram diferentes métodos de estimativas amostrais de cheias. Portanto, não parece ser relevante a capacidade de reproduzir as características específicas (históricas) de uma estação fluviométrica particular. O uso dos valores históricos para definir o processo estocástico é apenas uma maneira de tornar a série gerada hidrologicamente plausível.

3 MÉTODO DE ANÁLISE

O método clássico para a estimativa de cheias associadas a determinados tempos de recorrência é a análise de frequência de cheias. Para isto, há dois métodos fundamentais disponíveis: séries de duração parcial e séries de máximos anuais. Devido às consequências negativas provocadas por uma cheia de projeto super ou subestimada, antes de definir qual o valor de cheia a adotar, deve-se comparar valores estimados por diferentes métodos.

Como explicado na *Introdução*, esta pesquisa tem como objetivo principal a comparação entre o método de séries de duração parcial e o método de séries de máximos anuais na estimativa de cheias usando-se sempre o método direto. Prospectaram-se na literatura trabalhos nos quais estes dois métodos foram aplicados e comparados (Capítulo 2 *Revisão Bibliográfica*). Isto contribuiu para o estudo das características e condições de aplicação de cada um deles, e, a partir daí, foram definidos os procedimentos utilizados na aplicação destes métodos.

Na análise de frequência de cheias através do método das séries de duração parcial selecionam-se, a partir de uma série histórica de vazões médias diárias, todas as vazões que superam um valor limite de referência, q_0 , e são independentes entre si. Para este método é possível fixar a priori um valor de q_0 ou fixar um valor para o número médio anual de cheias, λ , e, a partir daí estimar q_0 . Desta forma, a seleção dos picos está estritamente ligada à escolha de q_0 .

Enquanto no método de séries de máximos anuais, a análise de frequência de cheias limita-se a uma amostra do tamanho da série histórica de vazões (em geral, 30 a 50 anos), no método de séries de duração parcial consegue-se extrair mais informações da série histórica, sendo que, quanto menor for o valor de q_0 , mais informações serão obtidas. Porém, a adoção de um valor muito baixo para q_0 afeta uma hipótese básica do método PDS, a de que os picos consecutivos são independentes. Por outro lado, um valor muito alto para q_0 reduz os benefícios de usar uma amostra maior levando a erros amostrais menores.

Neste trabalho, a comparação entre os referidos métodos de análise de frequência de cheias foi feita cotejando-se estimativas de vazões máximas com valores supostos verdadeiros. Estes valores "verdadeiros" foram extraídos de uma série sintética de vazões diárias de longa duração, e os tempos de recorrência dos

picos de vazão foram obtidos pela média dos intervalos de tempo (em anos) entre ocorrências consecutivas.

A série sintética foi obtida utilizando parâmetros estimados a partir de valores históricos de uma estação fluviométrica real. Entretanto, deve ficar claro que uma vez gerada, a série sintética é suposta como uma hidrologia plausível, sem que eventuais discrepâncias em relação à estação fluviométrica que a inspirou sejam relevantes na análise.

O modelo para a geração desta série sintética corresponde ao *shot noise* de segunda ordem (WEISS, 1977). Este modelo foi escolhido em função de resultados satisfatórios obtidos em estudos anteriores (MINE, 1990; DARU *et al*, 2003; KERN, 2010), e da operacionalização deste modelo praticada por Kern (2010) e usada no presente trabalho. Assim, para a aplicação do modelo SOSN foram utilizados programas computacionais desenvolvidos por Kern (2010), com adaptações para atender às necessidades específicas do presente trabalho.

A partir dos parâmetros extraídos da série histórica de uma estação fluviométrica, gerou-se, pelo modelo SOSN, uma série sintética de vazões médias diárias com um total de 5.000 anos. Na sequência, a série histórica da estação fluviométrica não foi mais utilizada, pois a hipótese adotada foi de que a série sintética gerada seja representativa das condições hidrológicas reais em um lugar hipotético para uma grande extensão.

Com a série sintética de vazões gerada, procedeu-se uma análise de frequência de cheias utilizando a definição do tempo de recorrência (média do intervalo de tempo entre ocorrências consecutivas). Supõem-se para efeito de avaliações que estes quantis são os "verdadeiros" quantis. Os quantis obtidos correspondem aos tempos de recorrência $T = 5, 10, 25, 50$ e 100 anos.

Em seguida, foram extraídas amostras da série sintética e realizada uma análise de frequência de cheias para estas amostras, através dos métodos de séries de duração parcial (PDS) e de séries de máximos anuais (AMS). Da série sintética de 5.000 anos extraíram-se 100 amostras, com os tamanhos $N = 10, 25$ e 50 anos.

Na análise de frequência de cheias por séries de máximos anuais foram utilizadas as seguintes distribuições probabilísticas: generalizada de valores extremos (GEV), Gumbel (caso particular da GEV), log-Pearson III, exponencial e log-normal. No método através de séries de duração parcial foram aplicados os

modelos de probabilidade Poisson-Pareto e Poisson-exponencial. Estimaram-se os parâmetros destas distribuições através do método dos momentos-L ou, equivalentemente, pelo método dos momentos com pesos probabilísticos.

Dispondo dos "verdadeiros" quantis e das estimativas dos quantis por cada um dos dois métodos de análise de frequência de cheias, AMS e PDS, e para cada modelo probabilístico analisado, calculou-se a raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE) para cada caso. Isto foi feito para as vazões máximas estimadas a partir das amostras de tamanhos variados ($N = 10, 25$ e 50 anos), para cada tempo de recorrência ($T = 2, 5, 10, 25, 50$ e 100 anos), usando o método AMS, através dos cinco modelos probabilísticos escolhidos, e o método PDS, através dos dois modelos probabilísticos escolhidos.

Através da análise dos valores da RMSE foi possível classificar, em ordem crescente de eficiência, as estimativas das cheias de projeto dos casos analisados.

No caso das séries de duração parcial foi ainda analisada a influência do limiar de cheia nos resultados, por meio da aplicação deste método com diferentes valores do parâmetro λ , e, conseqüentemente, de q_0 .

Na sequência deste capítulo discorre-se sobre o modelo *shot noise* usado para a geração da série sintética de vazões médias diárias, o método de cálculo dos quantis supostos verdadeiros, o método dos momentos-L para a estimação dos parâmetros dos modelos probabilísticos e os modelos probabilísticos aplicados aos métodos de séries de duração parcial e de máximos anuais.

3.1 MODELO SHOT-NOISE

Os modelos *shot noise* foram propostos por Bernier (1970) e, subsequentemente, por Weiss (1973).

O modelo mais simples da série *shot noise*, também conhecido como processo de Poisson filtrado, compõe-se de uma série de eventos, obedecendo a uma Lei de Poisson, cada um produzindo um pulso de altura aleatória, superposto à recessão exponencial ajustada às recessões (MINE, 1990).

Os pulsos consistem em saltos cujas amplitudes aleatórias são distribuídas exponencialmente, e são seguidas por um decaimento exponencial no tempo; a constante de depleção é fixada *a priori*. Isto constituiu um processo autorregressivo de primeira ordem contínuo no tempo, com distribuição Gama dos valores

instantâneos. O modelo pode ser ajustado aos dados disponíveis de forma a preservar a média, o desvio padrão e as correlações da série histórica diária. Um modelo um pouco mais complexo permite preservar, além das características diárias, também as características mensais (MINE, 1990).

A seguir apresenta-se a fundamentação teórica do modelo *shot noise*, em conformidade com o apresentado em Weiss (1977) e em Mine (1990).

3.1.1 Processo de Poisson Filtrado

Quando um processo estocástico é modelado em Hidrologia, frequentemente utiliza-se a hipótese inexistente de um sistema linear. Isto equivale a assumir que o processo $X(t)$ é da forma:

$$X(t) = \int_0^{\infty} h(u) dY(t-u) \quad (3)$$

onde $dY(t)$ é um processo de incrementos independentes que descreve toda a aleatoriedade em $X(t)$, e $h(t)$ é a função de transferência do sistema.

A escolha da função de transferência do sistema, $h(t)$, determina a função de autocorrelação de $X(t)$. Em particular, para $h(t) = \exp(-bt)$, tem-se um processo autorregressivo de primeira ordem e um reservatório linear único. Além disso, $h(t)$ determina a forma das recessões em $X(t)$.

Uma escolha usual de $dY(t)$ é o ruído branco Gaussiano, caso no qual $X(t)$ corresponde a um processo Gaussiano. Entretanto, neste caso $X(t)$ será marcado pela ausência de recessões. Esta ausência explica-se pelo fato de que o ruído branco Gaussiano altera-se muito rapidamente, portanto a forma das recessões de $h(t)$ aparece e é imediatamente afetada pela próxima mudança em $dY(t)$. Um processo Gaussiano é sempre reversível no tempo, portanto não consegue exibir rápidas ascensões e lentas recessões (WEISS, 1977).

Recessões com a forma de $h(t)$, são produzidas no processo $X(t)$ quando $dY(t)$ é tomado igual à zero em quase toda parte, exceto para uma série de pontos aleatórios em momentos aleatórios. Isto conduz a processos de Poisson filtrados.

Um processo de Poisson filtrado $X(t)$ é definido por:

$$X(t) = \sum_{m=N(-\infty)}^{N(+\infty)} \omega(t - \tau_m, y_m) \quad (4)$$

onde $N(t)$ é o processo de Poisson, y_m é a variável aleatória associada a τ_m , e $\omega(t, y)$ é a função de transferência.

Note que $X(t)$ é um processo contínuo no tempo, mas que a integral na equação (3) foi substituída na equação (4) por uma soma sobre os eventos.

A sequência $\dots, \tau_{-1}, \tau_0, \tau_1, \dots$ é constituída dos tempos dos eventos do processo $N(t)$, e a sequência $\dots, y_{-1}, y_0, y_1, \dots$ é de variáveis aleatórias independentes, todas com a mesma distribuição de Y , e todas independentes de $N(t)$.

Uma interpretação física em termos hidrológicos pode ser atribuída a um processo de Poisson filtrado. Os eventos associados aos tempos aleatórios τ_m , dados pelo processo de Poisson, podem ser vistos como o início dos episódios pluviais. A variável aleatória y_m associada com τ_m , corresponderia à quantidade de água da tempestade. Finalmente, τ_m e y_m produziriam uma resposta no escoamento dado por $\omega(t - \tau_m, y_m)$ em cada momento t . Observa-se que $\omega(t, y)$ representa a função de transferência de uma chuva para uma vazão, ou seja, a função de transferência do sistema.

Esta interpretação é somente uma aproximação da realidade, uma vez que as chuvas não são instantâneas, e não são independentes como requer a definição da sequência de y_m . Alternativamente, pode-se assumir a existência de uma sequência independente de eventos climáticos instantâneos, nos tempos τ_m , tendo magnitudes aleatórias independentes y_m , e que $\omega(t, y)$ é a função de transferência que transforma tais eventos climáticos em vazão.

A equação (4) define um processo estacionário, o que ocorre se as vazões não estão sujeitas a variações sazonais. Um processo de Poisson filtrado não estacionário é obtido se $N(t)$ é não homogêneo e a distribuição de y_m é uma função de τ_m .

3.1.2 Definição do Processo *Shot Noise*

Em um processo de Poisson filtrado seja $N(t)$ o processo de Poisson com taxa ν ; Y uma variável aleatória distribuída exponencialmente com média θ e função densidade de probabilidade $f_Y(y) = \frac{1}{\theta} \exp\left(-\frac{y}{\theta}\right)$; e seja $\omega(t, y) = y \exp(-bt)$, $t > 0$. O processo *shot noise* é definido como:

$$X(t) = \sum_{m=N(-\infty)}^{N(t)} y_m \exp[-b(t - \tau_m)] \quad (5)$$

onde y_m corresponde ao volume de chuva do episódio fluvial com início em τ_m .

O processo tem três parâmetros: a taxa do evento ν , a altura do salto médio θ , e a taxa de recessão b .

O processo estocástico $X(t)$ segue uma distribuição Gama (Pearson tipo II), com parâmetros $(1/\theta, \nu/b)$. $X(t)$ é não negativo e com assimetria positiva. Sua função densidade de probabilidade é dada por (WEISS, 1977):

$$f_X(x) = \frac{(1/\theta)^{(\nu/b)} x^{(\nu/b)-1}}{\Gamma(\nu/b)} \exp[-(x/\theta)] \quad (6)$$

Alguns dos momentos de $X(t)$ são dados pelas seguintes equações:

$$E[X(t)] = \frac{\nu\theta}{b} \quad (7)$$

$$\text{Var}[X(t)] = \frac{\nu\theta^2}{b} \quad (8)$$

$$\rho[X(t), X(t+s)] = \exp(-bs), \quad s > 0 \quad (9)$$

A equação (5) pode ser reescrita para $X(t+s)$ como:

$$X(t+s) = \exp(-bs) \sum_{m=N(-\infty)}^{N(t)} y_m \exp[-b(t - \tau_m)] + \sum_{m=N(t)}^{N(t+s)} y_m \exp[-b(t+s - \tau_m)] \quad (10)$$

Os dois termos nesta equação são independentes. O primeiro representa o efeito dos eventos anteriores ao tempo t e é $\{\exp(-bs)X(t)\}$. O segundo inclui os eventos em $(t, t+s)$ e é denominado *termo de inovação*. Denotando a inovação por $\varepsilon_s(t+s)$, tem-se:

$$X(t+s) = \exp(-bs)X(t) + \varepsilon_s(t+s) \quad (11)$$

O processo *shot noise* na equação acima é visto como um processo autorregressivo de primeira ordem contínuo no tempo. Ele difere do processo autorregressivo de primeira ordem gaussiano, porque $\varepsilon_s(t+s)$ não é um ruído branco, mas é não negativo com distribuição assimétrica e probabilidade positiva de ser exatamente nulo, o que ocorre quando nenhum evento acontece em $(t, t+s)$.

Uma realização do processo *shot noise* $X(t)$ tem a forma de uma curva com saltos verticais para cima de magnitude y_m no tempo τ_m , e com um decaimento exponencial entre saltos com taxa b , como mostrado na Figura 2.

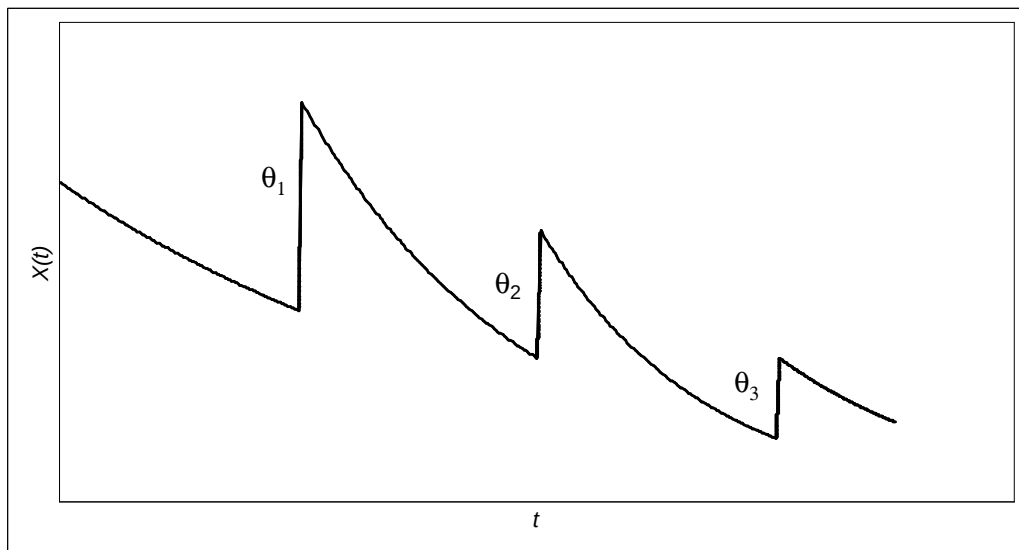


Figura 2 – Forma genérica de uma realização do processo *shot-noise*

3.1.3 Amostragem Média no Processo *Shot Noise*

As vazões naturais e o processo estocástico *shot noise* são processos contínuos no tempo. Por outro lado, os registros de vazões e os dados sintéticos a serem produzidos são processos discretos no tempo.

Admite-se que as vazões seguem um processo *shot noise* contínuo no tempo $X(t)$, e que os dados observados (e os gerados) são médias deste processo sobre o período de tempo de $T=1$ dia. Os dados $X_1, X_2, \dots$ são definidos como (WEISS, 1977):

$$X_j = \frac{1}{T} \int_{(j-1)T}^{jT} X(t) dt \quad (12)$$

Os momentos de X_j são diferentes daqueles de $X(t)$ em (7), (8) e (9), e são dados por:

$$E(X_j) = \frac{v\theta}{b} \quad (13)$$

$$Var(X_j) = \frac{v\theta^2}{b} \frac{2\{b - [1 - \exp(-b)]\}}{b^2} \quad (14)$$

$$\rho(X_j, X_{j+s}) = \frac{[1 - \exp(-b)]^2}{2\{b - [1 - \exp(-b)]\}} \exp[-b(s-1)], \quad s \geq 1 \quad (15)$$

Em adição, a média muda à forma das recessões. Enquanto que, no processo $X(t)$ as recessões começam com um salto, as recessões para os valores médios X_j , têm as seguintes funções de transferência:

$$h(t) = \frac{1}{b} [1 - \exp(-bt)], \quad 0 \leq t \leq 1 \quad (16)$$

$$h(t) = \frac{[1 - \exp(-b)]}{b} \exp[-b(t-1)], \quad t > 1 \quad (17)$$

isto é, a subida é gradual ao longo de $0 \leq t < 1$.

3.1.4 Ajuste do Modelo *Shot Noise*

Os parâmetros v , θ , e b do modelo *shot noise* são calculados de forma a preservar os valores da média, $\hat{\mu}$, do desvio padrão, $\hat{\sigma}$, e do coeficiente de autocorrelação de primeira ordem, $\hat{\rho}(1)$, da série histórica de dados. As estimativas de $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$ e $\hat{\rho}(1)$, a partir da série histórica de vazões disponível, são substituídas nas equações (13) a (15), que são resolvidas para $\hat{v}$, $\hat{\theta}$ e $\hat{b}$. A estimativa de b é obtida pela equação (15).

Um procedimento alternativo é estimar o parâmetro b diretamente a partir das recessões observadas ou do hidrograma unitário da bacia, e estimar v observando tempos de picos nos dados.

3.1.5 Geração da Série Sintética

O algoritmo para a geração da série sintética pelo modelo *shot noise*, descrito por Weiss (1977), é apresentado a seguir.

Denotando por X_t , $t = 1, 2, \dots$, os valores médios a serem gerados, e por $X(t)$, $t = 0, 1, 2, \dots$, os valores do processo contínuo, obtém-se de (10), (16) e (17):

$$X_{t+1} = \frac{1}{b} [1 - \exp(-b)] X(t) + \sum_{m=N(t)}^{N(t+1)} \frac{1}{b} \{1 - \exp[-b(t+1-\tau_m)]\} y_m \quad (18)$$

$$X(t+1) = \exp(-b) X(t) + \sum_{m=N(t)}^{N(t+1)} \exp[-b(t+1-\tau_m)] y_m \quad (19)$$

onde os primeiros termos em (18) e (19) são a contribuição de eventos que precedem t e os segundos termos são a contribuição de eventos em $(t, t+1)$.

Inicia-se com um valor para $X(0)$ e gera-se X_1 e $X(1)$. $X(1)$ é então usado para gerar X_2 e $X(2)$, e assim por diante. A sequência do processo é enumerada a seguir:

(1) Os primeiros termos de (18) e (19) são calculados a partir de $X(t)$ e posteriormente, $X(t)$ pode ser descartado.

(2) O tempo do último evento que precedeu $(t, t+1)$ não precisa ser lembrado. Os eventos de tempo são iniciados fazendo $m = 0$ e $\tau_m = 0$.

(3) O próximo evento τ_{m+1} é gerado como $\tau_{m+1} = \tau_m + E$, onde E é pseudoaleatório gerado a partir de uma distribuição exponencial com média $1/\nu$.

(4) Se $\tau_{m+1} > 1$, todos os eventos em $(t, t+1)$ foram exauridos, e a geração de X_{t+1} e $X(t+1)$ está completa.

(5) Se $\tau_{m+1} < 1$, y_{m+1} é gerado pseudoaleatoriamente de uma distribuição exponencial com média θ .

(6) Calcula-se a contribuição de y_{m+1} em (18) e (19) através de: $y_{m+1}(1/b)\{1 - \exp[-b(1-\tau_{m+1})]\}$ e $y_{m+1}(1/b)\exp[-b(1-\tau_{m+1})]$, e adiciona-se aos valores de X_{t+1} e $X(t+1)$, respectivamente,

(7) Faz-se $m = m + 1$, e repetem-se os passos 3 a 7.

3.1.6 Modelos *Shot Noise* de Segunda Ordem

Weiss (1977) relatou algumas dificuldades que foram encontradas quando aplicou o modelo *shot noise* para modelar vazões médias diárias em alguns rios ingleses. Enquanto o modelo preservava bem a média, desvio padrão e coeficiente de autocorrelação de primeira ordem dos dados diários, quando a série sintética gerada era avaliada em nível mensal, os dados sintéticos mensais apresentavam desvio padrão e coeficiente de autocorrelação de primeira ordem muito menores dos que os observados na serie histórica mensal. Além disso, na série sintética as recessões decaíam rápido demais em direção à zero, e demasiadas ascensões e recessões eram geradas.

Inspeções em hidrogramas de vazões diárias históricas mostraram que nos rios modelados havia uma forte componente do escoamento de base, a qual não era reproduzida pelo processo.

Para obter um modelo mais realista, o escoamento foi considerado como dois sistemas em paralelo, um representando o escoamento superficial e outro representando o escoamento de base, cada um consistindo de um reservatório linear simples, com taxas de decaimento exponencial b_1 e b_2 , sendo $b_1 > b_2$, respectivamente. Neste modelo a vazão é representada pela soma de dois processos *shot noise* $X(t) = X_1(t) + X_2(t)$, o processo rápido e o processo lento, tendo parâmetros ν_1, θ_1, b_1 e ν_2, θ_2, b_2 , respectivamente. Neste caso vários modelos, diferindo na forma como os saltos individuais e as recessões dos processos rápido e lento são modelados, podem ser definidos. Denotando por ν_{12} os eventos que ocorrem simultaneamente nos processos rápido e lento, os três modelos *shot noise* de segunda ordem são caracterizados por:

1. *Shot Noise* de Segunda Ordem (SOSN):

Neste modelo os eventos dos dois processos são simultâneos, sendo $\nu_{12} = \nu_1 = \nu_2$. $X(t)$ é um processo de Poisson filtrado, tendo séries $\{\tau_m\}, \{y_m\}$, onde $\{\tau_m\}$ são eventos de Poisson com $\nu = \nu_1 = \nu_2$, e $\{y_m\}$ são saltos aleatórios distribuídos exponencialmente, com médias $\theta_1 \neq \theta_2$, e

$$h(t) = \frac{\theta_1}{\theta} \exp(-b_1 t) + \frac{\theta_2}{\theta} \exp(-b_2 t), \quad t > 0 \quad (20)$$

Nesta pesquisa o modelo SOSN foi aplicado para a geração de séries de vazões médias diárias.

2. Shot Noise Duplo (DSN):

Assume-se que os processos rápido e lento são completamente independentes, cada um com suas próprias séries de eventos e de saltos, então $v_{12} = 0$.

3. Shot Noise de Segunda Ordem Modificado (MSOSN)

Aqui $v_{12} = v_1 > v_2$ os eventos do processo lento ocorrem simultaneamente com alguns dos eventos do processo rápido.

3.1.7 Ajuste dos Parâmetros aos Modelos Shot Noise de Segunda Ordem

Os modelos são ajustados de modo a preservar alguns momentos das vazões médias diárias e também das vazões médias mensais. Os momentos preservados são a média, μ ; a variância e o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem das vazões médias diárias: $\sigma_{T_1}^2$ e ρ_{T_1} ; e a variância e o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem das vazões médias mensais: $\sigma_{T_2}^2$ e ρ_{T_2} ; onde T_1 é o período de um dia e T_2 é o período de um mês.

As equações para os parâmetros são:

$$d(b, T) = \frac{2\{bT - [1 - \exp(-bt)]\}}{(bT)^2} \quad (21)$$

$$e(b, T) = \frac{[1 - \exp(-bt)]^2}{(bT)^2} \quad (22)$$

Definindo $d_{ij} = d(b_i, T_j)$ e $e_{ij} = e(b_i, T_j)$, $(i, j = 1, 2)$.

As equações para b_1 e b_2 são dadas por:

$$\rho_{T_1} \sigma_{T_1}^2 = \frac{\sigma_{T_1}^2 d_{22} - \sigma_{T_2}^2 d_{21}}{d_{22} d_{11} - d_{12} d_{21}} e_{11} + \frac{\sigma_{T_2}^2 d_{11} - \sigma_{T_1}^2 d_{12}}{d_{22} d_{11} - d_{12} d_{21}} e_{21} \quad (23)$$

$$\rho_{T_2} \sigma_{T_2}^2 = \frac{\sigma_{T_1}^2 d_{22} - \sigma_{T_2}^2 d_{21}}{d_{22} d_{11} - d_{12} d_{21}} e_{12} + \frac{\sigma_{T_2}^2 d_{11} - \sigma_{T_1}^2 d_{12}}{d_{22} d_{11} - d_{12} d_{21}} e_{22} \quad (24)$$

Estas equações devem ser resolvidas numericamente. Obtidos os valores de b_1 e b_2 , calculam-se as variáveis auxiliares:

$$SS_1 = \frac{\sigma_{T_1}^2 d_{22} - \sigma_{T_2}^2 d_{21}}{d_{22} d_{11} - d_{12} d_{21}} \quad (25)$$

$$SS_2 = \frac{\sigma_{T_2}^2 d_{11} - \sigma_{T_1}^2 d_{12}}{d_{22} d_{11} - d_{12} d_{21}} \quad (26)$$

E obtém-se v_1, v_2 e θ_1, θ_2 resolvendo as equações são:

$$SS_1 = \frac{v_1 \theta_1^2}{b_1} + \frac{2v_{12} \theta_1 \theta_2}{b_1 + b_2} \quad (27)$$

$$SS_2 = \frac{v_2 \theta_2^2}{b_2} + \frac{2v_{12} \theta_1 \theta_2}{b_1 + b_2} \quad (28)$$

$$\mu = \frac{v_1 \theta_1}{b_1} + \frac{v_2 \theta_2}{b_2} \quad (29)$$

onde μ é a média das vazões.

Resultam assim cinco equações para seis parâmetros. A sexta equação necessária para a determinação completa dos parâmetros depende da relação entre v_1 e v_2 , que varia de acordo com o modelo *shot noise* de segunda ordem adotado. No caso do modelo SOSN adotado nesta pesquisa $v_1 = v_2 = v$.

3.1.8 Algoritmo para Aplicação do Modelo *Shot Noise* de Segunda Ordem

Nesta pesquisa o modelo *shot noise* de segunda ordem para a geração de uma série de vazões médias diárias foi aplicado através dos algoritmos *SOSN1* e *SOSN2*, programados em linguagem Fortran, por Kern (2010). O algoritmo *SOSN1* estima os parâmetros de entrada do modelo SOSN, e o algoritmo *SOSN2* executa a geração de uma série sintética com 30 anos de extensão e calcula as estatísticas de cada série para comparação com a série histórica.

Em Kern (2010) o objetivo era gerar 100 séries sintéticas com 30 anos cada. Como no presente trabalho objetivou-se a geração de uma única série com 5.000 anos, foram realizadas adaptações no programa *SOSN2* de Kern (2010), que passou a ser chamado de *SOSN2-5.000anos*.

O algoritmo *SOSN1*, desenvolvido por Kern (2010), calcula os parâmetros do modelo estocástico *shot noise* de segunda ordem. A entrada deste algoritmo corresponde às estimativas iniciais dos parâmetros b_1 (coeficiente de recessão

superficial) e b_2 (coeficiente de recessão do escoamento de base). Estas estimativas são obtidas através dos seguintes passos:

- (1) Plotam-se gráficos do logaritmo natural da vazão, $y(t) = \ln[Q(t)]$, em função do tempo, t , em dias, para várias recessões (superficial e subterrânea), escolhidas a partir da análise dos hidrogramas da série histórica disponível de vazões médias diárias;
- (2) Ajusta-se uma reta $y(t) = a + bt$ para cada uma das recessões analisadas;
- (3) As estimativas iniciais para b_1 e b_2 correspondem às médias dos valores dos coeficientes angulares b das equações das retas determinadas para as recessões superficiais e para as recessões subterrâneas, respectivamente.

A partir das estimativas iniciais dos parâmetros b_1 e b_2 , o algoritmo *SOSN1* estima os parâmetros do modelo *SOSN* (b_1 , b_2 , θ_1 , θ_2 e v) através das equações apresentadas na seção 3.1.7.

O algoritmo *SOSN2*, elaborado por Kern (2010), e adaptado para atender aos objetivos desta pesquisa, gera a série sintética de vazões médias diárias pelo modelo *SOSN*, seguindo a metodologia descrita na seção 3.1.5.

Os algoritmos *SOSN1* e *SOSN2*, desenvolvidos por Kern (2010) com as adaptações realizadas neste trabalho, estão apresentados nos Anexos A e B.

3.2 CÁLCULO DOS QUANTIS SUPOSTOS VERDADEIROS

O tempo de recorrência ou tempo de retorno de uma vazão q_T é definido como a média (valor esperado) do intervalo entre dois eventos nos quais a magnitude q_T será igualada ou excedida (CHOW, 1964 apud WANG, 1991).

Utilizando esta definição, foram calculados os tempos de recorrência para diversas magnitudes q_T de vazões selecionadas, a partir da série sintética de vazões médias diárias com 5.000 anos, gerada pelo modelo *SOSN*. As vazões associadas aos tempos de recorrência calculados desta forma foram consideradas como os "verdadeiros" quantis das cheias da série sintética. Deve-se ter em mente que estes valores, após a série sintética ser gerada, estão desvinculados da estação fluviométrica que lhes deu origem, pois o modelo *SOSN* pode não representar exatamente a realidade hidrológica daquela estação. Isso significa que se assumiu que a série sintética pode representar uma sequência de vazões diárias em algum

rio real, embora hipotético. Além disso, existe o erro amostral relativo aos quantis estimados pela média dos intervalos. Entretanto, para os objetivos desta pesquisa essa hipótese é considerada razoável.

As estimativas das cheias através dos métodos de séries de duração parcial e de séries de máximos anuais foram comparadas com os "verdadeiros" quantis, que serviram de referência para a verificação da eficiência dos métodos de análise de frequência de cheias aplicados e para a comparação entre eles.

O cálculo do tempo de recorrência para cada magnitude q_T de vazão selecionada foi realizado através de um programa computacional desenvolvido em linguagem Fortran de programação, denominado $Q-T$, o qual é apresentado no Apêndice A.

A entrada deste programa é um arquivo *.txt* com uma única coluna formada pela magnitude da vazão q_T , para a qual se pretende calcular o tempo de recorrência. Conta-se o intervalo de tempo decorrido entre cada duas vazões iguais ou superiores à q_T , e, ao final, calcula-se a média e o desvio padrão de todos os intervalos. A média corresponde ao tempo de recorrência, T , procurado e o desvio padrão dividido pela raiz do número de intervalos registrados define o erro padrão de T .

Em linhas gerais, apresenta-se o algoritmo $Q-T$ a seguir:

Algoritmo $Q-T$:

- (1) Lê a vazão q_T e as vazões da série sintética de vazões médias diárias;
- (2) Calcula os intervalos de tempo entre ocorrências sucessivas de vazões iguais ou superiores a q_T ;
- (3) Calcula a média e o desvio padrão destes intervalos de tempo;
- (4) Escreve a média, que corresponde ao tempo de recorrência associado à vazão de magnitude q_T , e escreve o desvio padrão deste tempo de recorrência.

3.3 MÉTODO DOS MOMENTOS-L

O método dos momentos-L para estimativa dos parâmetros de uma distribuição de probabilidades é recomendado por Stedinger *et al.* (1993), Hosking e Wallis (1997) e Fill (1994), devido a uma série de propriedades desejáveis inerentes ao método. Trata-se de um método análogo ao método dos momentos, mas com estimadores obtidos por combinações lineares dos elementos de uma amostra ordenada (estatísticas de ordem). Como resultado, os momentos-L dos coeficientes adimensionais de variação e assimetria são essencialmente não-tendenciosos e sua distribuição amostral é muito próxima da normal, enquanto que os estimadores pelo método dos momentos convencionais são limitados e, conseqüentemente, altamente tendenciosos e variáveis (WALLIS *et al.*, 1974).

Além disso, os momentos-L têm vantagens teóricas sobre os momentos convencionais por serem capazes de caracterizar uma grande faixa de distribuições e serem mais robustos a presença de *outliers* nos dados amostrais.

O método dos momentos-L produz estimadores de parâmetros comparáveis, em eficiência, àqueles produzidos pelo método da máxima verossimilhança (MLE), com a vantagem de exigir um menor esforço computacional, devido a solução de equações menos complexas. Para amostras de tamanho pequeno ou moderado, que são comuns em Hidrologia, a estimativa de parâmetros pelos momentos-L é geralmente mais eficiente que a estimativa pelo método da máxima verossimilhança (HOSKING *et al.*, 1985; 1987). Essa vantagem ainda se acentua quando a distribuição ajustada difere da verdadeira distribuição de probabilidades da variável de interesse.

Os momentos-L são definidos pelas expressões (STEDINGER *et al.*, 1993):

$$\lambda_1 = E(X) \quad (30)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2}E(X_{1:2} - X_{2:2}) \quad (31)$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{3}E(X_{1:3} - 2X_{2:3} + X_{3:3}) \quad (32)$$

$$\lambda_4 = \frac{1}{3}E(X_{1:4} - 3X_{2:4} + 3X_{3:4} - X_{4:4}) \quad (33)$$

onde $X_{i:n}$ é a i -ésima maior observação na amostra de tamanho n .

Definem-se ainda os coeficientes (adimensionais) de variação, assimetria e curtose através de:

$$\tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (34)$$

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (35)$$

$$\tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (36)$$

Os momentos-L estão relacionados com os momentos com pesos probabilísticos (PWMs), propostos por Greenwood *et al.* (1979), pelas seguintes relações:

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (37)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (38)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (39)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (40)$$

Os PWMs de ordem r , por sua vez, são definidos como:

$$\beta_r = E \left\{ X \left[F_X(x) \right]^r \right\} \quad (41)$$

onde $F_X(x)$ é a função acumulada de probabilidades da variável aleatória X .

Estimadores não-tendenciosos para os PWMs e, por conseguinte para os momentos-L, são propostos por Landwehr *et al.* (1979) através das expressões:

$$\hat{\beta}_0 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{(j)} \quad (42)$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{j=1}^{n-1} (n-j) X_{(j)} \quad (43)$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \sum_{j=1}^{n-2} (n-j)(n-j-1) X_{(j)} \quad (44)$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{1}{n(n-1)(n-2)(n-3)} \sum_{j=1}^{n-3} (n-j)(n-j-1)(n-j-2) X_{(j)} \quad (45)$$

onde $X_{(j)}$ é a j -ésima estatística de ordem $X_{(1)} \geq X_{(2)} \geq \dots \geq X_{(n)}$.

Estes estimadores ao serem substituídos nas equações (37) a (40) proporcionam estimadores não tendenciosos dos momentos-L.

3.4 MÉTODO DAS SÉRIES DE DURAÇÃO PARCIAL

A análise de frequência de cheias através do método de séries de duração parcial foi realizada sobre amostras de vazões de pico, selecionadas a partir de séries de vazões médias diárias, considerando fixo o número médio anual de cheias que superam o valor limite de referência, ou seja, considerando fixo o parâmetro λ . Os valores de λ adotados foram 2,0; 2,6 e 3,0. Optou-se pela adoção destes valores devido às recomendações apresentadas no Capítulo 2 *Revisão Bibliográfica*, que, em geral, indicam que o método de séries de duração parcial é mais eficiente para valores de λ na faixa entre 2 e 3.

O critério de independência adotado entre duas vazões sucessivas foi o mesmo utilizado por USWRC (1982), segundo o qual duas vazões de pico, Q_1 e Q_2 , são consideradas independentes se são atendidas as duas condições a seguir:

$$\Delta t > 4 \text{ dias} + \ln(AD) \quad (46)$$

$$Q_{\min} < \left(\frac{3}{4}\right) \min[Q_1, Q_2] \quad (47)$$

onde Δt é o intervalo de tempo entre as vazões de pico Q_1 e Q_2 ; AD é a área de drenagem da bacia hidrográfica, em km^2 ; $Q_{\min}$ é a vazão mínima observada entre Q_1 e Q_2 ; e $\min[Q_1, Q_2]$ é a menor vazão entre os dois picos considerados.

Trata-se de um critério objetivo, que não requer uma análise visual dos hidrogramas, nem avaliação subjetiva.

Para as estimativas dos quantis associados a determinados tempos de recorrência foram aplicados os modelos probabilísticos Poisson-Pareto e Poisson-exponencial, com parâmetros estimados através do método dos momentos-L. Estes modelos são descritos nas seções 3.4.1 e 3.4.2. Na seção 3.4.3 apresenta-se o algoritmo desenvolvido para a aplicação do referido método de análise de frequência de cheias utilizado.

3.4.1 Modelo Poisson-Pareto

No método de séries de duração parcial assume-se a distribuição Poisson para modelar o número de ocorrências de picos independentes e superiores ao limiar estipulado em um intervalo de tempo de comprimento N anos, que é

representado pela variável aleatória discreta Y . A função massa de probabilidade de Poisson é descrita por:

$$f_Y(y) = \frac{(\lambda N)^y}{y!} \exp(-\lambda N), \text{ para } y = 0, 1, 2, \dots \text{ e } \lambda N > 0 \quad (48)$$

onde λ é o número médio anual de vazões que superam o valor limite de referência estipulado, dado em $[\text{ano}^{-1}]$.

O parâmetro λ , conhecido como *intensidade de Poisson*, é o único parâmetro da distribuição Poisson. Os três métodos de estimativa, método dos momentos (MOM), método dos momentos-L (PWM) e método da máxima verossimilhança (MLE), resultam no mesmo estimador pontual para λ , dado por:

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{N} \quad (49)$$

onde n é o número de vazões que superam o valor limite de referência e N é o tamanho da amostra de vazões médias diárias, em anos.

A magnitude dos picos excedentes sobre o limiar estabelecido pode ser modelada através da distribuição generalizada de Pareto. Sua função acumulada de probabilidades é expressa por:

$$G_X(x) = 1 - \left[1 - \kappa \frac{(x - q_0)}{\alpha} \right]^{1/\kappa}, \text{ para } \kappa > 0 \quad (50)$$

onde X é a variável aleatória contínua correspondente à vazão; α é o parâmetro de escala; κ é o parâmetro de forma; e q_0 é o limiar de referência da vazão.

Para $\kappa \leq 0$ resulta $q_0 \leq x \leq \infty$, enquanto que para $\kappa \geq 0$ resulta $q_0 \leq x \leq q_0 + \frac{\alpha}{\kappa}$.

Existem dois casos especiais da distribuição generalizada de Pareto: quando $\kappa = 0$ tem-se a distribuição exponencial de dois parâmetros e quando $\kappa = 1$ a distribuição é a uniforme no intervalo $q_0 \leq x \leq q_0 + \alpha$.

As expressões utilizadas para estimar os parâmetros α e κ da distribuição generalizada de Pareto, pelo método dos momentos-L, extraídas de Madsen *et al.* (1997), são:

$$\hat{\kappa} = \frac{\hat{\lambda}_1 - q_0}{\hat{\lambda}_2} - 2, \quad (51)$$

$$\hat{\alpha} = (\hat{\lambda}_1 - q_0)(1 + \hat{\kappa}) \quad (52)$$

onde $\hat{\lambda}_1$ e $\hat{\lambda}_2$ são estimativas dos momentos-L de X .

Através do método de séries de duração parcial, assumindo o modelo Poisson-Pareto, a vazão máxima associada ao tempo de recorrência T é determinada pela seguinte função de quantis:

$$\hat{x}(T) = q_0 + \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\kappa}} \left\{ 1 - \left[\frac{-\ln(p)}{\hat{\lambda}} \right]^{\hat{\kappa}} \right\}, \quad (53)$$

onde λ é o parâmetro da distribuição Poisson; $\hat{\alpha}$ e $\hat{\kappa}$ são as estimativas dos parâmetros da distribuição generalizada de Pareto; e p é a probabilidade de não excedência $P(X \leq x)$, expressa por $p = \left(1 - \frac{1}{T}\right)$.

3.4.2 Modelo Poisson-Exponencial

No método de séries de duração parcial um modelo alternativo ao de Poisson-Pareto é o modelo Poisson-exponencial. Neste modelo preserva-se a hipótese de que o número de cheias superiores ao limite de referência segue a distribuição Poisson, entretanto as magnitudes de tais cheias são exponencialmente distribuídas. Na verdade, este modelo corresponde a um caso particular do modelo Poisson-Pareto com $\kappa = 0$.

Sendo $\lim_{\kappa \rightarrow 0} [1 - \kappa y]^{1/\kappa} = \exp(-y)$, a função de distribuição acumulada exponencial é:

$$G_X(x) = \lim_{\kappa \rightarrow 0} \left[1 - \left(1 - \kappa \frac{x - q_0}{\alpha} \right)^{1/\kappa} \right] = 1 - \exp\left(-\frac{x - q_0}{\alpha}\right), \quad (54)$$

onde q_0 é o valor limite de referência da vazão e α é o parâmetro único da distribuição exponencial a ser estimado.

Neste caso, o estimador de α pelo método dos momentos-L é:

$$\hat{\alpha} = \hat{\lambda}_1 - q_0 \quad (55)$$

A função de quantis para o modelo Poisson-exponencial corresponde a (CUNANNE, 1973):

$$\hat{x}(T) = q_0 - \hat{\alpha} \left\{ \frac{\ln[-\ln(p)]}{\hat{\lambda}} \right\}, \quad (56)$$

onde q_0 é o limiar de referência da vazão; $\hat{\alpha}$ e $\hat{\lambda}$ são, respectivamente, as estimativas dos parâmetros da distribuição exponencial e da distribuição Poisson, e p é a probabilidade de não excedência $P(X \leq x) = \left(1 - \frac{1}{T}\right)$.

3.4.3 Algoritmo para a Aplicação do Método de Séries de Duração Parcial

Para estimar as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência, a partir de uma amostra de vazões médias diárias, através do método de séries de duração parcial foi desenvolvido o algoritmo $Q(T)$ -PDS, programado em linguagem Fortran. O Apêndice B apresenta este algoritmo em Fortran.

Para cada tamanho de amostra adotado ($N = 10, 25$ e 50 anos) foram desenvolvidas três versões deste algoritmo, cada uma associada a um valor do parâmetro λ selecionado ($\lambda = 2,0; 2,6$ e $3,0$). O algoritmo $Q(T)$ -PDS é descrito a seguir.

Algoritmo $Q(T)$ -PDS:

Parte I - Leitura dos dados de entrada e seleção das vazões superiores ao valor limite de referência, q_0 , e independentes entre si:

- (1) Lê o valor de q_0 , o valor de AD (área de drenagem no local em estudo) e a amostra de vazões médias diárias (vetor $Q(T)$), que correspondem às entradas do algoritmo. Faz-se $n = 0$.
- (2) Seleciona a vazão $Q(T) > q_0$. Armazena esta vazão e o dia em que ela foi registrada nas variáveis Q_1 e D_1 , respectivamente.
- (3) Seleciona a próxima vazão $Q(T) > q_0$. Armazena esta vazão e o dia em que ela foi registrada nas variáveis Q_2 e D_2 , respectivamente.
- (4) Calcula o intervalo de tempo θ transcorrido entre as vazões Q_1 e Q_2 : $\theta = D_1 - D_2$.
- (5) Verifica se a condição de independência da expressão (46) é ou não atendida. Se esta condição for atendida, segue para o passo (7); se não for atendida, segue para o passo (6).

(6) Verifica qual é a maior vazão entre Q_1 e Q_2 . Armazena a maior vazão e o dia em que ela foi registrada nas variáveis Q_1 e D_1 , respectivamente. Retorna ao passo (3).

(7) Seleciona a menor vazão Q_{min} registrada entre as vazões Q_1 e Q_2 .

(8) Verifica se a condição de independência da equação (47) é ou não atendida. Se esta condição também for atendida, as vazões Q_1 e Q_2 são independentes entre si. Neste caso, segue para o passo (9). Se esta condição não for atendida, retorna ao passo (6).

(9) Faz $n = n + 1$. A variável n representa o número total de cheias, ou seja, o número de vazões que são superiores à q_0 e atendem às condições de independência (equações 46 e 47).

(10) $Q_{max}(i) = Q_1$.

(11) Verifica o valor de D_2 , ou seja, o dia em que ocorreu a vazão Q_2 , que corresponde à última vazão analisada até este passo. Se D_2 for igual ou maior ao último dia da amostra de vazões médias diárias em análise, significa que toda a amostra de vazões (vetor $Q(T)$) foi percorrida. Neste caso, segue para o passo (13); caso contrário segue para o passo (12).

(12) Faz $Q_1 = Q_2$ e $D_1 = D_2$. Retorna ao passo (3).

(13) Analisa o valor de n . Se n for inferior ao valor pretendido, faz $q_0 = q_0 - 0,1$; se n for superior ao valor pretendido, faz $q_0 = q_0 + 0,1$. Nestes dois casos, retorna ao passo (1). Caso n seja igual ao valor pretendido, segue para a Parte II do algoritmo.

O valor de n pretendido varia em função do tamanho da amostra de vazões médias diárias, N , e do parâmetro λ adotados na análise, de acordo com a Tabela 1.

Tabela 1 – Número de vazões que superam o valor limite de referência, n , em função do tamanho da amostra de vazões médias diárias, N , e do parâmetro λ

λ	2,0	2,6	3,0
N [anos]	N	n	n
10	20	26	30
25	50	65	75
50	100	130	150

Parte II- Aplicação dos modelos probabilísticos Poisson-Pareto e Poisson-exponencial:

- (1) Determina o valor do parâmetro λ através da equação (49).
- (2) Estima β_0 e β_1 através das equações (42) e (43).
- (3) Determina os momentos-L de primeira e de segunda ordem, λ_1 e λ_2 , utilizando as equações (37) e (38).
- (4) Estima os parâmetros κ e α do modelo probabilístico Poisson-Pareto aplicando as equações (51) e (52).
- (5) Determina as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência aplicando a função de quantis da equação (53).
- (6) Estima o parâmetro α do modelo probabilístico Poisson-exponencial através da equação (55).
- (7) Determina as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência aplicando a função de quantis da equação (56).

3.5 MÉTODO DAS SÉRIES DE MÁXIMOS ANUAIS

Para as estimativas dos quantis associados a determinados tempos de recorrência pelo método das séries de máximos anuais, foram aplicados cinco modelos probabilísticos distintos, com parâmetros estimados através do método dos momentos-L, os quais são apresentados na sequência. Estes cinco modelos foram programados em linguagem Fortran, o que originou o programa $Q(T)$ -AMS (Apêndice C), o qual foi utilizado para a estimativa dos quantis de cheias das amostras de 10, 25 e 50 anos selecionadas a partir da série sintética de vazões médias diárias gerada com 5.000 anos.

3.5.1 Distribuição Generalizada de Valores Extremos

A distribuição generalizada de valores extremos (GEV), introduzida por Jenkinson (1955 apud NAGHETTINI E PINTO, 2007), é uma forma matemática geral que incorpora os três tipos de distribuições assintóticas de valores extremos máximos (EV). As distribuições EV foram classificadas por Gumbel (1958) em: tipo I – a forma dupla exponencial; tipo II – a forma exponencial simples; e tipo III – a forma exponencial com limite superior para máximos ou inferior para mínimos.

Seja o conjunto $M = \{M_1, M_2, \dots, M_n\}$ onde M_i corresponde às vazões médias diárias do ano i e a variável aleatória $X = \text{Max}(M_i)$, ou seja, X representa a máxima vazão média diária anual. Assumindo que a variável aleatória X distribua-se de acordo com a distribuição GEV, a função acumulada de probabilidades de X é expressa por:

$$F_X(x) = \exp \left\{ - \left[1 - \frac{\kappa(x - \xi)}{\alpha} \right]^{1/\kappa} \right\}, \text{ para } \kappa \neq 0 \quad (57)$$

onde κ , α , e ξ são, respectivamente, os parâmetros de forma, de escala e de posição.

O valor de κ determina a forma assintótica de valores extremos máximos:

- Para $\kappa > 0$, a GEV é definida para $x < \left(\xi + \frac{\alpha}{\kappa} \right)$, correspondendo à distribuição EV Tipo III;
- Se $\kappa = 0$, a GEV corresponde à distribuição de Gumbel (EV Tipo I);
- Se $\kappa < 0$, a GEV é definida para $x > \left(\xi + \frac{\alpha}{\kappa} \right)$, correspondendo à distribuição EV Tipo II.

De acordo com Naghettini e Pinto (2007), os momentos de ordem r da distribuição GEV existem apenas se $\kappa > (-1/r)$. Por conseguinte, a média de uma variável GEV não é definida para $\kappa < (-1)$, a variância não é definida para $\kappa < -1/2$ e o coeficiente de assimetria existe somente para $\kappa > (-1/3)$. Sob estas

condições, o valor esperado, a variância e o coeficiente de assimetria de uma variável aleatória X distribuída segundo a GEV são dados, respectivamente, por:

$$E(X) = \xi + \frac{\alpha}{\kappa} [1 - \Gamma(1 + \kappa)] \quad (58)$$

$$Var(X) = \left(\frac{\alpha}{\kappa} \right)^2 \left\{ \Gamma(1 + 2\kappa) - [\Gamma(1 + \kappa)]^2 \right\} \quad (59)$$

$$\gamma = \frac{\kappa}{|\kappa|} \frac{[-\Gamma(1 + 3\kappa) + 3\Gamma(1 + \kappa)\Gamma(1 + 2\kappa) - 2\Gamma^3(1 + \kappa)]}{[\Gamma(1 + 2\kappa) - \Gamma^2(1 + \kappa)]^{3/2}} \quad (60)$$

onde $\Gamma(z) = \int_0^\infty t^{z-1} \exp(-t) dt$ é a função Gama.

Para estimar os parâmetros da distribuição GEV pelo método dos momentos-L utilizam-se as seguintes expressões (HOSKING E WALLIS, 1997):

$$\hat{\kappa} = 7,8590c + 2,9554c^2, \text{ com } c = \frac{2}{3 + \tau_3} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)} \quad (61)$$

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\lambda}_2 \hat{\kappa}}{(1 - 2^{-\hat{\kappa}}) \Gamma(1 + \hat{\kappa})} \quad (62)$$

$$\hat{\xi} = \hat{\lambda}_1 - \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\kappa}} [1 - \Gamma(1 + \hat{\kappa})] \quad (63)$$

A função inversa da função acumulada de probabilidades da distribuição GEV, ou seja, a função de quantis que permite obter a vazão máxima associada a cada tempo de recorrência T , em anos, é dada por:

$$\hat{x}(T) = \hat{\xi} + \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\kappa}} \left\{ 1 - [-\ln(p)]^{\hat{\kappa}} \right\} \quad (64)$$

onde $\hat{\xi}$, $\hat{\alpha}$ e $\hat{\kappa}$ são as estimativas dos parâmetros da distribuição de GEV; e p é a probabilidade de não excedência expressa por: $P(X \leq x) = \left(1 - \frac{1}{T}\right)$.

3.5.2 Distribuição de Gumbel

A distribuição de Gumbel é um caso particular da distribuição GEV quando $\kappa = 0$. No caso de valores máximos, a distribuição de Gumbel corresponde à distribuição assintótica para o máximo de um conjunto de variáveis aleatórias $\{X_1, X_2,$

..., X_n } independentes e igualmente distribuídas com cauda superior exponencial. A distribuição de Gumbel para eventos máximos é uma distribuição de extremos muito usada na análise de frequência de variáveis hidrológicas, com inúmeras aplicações na determinação de relações intensidade-duração-frequência de precipitações intensas e estudos de vazões de enchentes (NAGHETTINI E PINTO, 2007).

A função de distribuição acumulada da distribuição de Gumbel pode ser obtida pelo limite da função (53) quando $\kappa \rightarrow 0$ e é expressa por:

$$F_X(x) = \exp \left\{ -\exp \left[-\frac{(x-\xi)}{\alpha} \right] \right\}, \text{ para } -\infty < x < \infty, -\infty < \xi < \infty \text{ e } \alpha > 0 \quad (65)$$

onde α é o parâmetro de escala e ξ é o parâmetro de posição.

O valor esperado, a variância e o coeficiente de assimetria da variável X distribuída segundo Gumbel são, respectivamente:

$$E(X) = \xi + 0,5772\alpha \quad (66)$$

$$Var(X) = \pi^2 \frac{\alpha^2}{6} \quad (67)$$

$$\gamma = 1,1396 \quad (68)$$

Os parâmetros de escala e de posição podem ser estimados pelo método dos momentos-L através das expressões:

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\lambda}_2}{\ln(2)} \quad (69)$$

$$\hat{\xi} = \hat{\lambda}_1 - 0,5772\hat{\alpha} \quad (70)$$

A função inversa da função acumulada de probabilidades da distribuição de Gumbel, ou seja, a função de quantis é dada por:

$$\hat{x}(T) = \hat{\xi} - \hat{\alpha} \ln[-\ln(p)] \quad (71)$$

onde T é o tempo de recorrência, em anos; $\hat{\xi}$ e $\hat{\alpha}$ são as estimativas dos parâmetros da distribuição de Gumbel; e p é a probabilidade de não excedência expressa por $P(X \leq x) = \left(1 - \frac{1}{T}\right)$.

3.5.3 Distribuição Log-Pearson Tipo III

O estatístico inglês Karl Pearson (1857-1936) propôs um sistema de distribuições de probabilidades, segundo o qual uma função densidade pode ser escrita sob a forma:

$$f_x(x) = \exp \left[\int_{-\infty}^x \frac{x+a}{b_0 + b_1x + b_2x^2 \dots} dt \right] \quad (72)$$

na qual, certos valores específicos dos coeficientes a , b_0 , $b_1, \dots$ podem definir oito grandes famílias de distribuições que incluem a Normal, a Gama e a Beta. Essas famílias são comumente referidas na literatura como Pearson tipo I até a Pearson tipo VIII.

As distribuições pertencentes à família Gama, ou seja, as distribuições Pearson tipo III estão entre aquelas que encontram o maior número de aplicações na análise de frequência de variáveis hidrológicas, com destaque para vazões e precipitações máximas anuais (NAGHETTINI E PINTO, 2007). Derivada da distribuição Pearson tipo III, tem-se a distribuição log-Pearson tipo III, a qual é recomendada pelo Conselho de Recursos Hídricos dos Estados Unidos (USWRC, 1982) para os estudos de vazões máximas anuais por parte das agências federais dos Estados Unidos.

A distribuição log-Pearson tipo III descreve uma variável aleatória cujos logaritmos são distribuídos segundo uma Pearson tipo III. A função densidade de probabilidades da distribuição log-Pearson III é dada por:

$$f_x(x) = |\beta| \left\{ \beta [\ln(x) - \xi]^{\alpha-1} \right\} \frac{\exp \{ -\beta [\ln(x) - \xi] \}}{\Gamma(\alpha)} \quad (73)$$

onde $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} \exp(-x) dx$ é a função Gama, e α , β e ξ são, respectivamente,

os parâmetros de escala, de forma e de posição da distribuição log-Pearson III.

Os momentos da distribuição log-Pearson tipo III são dados por:

$$E(X) = \exp(\xi) \left(\frac{\beta}{\beta-1} \right)^{\alpha} \quad (74)$$

$$Var(X) = \exp(2\xi) \left[\left(\frac{\beta}{\beta-2} \right)^{\alpha} - \left(\frac{\beta}{\beta-1} \right)^{2\alpha} \right] \quad (75)$$

$$\gamma = \frac{\left[\left(\frac{\beta}{\beta-3} \right)^\alpha - 3 \left(\frac{\beta}{\beta-1} \right)^\alpha \left(\frac{\beta}{\beta-2} \right)^\alpha + 2 \left(\frac{\beta}{\beta-1} \right)^{3\alpha} \right]}{\left[\left(\frac{\beta}{\beta-2} \right)^\alpha - \left(\frac{\beta}{\beta-1} \right)^{2\alpha} \right]^{3/2}} \quad (76)$$

De acordo com Chow (1964 apud NAGHETINNI E PINTO, 2007), um quantil de uma variável hidrológica associado ao tempo de recorrência T pode ser representado pela média somada ao produto do desvio padrão por um fator de frequência, k_T , ou seja:

$$x(T) = \mu_x + \sigma_x k_T \quad (77)$$

Essa expressão é conhecida no jargão hidrológico como fórmula de Ven-Te-Chow e é muito empregada na análise de frequência.

O fator de frequência é uma função do tempo de recorrência T , da família de distribuições de probabilidades empregada na análise e dos momentos superiores a dois.

Para estimar os quantis da variável X , distribuída segunda a log-Pearson tipo III, através do fator de frequência, reescreve-se a equação (77) da seguinte forma:

$$\ln[\hat{x}(T)] = \bar{y} + s_y k_T \quad (78)$$

onde $\hat{x}(T)$ é a estimativa do quantil associado ao tempo de retorno T ; $\bar{y}$ é a média dos logaritmos naturais de X ; s_y é o desvio padrão dos logaritmos de X ; e k_T é o fator de frequência, função do coeficiente de assimetria e do tempo de recorrência, o qual pode ser obtido por meio de tabelas apropriadas (USWRC, 1982, *Tabela Valores de k*, Apêndice 3, p. 3-1).

Hosking e Wallis (1997) apresentam expressões para estimar $\bar{y}$, s_y e $\hat{\gamma}$ pelo método dos momentos-L, para a distribuição Pearson tipo III. Estas expressões estão apresentadas na sequência. No presente trabalho, para a estimativa de $\bar{y}$, s_y e $\hat{\gamma}$ pelo método dos momentos-L, para a distribuição log-Pearson tipo III, estas expressões foram aplicadas aos logaritmos naturais da variável X .

$$\text{Se } 0 < |\hat{\tau}_3| < \frac{1}{3} \rightarrow z = 3\pi(\hat{\tau}_3)^2, \text{ tem-se } \alpha \approx \frac{1 + 0,2906z}{z + 0,1882z^2 + 0,0442z^3} \quad (79)$$

$$\text{Se } \frac{1}{3} < |\hat{\tau}_3| < 1 \rightarrow z = 1 - |\hat{\tau}_3|, \text{ tem-se } \alpha \approx \frac{0,36067z - 0,59567z^2 + 0,25361z^3}{1 - 2,78861z + 2,56096z^2 - 0,77045z^3} \quad (80)$$

Tendo estimado $\hat{\alpha}$, obtém-se $\bar{y}$, s_y e $\hat{\gamma}$ como segue:

$$\bar{y} = \hat{\lambda}_1 \quad (81)$$

$$s_y = \frac{\hat{\lambda}_2 \pi^{1/2} \alpha^{1/2} \Gamma(\hat{\alpha})}{\Gamma\left(\hat{\alpha} + \frac{1}{2}\right)} \quad (82)$$

$$\hat{\gamma} = 2 \frac{\hat{\tau}_3}{|\hat{\tau}_3|} \hat{\alpha}^{(-1/2)} \quad (83)$$

3.5.4 Distribuição Exponencial

A função acumulada de probabilidades da distribuição exponencial é dada por:

$$F_X(x) = 1 - \exp\left(-\frac{x - \xi}{\alpha}\right) \quad (84)$$

onde α é o parâmetro de escala e ξ é o parâmetro de locação.

O valor esperado, a variância e o coeficiente de assimetria da variável X distribuída exponencialmente são, respectivamente:

$$E(X) = \xi + \alpha \quad (85)$$

$$Var(X) = \alpha^2 \quad (86)$$

$$\gamma = 2 \quad (87)$$

Os estimadores amostrais dos parâmetros desta distribuição pelo método dos momentos-L são:

$$\hat{\alpha} = 2\hat{\lambda}_2 \quad (88)$$

$$\hat{\xi} = \hat{\lambda}_1 - \hat{\alpha} \quad (89)$$

A função inversa da função acumulada de probabilidades, ou função de quantis, da distribuição exponencial é expressa por:

$$\hat{x}(T) = \hat{\xi} + \hat{\alpha} \ln(T) \quad (90)$$

onde T é o tempo de recorrência, em anos; e $\hat{\alpha}$ e $\hat{\xi}$ são as estimativas amostrais dos parâmetros da distribuição exponencial.

3.5.5 Distribuição Log-Normal de Dois Parâmetros

Supondo-se que certa variável aleatória contínua X resulte da ação multiplicativa de um grande número de componentes aleatórios independentes X_i ($i=1,2,\dots,n$), ou seja, $X = X_1 X_2 \dots X_n$. Nesse caso, a variável $Y = \ln(X)$, tal que $Y = \ln(X_1) + \ln(X_2) + \dots + \ln(X_n)$, em decorrência do teorema do limite central, irá tender a uma variável normal, com parâmetros μ_Y e σ_Y , quando n for suficientemente grande para permitir a convergência. Sob tais condições, diz-se que a variável X segue uma distribuição log-normal, com parâmetros μ_Y e σ_Y (NAGHETINNI E PINTO, 2007).

A função densidade de probabilidade de uma variável log-normal X é:

$$f_X(x) = \frac{1}{x\sigma_Y\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{\ln(X) - \mu_Y}{\sigma_Y}\right]^2\right\}, \text{ para } x > 0 \quad (91)$$

O valor esperado, a variância, o coeficiente de variação e o coeficiente de assimetria de uma variável log-normal X são, respectivamente:

$$E(X) = \mu_X = \exp\left[\mu_Y + \frac{\sigma_Y^2}{2}\right] \quad (92)$$

$$\text{Var}(X) = \sigma_X^2 = \mu_X^2 [\exp(\sigma_Y^2) - 1] \quad (93)$$

$$CV_X = \sqrt{\exp(\sigma_Y^2) - 1} \quad (94)$$

$$\gamma = 3CV_X + CV_X^3 \quad (95)$$

Os parâmetros μ_Y e σ_Y podem ser estimados pelo método dos momentos-L resolvendo as seguintes expressões (STEDINGER *et al.*, 1993):

$$\hat{\lambda}_1 = \exp\left(\hat{\mu}_Y - \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{2}\right) \quad (96)$$

$$\hat{\lambda}_2 = \exp\left(\hat{\mu}_Y + \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{2}\right) \text{erf}\left(\frac{\hat{\sigma}_Y}{2}\right) \quad (97)$$

onde a função erro é definida como: $\text{erf}(z) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-u^2} du$.

Os quantis da variável log-normal X podem ser estimados por meio do fator de frequência através da seguinte equação:

$$\hat{x}(T) = \exp(\hat{\mu}_Y + \hat{\sigma}_Y k_T) \quad (98)$$

onde T é o tempo de recorrência, em anos; $\hat{\mu}_Y$ e $\hat{\sigma}_Y$ são as estimativas dos parâmetros da distribuição log-normal; e k_T é o fator de frequência, igual à variável normal padrão $z = z(p)$, dada em função da probabilidade de não excedência p através de tabelas encontradas em livros de estatística.

3.5.6 Algoritmo para a Aplicação do Método de Séries de Máximos Anuais

O algoritmo $Q(T)$ -AMS, desenvolvido em linguagem de programação Fortran, calcula as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência, através do método de séries de máximos anuais.

A partir de uma amostra de vazões médias diárias com 10, 25 ou 50 anos de extensão é extraída a vazão máxima registrada em cada ano. A amostra de vazões máximas anuais, em ordem crescente, corresponde à entrada do algoritmo $Q(T)$ -AMS, que está descrito a seguir.

Algoritmo $Q(T)$ -AMS:

- (1) Lê a amostra de vazões máximas anuais com os valores em ordem crescente e com 10, 25 ou 50 anos de extensão;
- (2) Calcula a média e o desvio padrão desta amostra de vazões máximas;
- (3) Estima β_0 , β_1 e β_2 através das equações (42), (43) e (44);
- (4) Estima os momentos-L, λ_1 , λ_2 , e λ_3 aplicando as equações (37), (38) e (39);
- (5) Distribuição de Gumbel:
 - (5.1) Estima os parâmetros da distribuição de Gumbel através das equações (69) e (70);
 - (5.2) Determina as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência aplicando a equação (71).
- (6) Distribuição exponencial:
 - (6.1) Estima os parâmetros da distribuição exponencial através das equações (88) e (89);
 - (6.2) Determina as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência aplicando a equação (90).
- (7) Distribuição generalizada de valores extremos:

(7.1) Estima os parâmetros da distribuição GEV através das equações (61), (62) e (63).

Nas equações (62) e (63) é necessário o valor da função gama $\Gamma(1 + \hat{\kappa})$. Segundo Naghettini e Pinto (2007) uma das aproximações mais eficientes para a função gama, com erros da ordem de 2×10^{-10} , é a aproximação de Lanczos, que foi utilizada neste algoritmo para estimar $\Gamma(z) = \Gamma(1 + \hat{\kappa})$. Esta aproximação é dada por:

$$\Gamma(z) = \left[\frac{\sqrt{2\pi}}{z} \left(p_0 + \sum_{i=1}^6 \frac{p_i}{z+i} \right) \right] (z+5,5)^{z+0,5} \exp^{-(z+5,5)} \quad (99)$$

Onde:

$$\begin{aligned} p_0 &= 1,000000 \\ p_1 &= 76,180092 \\ p_2 &= -86,505320 \\ p_3 &= 24,014098 \\ p_4 &= -1,231740 \\ p_5 &= 1,208651 \times 10^{-3} \\ p_6 &= -5,395239 \times 10^{-6} \end{aligned} \quad (100)$$

(7.2) Determina as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência aplicando a equação (64).

(8) Distribuição log-normal:

(8.1) Estima os parâmetros da distribuição log-normal resolvendo as expressões (96) e (97).

(8.2) Determina as cheias de 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência aplicando a equação (98). O fator de frequência k_T para esta equação foi obtido diretamente de Naghettini e Pinto (2007, *Tabela 5.1 – Função de Probabilidades Acumuladas da Distribuição Normal Padrão*, p. 135).

(9) Distribuição log-Pearson tipo III:

(9.1) No algoritmo $Q(T)$ -AMS estima-se $\bar{y}$, s_y e $\hat{\gamma}$, através das equações (81), (82) e (83);

(9.2) Em planilha desenvolvida no programa *Microsoft Excel* estimam-se os quantis associados aos tempos de recorrência 2, 5, 10, 25, 50 e

100 anos através da equação (78), utilizando os valores de k_T extraídos de USWRC (1982, Apêndice 3, p. 3.1).

3.6 RAIZ QUADRÁTICA DO ERRO QUADRÁTICO MÉDIO

Seja o parâmetro θ e o seu estimador $\hat{\theta}$. Uma medida do desempenho de $\hat{\theta}$ é dada pelo Erro Quadrático Médio (*Mean Square Error*, MSE), proposto por Gauss, que o definiu como a média dos quadrados dos erros. Portanto,

$$MSE(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2 = Var(\hat{\theta}) - [Bias(\hat{\theta})]^2 \quad (101)$$

onde $Bias(\hat{\theta})$ é a tendenciosidade definida como $Bias(\hat{\theta}) = \theta - E(\hat{\theta})$; e $Var(\hat{\theta})$ é a variância definida como $Var(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta}^2) - [E(\hat{\theta})]^2$.

O erro quadrático médio pode ser expresso em uma forma que evidencie as duas componentes da variabilidade dos dados, ou seja, a variância do estimador e a sua tendenciosidade.

Um estimador não tendencioso $E(\hat{\theta}) = \theta$ tem o MSE igual a sua variância. Estimadores de mínima variância são denominados estimadores eficientes.

A raiz quadrada do erro quadrático médio (*Root Mean Square Error*, RMSE), também denominada de erro total, é expressa por:

$$RMSE(\hat{\theta}) = \sqrt{MSE} = \sqrt{E(\hat{\theta} - \theta)^2} \quad (102)$$

A RMSE é uma medida que inclui a tendenciosidade e a variância, e é expressa na mesma unidade da variável de interesse. Portanto, para estimadores tendenciosos, a RMSE é melhor do que a variância como medida para avaliar a qualidade do estimador.

Desta forma, nesta pesquisa a RMSE foi à medida selecionada para a avaliação do desempenho dos estimadores dos quantis associados aos tempos de recorrência selecionados. A expressão utilizada para estimar a RMSE é dada por:

$$RMSE(\hat{\theta}) = \sqrt{\frac{\sum (\hat{\theta}_i - \theta)^2}{n}} \quad (103)$$

sendo $\hat{\theta}_i$ ($i=1,2,\dots,n$) um conjunto de estimativas de θ .

Além dos valores RMSE dos estimadores de vazão de cheia, foram ainda calculados os RMSE dos logaritmos dos estimadores:

$$RMSE(\hat{\theta})_{\ln} = \sqrt{\frac{\sum [\ln(\hat{\theta}) - \ln(\theta)]^2}{n}} = \sqrt{\frac{\sum \ln\left(\frac{\hat{\theta}_i}{\theta}\right)^2}{n}} \quad (104)$$

Este índice de comparação é focado no erro relativo $\hat{\theta}/\theta$ do estimador e, em certos casos, pode representar melhor a qualidade do estimador (FILL, 1994).

Os valores de $\hat{\theta}_i$ correspondem às 100 estimativas dos quantis obtidas em cada cenário (para as 100 amostras de cada tamanho utilizadas). O valor de θ corresponde à estimativa da cheia associada ao tempo de recorrência selecionado, obtida a partir da definição do tempo de recorrência, aplicada à série sintética de vazões com 5.000 anos.

Nesta pesquisa, a hipótese básica é de que as cheias estimadas através da definição do tempo de recorrência, a partir da série gerada de vazões diárias (total de 5.000 anos), representam os "verdadeiros" valores das cheias para a série sintética. Na verdade isto é uma aproximação, pois essa estimativa possui um erro padrão de $\sqrt{[Var(\tau)]/n}$, onde τ é a variável aleatória no "intervalo entre duas cheias maiores que q_T " e n é o número de valores de τ . Entretanto, esse erro, devido à grande extensão da série sintética, é bastante pequeno.

Adaptando as equações (102) e (103) aos termos desta pesquisa, têm-se as expressões para o cálculo de RMSE nos ambientes real e logarítmico:

$$RMSE(\hat{q}_T) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{100} (\hat{q}_{T,i} - q_T)^2}{100}} \quad (105)$$

$$RMSE(\hat{q}_T) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{100} [\ln(\hat{q}_{T,i}) - \ln(q_T)]^2}{100}} \quad (106)$$

onde $\hat{q}_{T,i}$ é a estimativa da cheia para o tempo de recorrência T , obtida da amostra i ; e q_T é a cheia para o tempo de recorrência T estimada a partir da definição do tempo de recorrência aplicada à série sintética de vazões diárias, considerada como o "verdadeiro" valor da cheia.

4 ESTUDO DE CASO

Este capítulo apresenta a estação fluviométrica utilizada como base para a geração de uma série sintética de vazões médias diárias, os motivos que levaram a sua seleção e algumas características da bacia de contribuição desta estação.

Na sequência são apresentados os resultados obtidos: série de vazões médias diárias com 5.000 anos de extensão, estimativas de vazões máximas através da média dos intervalos de tempo decorridos entre cada duas vazões (valores "verdadeiros"), estimativas das vazões máximas através da análise de frequência de cheias e comparação entre estas estimativas.

4.1 ESTAÇÃO FLUVIOMÉTRICA BASE

O estudo de caso correspondeu à estação fluviométrica Porto Amazonas (código ANA: 65035000) localizada no Sul do país, denominada de estação base, pois foi utilizada como base para a geração da série sintética de vazões médias diárias. Neste capítulo são expostos os motivos que conduziram à escolha da estação fluviométrica e as principais características físicas e de uso e ocupação do solo da bacia hidrográfica desta estação.

Na seleção da estação fluviométrica procurou-se uma estação típica da região Sul do país, com área de drenagem de até 5.000 km², contendo período de observações extenso, com poucas falhas e dados de boa qualidade, de modo que a série sintética fosse representativa.

Escolheu-se uma estação da região Sul, por apresentar chuvas bem distribuídas ao longo de todo o ano, com pouca sazonalidade, com área de drenagem inferior a 5.000 km², que é a ordem de grandeza das áreas das bacias para as quais o modelo SOSN de geração de séries sintéticas foi aplicado, tendo gerado bons resultados (por exemplo, em MINE, 1990; KERN, 2010).

Para a seleção desta estação foram realizadas consultas ao Sistema de Informações Hidrológicas (*HidroWeb*), da Agência Nacional de Águas (ANA, 2012).

Após levantamento de várias estações fluviométricas na região Sul, e análise subjetiva das suas observações e da sua curva de descarga, a estação fluviométrica selecionada foi a Porto Amazonas, localizada no rio Iguaçu, bacia do rio Paraná (6), sub-bacia do rio Iguaçu (65), no município de Porto Amazonas (Paraná). As

coordenadas desta estação são 25°32'53" de latitude Sul, 49°53'22" de longitude Oeste e 780 m de altitude. A área de drenagem equivale a 3.662 km². O operador desta estação é o Instituto das Águas do Paraná. Estas características estão resumidas na Tabela 2.

Tabela 2 – Características da estação fluviométrica Porto Amazonas

Estação	Código ANA	Rio	Coordenadas	Altitude (m)	Área de drenagem (km ²)
Porto Amazonas	65035000	Iguaçu	25°32'53" Sul 49°53'22" W	780	3.662

Fonte: ANA (2012)

O estado do Paraná é fisicamente dividido em 16 bacias hidrográficas, sendo que a maior delas é a bacia do rio Iguaçu. O rio Iguaçu, que tem suas nascentes junto à Serra do Mar, escoar em uma direção aproximada de leste para oeste, desaguando no rio Paraná, no extremo Oeste do estado. A sua área de drenagem total é de 65.600 km².

De acordo com a Resolução nº. 49, do Conselho Estadual de Recursos Hídricos (CERH/PR), de 20 de dezembro de 2006, as bacias hidrográficas do Paraná foram agrupadas em 12 unidades hidrográficas. A bacia do rio Iguaçu abrange três destas unidades, as quais são: 1) Alto Iguaçu, afluentes do rio Negro e afluentes do rio Ribeira, 2) Afluentes do Médio Iguaçu, e 3) Afluentes do Baixo Iguaçu (SUDERHSA, 2007).

A bacia do Alto Iguaçu compreende a área desde as cabeceiras do rio Iguaçu, na Serra do Mar, até as corredeiras situadas no município de Porto Amazonas (Salto Caiacanga). A estação fluviométrica Porto Amazonas está localizada na bacia do Alto Iguaçu. Na Figura 3 está representada a bacia hidrográfica do rio Iguaçu com a localização da estação fluviométrica Porto Amazonas.

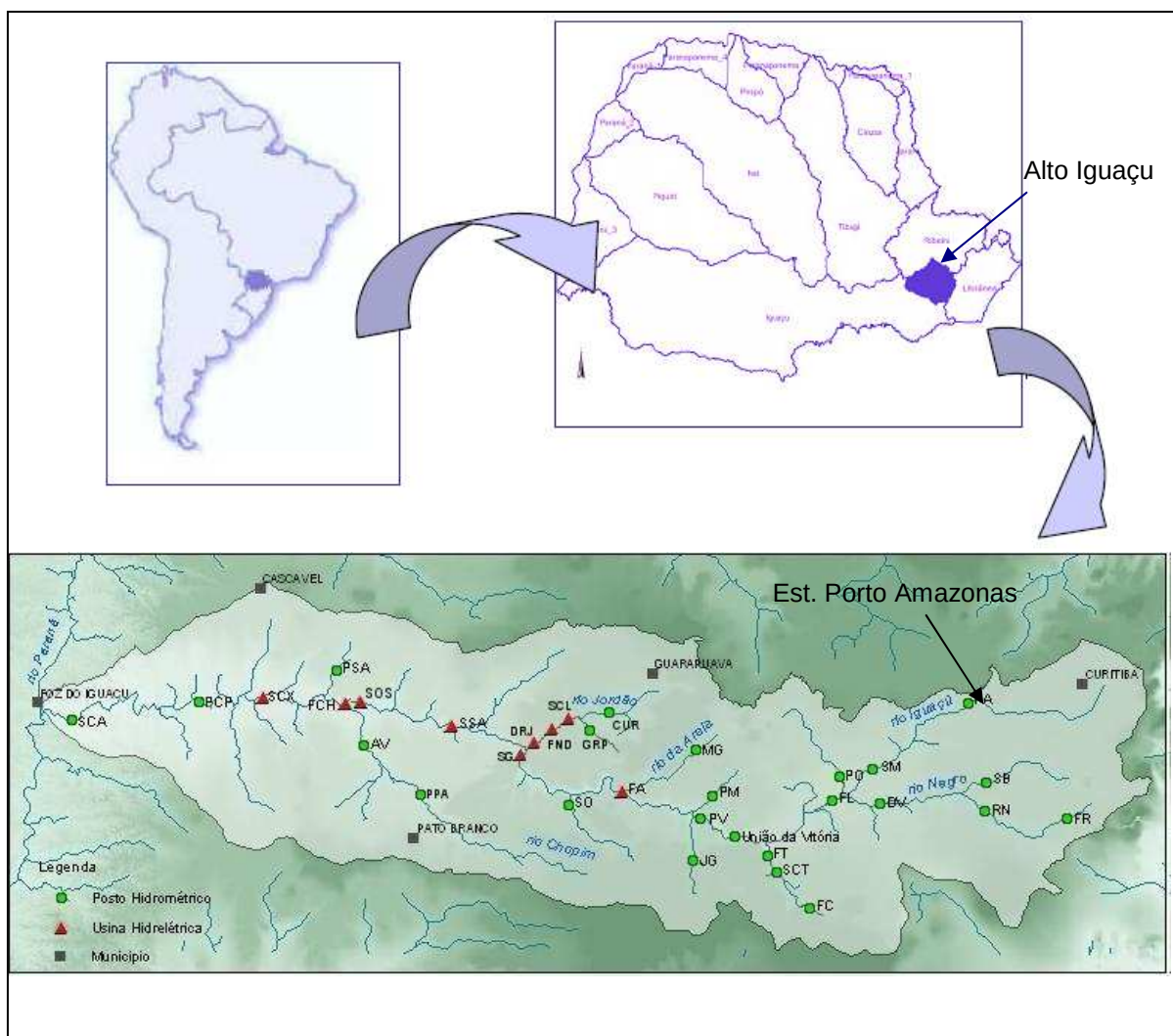


Figura 3 – Bacia hidrográfica do rio Iguaçu (Fonte: Adaptado de COPEL, 2013 e de KNAPIK, 2009)

A fluviometria da bacia do Alto Iguaçu no local da estação fluviométrica Porto Amazonas é descrita pela série de vazões médias diárias desta estação, disponível no *Hidroweb* (ANA, 2012), que abrange o período de 07/08/1935 a 31/12/2005. Neste período não há falhas, pois esta série foi consistida pela ANA, segundo os dados do *Hidroweb*.

A partir de janeiro de 2006 até abril de 2012, os dados de vazão foram disponibilizados pelo Instituto das Águas do Paraná.

Nesta pesquisa, adotou-se a série de vazões médias diárias da estação fluviométrica Porto Amazonas, no período de janeiro de 1936 a dezembro de 2011, totalizando 76 anos. Na comparação com séries de outras estações fluviométricas da região Sul, a série em Porto Amazonas é uma das mais longas disponíveis. Esta

série tem os dados consistidos pela ANA, entretanto foi realizada uma análise de consistência para verificar a existência de valores absurdos e falhas. Nenhum valor absurdo ou falha foi identificado.

Na Figura 4 apresentam-se as medições diretas de vazão que foram realizadas na estação Porto Amazonas, disponibilizadas no *Hidroweb* (ANA, 2012), desde 1935 até 2005. Observa-se uma série bastante ampla de medições diretas até uma vazão de 520 m³/s, com pouca dispersão dos pontos, tornando a relação cota-descarga bastante confiável. Entretanto, para vazões mais elevadas a curva foi extrapolada acarretando alguma incerteza nas vazões superiores a 520 m³/s, que correspondem às cotas acima de 6,40 m. Nesta curva observa-se um ponto de inflexão decorrente de mudança no controle hidráulico na seção de medição.

Na Tabela 3 são apresentadas as principais estatísticas da série histórica de vazões médias diárias da estação Porto Amazonas.

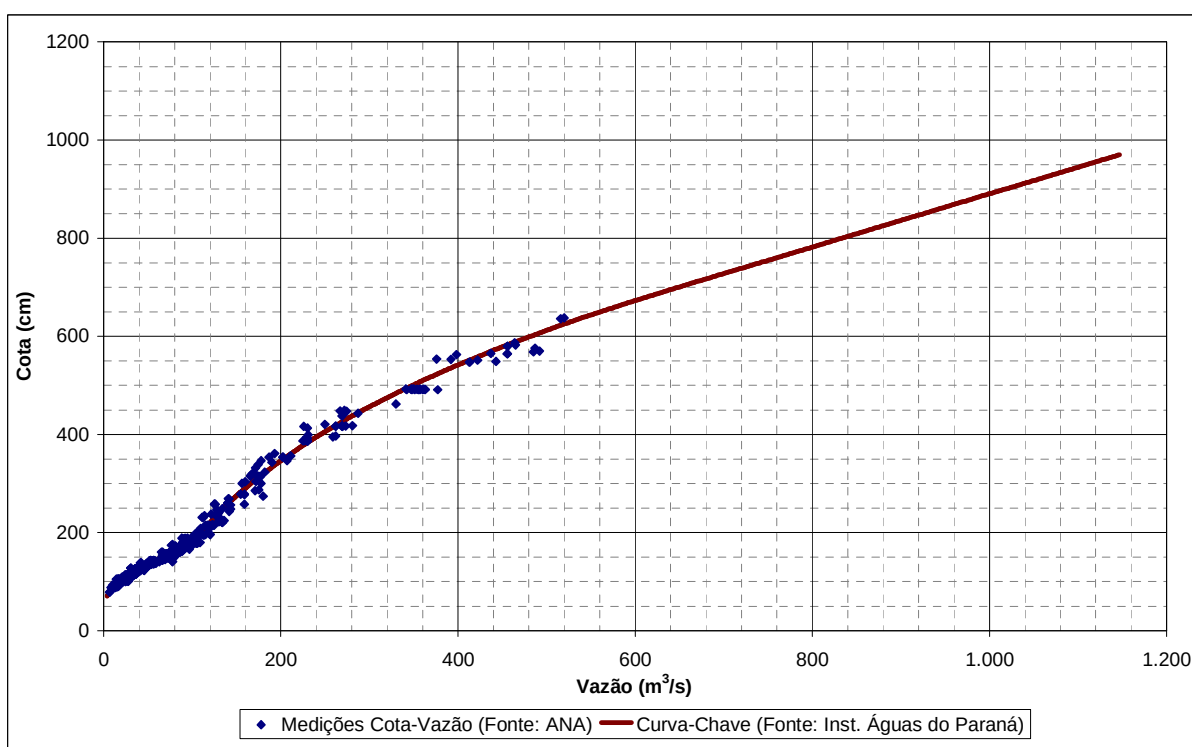


Figura 4 – Medições de vazão e curva-chave da estação fluviométrica Porto Amazonas

Tabela 3 – Estatísticas da série histórica de vazões da estação fluviométrica Porto Amazonas

Estatísticas	Média Diária	Média Mensal
Vazão Média de Longo Termo (Q_{MLT} , m ³ /s)	68,7	68,7
Vazão Média de Longo Termo Específica (l/s.km ²)	18,76	18,76
Vazão Mínima (m ³ /s)	3,4	8,0
Vazão Máxima (m ³ /s)	1.167	461
Desvio Padrão (m ³ /s)	62,3	48,1
Coeficiente de Variação	0,91	0,70
Coeficiente de Autocorrelação	0,962	0,506
Coeficiente de Assimetria	3,71	2,18
Coeficiente de Curtose	29,83	8,61

Os parâmetros da série histórica de vazões da estação fluviométrica Porto Amazonas constituíram as características estatísticas usadas para a geração da série sintética. Esta por sua vez serviu de base para a comparação de estimadores de vazões de cheias. Essa comparação, como já foi explicado no Capítulo 3, constitui a essência da pesquisa apresentada nesta dissertação.

4.2 APLICAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Através da prática da metodologia exposta no Capítulo 3, tendo como estudo de caso a estação fluviométrica Porto Amazonas, obtiveram-se os seguintes resultados:

(1) Série de vazões médias diárias com 5.000 anos de extensão, gerada através do modelo *shot noise* de segunda ordem (SOSN), utilizando os programas criados por Kern (2010), com as adaptações necessárias a este estudo;

(2) Estimativas das vazões máximas associadas aos tempos de recorrência 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos, assumidas como valores verdadeiros, a partir da série sintética de vazões médias diárias com 5.000 anos gerada, aplicando a definição do tempo de recorrência. Para tanto foi desenvolvido o programa Q-T (Apêndice A).

(3) Estimativas das vazões máximas pelos métodos de séries de máximos anuais e séries de duração parcial, para os tempos de recorrência 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos, para três conjuntos de 100 amostras, extraídas da série de vazões com

5.000 anos. As extensões adotadas para estas amostras foram 10, 25 e 50 anos. Os programas $Q(T)$ -AMS e $Q(T)$ -PDS desenvolvidos neste trabalho foram aplicados para estas estimativas.

(4) Valores da raiz quadrada do erro quadrático médio, no espaço real e logarítmico (RMSE e RMSE_{ln}), calculados para as estimativas de vazões máximas associadas a cada método, modelo probabilístico, tamanho da amostra, tempo de recorrência e, no caso do método de séries de duração parcial, a cada valor do parâmetro λ adotado.

4.2.1 Série Sintética de Vazões Médias Diárias

Os parâmetros do modelo SOSN estimados utilizando as características da estação fluviométrica Porto Amazonas, através do programa SOSN1 (KERN, 2010 – Anexo A), são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Parâmetros do modelo SOSN estimados utilizando características da estação fluviométrica Porto Amazonas nos valores de entrada do programa SOSN1

Parâmetro	Valor de <i>Entrada</i> no Programa SOSN1	Valor <i>Estimado</i> pelo Programa SOSN1
b_1	0,13 dia ⁻¹	0,12 dia ⁻¹
b_2	0,05 dia ⁻¹	0,015 dia ⁻¹
θ_1	-	73,0 m ³ /s
θ_2	-	17,7 m ³ /s
$v_1 = v_2 = v_{12}$	-	0,038 dia ⁻¹

No modelo SOSN os eventos nos processos rápido (escoamento superficial) e lento (escoamento de base) ocorrem simultaneamente, portanto $v_1 = v_2 = v_{12}$. Para o caso de Porto Amazonas este parâmetro foi estimado em 0,038 dia⁻¹, o que corresponde, em média, à ocorrência de um pico a cada 26 dias. Cada ocorrência de chuva representa um acréscimo médio de $\theta_1 = 73,0$ m³/s na vazão do escoamento superficial, e um acréscimo $\theta_2 = 17,7$ m³/s na vazão do escoamento de base.

As estimativas dos parâmetros do modelo SOSN (Tabela 4) foram utilizadas como entrada para o programa SOSN2-5.000anos (Adaptado de KERN, 2010 –

Anexo B), através do qual foi gerada uma série de vazões médias diárias com 5.000 anos de extensão (aproximadamente 1,83 milhões de dias).

Para analisar a eficiência do modelo SOSN, foram comparadas as estatísticas da série histórica de vazões médias diárias da estação fluviométrica Porto Amazonas e da série sintética de vazões médias diárias, tanto na escala diária, quanto na escala mensal. A Tabela 5 sumaria as estatísticas calculadas a partir dos 76 anos da série histórica e a partir dos 5.000 anos da série gerada. Os valores médios, máximos e mínimos foram obtidos também a partir de 65 sub-séries sintéticas com 76 anos cada (mesma extensão da série histórica da estação fluviométrica), extraídas da série sintética total com 5.000 anos.

Tabela 5 – Estatísticas das Séries Histórica e Sintética de Vazões Médias Diárias e Médias Mensais

Estatística	Série Histórica: 76 anos	65 Séries Sintéticas: 76 anos cada	Série Sintética Total: 5.000 anos
Vazão Média de Longo Termo:			
Média (m ³ /s)	68,74	68,50	68,49
Mínimo (m ³ /s)	-	62,00	-
Máximo (m ³ /s)	-	77,18	-
Desvio Padrão Diário:			
Média (m ³ /s)	62,29	61,91	62,01
Mínimo (m ³ /s)	-	56,24	-
Máximo (m ³ /s)	-	69,84	-
Coefficiente de Autocorrelação 1ª Ordem Diário:			
Média	0,962	0,951	0,950
Mínimo	-	0,948	-
Máximo	-	0,956	-
Coefficiente de Assimetria Diária:			
Média	3,708	2,470	2,482
Mínimo	-	2,121	-
Máximo	-	2,945	-
Coefficiente de Curtose Diária:			
Média	29,825	12,705	9,862
Mínimo	-	9,600	-
Máximo	-	19,902	-
Desvio Padrão Mensal:			
Média	48,09	47,76	47,93
Mínimo (m ³ /s)	-	54,64	-
Máximo (m ³ /s)	-	43,19	-
Coef. Autocorrelação 1ª Ordem Mensal:			
Média	0,506	0,504	0,507
Mínimo	-	0,432	-
Máximo	-	0,570	-
Coefficiente de Assimetria Mensal:			
Média	2,181	1,474	1,485
Mínimo	-	1,051	-
Máximo	-	2,140	-
Coefficiente de Curtose Mensal:			
Média	8,609	6,274	3,271
Mínimo	-	4,031	-
Máximo	-	11,295	-

Os parâmetros do modelo SOSN preservam a média, a variância e o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem das séries diárias e mensais. Na análise dos valores apresentados na Tabela 5, observa-se que estas estatísticas foram bem preservadas. Entretanto para os valores da curtose e do coeficiente de assimetria diários e mensais, o SOSN subestimou estas estatísticas, tanto na escala diária, como na mensal.

Como este trabalho está focado nas vazões máximas, procedeu-se ainda uma análise comparativa das estatísticas das séries histórica e sintética de vazões médias diárias máximas anuais, apresentada na Tabela 6.

Tabela 6 – Estatísticas das Séries Histórica e Sintética de Vazões Médias Diárias Máximas Anuais

Estatística	Série Histórica: 76 anos	65 Séries Sintéticas: 76 anos cada	Série Sintética Total: 5.000 anos
Vazão Média Diária Máxima Anual:			
Média (m ³ /s)	323,25	336,97	336,99
Mínimo (m ³ /s)	105,80	44,30	44,30
Máximo (m ³ /s)	1.167,00	1.101,96	1.101,96
Desvio Padrão:			
Média (m ³ /s)	185,56	123,25	124,00
Mínimo (m ³ /s)	-	97,75	-
Máximo (m ³ /s)	-	164,24	-
Coefficiente de Assimetria:			
Média	2,07	0,76	0,84
Mínimo	-	0,11	-
Máximo	-	1,71	-
Coefficiente de Curtose:			
Média	6,15	0,91	1,23
Mínimo	-	-0,88	-
Máximo	-	5,45	-

Também neste caso o modelo não preservou os coeficientes de assimetria e curtose das vazões máximas anuais. Entretanto, embora o valor do coeficiente de assimetria da série sintética de vazões máximas anuais total seja inferior ao da série histórica, a série gerada possui assimetria positiva, característica das séries hidrológicas referentes a eventos máximos. Em todas as 65 séries de vazões

máximas com 76 anos cada, obtidas a partir da série de vazões médias diárias com 5.000 anos, o coeficiente de assimetria resultou positivo.

Também se esperava que a série sintética de vazões máximas anuais com 5.000 anos tivesse um valor máximo superior ao máximo da série histórica. Entretanto, a máxima vazão gerada ($1.102 \text{ m}^3/\text{s}$) resultou, aproximadamente, 5,6% inferior à máxima vazão da série histórica da estação Porto Amazonas ($1.167 \text{ m}^3/\text{s}$). Kern (2010) aplicou o modelo SOSN para quatro estações fluviométricas no sul do Brasil: Abelardo Luz (73600000), Passo Marombas (71498000), Santa Clara (65825000) e Rio dos Patos (64620000). Nestes casos a máxima vazão gerada foi maior que a máxima vazão da série histórica, exceto para a estação Santa Clara onde a máxima vazão gerada resultou aproximadamente 14,5% inferior à máxima histórica.

Tendo em vista que o modelo SOSN preservou a média, o desvio padrão e a autocorrelação de primeira ordem da série histórica de vazões, tanto na escala diária, quanto na mensal; que na comparação entre as séries histórica e sintética de vazões máximas anuais, a média foi preservada; e, que, tanto a série sintética total, quanto as sub-séries sintéticas com 76 anos, possuem assimetria positiva, considerou-se que, a série de vazões médias diárias gerada pelo SOSN é satisfatória para atender aos objetivos desta pesquisa, podendo ser considerada uma realização de uma estação fluviométrica real, embora não idêntica à estação Porto Amazonas.

4.2.2 Vazões Máximas Estimadas a Partir da Série Sintética

Através do programa *Q-T* (Apêndice A) estimou-se o tempo de recorrência para cada vazão de referência adotada, pela contagem do intervalo de tempo decorrido entre cada duas vazões iguais ou superiores à vazão de referência. A média dos intervalos de tempo é o tempo de recorrência procurado.

Os dados utilizados como entrada para o programa *Q-T* foram a vazão de referência e a série sintética de vazões médias diárias com 5.000 anos gerada. As vazões de referência e os tempos de recorrência associados a elas estão apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 – Vazões máximas associadas aos tempos de recorrência estimados pelo programa $Q-T$

Vazão (m ³ /s)	Tempo de Recorrência (anos)
400	0,9
450	1,8
500	3,4
550	6,5
600	12,2
650	24,2
700	47,0
730	71,3
750	97,1
770	127,3
780	154,6
790	166,6
800	198,3
830	240,9
840	281,5
850	387,1

Estes dados foram dispostos no gráfico da Figura 5, aos quais ajustou-se uma linha de tendência logarítmica, que em comparação com outros ajustes (linear, potência, exponencial, polinomial) foi o que resultou no melhor coeficiente de determinação, R^2 . A equação logarítmica determinada foi:

$$Q = 75,1\ln(T) + 408,3 \quad (107)$$

onde Q é a vazão, em m³/s; e T é o tempo de recorrência, em anos.

A partir desta equação, estimaram-se as vazões correspondentes aos tempos de recorrência 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos, que estão dispostas na Tabela 8. Estas vazões foram consideradas como os "verdadeiros" quantis para a comparação com as estimativas amostrais dos mesmos quantis.

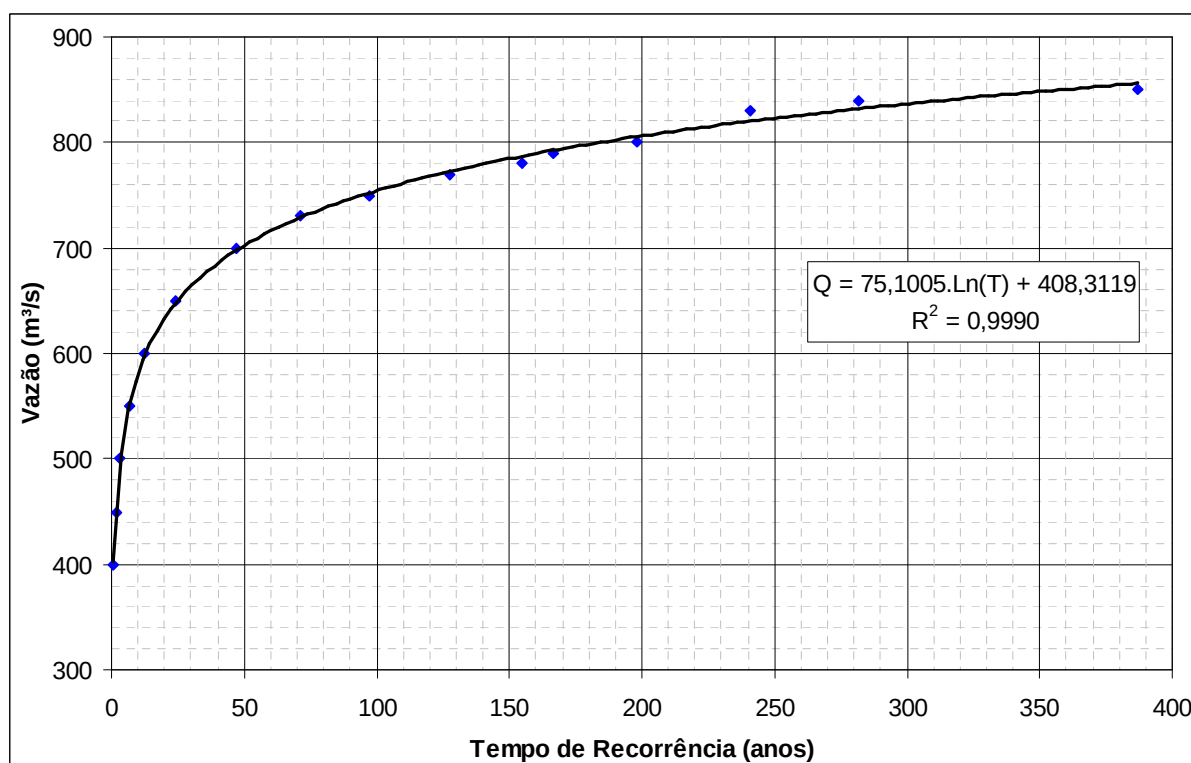


Figura 5 – Vazões máximas associadas aos tempos de recorrência estimados pelo programa Q-T

Tabela 8 – Vazões máximas associadas aos tempos de recorrência estimados pelo programa Q-T

Tempo de Recorrência (anos)	Vazão (m³/s)	Erro Padrão (m³/s)	Erro Padrão (%)
2	460	0,1	0,0
5	529	0,4	0,1
10	581	0,9	0,2
25	650	2,8	0,4
50	702	7,1	1,0
100	754	20,9	2,8

Há de se observar que, apesar de estas vazões serem consideradas como os "verdadeiros" valores dos quantis, elas estão afetadas de um erro padrão devido à extensão finita (embora grande) da série sintética. Os erros padrão estimados são mostrados na Tabela 8.

Quanto maior o tempo de recorrência, maior é o erro padrão associado à estimativa. Esse fato resulta de que para recorrências maiores há um número menor de ocorrências. Os erros padrão correspondem a percentuais pequenos das vazões estimadas (de 0,02% para $T = 2$ anos a 2,77% para $T = 100$ anos), de modo que o

intervalo de confiança para o quantil "verdadeiro" é bastante estreito em torno da estimativa.

4.2.3 Vazões Máximas Estimadas Através dos Métodos de Análise de Frequência de Cheias e Comparação Entre os Resultados

Considerou-se que a série sintética total de vazões médias diárias gerada inicia no ano 1 e termina no ano 5.000. Desta série, foram extraídas 100 amostras com 10 anos de extensão cada, 100 amostras com 25 anos cada e 100 amostras com 50 anos de extensão cada. Na Tabela 9 têm-se as características destas amostras.

Tabela 9 – Amostras de vazões médias diárias extraídas da série sintética total de vazões médias diárias gerada

Nº Amostras	Extensão (anos)	Amostra Nº 1		Amostra Nº 100		Intervalo entre amostras (anos)
		Ano Início	Ano Fim	Ano Início	Ano Fim	
100	10	1	10	4951	4960	40
100	25	1	25	4951	4975	25
100	50	1	50	4951	5000	0

A partir de cada amostra de vazões médias diárias com tamanhos de 10, 25 e 50 anos, foram estimadas as vazões máximas associadas aos tempos de recorrência 5, 10, 25, 50 e 100 anos, através do método de séries de máximas anuais e do método de séries de duração parcial, descritos no Capítulo 3 *Método de Análise*.

Para aplicar o método de séries de máximos anuais selecionou-se, de cada amostra extraída, a vazão média diária máxima de cada ano, resultando em amostras de vazões máximas anuais. A extração das amostras a partir da série sintética total e a seleção dos máximos anuais de cada amostra foram realizadas através de planilhas do programa *Microsoft Office Excel*.

Através do programa *Q(T)-AMS* (Apêndice C) e de planilhas do *Microsoft Office Excel* para cada amostra de vazões máximas anuais foram aplicadas as distribuições probabilísticas GEV, Gumbel, log-Pearson III, exponencial e log-normal de dois parâmetros. Os parâmetros destas distribuições foram estimados para cada

amostra pelo método dos momentos-L descrito no Capítulo 3. Os resultados foram 500 estimativas de cheias associadas a cada tempo de recorrência e cada tamanho de amostra (5 modelos probabilísticos aplicados as 100 amostras de cada tamanho).

A aplicação do método de séries de duração parcial ocorreu pelo programa $Q(T)$ -PDS (Apêndice B). A entrada deste programa corresponde a uma estimativa inicial do valor limite de referência e a amostra de vazões médias diárias selecionada. A saída são as estimativas de vazões máximas para os tempos de recorrência 2, 5, 10, 25, 50 e 100, pelos modelos probabilísticos Poisson-Pareto e Poisson-exponencial, com o parâmetro λ igual a 2; 2,6 ou 3, de acordo com a estimativa pretendida, e os demais parâmetros estimados pelo método dos momentos-L.

Os resultados foram 600 estimativas de cheias associadas a cada tempo de recorrência e cada tamanho de amostra (2 modelos probabilísticos aplicados as 100 amostras de cada tamanho, para 3 valores de λ).

Para a avaliação do desempenho dos métodos aplicados na estimativa das vazões máximas, utilizou-se a raiz quadrada do erro quadrático médio, calculada nos espaços real e logarítmico (RMSE e $RMSE_{ln}$), conforme descrito no Capítulo 3. Os valores destas medidas de desempenho compõem as Tabelas 10 e 11.

Quanto menor o valor do RMSE, maior é a eficiência da estimativa. Nas Tabelas 10 e 11 os melhores resultados (menores valores de RMSE e de $RMSE_{ln}$) estão indicados pela cor laranja e os segundos melhores resultados estão indicados pela cor amarela.

Tabela 10 - Raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE)

Modelo	Tempo Recorrência	T = 2 anos			T = 5 anos		
	Tamanho Amostra (anos)	10	25	50	10	25	50
	Distribuição Probabilística	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
AMS	GEV	144	142	141	112	105	101
	Gumbel	147	146	146	112	107	105
	Log-Pearson III	164	160	159	117	108	107
	Exponencial (2 parâmetros)	168	166	167	118	114	112
	Log-Normal (2 parâmetros)	149	147	147	112	106	105
PDS	λ	$\lambda = 2$			$\lambda = 2$		
	Poisson-Pareto	143	140,9	137	114	106	98,2
	Poisson-Exponencial	143	143	140	109	104	96,1
	λ	$\lambda = 2,6$			$\lambda = 2,6$		
	Poisson-Pareto	144	141,4	139	111	105	98,5
	Poisson-Exponencial	141,8	142	140	108,3	103	96,1
	λ	$\lambda = 3$			$\lambda = 3$		
	Poisson-Pareto	144	141	138	110	105	98,0
	Poisson-Exponencial	142,2	142	139	108,1	101	93,8
Modelo	Tempo Recorrência	T = 10 anos			T = 25 anos		
	Tamanho Amostra (anos)	10	25	50	10	25	50
	Distribuição Probabilística	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
AMS	GEV	108	92,4	87,3	128	92,3	81,9
	Gumbel	103	90,2	85,8	105	78,2	68,4
	Log-Pearson III	94,7	75,1	69,4	171	91,6	59,0
	Exponencial (2 parâmetros)	96,2	80,1	74,3	104	63,9	46,4
	Log-Normal (2 parâmetros)	103	90,1	85,5	111	80,6	69,8
PDS	λ	$\lambda = 2$			$\lambda = 2$		
	Poisson-Pareto	108	95,0	84,9	127	93,8	80,0
	Poisson-Exponencial	99,8	88,0	75,8	99,5	75,6	58,0
	λ	$\lambda = 2,6$			$\lambda = 2,6$		
	Poisson-Pareto	102	93,5	82,6	116	94,0	75,0
	Poisson-Exponencial	98,1	85,9	75,4	96,0	73,8	56,6
	λ	$\lambda = 3$			$\lambda = 3$		
	Poisson-Pareto	102	93,1	83,5	118	94,9	78,2
	Poisson-Exponencial	97,4	83,9	72,1	94,7	70,8	52,6
Modelo	Tempo Recorrência	T = 50 anos			T = 100 anos		
	Tamanho Amostra (anos)	10	25	50	10	25	50
	Distribuição Probabilística	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
AMS	GEV	166	106	87,3	229	130	100
	Gumbel	114	75,8	60,8	128	78,8	58,7
	Log-Pearson III	320	171	114	581	290	196
	Exponencial (2 parâmetros)	135	83,9	64,0	175	119	100
	Log-Normal (2 parâmetros)	130	82,4	65,3	157	91,4	67,8
PDS	λ	$\lambda = 2$			$\lambda = 2$		
	Poisson-Pareto	170	105	85,3	238	127	97,7
	Poisson-Exponencial	106	72,4	51,9	117	74,4	53,4
	λ	$\lambda = 2,6$			$\lambda = 2,6$		
	Poisson-Pareto	150	108	80,6	206	133	95,6
	Poisson-Exponencial	101	71,5	49,7	110	74,9	50,4
	λ	$\lambda = 3$			$\lambda = 3$		
	Poisson-Pareto	152	110	84,7	204	138	99
	Poisson-Exponencial	99,2	68,1	46,1	108	71,5	48,6

Tabela 11 - Raiz quadrada do erro quadrático médio no espaço logarítmico ($RMSE_{ln}$)

Modelo	Tempo Recorrência	T = 2 anos			T = 5 anos		
	Tamanho Amostra (anos)	10	25	50	10	25	50
	Distribuição Probabilística	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$
AMS	GEV	0,387	0,373	0,368	0,249	0,224	0,214
	Gumbel	0,396	0,384	0,383	0,249	0,228	0,223
	Log-Pearson III	0,456	0,432	0,426	0,260	0,233	0,227
	Exponencial (2 parâmetros)	0,465	0,453	0,451	0,264	0,245	0,240
	Log-Normal (2 parâmetros)	0,404	0,388	0,385	0,249	0,228	0,222
PDS	λ	$\lambda = 2$			$\lambda = 2$		
	Poisson-Pareto	0,382	0,369	0,354	0,251	0,228	0,207
	Poisson-Exponencial	0,379	0,374	0,362	0,240	0,223	0,202
	λ	$\lambda = 2,6$			$\lambda = 2,6$		
	Poisson-Pareto	0,383	0,370	0,360	0,244	0,226	0,208
	Poisson-Exponencial	0,376	0,373	0,363	0,238	0,219	0,202
	λ	$\lambda = 3$			$\lambda = 3$		
	Poisson-Pareto	0,382	0,371	0,356	0,242	0,225	0,207
	Poisson-Exponencial	0,378	0,372	0,361	0,237	0,216	0,197
Modelo	Tempo Recorrência	T = 10 anos			T = 25 anos		
	Tamanho Amostra (anos)	10	25	50	10	25	50
	Distribuição Probabilística	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$
AMS	GEV	0,215	0,176	0,165	0,221	0,156	0,137
	Gumbel	0,204	0,172	0,162	0,178	0,129	0,113
	Log-Pearson III	0,183	0,140	0,129	0,232	0,127	0,087
	Exponencial (2 parâmetros)	0,188	0,151	0,139	0,162	0,097	0,072
	Log-Normal (2 parâmetros)	0,204	0,171	0,161	0,188	0,133	0,115
PDS	λ	$\lambda = 2$			$\lambda = 2$		
	Poisson-Pareto	0,215	0,183	0,160	0,220	0,160	0,134
	Poisson-Exponencial	0,196	0,168	0,142	0,168	0,127	0,095
	λ	$\lambda = 2,6$			$\lambda = 2,6$		
	Poisson-Pareto	0,202	0,179	0,155	0,198	0,159	0,125
	Poisson-Exponencial	0,193	0,164	0,141	0,163	0,123	0,092
	λ	$\lambda = 3$			$\lambda = 3$		
	Poisson-Pareto	0,202	0,179	0,157	0,199	0,162	0,131
	Poisson-Exponencial	0,190	0,159	0,134	0,160	0,117	0,085
Modelo	Tempo Recorrência	T = 50 anos			T = 100 anos		
	Tamanho Amostra (anos)	10	25	50	10	25	50
	Distribuição Probabilística	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$	$RMSE_{ln}$
AMS	GEV	0,252	0,162	0,136	0,299	0,182	0,145
	Gumbel	0,173	0,113	0,091	0,173	0,105	0,080
	Log-Pearson III	0,338	0,195	0,144	0,469	0,280	0,219
	Exponencial (2 parâmetros)	0,176	0,109	0,085	0,202	0,139	0,120
	Log-Normal (2 parâmetros)	0,193	0,122	0,098	0,205	0,121	0,092
PDS	λ	$\lambda = 2$			$\lambda = 2$		
	Poisson-Pareto	0,255	0,164	0,133	0,308	0,181	0,141
	Poisson-Exponencial	0,160	0,110	0,077	0,158	0,103	0,071
	λ	$\lambda = 2,6$			$\lambda = 2,6$		
	Poisson-Pareto	0,226	0,165	0,123	0,270	0,183	0,132
	Poisson-Exponencial	0,154	0,107	0,073	0,151	0,101	0,067
	λ	$\lambda = 3$			$\lambda = 3$		
	Poisson-Pareto	0,223	0,171	0,130	0,260	0,191	0,140
	Poisson-Exponencial	0,149	0,101	0,067	0,146	0,095	0,063

Analisando os valores das estatísticas RMSE e $RMSE_{in}$ das Tabelas 10 e 11 nota-se que:

(1) No caso do método AMS observa-se o seguinte comportamento geral das várias distribuições de probabilidades em termos da robustez ou eficiência:

(1.1) Para tempos de recorrência baixos (2 e 5 anos) a distribuição GEV apresenta-se como a mais eficiente, exceto para amostras com 10 anos de extensão e tempo de recorrência de 5 anos, onde há um empate com a distribuição de Gumbel, classificada em segundo lugar nos demais casos.

(1.2) Para tempos de recorrência intermediários (10 e 25 anos) as distribuições log-Pearson III e exponencial destacam-se como as mais robustas, sendo alternadamente a melhor e a segunda melhor opção em termos de eficiência.

(1.3) Para tempos de recorrência elevados (50 e 100 anos) a distribuição Gumbel aparece como a alternativa mais eficiente no caso de $T = 100$ anos e praticamente empatada com a exponencial para $T = 50$ anos.

(1.4) Apesar de haver certa oscilação entre as alternativas mais robustas em função do tempo de recorrência e do tamanho da amostra, pode-se dizer no conjunto de todos os casos que a distribuição de Gumbel predominou em termos de robustez, apesar de não ser a de menor RMSE em todos os casos.

A predominância da distribuição de Gumbel entre as melhores estimativas pode estar relacionada à baixa assimetria das vazões máximas anuais da série gerada, visto que a distribuição de Gumbel tem a menor assimetria entre as distribuições probabilísticas candidatas. Este fato corrobora a recomendação da ELETROBRÁS (1987, 2000) de considerar nos estudos de cheias a distribuição de Gumbel para locais com assimetria inferior a 1,5 e a exponencial para assimetrias superiores. A utilização da distribuição de Gumbel no caso de locais com forte assimetria nas vazões máximas leva com frequência a valores muito baixos para as cheias de projeto.

(2) No caso do método PDS observam-se os seguintes fatos quanto à robustez e eficiência das várias alternativas analisadas:

(2.1) Exceto para tempos de recorrência muito baixos ($T = 2$ anos), o modelo Poisson-exponencial apresenta-se mais eficiente que o modelo Poisson-Pareto.

(2.2) Também exceto no caso de $T = 2$ anos, o uso de limiares mais baixos ($\lambda = 3$) proporciona estimadores mais eficientes, presumidamente devido ao aumento do tamanho das amostras de eventos de cheia.

(2.3) No caso de $T = 2$ anos o modelo Poisson-Pareto proporciona um RMSE mais baixo apenas na terceira casa decimal, o que poderia ser considerado um empate com o modelo Poisson-exponencial.

(2.4) A influência do parâmetro λ (número médio de cheias por ano) se apresenta na forma de um aumento de λ conduzir a um aumento na eficiência.

O predomínio em termos de eficiência do modelo Poisson-exponencial, a exemplo da distribuição de Gumbel no método AMS, pode ser explicado pela baixa assimetria da série gerada. Possivelmente para séries mais assimétricas o modelo Poisson-Pareto pode resultar mais robusto.

(3) Analisando e comparando os valores das estatísticas RMSE e de $RMSE_{In}$ (Tabelas 10 e 11), calculados tanto com as cheias estimadas pelo método AMS, como pelo método PDS, tem-se que:

(3.1) Exceto para tempos de recorrência intermediários (10 e 25 anos) observa-se um claro predomínio do método PDS sobre o AMS, com o RMSE diminuindo para valores mais elevados do parâmetro λ .

(3.2) No caso de $T = 25$ anos o ganho em eficiência do método AMS é muito pequeno, sendo as estimativas PDS/EXP as segundas melhores estimativas.

(3.3) À medida que aumenta o tempo de recorrência as eficiências das estimativas PDS/EXP destacam-se e dominam todas as alternativas do método AMS.

5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

5.1 CONCLUSÕES

A série de vazões médias diárias máximas anuais com 5.000 anos de extensão, sobre a qual foi procedida a análise de frequência de cheias, apresentou assimetria positiva, porém inferior aos valores da estação base. Este fato leva a concluir que o modelo SOSN usado nesta geração aparentemente não preserva a assimetria e a curtose das séries históricas usadas para estimativa dos seus parâmetros, levando a séries sintéticas menos assimétricas.

As vazões máximas correspondentes a 2, 5, 10, 25, 50 e 100 anos de recorrência, estimadas a partir da série sintética de vazões médias diárias, através da definição do tempo de recorrência, foram supostas como os "verdadeiros" quantis. Esta hipótese foi considerada válida, pois se observou que a intensidade do erro associado a cada uma destas estimativas, decorrente do tamanho finito da série sintética, resultou muito baixa (Tabela 8).

O uso de séries sintéticas na avaliação da robustez de estimadores de quantis de cheia tem como vantagem não considerar uma distribuição específica como verdadeira (*parent distribution*), método usado na maioria dos casos relatados na literatura.

Quando foram comparados os valores das estatísticas RMSE e $RMSE_{ln}$, calculadas tanto com as cheias estimadas pelo método de séries de máximos anuais, como pelo método de séries de duração parcial, percebeu-se que, na maioria dos casos o método de séries de duração parcial conduziu às estimativas de cheia mais eficientes. Esta é uma evidência de que estimativas de cheias pelo método de séries de duração parcial podem ser mais eficientes do que as estimativas pelo método de séries de máximos anuais.

Na análise de frequência de cheias pelo método de séries de máximos anuais, apesar de ocorrer certa oscilação entre as distribuições mais robustas (função do tempo de recorrência e do tamanho da amostra), pode-se dizer que, em geral, a distribuição Gumbel predominou em termos de robustez. A predominância desta distribuição pode estar relacionada à baixa assimetria das vazões máximas anuais da série sintética gerada.

Na análise de frequência de cheias realizada pelo método de séries de duração parcial, para os três tamanhos de amostra selecionados e os vários tempos de recorrência, os melhores resultados, em ordem decrescente de eficiência, provieram da aplicação do modelo Poisson-exponencial, com o uso do parâmetro $\lambda = 3$, $\lambda = 2,6$ e $\lambda = 2$, respectivamente. O modelo Poisson-Pareto mostrou-se mais eficiente somente quando aplicado a amostras com 25 e 50 anos de extensão, tempo de recorrência igual a 2 anos e $\lambda = 2$.

Estas observações conduzem às suposições de que quando o método de séries de duração parcial é aplicado, utilizar um número maior de vazões (maior valor de λ) produz estimativas mais eficientes, e de que o modelo Poisson-exponencial predomina sobre o Poisson-Pareto quando a assimetria da série de vazões é baixa, como no caso da série sintética de vazões médias diárias gerada e assumida como verdadeira.

No caso de assimetrias mais elevadas ($> 1,5$) o modelo Poisson-Pareto pode resultar em estimativas mais eficientes das cheias. Entretanto, esta conclusão ainda carece de uma verificação experimental a partir de séries sintéticas com assimetrias mais elevadas.

Na aplicação do método de séries de duração parcial recomenda-se utilizar $\lambda > 2$ e o modelo probabilístico Poisson-exponencial para séries de vazões com assimetrias baixas ($< 1,5$) e, possivelmente o modelo Poisson-Pareto para séries com assimetrias mais elevadas. O uso de $\lambda > 2$ apresenta-se também em conformidade com as recomendações da literatura.

Sugere-se que, quando for realizado um estudo de cheias, seja aplicada a metodologia apresentada neste trabalho. Desta forma, haverá mais recursos estatísticos para auxiliar na definição do valor de cheia que será adotado no dimensionamento de uma estrutura hidráulica.

5.2 RECOMENDAÇÕES

Nesta pesquisa foi gerada uma única série sintética. Para estudos futuros recomenda-se gerar mais séries sintéticas a partir de uma mesma estação fluviométrica base e avaliar se as tendências observadas na análise de frequência de cheias repetem-se. Também é possível gerar outras séries sintéticas com

características distintas, alterando a estação fluviométrica base, e verificar os resultados da análise de frequência de cheias.

No presente estudo de caso, quando o método de séries de duração parcial foi aplicado, o modelo Poisson-exponencial predominou sobre o modelo Poisson-Pareto, possivelmente devido à baixa assimetria da série sintética de vazões médias diárias utilizada. Recomenda-se para pesquisas futuras aplicar as comparações do presente estudo a séries sintéticas com coeficientes de assimetria maiores e verificar qual modelo irá predominar neste caso.

Adicionalmente, sugere-se investigar modelos de geração de séries sintéticas de vazões médias diárias capazes de preservar a assimetria da estação fluviométrica base, muito importante na definição dos estimadores de vazões máximas.

Também é recomendado verificar como os métodos de análise de frequência de cheias comportam-se para tempos de recorrência maiores que 100 anos. Neste caso, para manter o erro amostral pequeno, será necessário gerar uma série sintética bem mais longa que a utilizada nesta pesquisa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 6023: Informação e documentação – Referências – Elaboração**. Rio de Janeiro, RJ, 2002. 24 p.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 14724: Informação e documentação – Trabalhos acadêmicos – Apresentação**. Rio de Janeiro, RJ, 2002. 11 p.

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS – ANA. **HidroWeb – Sistema de Informações Hidrológicas**. Disponível em: <<http://hidroweb.ana.gov.br/>>. Acesso em: abril/maio de 2012.

ASHKAR, F.; ROUSSELE, J. **Partial duration series modeling under the assumption of a Poissonian flood count**. Journal of Hydrology, v. 90, p. 135-144, 1987.

BARBOSA, P. R. D. J. **Modelagem estocástica de vazões diárias**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil), Universidade Federal do Rio de Janeiro – COPPE-UFRJ, Rio de Janeiro, 1981.

BEGUERÍA, S. **Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value**. Journal of Hydrology, v. 303, p. 215-230, 2005.

CASELLA, G.; BERGER, R. L. **Statistical Inference**. Belmont, Califórnia: Wadsworth Publishing Company, 1990.

CAIRES, S. **A comparative simulation study of the annual maxima and the peaks-over-threshold methods**. In: SBW Belastigen: subproject Statistics for Rijkswaterstaat – Centre for Water Management. Deltares, 2009. 58 p. Disponível em: <<http://repository.tudelft.nl/view/hydro/uuid%3A143b0f1e-f61e-44ab-8da3-9241970d915b/>>. Acesso em janeiro/2013.

CHOW, V. T.; MAIDMENT, D. R.; MAYS, L. W. **APPLIED HYDROLOGY**. McGrawHill, New York, 1988.

CLAPS, P.; LAIO, F. **Can continuous streamflow data support flood frequency analysis? An alternative to the partial duration series approach**. Water Resources Research, v. 39, n. 8, 1216, p. 6-1–6-11, 2003.

COPEL – COMPANHIA PARANAENSE DE ENERGIA. **Monitoramento Hidrológico do Rio Iguaçu – Situação Hidrológica da Bacia do Iguaçu**. Disponível em <<https://www.copel.com/ger/iguacu/situacao.jsp>>. Acesso em janeiro/2013.

CUNNANE, C. **A particular comparison of annual máxima and partial duration series methods of flood frequency prediction**. Journal of Hydrology, v. 18, p. 256-271, 1973.

CUNNANE, C. **A Note on the Poisson Assumption in Partial Duration Series Models.** Water Resources Research, v. 15, n. 2, p. 489-494, 1979.

CENTRAIS ELÉTRICAS BRASILEIRAS S.A. – ELETROBRÁS. **Guia para Cálculo de Cheia de Projeto de Vertedores.** Rio de Janeiro, 1987. 204 p.

CENTRAIS ELÉTRICAS BRASILEIRAS S.A. – ELETROBRÁS. **Diretrizes para estudos e projetos de Pequenas Centrais Hidrelétricas.** Rio de Janeiro, 2000. 458 p.

DARU, R. L.; KAVISKI, E.; MINE, M. R. M. **Aplicação do modelo de geração de vazões médias diárias (SOSN) na obtenção de hidrogramas de cheias.** In: XV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, 2003, Curitiba. Anais do XV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos. Porto Alegre: ABRH, 2003.

FILL, H. D. **Improving Flood Quantile Estimates Using Regional Information.** 1994. 256 f. Tese (Doutorado em Civil & Environmental Engineering) – Cornell University, Ithaca, New York, 1994.

GREENWOOD, J. A.; LANDWEHR, J. M.; MATALAS, N. C.; WALLIS, J. R. **Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form.** Water Resources Research, v. 15, p. 1049-1054, 1979.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R.; WOOD, E. F. **Estimation of the Generalized Extreme Value Distribution by the Method of Probability Weighted Moments.** Technometrics, v. 27, n. 3, p. 211-221, 1985.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R. **Parameter and Quantile Estimation of the Generalized Pareto Distribution.** Technometrics, v. 29, n. 3, p. 339-349, 1987.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R. **Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments.** 1 ed. New York: Cambridge University Press, 1997. 244 p.

KELMAN, J. A. **Stochastic Model for Daily Streamflows.** Journal of Hydrology, v. 47, p. 235-249, 1980.

KELMAN, J.; DAMÁZIO, J. M.; COSTA, J. P. **Geração de Séries Sintéticas de Vazões Diárias – Modelo DIANA.** Revista Brasileira de Engenharia, v. 1, n. 2, p. 5-21, 1983.

KERN, R. **Método de Regionalização para Avaliar a Energia Garantida Incremental de Pequenas Centrais Hidrelétricas a Fio de Água Integradas na Região Sul do Brasil.** 2010. 240 f. Dissertação (Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

KNAPIK, H. G. **Reflexões sobre Monitoramento, Modelagem e Calibração na Gestão de Recursos Hídricos: Estudo de Caso da Qualidade da Bacia do Alto Iguaçu.** 2009, 197 f. Dissertação (Mestrado do Programa de Pós-Graduação em

Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

LANDWEHR, J. M.; MATALAS, N. C.; WALLIS, J. R. **Probability Weighted Moments compared with some tradicional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles.** Water Resources Research, v. 15, n. 5, p. 1055-1064, 1979.

LANG, M.; OUARDA, T. B. M. J.; BOBÉE, B. **Towards operational guidelines for over-threshold modeling.** Journal of Hydrology, v. 225, p. 103-117, 1999.

MADSEN, H.; RASMUSSEN, P. F.; ROSBJERG, D. **Comparison of annual maximum series and partial duration series method for modeling extreme hydrologic events 1. At-site modeling.** Water Resources Research, v. 33, n. 4, p. 747-757, Abril de 1997.

MINE, M. R. M. **Geração de Vazões Médias Diárias pelo SOSN.** Revista Brasileira de Engenharia, v. 8, n. 1, p. 51-64, 1990.

MOHSSEN, M. **Partial duration series in the annual domain.** In: 18th World IMACS / MODSIM Congress, Cairns, Austrália, p. 2694-2700, 2009.

MULLER, F. **Geração univariada de vazões diárias por métodos diretos.** 1997. Dissertação (Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1997.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. de A. **Hidrologia Estatística.** Belo Horizonte: CPRM, 2007. 552 p.

NATURAL ENVIRONMENTAL RESEARCH COUNCIL. **Flood Studies Report, v. I, Hydrological Studies.** Londres, 1975.

NESOBRAZIL. **Grande parte da Holanda está abaixo do nível do mar.** 2010. Disponível em: <<http://www.nesobrazil.org/students/information-in-portuguese/curiosidades/grande-parte-da-holanda-esta-abaixo-do-nivel-do-mar>>. Acesso em: fevereiro/2013.

PRESS, W. H.; FLANNERY, B. P.; TEUKOLSKY, S. A.; VETTERLING, W. T. **Numerial Recipes in Fortran.** New York: Cambridge University Press, 1990.

ROSBJERG, D. **Estimation in partial duration series with independent and dependent peak values.** Journal of Hydrology, v. 76, p. 183-195, 1985.

ROSBJERG, D.; MADSEN, H. **Advanced approaches in PDS/POT modelling of extreme hydrological events.** In: Hydrology: Science & Practice for the 21st Century, vol. I. London, UK: British Hydrological Society, 2004, p. 217-220.

STEDINGER, J. R.; VOGEL, R. M.; FOUFOULA-GEORGIU, E. **Frequency Analysis of Extreme Events.** In: MAIDMENT, D. R. (Org.). Handbook of Hydrology. New York: McGraw-Hill, 1993, cap. 18.

SUDERHSA. **Plano da Bacia do Alto Iguaçu e Afluentes do Alto Ribeira**. Curitiba, 2007, capítulos 2, 3 e 4 e mapas D.01 a D.05. Disponível em: <<http://www.recursoshidricos.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=47>>. Acesso em: janeiro/2013.

TAVARES, L. V.; SILVA, J. E. DA. **Partial duration series method revisited**. Journal of Hydrology, v. 64, p. 1-14, 1983.

TODOROVIC, P. **Stochastic Models of Floods**. Water Resources Research, v. 14, n. 2, p. 345-356, 1978.

TUCCI, C. E. M. **Regionalização de Vazões**. 1 ed. Porto Alegre: Ed. Universidade/ UFRGS, 2002.

TUCCI, C. E. M. **Vazão Máxima e Hidrograma de Projeto**. In: TUCCI, C. E. M. (Org.). Hidrologia: ciência e aplicação. 4. ed. Porto Alegre: Editora da UFRGS/ABRH, 2009, cap. 14, p. 527-572.

UNITED STATES WATER RESOURCES COUNCIL – USWRC. **Guidelines for Determining Flood Frequency**. Bulletin 17-B of the Hydrology Sybcommittee. Reston, Virginia, 1982.

WALLIS, J. R.; MATALAS, N. C.; SLACK, J. R. **Just a Moment**. Water Resources Research, v. 10, n. 2, p. 211-221, 1974.

WANG, Q. J. **The POT model described by the generalized Pareto distribution with Poisson arrival rate**. Journal of Hydrology, v. 129, p. 263-280, 1991.

WATKINS, T. **The Catastrophic Dam Failures in China, in August 1975**. [200-?] Disponível em <<http://www.sjsu.edu/faculty/watkins/aug1975.htm>>. Acesso em outubro/2011.

WEISS, G. **Shot Noise Models for the Generation of Synthetic Streamflow Data**. Water Resources Research, v. 13, n. 1, p. 101-108, 1977.

XU, Y.; ZHANG, L.; JINSHENG, J. **Lessons from Catastrophic Dam Failures in August 1975 in Zhumadian, China**. In: GeoCongress 2008: Geosustainability and Geohazard Mitigation, p. 162-169, 2008.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Programa $Q-T$	90
APÊNDICE B – Programa $Q(T)-PDS$ para amostras com 10 anos de extensão	91
APÊNDICE C – Programa $Q(T)-PDS$ para amostras com 25 anos de extensão	92
APÊNDICE D – Programa $Q(T)-PDS$ para amostras com 50 anos de extensão	93
APÊNDICE E – Programa $Q(T)-AMS$ para amostras com 10 anos de extensão	94
APÊNDICE F – Programa $Q(T)-AMS$ para amostras com 25 anos de extensão	95
APÊNDICE G – Programa $Q(T)-AMS$ para amostras com 50 anos de extensão.....	96

APÊNDICE A – Programa Q-T

```

1: C      *****
2: C      PROGRAMA Q-T
3: C      *****
4:
5: C      PROGRAMA QUE CALCULA O TEMPO DE RECORRENCIA DE  $qT$ , SENDO  $qT$  A
6: C      VAZAO DE REFERENCIA ADOTADA
7:
8:      DIMENSION Q(1826250), TI(1826250)
9:      INTEGER T, J, NJ
10:     REAL TRD, TRA, SUM
11:     CHARACTER ARQ*12
12:
13:     WRITE(*,*) 'LE O NOME DO ARQUIVO DE DADOS '
14:     READ(*, '(A)') ARQ
15:     OPEN(3, FILE=ARQ, STATUS='OLD')
16:     OPEN(4, FILE='RESULTADO', STATUS='NEW')
17:
18: C      LE A VAZAO DE REFERENCIA  $qT$  E AS VAZOES MEDIAS DIARIAS DA SERIE
19: C      SINTÉTICA GERADA COM 5000 ANOS
20:
21:     READ(3,05) QT
22: 05  FORMAT(F10.2)
23:
24: C      CALCULA OS INTERVALOS DE TEMPO ENTRE OCORRENCIAS SUCESSIVAS DE
25: C      VAZOES IGUAIS OU SUPERIORES A  $qT$ 
26:     DO 50 T=1,1826250
27:     READ(3,07) Q(T)
28: 07  FORMAT(F10.2)
29: 50  CONTINUE
30:
31:     J=0
32:     TT=0
33:     DO 20 T=1,1826250
34:         IF (Q(T).LT.QT) GO TO 10
35:         TT=0
36:         J=J+1
37: 10  TT=TT+1
38:     TI(J)=TT
39: 20  CONTINUE
40:
41:     NJ=J-1
42:     SUM=0
43:     DO 150 J=1,NJ
44:     SUM=SUM+TI(J)
45: 150 CONTINUE
46:
47:     TRD=SUM/NJ
48:     TRA=TRD/365.25
49:
50: C      ESCREVE SAIDA DO PROGRAMA
51:
52:     WRITE(4,300) TRA
53: 300  FORMAT(F10.4)
54:
55:     DO 100 J=1,1826250
56:     IF (TI(J).EQ.0) GO TO 40
57:     WRITE(4,08) TI(J)
58: 08  FORMAT(F10.2)
59: 40  CONTINUE
60: 100 CONTINUE
61:
62:     STOP
63:     END

```

APÊNDICE B – Programa $Q(T)$ -PDS para amostras com 10 anos de extensão

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS
3: C *****
4: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
5: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO
6: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBDA" = 2
7: C *****
8:
9: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
10: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
11: C SELECIONA VAZÕES MAIORES QUE Q0 E QUE SÃO INDEPENDENTES ENTRE SI,
12: C SEGUNDO OS DOIS CRITÉRIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
13: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
14:
15:
16: C PARA AMOSTRAS DE VAZÕES MÉDIAS DIÁRIAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO,
17: C CORRESPONDENDO A 3.653 DIAS
18:
19: DIMENSION Q(1826250),QMAX(1826250),QIN(1826250)
20: REAL S,Q1,Q2,QAUX,MEDIA,KAPA,ALFA,L,L1,L2,X2,AUXILIAR,
21: *X5,X10,X25,X50,X100,X200,Q0,T,B,C,N
22: INTEGER I,P,AUX,D1,D2,Y,D
23: CHARACTER ARQ*12
24:
25: WRITE(*,*)'LE O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
26: READ(*,'(A)') ARQ
27: OPEN(3,FILE=ARQ,STATUS='OLD')
28: OPEN(4,FILE='1_RESULTADO.TXT',STATUS='OLD')
29: C
30: C LE O VALOR LIMITE Q0 QUE FOI FIXADO E AS VAZÕES MÉDIAS DIÁRIAS DA
31: C SÉRIE SINTÉTICA GERADA COM 5000 ANOS
32:
33: READ(3,02) Q0
34: 02 FORMAT(F10.2)
35:
36: C S = área da estação fluviométrica
37: READ(3,04) S
38: 04 FORMAT(F10.2)
39:
40: DO 09 T=1,3653
41: READ(3,06) Q(T)
42: 06 FORMAT(F10.2)
43: 09 CONTINUE
44:
45: C SELEÇÃO DAS VAZÕES QUE SUPERAM O VALOR LIMITE DE REFERENCIA E QUE
46: C SEGUEM O CRITÉRIO DE INDEPENDENCIA ADOTADO (USWRC, 1982)
47:
48: D1=0
49: Q1=0
50: AUX=2
51: D2=1
52: Q2=0
53: P=1
54: N=0
55: Y=0
56:
57: 05 DO 30 T=P,P
58:
59: IF (Q(T)<=Q0) GO TO 10
60: D1=T
61: Q1=Q(T)
62:
63: I=AUX
64:
65: DO 40 J=I,3653
66: IF (Q(J)<=Q0) GO TO 50
67: D2=J
68: Q2=Q(J)
69:
70: D=D2-D1
71: E=5+LOG(S)
72:

```

```

73:      IF (D>=E) GO TO 60
74:
75:      GO TO 70
76:
77: C      SE Q1 E Q2 ATENDEREM O CRITÉRIO QUE AVALIA O INTERVALO DE TEMPO
78: C      ENTRE VAZÕES SUCESSIVAS, VERIFICA SE ATENDEM TAMBÉM O CRITÉRIO
79: C      QUE CONSIDERA:  $0.75 \cdot Q_{\min}[Q1, Q2]$ .
80:
81:      60 QAUX=Q1
82:      K=D1+1
83:      110 DO 90 L=K, K
84:      IF (QAUX.LT.Q(L)) GO TO 100
85:      QAUX=Q(L)
86:      K=K+1
87:      IF (K<=D2) GO TO 110
88:      GO TO 90
89:
90:      100 K=K+1
91:      IF (K<=D2) GO TO 110
92:      GO TO 90
93:
94:      90 CONTINUE
95:      MIN=QAUX
96:
97:      X1=0.75*Q1
98:      X2=0.75*Q2
99:
100:     IF (X1.LT.X2) GO TO 140
101:     X=X2
102:     GO TO 150
103:     140 X=X1
104:     GO TO 150
105:
106:     150 IF (MIN.GT.X) GO TO 70
107:
108:     N=N+1
109:
110:     QMAX(N)=Q1
111:
112:     AUXILIAR=Q2
113:     POSICAO=D2
114:
115:     P=D2
116:     AUX=D2+1
117:     IF (P<=3653) GO TO 05
118:     GO TO 30
119:
120:     70 IF (Q2.LT.Q1) GO TO 1100
121:     P=D2
122:     AUX=D2+1
123:     D1=0
124:     D2=0
125:     IF (P<=3653) GO TO 05
126:     GO TO 30
127:     1100 P=D1
128:     AUX=D2+1
129:     IF (P<=3653) GO TO 05
130:     GO TO 30
131:
132:     50 CONTINUE
133:     40 CONTINUE
134:
135:     10 P=P+1
136:     IF (P<=3653) GO TO 05
137:     GO TO 30
138:
139:     30 CONTINUE
140:
141:     I=1
142:     DO 3000 T=POSICAO, 3653
143:     QIN(I)=Q(T)
144:     I=I+1

```

```

145: 3000 CONTINUE
146:      D=3653-POSICAO+1
147:
148:      DO 2000 J=2,D
149:      A=QIN(J)
150:      DO 2100 I=J-1,1,-1
151:      IF (QIN(I).LE.A) GO TO 2200
152:      QIN(I+1)=QIN(I)
153: 2100 CONTINUE
154:      I=0
155: 2200 QIN(I+1)=A
156: 2000 CONTINUE
157:
158:      N=N+1
159:      QMAX(N)=QIN(D)
160:
161: C      VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZÕES QUE SUPERAM O VALOR DE
162: C      Q0 É IGUAL A 2 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA DAR
163: C      SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE SELECAO
164: C      DE VAZÕES MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
165:
166:      IF (N<=19) GO TO 11
167:      GO TO 280
168: 11 Q0=Q0-0.1
169:      D1=0
170:      Q1=0
171:      AUX=2
172:      D2=1
173:      Q2=0
174:      P=1
175:      N=0
176:      Y=0
177:      GO TO 05
178: 280 IF (N.GE.21) GO TO 13
179:      GO TO 290
180: 13 Q0=Q0+0.1
181:      D1=0
182:      Q1=0
183:      AUX=2
184:      D2=1
185:      Q2=0
186:      P=1
187:      N=0
188:      Y=0
189:      GO TO 05
190:
191: C      COLOCANDO OS ELEMENTOS DO VETOR QMAX(Y), QUE CONTEM VAZÕES SUPERI-
192: C      ORES A Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI COM PARAMETRO "LAMBIDA" IGUAL A
193: C      2, EM ORDEM CRESCENTE
194:
195: 290 DO 200 J=2,N
196:      A=QMAX(J)
197:      DO 210 I=J-1,1,-1
198:      IF (QMAX(I).LE.A) GO TO 220
199:      QMAX(I+1)=QMAX(I)
200: 210 CONTINUE
201:      I=0
202: 220 QMAX(I+1)=A
203: 200 CONTINUE
204:
205:      WRITE(4,03) Q0
206: 03 FORMAT('Q0  =',F10.2/)
207:
208:      WRITE(4,*) 'SERIE DE VAZÕES MEDIAS DIARIAS > Q0 E INDEPENDENTES ENT
209:      *RE SI (ORDEM CRESCENTE) '
210:
211:      DO 170 Y=1,N
212:      WRITE(4,180) QMAX(Y)
213: 180 FORMAT(F15.2)
214: 170 CONTINUE
215:
216: C      CALCULO DOS MOMENTOS-L: L1 E L2

```

```

217:
218:     MEDIA=0
219:     DO 190 Y=1,N
220:     MEDIA=MEDIA+QMAX(Y)
221: 190 CONTINUE
222:     MEDIA=MEDIA/N
223:
224:     B1=0
225:     DO 230 Y=2,N
226:     AUX1=Y-1
227:     AUX2=N-1
228:     AUX3=AUX1/AUX2
229:     B1=B1+AUX3*QMAX(Y)
230: 230 CONTINUE
231:     B1=B1/N
232:
233:     L1=MEDIA
234:     L2=2*B1-MEDIA
235:
236: C     MODELO PROBABILISTICO POISSON-PARETO
237:
238:     KAPA=((L1-Q0)/L2)-2
239:     ALFA=(L1-Q0)*(1+KAPA)
240:
241:     T=10
242:     L=N/T
243:
244:     WRITE(4,235) N,T,L
245: 235 FORMAT(/,'PARAMETRO POISSON'/'N    =',F10.2/,'T    =',F10.2/,'L    =',
246: *',F10.2/)
247:
248:     WRITE(4,250) MEDIA,B1,L1,L2
249: 250 FORMAT('MOMENTOS-L'/'B0    =',F10.2/,'B1    =',F10.2/,'L1    =',F10.2/,'
250: *'L2    =',F10.2/)
251:
252:     X2=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.5)/L)**KAPA))
253:     X5=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.8)/L)**KAPA))
254:     X10=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.9)/L)**KAPA))
255:     X25=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.96)/L)**KAPA))
256:     X50=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.98)/L)**KAPA))
257:     X100=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.99)/L)**KAPA))
258:     X200=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.995)/L)**KAPA))
259:
260:     WRITE(4,260) KAPA,ALFA,X2,X5,X10,X25,X50,X100,X200
261: 260 FORMAT('MODELO POISSON-PARETO'/'KAPA=',F10.2/,'ALFA=',F10.2/,'Q2
262: *',F10.2/,'Q5    =',F10.2/,'Q10 =',F10.2/,'Q25 =',F10.2/,'Q50 =',
263: *F10.2/,'Q100=',F10.2/,'Q200=',F10.2/)
264:
265: C     MODELO PROBABILISTICO POISSON-EXPONENCIAL
266:
267:     ALFA=L1-Q0
268:
269:     X2=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.5)/L))
270:     X5=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.8)/L))
271:     X10=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.9)/L))
272:     X25=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.96)/L))
273:     X50=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.98)/L))
274:     X100=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.99)/L))
275:     X200=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.995)/L))
276:
277:     WRITE(4,270) ALFA,X2,X5,X10,X25,X50,X100,X200
278: 270 FORMAT('MODELO POISSON-EXPONENCIAL'/'ALFA=',F10.2/,'Q2    =',F10.2/
279: *,'Q5    =',F10.2/,'Q10 =',F10.2/,'Q25 =',F10.2/,'Q50 =',F10.2/,'Q100
280: *',F10.2/,'Q200=',F10.2/)
281:
282: STOP
283: END

```

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS (FONTE: O AUTOR, 2013)
3: C *****
4:
5: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 2,6
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZUES MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16: C PARA AMOSTRAS DE VAZUES MEDIAS DIARIAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO,
17: C CORRESPONDENDO A 3.653 DIAS
18:
19: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 18 A 159 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
20: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.
21: C A ALTERACAO PARA O CASO DE "LAMBIDA" = 2,6 ESTA NO ITEM:
22:
23: C VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZUES QUE SUPERAM O VALOR DE
24: C Q0 É IGUAL A 2 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA DAR
25: C SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE SELECAO
26: C DE VAZUES MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
27:
28: C IF (N<=25) GO TO 11
29: C GO TO 280
30: 11 Q0=Q0-0.1
31: D1=0
32: Q1=0
33: AUX=2
34: D2=1
35: Q2=0
36: P=1
37: N=0
38: Y=0
39: GO TO 05
40: 280 IF (N.GE.27) GO TO 13
41: GO TO 290
42: 13 Q0=Q0+0.1
43: D1=0
44: Q1=0
45: AUX=2
46: D2=1
47: Q2=0
48: P=1
49: N=0
50: Y=0
51: GO TO 05
52:
53: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 190 A 282 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
54: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.

```

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS (FONTE: O AUTOR, 2013)
3: C *****
4:
5: C MÉTODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 3
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZOE MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16:
17: C PARA AMOSTRAS DE VAZOE MEDIAS DIARIAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO,
18: C CORRESPONDENDO A 3.653 DIAS
19:
20: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 18 A 159 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
21: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.
22: C A ALTERACAO PARA O CASO DE "LAMBIDA" = 2,6 ESTA NO ITEM:
23:
24: C VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZOE QUE SUPERAM O VALOR DE
25: C Q0 É IGUAL A 2 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA DAR
26: C SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE SELECAO
27: C DE VAZOE MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
28:
29: IF (N<=29) GO TO 11
30: GO TO 280
31: 11 Q0=Q0-0.1
32: D1=0
33: Q1=0
34: AUX=2
35: D2=1
36: Q2=0
37: P=1
38: N=0
39: Y=0
40: GO TO 05
41: 280 IF (N.GE.31) GO TO 13
42: GO TO 290
43: 13 Q0=Q0+0.1
44: D1=0
45: Q1=0
46: AUX=2
47: D2=1
48: Q2=0
49: P=1
50: N=0
51: Y=0
52: GO TO 05
53:
54: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 190 A 282 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
55: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.

```

APÊNDICE C – Programa $Q(T)$ -PDS para amostras com 25 anos de extensão

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS
3: C *****
4:
5: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 2
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZoes MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16:
17: C PARA AMOSTRAS DE VAZoes MEDIAS DIARIAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO,
18: C CORRESPONDENDO A 9.131 DIAS
19:
20: DIMENSION Q(1826250),QMAX(1826250),QIN(1826250)
21: REAL S,Q1,Q2,QAUX,MEDIA,KAPA,ALFA,L,L1,L2,X2,AUXILIAR,
22: *X5,X10,X25,X50,X100,X200,Q0,T,B,C,N
23: INTEGER I,P,AUX,D1,D2,Y,D
24: CHARACTER ARQ*12
25:
26: WRITE(*,*)'LE O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
27: READ(*,'(A)') ARQ
28: OPEN(3,FILE=ARQ,STATUS='OLD')
29: OPEN(4,FILE='1_RESULTADO.TXT',STATUS='OLD')
30: C
31: C LE O VALOR LIMITE Q0 QUE FOI FIXADO E AS VAZoes MEDIAS DIARIAS DA
32: C SERIE SINTÉTICA GERADA COM 5000 ANOS
33:
34: READ(3,02) Q0
35: 02 FORMAT(F10.2)
36:
37: C S = área da estação fluviométrica
38: READ(3,04) S
39: 04 FORMAT(F10.2)
40:
41: DO 09 T=1,9131
42: READ(3,06) Q(T)
43: 06 FORMAT(F10.2)
44: 09 CONTINUE
45:
46: C SELECAO DAS VAZoes QUE SUPERAM O VALOR LIMITE DE REFERENCIA E QUE
47: C SEGUEM O CRITERIO DE INDEPENDENCIA ADOTADO (USWRC, 1982)
48:
49: D1=0
50: Q1=0
51: AUX=2
52: D2=1
53: Q2=0
54: P=1
55: N=0
56: Y=0
57:
58: 05 DO 30 T=P,P
59:
60: IF (Q(T)<=Q0) GO TO 10
61: D1=T
62: Q1=Q(T)
63:
64: I=AUX
65:
66: DO 40 J=I,9131
67: IF (Q(J)<=Q0) GO TO 50
68: D2=J
69: Q2=Q(J)
70:
71: D=D2-D1
72: E=5+LOG(S)

```

```

73:
74:      IF (D>=E) GO TO 60
75:
76:      GO TO 70
77:
78: C      SE Q1 E Q2 ATENDEREM O CRITÉRIO QUE AVALIA O INTERVALO DE TEMPO
79: C      ENTRE VAZÕES SUCESSIVAS, VERIFICA SE ATENDEM TAMBÉM O CRITÉRIO
80: C      QUE CONSIDERA:  $0.75 \cdot Q_{MIN}[Q1, Q2]$ .
81:
82:      60 QAUX=Q1
83:      K=D1+1
84:      110 DO 90 L=K,K
85:      IF (QAUX.LT.Q(L)) GO TO 100
86:      QAUX=Q(L)
87:      K=K+1
88:      IF (K<=D2) GO TO 110
89:      GO TO 90
90:
91:      100 K=K+1
92:      IF (K<=D2) GO TO 110
93:      GO TO 90
94:
95:      90 CONTINUE
96:      MIN=QAUX
97:
98:      X1=0.75*Q1
99:      X2=0.75*Q2
100:
101:      IF (X1.LT.X2) GO TO 140
102:      X=X2
103:      GO TO 150
104:      140 X=X1
105:      GO TO 150
106:
107:      150 IF (MIN.GT.X) GO TO 70
108:
109:      N=N+1
110:
111:      QMAX(N)=Q1
112:
113:      AUXILIAR=Q2
114:      POSICAO=D2
115:
116:      P=D2
117:      AUX=D2+1
118:      IF (P<=9131) GO TO 05
119:      GO TO 30
120:
121:      70 IF (Q2.LT.Q1) GO TO 1100
122:      P=D2
123:      AUX=D2+1
124:      D1=0
125:      D2=0
126:      IF (P<=9131) GO TO 05
127:      GO TO 30
128:      1100 P=D1
129:      AUX=D2+1
130:      IF (P<=9131) GO TO 05
131:      GO TO 30
132:
133:      50 CONTINUE
134:      40 CONTINUE
135:
136:      10 P=P+1
137:      IF (P<=9131) GO TO 05
138:      GO TO 30
139:
140:      30 CONTINUE
141:
142:      I=1
143:      DO 3000 T=POSICAO,9131
144:      QIN(I)=Q(T)

```

```

145:      I=I+1
146: 3000 CONTINUE
147:      D=9131-POSICAO+1
148:
149:      DO 2000 J=2,D
150:      A=QIN(J)
151:      DO 2100 I=J-1,1,-1
152:      IF (QIN(I).LE.A) GO TO 2200
153:      QIN(I+1)=QIN(I)
154: 2100 CONTINUE
155:      I=0
156: 2200 QIN(I+1)=A
157: 2000 CONTINUE
158:
159:      N=N+1
160:      QMAX(N)=QIN(D)
161:
162: C      VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZOEES QUE SUPERAM O VALOR DE
163: C      Q0 É IGUAL A 2 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA DAR
164: C      SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE SELECAO
165: C      DE VAZOEES MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
166:
167:      IF (N<=19) GO TO 11
168:      GO TO 280
169: 11 Q0=Q0-0.1
170:      D1=0
171:      Q1=0
172:      AUX=2
173:      D2=1
174:      Q2=0
175:      P=1
176:      N=0
177:      Y=0
178:      GO TO 05
179: 280 IF (N.GE.21) GO TO 13
180:      GO TO 290
181: 13 Q0=Q0+0.1
182:      D1=0
183:      Q1=0
184:      AUX=2
185:      D2=1
186:      Q2=0
187:      P=1
188:      N=0
189:      Y=0
190:      GO TO 05
191:
192: C      COLOCANDO OS ELEMENTOS DO VETOR QMAX(Y), QUE CONTEM VAZOEES SUPERI-
193: C      ORES A Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI COM PARAMETRO "LAMBIDA" IGUAL A
194: C      2, EM ORDEM CRESCENTE
195:
196: 290 DO 200 J=2,N
197:      A=QMAX(J)
198:      DO 210 I=J-1,1,-1
199:      IF (QMAX(I).LE.A) GO TO 220
200:      QMAX(I+1)=QMAX(I)
201: 210 CONTINUE
202:      I=0
203: 220 QMAX(I+1)=A
204: 200 CONTINUE
205:
206:      WRITE(4,03) Q0
207: 03 FORMAT('Q0 =',F10.2/)
208:
209:      WRITE(4,*) 'SERIE DE VAZOEES MEDIAS DIARIAS > Q0 E INDEPENDENTES ENT
210:      *RE SI (ORDEM CRESCENTE) '
211:
212:      DO 170 Y=1,N
213:      WRITE(4,180) QMAX(Y)
214: 180 FORMAT(F15.2)
215: 170 CONTINUE
216:

```

```

217: C      CALCULO DOS MOMENTOS-L: L1 E L2
218:
219:      MEDIA=0
220:      DO 190 Y=1,N
221:      MEDIA=MEDIA+QMAX(Y)
222: 190 CONTINUE
223:      MEDIA=MEDIA/N
224:
225:      B1=0
226:      DO 230 Y=2,N
227:      AUX1=Y-1
228:      AUX2=N-1
229:      AUX3=AUX1/AUX2
230:      B1=B1+AUX3*QMAX(Y)
231: 230 CONTINUE
232:      B1=B1/N
233:
234:      L1=MEDIA
235:      L2=2*B1-MEDIA
236:
237: C      MODELO PROBABILISTICO POISSON-PARETO
238:
239:      KAPA=( (L1-Q0)/L2)-2
240:      ALFA=(L1-Q0)*(1+KAPA)
241:
242:      T=10
243:      L=N/T
244:
245:      WRITE(4,235) N,T,L
246: 235 FORMAT(/,'PARAMETRO POISSON'//,'N   =',F10.2/,'T   =',F10.2/,'L   =',
247: *',F10.2/)
248:
249:      WRITE(4,250) MEDIA,B1,L1,L2
250: 250 FORMAT('MOMENTOS-L'//,'B0   =',F10.2/,'B1   =',F10.2/,'L1   =',F10.2/,
251: *',L2   =',F10.2/)
252:
253:      X2=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.5)/L)**KAPA))
254:      X5=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.8)/L)**KAPA))
255:      X10=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.9)/L)**KAPA))
256:      X25=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.96)/L)**KAPA))
257:      X50=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.98)/L)**KAPA))
258:      X100=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.99)/L)**KAPA))
259:      X200=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.995)/L)**KAPA))
260:
261:      WRITE(4,260) KAPA,ALFA,X2,X5,X10,X25,X50,X100,X200
262: 260 FORMAT('MODELO POISSON-PARETO'//,'KAPA=',F10.2/,'ALFA=',F10.2/,'Q2
263: * =',F10.2/,'Q5   =',F10.2/,'Q10 =',F10.2/,'Q25 =',F10.2/,'Q50 =',
264: *F10.2/,'Q100=',F10.2/,'Q200=',F10.2/)
265:
266: C      MODELO PROBABILISTICO POISSON-EXPONENCIAL
267:
268:      ALFA=L1-Q0
269:
270:      X2=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.5)/L))
271:      X5=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.8)/L))
272:      X10=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.9)/L))
273:      X25=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.96)/L))
274:      X50=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.98)/L))
275:      X100=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.99)/L))
276:      X200=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.995)/L))
277:
278:      WRITE(4,270) ALFA,X2,X5,X10,X25,X50,X100,X200
279: 270 FORMAT('MODELO POISSON-EXPONENCIAL'//,'ALFA=',F10.2/,'Q2   =',F10.2/
280: *,'Q5   =',F10.2/,'Q10 =',F10.2/,'Q25 =',F10.2/,'Q50 =',F10.2/,'Q100
281: * =',F10.2/,'Q200=',F10.2/)
282:
283:      STOP
284:      END

```

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS
3: C *****
4:
5: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 2,6
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZOE MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16:
17: C PARA AMOSTRAS DE VAZOE MEDIAS DIARIAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO,
18: C CORRESPONDENDO A 9.131 DIAS
19:
20: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 18 A 159 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
21: C AMOSTRAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.
22: C A ALTERACAO PARA O CASO DE "LAMBIDA" = 2,6 ESTA NO ITEM:
23:
24: C VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZOE QUE SUPERAM O VALOR DE
25: C Q0 É IGUAL A 2,6 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA
26: C DAR SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE
27: C SELECAO DE VAZOE MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
28:
29: IF (N<=64) GO TO 11
30: GO TO 280
31: 11 Q0=Q0-0.1
32: D1=0
33: Q1=0
34: AUX=2
35: D2=1
36: Q2=0
37: P=1
38: N=0
39: Y=0
40: GO TO 05
41: 280 IF (N.GE.66) GO TO 13
42: GO TO 290
43: 13 Q0=Q0+0.1
44: D1=0
45: Q1=0
46: AUX=2
47: D2=1
48: Q2=0
49: P=1
50: N=0
51: Y=0
52: GO TO 05
53:
54: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 190 A 282 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
55: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.

```

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS
3: C *****
4:
5: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 3
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZOE MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16:
17: C PARA AMOSTRAS DE VAZOE MEDIAS DIARIAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO,
18: C CORRESPONDENDO A 9.131 DIAS
19:
20: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 18 A 159 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
21: C AMOSTRAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.
22: C A ALTERACAO PARA O CASO DE "LAMBIDA" = 3 ESTA NO ITEM:
23:
24: C VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZOE QUE SUPERAM O VALOR DE
25: C Q0 É IGUAL A 3 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA
26: C DAR SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE
27: C SELECAO DE VAZOE MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
28:
29: IF (N<=74) GO TO 11
30: GO TO 280
31: 11 Q0=Q0-0.1
32: D1=0
33: Q1=0
34: AUX=2
35: D2=1
36: Q2=0
37: P=1
38: N=0
39: Y=0
40: GO TO 05
41: 280 IF (N.GE.76) GO TO 13
42: GO TO 290
43: 13 Q0=Q0+0.1
44: D1=0
45: Q1=0
46: AUX=2
47: D2=1
48: Q2=0
49: P=1
50: N=0
51: Y=0
52: GO TO 05
53:
54: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 190 A 282 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
55: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.

```

APÊNDICE D – Programa $Q(T)$ -PDS para amostras com 50 anos de extensão

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS
3: C *****
4:
5: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 50 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 2
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZOEES MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16:
17: C PARA AMOSTRAS DE VAZOEES MEDIAS DIARIAS COM 50 ANOS DE EXTENSAO,
18: C CORRESPONDENDO A 18.263 DIAS
19:
20: DIMENSION Q(1826250),QMAX(1826250),QIN(1826250)
21: REAL S,Q1,Q2,QAUX,MEDIA,KAPA,ALFA,L,L1,L2,X2,AUXILIAR,
22: *X5,X10,X25,X50,X100,X200,Q0,T,B,C,N
23: INTEGER I,P,AUX,D1,D2,Y,D
24: CHARACTER ARQ*12
25:
26: WRITE(*,*)'LE O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
27: READ(*,'(A)') ARQ
28: OPEN(3,FILE=ARQ,STATUS='OLD')
29: OPEN(4,FILE='1_RESULTADO.TXT',STATUS='OLD')
30: C
31: C LE O VALOR LIMITE Q0 QUE FOI FIXADO E AS VAZOEES MEDIAS DIARIAS DA
32: C SERIE SINTÉTICA GERADA COM 5000 ANOS
33:
34: READ(3,02) Q0
35: 02 FORMAT(F10.2)
36:
37: C S = área da estação fluviométrica
38: READ(3,04) S
39: 04 FORMAT(F10.2)
40:
41: DO 09 T=1,18263
42: READ(3,06) Q(T)
43: 06 FORMAT(F10.2)
44: 09 CONTINUE
45:
46: C SELECAO DAS VAZOEES QUE SUPERAM O VALOR LIMITE DE REFERENCIA E QUE
47: C SEGUEM O CRITERIO DE INDEPENDENCIA ADOTADO (USWRC, 1982)
48:
49: D1=0
50: Q1=0
51: AUX=2
52: D2=1
53: Q2=0
54: P=1
55: N=0
56: Y=0
57:
58: 05 DO 30 T=P,P
59:
60: IF (Q(T)<=Q0) GO TO 10
61: D1=T
62: Q1=Q(T)
63:
64: I=AUX
65:
66: DO 40 J=I,18263
67: IF (Q(J)<=Q0) GO TO 50
68: D2=J
69: Q2=Q(J)
70:
71: D=D2-D1
72: E=5+LOG(S)

```

```

73:
74:      IF (D>=E) GO TO 60
75:
76:      GO TO 70
77:
78: C      SE Q1 E Q2 ATENDEREM O CRITÉRIO QUE AVALIA O INTERVALO DE TEMPO
79: C      ENTRE VAZÕES SUCESSIVAS, VERIFICA SE ATENDEM TAMBÉM O CRITÉRIO
80: C      QUE CONSIDERA:  $0.75 \cdot Q_{MIN}[Q1, Q2]$ .
81:
82:      60 QAUX=Q1
83:      K=D1+1
84:      110 DO 90 L=K,K
85:      IF (QAUX.LT.Q(L)) GO TO 100
86:      QAUX=Q(L)
87:      K=K+1
88:      IF (K<=D2) GO TO 110
89:      GO TO 90
90:
91:      100 K=K+1
92:      IF (K<=D2) GO TO 110
93:      GO TO 90
94:
95:      90 CONTINUE
96:      MIN=QAUX
97:
98:      X1= $0.75 \cdot Q1$ 
99:      X2= $0.75 \cdot Q2$ 
100:
101:      IF (X1.LT.X2) GO TO 140
102:      X=X2
103:      GO TO 150
104:      140 X=X1
105:      GO TO 150
106:
107:      150 IF (MIN.GT.X) GO TO 70
108:
109:      N=N+1
110:
111:      QMAX(N)=Q1
112:
113:      AUXILIAR=Q2
114:      POSICAO=D2
115:
116:      P=D2
117:      AUX=D2+1
118:      IF (P<=18263) GO TO 05
119:      GO TO 30
120:
121:      70 IF (Q2.LT.Q1) GO TO 1100
122:      P=D2
123:      AUX=D2+1
124:      D1=0
125:      D2=0
126:      IF (P<=18263) GO TO 05
127:      GO TO 30
128:      1100 P=D1
129:      AUX=D2+1
130:      IF (P<=18263) GO TO 05
131:      GO TO 30
132:
133:      50 CONTINUE
134:      40 CONTINUE
135:
136:      10 P=P+1
137:      IF (P<=18263) GO TO 05
138:      GO TO 30
139:
140:      30 CONTINUE
141:
142:      I=1
143:      DO 3000 T=POSICAO,18263
144:      QIN(I)=Q(T)

```

```

145:      I=I+1
146: 3000 CONTINUE
147:      D=18263-POSICAO+1
148:
149:      DO 2000 J=2,D
150:      A=QIN(J)
151:      DO 2100 I=J-1,1,-1
152:      IF (QIN(I).LE.A) GO TO 2200
153:      QIN(I+1)=QIN(I)
154: 2100 CONTINUE
155:      I=0
156: 2200 QIN(I+1)=A
157: 2000 CONTINUE
158:
159:      N=N+1
160:      QMAX(N)=QIN(D)
161:
162: C      VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZÕES QUE SUPERAM O VALOR DE
163: C      Q0 É IGUAL A 2 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA DAR
164: C      SEQUENCIA AO METODO. SE NÃO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE SELEÇÃO
165: C      DE VAZÕES MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
166:
167:      IF (N<=19) GO TO 11
168:      GO TO 280
169: 11 Q0=Q0-0.1
170:      D1=0
171:      Q1=0
172:      AUX=2
173:      D2=1
174:      Q2=0
175:      P=1
176:      N=0
177:      Y=0
178:      GO TO 05
179: 280 IF (N.GE.21) GO TO 13
180:      GO TO 290
181: 13 Q0=Q0+0.1
182:      D1=0
183:      Q1=0
184:      AUX=2
185:      D2=1
186:      Q2=0
187:      P=1
188:      N=0
189:      Y=0
190:      GO TO 05
191:
192: C      COLOCANDO OS ELEMENTOS DO VETOR QMAX(Y), QUE CONTEM VAZÕES SUPERI-
193: C      ORES A Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI COM PARAMETRO "LAMBIDA" IGUAL A
194: C      2, EM ORDEM CRESCENTE
195:
196: 290 DO 200 J=2,N
197:      A=QMAX(J)
198:      DO 210 I=J-1,1,-1
199:      IF (QMAX(I).LE.A) GO TO 220
200:      QMAX(I+1)=QMAX(I)
201: 210 CONTINUE
202:      I=0
203: 220 QMAX(I+1)=A
204: 200 CONTINUE
205:
206:      WRITE(4,03) Q0
207: 03 FORMAT('Q0 =',F10.2/)
208:
209:      WRITE(4,*) 'SERIE DE VAZÕES MEDIAS DIARIAS > Q0 E INDEPENDENTES ENT
210:      *RE SI (ORDEM CRESCENTE) '
211:
212:      DO 170 Y=1,N
213:      WRITE(4,180) QMAX(Y)
214: 180 FORMAT(F15.2)
215: 170 CONTINUE
216:

```

```

217: C      CALCULO DOS MOMENTOS-L: L1 E L2
218:
219:      MEDIA=0
220:      DO 190 Y=1,N
221:      MEDIA=MEDIA+QMAX(Y)
222: 190 CONTINUE
223:      MEDIA=MEDIA/N
224:
225:      B1=0
226:      DO 230 Y=2,N
227:      AUX1=Y-1
228:      AUX2=N-1
229:      AUX3=AUX1/AUX2
230:      B1=B1+AUX3*QMAX(Y)
231: 230 CONTINUE
232:      B1=B1/N
233:
234:      L1=MEDIA
235:      L2=2*B1-MEDIA
236:
237: C      MODELO PROBABILISTICO POISSON-PARETO
238:
239:      KAPA=( (L1-Q0)/L2)-2
240:      ALFA=(L1-Q0)*(1+KAPA)
241:
242:      T=10
243:      L=N/T
244:
245:      WRITE(4,235) N,T,L
246: 235 FORMAT(/,'PARAMETRO POISSON'//,'N      ',F10.2//,'T      ',F10.2//,'L      =
247:      *',F10.2/)
248:
249:      WRITE(4,250) MEDIA,B1,L1,L2
250: 250 FORMAT('MOMENTOS-L'//,'B0      ',F10.2//,'B1      ',F10.2//,'L1      ',F10.2//,
251:      *'L2      ',F10.2/)
252:
253:      X2=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.5)/L)**KAPA))
254:      X5=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.8)/L)**KAPA))
255:      X10=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.9)/L)**KAPA))
256:      X25=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.96)/L)**KAPA))
257:      X50=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.98)/L)**KAPA))
258:      X100=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.99)/L)**KAPA))
259:      X200=Q0+(ALFA/KAPA)*(1-((-LOG(0.995)/L)**KAPA))
260:
261:      WRITE(4,260) KAPA,ALFA,X2,X5,X10,X25,X50,X100,X200
262: 260 FORMAT('MODELO POISSON-PARETO'//,'KAPA=',F10.2//,'ALFA=',F10.2//,'Q2
263:      *',F10.2//,'Q5      ',F10.2//,'Q10      ',F10.2//,'Q25      ',F10.2//,'Q50      ',
264:      *F10.2//,'Q100=',F10.2//,'Q200=',F10.2/)
265:
266: C      MODELO PROBABILISTICO POISSON-EXPONENCIAL
267:
268:      ALFA=L1-Q0
269:
270:      X2=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.5)/L))
271:      X5=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.8)/L))
272:      X10=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.9)/L))
273:      X25=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.96)/L))
274:      X50=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.98)/L))
275:      X100=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.99)/L))
276:      X200=Q0-ALFA*(LOG(-LOG(0.995)/L))
277:
278:      WRITE(4,270) ALFA,X2,X5,X10,X25,X50,X100,X200
279: 270 FORMAT('MODELO POISSON-EXPONENCIAL'//,'ALFA=',F10.2//,'Q2      ',F10.2//
280:      *',F10.2//,'Q5      ',F10.2//,'Q10      ',F10.2//,'Q25      ',F10.2//,'Q50      ',F10.2//,'Q100
281:      *',F10.2//,'Q200=',F10.2/)
282:
283:      STOP
284:      END

```

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS
3: C *****
4:
5: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 50 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 2,6
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZOE MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16:
17: C PARA AMOSTRAS DE VAZOE MEDIAS DIARIAS COM 50 ANOS DE EXTENSAO,
18: C CORRESPONDENDO A 18.263 DIAS
19:
20: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 18 A 159 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
21: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.
22: C A ALTERACAO PARA O CASO DE "LAMBIDA" = 2,6 ESTA NO ITEM:
23:
24: C VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZOE QUE SUPERAM O VALOR DE
25: C Q0 É IGUAL A 2,6 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA
26: C DAR SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE
27: C SELECAO DE VAZOE MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
28:
29: IF (N<=25) GO TO 11
30: GO TO 280
31: 11 Q0=Q0-0.1
32: D1=0
33: Q1=0
34: AUX=2
35: D2=1
36: Q2=0
37: P=1
38: N=0
39: Y=0
40: GO TO 05
41: 280 IF (N.GE.27) GO TO 13
42: GO TO 290
43: 13 Q0=Q0+0.1
44: D1=0
45: Q1=0
46: AUX=2
47: D2=1
48: Q2=0
49: P=1
50: N=0
51: Y=0
52: GO TO 05
53:
54: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 190 A 282 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
55: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.

```

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-PDS
3: C *****
4:
5: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
6: C AMOSTRAS COM 50 ANOS DE EXTENSAO
7: C ADOTANDO PARAMETRO "LAMBIDA" = 3
8: C *****
9:
10: C ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS
11: C METODO DE SERIES DE DURACAO PARCIAL
12: C SELECIONA VAZOE MAIORES QUE Q0 E QUE SAO INDEPENDENTES ENTRE SI,
13: C SEGUNDO OS DOIS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DO USWRC (1982)
14: C UTILIZA OS MODELOS PROBABILISTICOS POISSON-PARETO E POISSON-EXP.
15:
16:
17: C PARA AMOSTRAS DE VAZOE MEDIAS DIARIAS COM 50 ANOS DE EXTENSAO,
18: C CORRESPONDENDO A 18.263 DIAS
19:
20: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 18 A 159 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
21: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.
22: C A ALTERACAO PARA O CASO DE "LAMBIDA" = 3 ESTA NO ITEM:
23:
24: C VERIFICA SE O NUMERO MEDIO ANUAL DE VAZOE QUE SUPERAM O VALOR DE
25: C Q0 É IGUAL A 2,6 (VALOR ADOTADO PARA O PARAMETRO "LAMBIDA") PARA
26: C DAR SEQUENCIA AO METODO. SE NAO FOR, RETORNA PARA A ETAPA DE
27: C SELECAO DE VAZOE MAIORES QUE Q0 E INDEPENDENTES ENTRE SI.
28:
29: IF (N<=149) GO TO 11
30: GO TO 280
31: 11 Q0=Q0-0.1
32: D1=0
33: Q1=0
34: AUX=2
35: D2=1
36: Q2=0
37: P=1
38: N=0
39: Y=0
40: GO TO 05
41: 280 IF (N.GE.151) GO TO 13
42: GO TO 290
43: 13 Q0=Q0+0.1
44: D1=0
45: Q1=0
46: AUX=2
47: D2=1
48: Q2=0
49: P=1
50: N=0
51: Y=0
52: GO TO 05
53:
54: C IDEM AS LINHAS NUMERADAS DE 190 A 282 DO PROGRAMA Q(T)-PDS, PARA
55: C AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO E PARAMETRO "LAMBIDA" = 2.

```

APÊNDICE E – Programa $Q(T)$ -AMS para amostras com 10 anos de extensão

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-AMS
3: C PARA AMOSTRAS COM 10 ANOS
4: C *****
5: C
6: C PROGRAMA PARA ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS ATRAVES DO METODO DE
7: C SERIES DE MAXIMOS ANUAIS PARA AMOSTRAS COM 10 ANOS DE EXTENSAO
8:
9:
10: DIMENSION QMAX(50),QMAXLN(50)
11: REAL MEDIA,DP,ALFA,EP,Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200,B0,B1,L1,L2,AUX1
12: *,AUX2,AUX3,SIGMAY,MIY,MEDIALN,TAU2,TAU3,M,L3,C,KAPA,MI,FGAMA,B0LN,
13: *FGAMA1,FGAMA2,B1LN,B2LN,L1LN,L2LN,L3LN,C0,C1,C2,D1,D2,D3,P
14: INTEGER N,K
15: CHARACTER arq*12
16: WRITE(*,*) 'LER O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
17: READ(*,*) arq
18: OPEN(3,file=arq,status='old')
19: OPEN(4,file='resultado.txt',status='old')
20: C OPEN(4,file='resultado.xls',status='new')
21:
22: DO 50 K=1,10
23: READ(3,07) QMAX(K)
24: 07 FORMAT(F10.2)
25: 50 CONTINUE
26:
27: C CALCULA A MEDIA E O DESVIO PADRAO
28: N=10
29: MEDIA=0
30: DP=0
31:
32: DO 10 K=1,N
33: MEDIA=MEDIA+QMAX(K)
34: 10 CONTINUE
35: MEDIA=MEDIA/N
36:
37: DO 20 K=1,N
38: DP=DP+(QMAX(K)-MEDIA)**2
39: 20 CONTINUE
40: DP=DP/(N-1)
41: DP=DP**0.5
42:
43: C CALCULA B0, B1 E B2. (REF. HOSKING AND WALLIS, 1997, EQ. 2.51,
44: C P. 26)
45:
46: B0=MEDIA
47:
48: B1=0
49: DO 30 K=2,N
50: AUX1=K-1
51: AUX2=N-1
52: AUX3=AUX1/AUX2
53: B1=B1+AUX3*QMAX(K)
54: 30 CONTINUE
55: B1=B1/N
56:
57: B2=0
58: DO 40 K=3,N
59: AUX1=(K-1)*(K-2)
60: AUX2=(N-1)*(N-2)
61: AUX3=AUX1/AUX2
62: B2=B2+AUX3*QMAX(K)
63: 40 CONTINUE
64: B2=B2/N
65:
66: C CALCULA OS MOMENTOS-L: L1, L2 E L3
67: L1=B0
68: L2=2*B1-B0
69: L3=6*B2-6*B1+B0
70:
71: C
72: C DISTRIBUICAO GUMBEL

```

```

73: C
74: ALFA=L2/LOG(2.0)
75: EP=L1-0.5772*ALFA
76:
77: Q2=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.50))
78: Q5=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.80))
79: Q10=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.90))
80: Q25=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.96))
81: Q50=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.98))
82: Q100=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.99))
83: Q200=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.995))
84:
85: WRITE(4,300) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
86: 300 FORMAT('GUMBEL',/, 'Q2 =',F10.2/, 'Q5 =',F10.2/, 'Q10 =',F10.2/,
87: *'Q25 =',F10.2/, 'Q50 =',F10.2/, 'Q100=',F10.2/, 'Q200=',F10.2/)
88:
89: C
90: C DISTRIBUICAO EXPONENCIAL COM DOIS PARAMETROS (REF. HOSKING AND
91: C WALLIS, 1997, P. 192)
92: C
93: ALFA=2*L2
94: EP=L1-ALFA
95:
96: Q2=EP-ALFA*LOG(0.50)
97: Q5=EP-ALFA*LOG(0.20)
98: Q10=EP-ALFA*LOG(0.10)
99: Q25=EP-ALFA*LOG(0.04)
100: Q50=EP-ALFA*LOG(0.02)
101: Q100=EP-ALFA*LOG(0.01)
102: Q200=EP-ALFA*LOG(0.005)
103:
104: WRITE(4,500) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
105: 500 FORMAT('EXPONENCIAL (COM DOIS PARAMETROS)',/, 'Q2 =',F10.2/, 'Q5 ='
106: *,F10.2/, 'Q10 =',F10.2/, 'Q25 =',F10.2/, 'Q50 =',F10.2/, 'Q100=',F10.2
107: */, 'Q200=',F10.2/)
108:
109: C
110: C DISTRIBUICAO GEV
111: C
112: TAU3=L3/L2
113: C=(2/(3+TAU3))-(LOG(2.0)/LOG(3.0))
114: KAPA=7.8590*C+2.9554*C**2
115:
116: C CALCULO DA FUNCAO GAMA ATRAVES DA APROXIMACAO DE LANZOS, COM
117: C ERROS DA ORDEM DE 2*10^-10. REF. NAGHETTINI E PINTO, 2007 (P. 498)
118: P0=1.000000
119: P1=76.180092
120: P2=-86.505320
121: P3=24.014098
122: P4=-1.231740
123: P5=1.208651*0.001
124: P6=-5.395239*0.000001
125: PI=3.141593
126:
127: Z=1+KAPA
128: SOMAP=P0+P1/(Z+1)+P2/(Z+2)+P3/(Z+3)+P4/(Z+4)+P5/(Z+5)+P6/(Z+6)
129: FGAMA=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z+5.5)**(Z+0.5))*EXP(-(Z+5.5))
130: FGAMA=FGAMA/Z
131:
132: ALFA=(L2*KAPA)/((1-2*(-KAPA))*FGAMA)
133: EP=L1-(ALFA*(1-FGAMA))/KAPA
134:
135: Q2=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.50))*KAPA)
136: Q5=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.80))*KAPA)
137: Q10=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.90))*KAPA)
138: Q25=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.96))*KAPA)
139: Q50=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.98))*KAPA)
140: Q100=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.99))*KAPA)
141: Q200=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.995))*KAPA)
142:
143: WRITE(4,600) KAPA,FGAMA,Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
144: 600 FORMAT('GEV',/, 'KAPA=',F10.2/, 'GAMA=',F10.2/, 'Q2 =',F10.2/, 'Q5 ='

```

```

145:      *,F10.2/,'Q10 =' ,F10.2/,'Q25 =' ,F10.2/,'Q50 =' ,F10.2/,'Q100=' ,F10.2
146:      */,'Q200=' ,F10.2/)
147:
148: C      CALCULO QMAXLN E MEDIALN
149:      DO 60 K=1,N
150:      Y=QMAX(K)
151:      QMAXLN(K)=LOG(Y)
152: 60 CONTINUE
153:
154:      MEDIALN=0
155:      DO 70 K=1,N
156:      MEDIALN=MEDIALN+QMAXLN(K)
157: 70 CONTINUE
158:      MEDIALN=MEDIALN/N
159:
160: C      CALCULO B0LN, B1LN E B2LN
161:      B0LN=MEDIALN
162:
163:      B1LN=0
164:      DO 80 K=2,N
165:      AUX1=(K-1)
166:      AUX2=(N-1)
167:      AUX3=AUX1/AUX2
168:      B1LN=B1LN+AUX3*QMAXLN(K)
169: 80 CONTINUE
170:      B1LN=B1LN/N
171:
172:      B2LN=0
173:      DO 90 K=3,N
174:      AUX1=(K-1)*(K-2)
175:      AUX2=(N-1)*(N-2)
176:      AUX3=AUX1/AUX2
177:      B2LN=B2LN+AUX3*QMAXLN(K)
178: 90 CONTINUE
179:      B2LN=B2LN/N
180:
181: C      CALCULO DOS MOMENTOS-L: L1LN, L2LN, L3LN
182:      L1LN=B0LN
183:      L2LN=2*B1LN-B0LN
184:      L3LN=6*B2LN-6*B1LN+B0LN
185:
186: C
187: C      DISTRIBUICAO LOG-PEARSON III: CALCULO DOS PARAMETROS GAMA, SIGMA E
188: C      ALFA. OS QUANTIS FORAM ESTIMADOS APLICANDO ESTES PARAMETROS A
189: C      PLANILHAS DESENVOLVIDAS NO PROGRAMA MICROSOFT EXCEL.
190:
191:      TAU3AUX=L3LN/L2LN
192:      TAU3=ABS(TAU3AUX)
193:
194:      IF ((TAU3.GT.0).AND.(TAU3.LT.0.3333333)) GO TO 100
195: 100 Z=3*PI*TAU3**2
196:      ALFA=(1+0.2906*Z)/(Z+0.1882*Z**2+0.0442*Z**3)
197:      IF ((TAU3.GE.0.3333333).AND.(TAU3.LT.1)) GO TO 110
198: 110 Z=1-TAU3
199:      ALFA=0.36067*Z-0.59567*Z**2+0.25361*Z**3
200:      ALFA=ALFA/(1-2.78861*Z+2.56096*Z**2-0.77045*Z**3)
201:
202: C      FUNÇÃO GAMA(Z): REF. NAGHETTINI E PINTO, 2007 (P. 498)
203:      Z1=ALFA
204:      SOMAP=P0+P1/(Z1+1)+P2/(Z1+2)+P3/(Z1+3)+P4/(Z1+4)+P5/(Z1+5)+P6/(Z1+
205:      *6)
206:      FGAMA1=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z1+5.5)**(Z1+0.5))*EXP(-(Z1+5.5))
207:      FGAMA1=FGAMA1/Z1
208:
209:      Z2=ALFA+0.5
210:      SOMAP=P0+P1/(Z2+1)+P2/(Z2+2)+P3/(Z2+3)+P4/(Z2+4)+P5/(Z2+5)+P6/(Z2+
211:      *6)
212:      FGAMA2=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z2+5.5)**(Z2+0.5))*EXP(-(Z2+5.5))
213:      FGAMA2=FGAMA2/Z2
214:
215:      IF (TAU3AUX.GT.0) GO TO 120
216:      GAMA=(2*ALFA**(-0.5))*(-1)

```

```

217: 120 GAMA=2*ALFA**(-0.5)
218:
219: MI=L1LN
220: SIGMA=(L2LN*(PI**0.5)*(ALFA**0.5)*FGAMA1)/FGAMA2
221:
222: WRITE(4,800) GAMA,MI,SIGMA
223: 800 FORMAT('LOG-PEARSON III','GAMA =',F10.2/,'MI =',F10.2/,'SIGMA
224: * =',F10.2/)
225:
226: C
227: C DISTRIBUICAO LOG-NORMAL
228: C
229: TAU2=L2/L1
230: P=(TAU2+1)/2
231:
232: C BUSCO O QUANTIL, OU SEJA, VALOR DE Z, PARA PROBABILIDADE=(TAU2+1)/2
233: C0=2.515517
234: C1=0.802853
235: C2=0.010328
236: D1=1.432788
237: D2=0.189269
238: D3=0.001308
239: M=(1-P)**2
240: M=1/M
241: M=(LOG(M))**0.5
242: AUX1=C0+C1*M+C2*(M**2)
243: AUX2=1+D1*M+D2*(M**2)+D3*(M**3)
244: Z=M-(AUX1/AUX2)
245:
246: SIGMAY=(2**0.5)*Z
247: MIY=LOG(L1)-((SIGMAY**2)/2)
248:
249: Q2=MIY+0*SIGMAY
250: Q2=EXP(Q2)
251: Q5=MIY+0.841621*SIGMAY
252: Q5=EXP(Q5)
253: Q10=MIY+1.281552*SIGMAY
254: Q10=EXP(Q10)
255: Q25=MIY+1.750686*SIGMAY
256: Q25=EXP(Q25)
257: Q50=MIY+2.053749*SIGMAY
258: Q50=EXP(Q50)
259: Q100=MIY+2.326348*SIGMAY
260: Q100=EXP(Q100)
261: Q200=MIY+2.575829*SIGMAY
262: Q200=EXP(Q200)
263:
264: WRITE(4,900) B0,B1,L1,L2,Z,SIGMAY,MIY
265: 900 FORMAT('LOG-NORMAL','B0LN =',F10.2/,'B1 =',F10.2/,'L1 =',F10.
266: *2/,'L2 =',F10.2/,'Z =',F10.2/,'SIGMAY =',F10.2/,'MIY =',F10.
267: *2/)
268:
269: WRITE(4,1000) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
270: 1000 FORMAT('LOG-NORMAL','Q2 =',F10.2/,'Q5 =',F10.2/,'Q10 =',F10.2/
271: *, 'Q25 =',F10.2/,'Q50 =',F10.2/,'Q100=',F10.2/,'Q200=',F10.2/)
272:
273: STOP
274: END

```

APÊNDICE F – Programa $Q(T)$ -AMS para amostras com 25 anos de extensão

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-AMS
3: C PARA AMOSTRAS COM 25 ANOS
4: C *****
5: C
6: C PROGRAMA PARA ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS ATRAVES DO METODO DE
7: C SERIES DE MAXIMOS ANUAIS PARA AMOSTRAS COM 25 ANOS DE EXTENSAO
8: C
9: C DIMENSION QMAX(50),QMAXLN(50)
10: REAL MEDIA,DP,ALFA,EP,Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200,B0,B1,L1,L2,AUX1
11: *,AUX2,AUX3,SIGMAY,MIY,MEDIALN,TAU2,TAU3,M,L3,C,KAPA,MI,FGAMA,B0LN,
12: *FGAMA1,FGAMA2,B1LN,B2LN,L1LN,L2LN,L3LN,C0,C1,C2,D1,D2,D3,P
13: INTEGER N,K
14: CHARACTER arq*12
15: WRITE(*,*) 'LER O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
16: READ(*,*) arq
17: OPEN(3,file=arq,status='old')
18: OPEN(4,file='resultado.txt',status='old')
19: C OPEN(4,file='resultado.xls',status='new')
20:
21: DO 50 K=1,25
22: READ(3,07) QMAX(K)
23: 07 FORMAT(F10.2)
24: 50 CONTINUE
25:
26: C CALCULA A MEDIA E O DESVIO PADRAO
27: N=25
28: MEDIA=0
29: DP=0
30:
31: DO 10 K=1,N
32: MEDIA=MEDIA+QMAX(K)
33: 10 CONTINUE
34: MEDIA=MEDIA/N
35:
36: DO 20 K=1,N
37: DP=DP+(QMAX(K)-MEDIA)**2
38: 20 CONTINUE
39: DP=DP/(N-1)
40: DP=DP**0.5
41:
42: C CALCULA B0, B1 E B2 (REF. HOSKING AND WALLIS, 1997, EQ. 2.51,
43: C P. 26)
44:
45: B0=MEDIA
46:
47: B1=0
48: DO 30 K=2,N
49: AUX1=K-1
50: AUX2=N-1
51: AUX3=AUX1/AUX2
52: B1=B1+AUX3*QMAX(K)
53: 30 CONTINUE
54: B1=B1/N
55:
56: B2=0
57: DO 40 K=3,N
58: AUX1=(K-1)*(K-2)
59: AUX2=(N-1)*(N-2)
60: AUX3=AUX1/AUX2
61: B2=B2+AUX3*QMAX(K)
62: 40 CONTINUE
63: B2=B2/N
64:
65: C CALCULA OS MOMENTOS-L: L1, L2 E L3
66: L1=B0
67: L2=2*B1-B0
68: L3=6*B2-6*B1+B0
69:
70: C
71: C DISTRIBUICAO GUMBEL
72: C

```

```

73:      ALFA=L2/LOG(2.0)
74:      EP=L1-0.5772*ALFA
75:
76:      Q2=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.50))
77:      Q5=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.80))
78:      Q10=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.90))
79:      Q25=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.96))
80:      Q50=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.98))
81:      Q100=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.99))
82:      Q200=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.995))
83:
84:      WRITE(4,300) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
85: 300 FORMAT('GUMBEL'/' , 'Q2  =' ,F10.2/ , 'Q5  =' ,F10.2/ , 'Q10 =' ,F10.2/ ,
86:      * 'Q25 =' ,F10.2/ , 'Q50 =' ,F10.2/ , 'Q100=' ,F10.2/ , 'Q200=' ,F10.2/)
87:
88: C
89: C      DISTRIBUICAO EXPONENCIAL COM DOIS PARAMETROS (REF. HOSKING AND
90: C      WALLIS, 1997, P. 192)
91: C
92:      ALFA=2*L2
93:      EP=L1-ALFA
94:
95:      Q2=EP-ALFA*LOG(0.50)
96:      Q5=EP-ALFA*LOG(0.20)
97:      Q10=EP-ALFA*LOG(0.10)
98:      Q25=EP-ALFA*LOG(0.04)
99:      Q50=EP-ALFA*LOG(0.02)
100:     Q100=EP-ALFA*LOG(0.01)
101:     Q200=EP-ALFA*LOG(0.005)
102:
103:     WRITE(4,500) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
104: 500 FORMAT('EXPONENCIAL (COM DOIS PARAMETROS)'/' , 'Q2  =' ,F10.2/ , 'Q5  ='
105:     * ,F10.2/ , 'Q10 =' ,F10.2/ , 'Q25 =' ,F10.2/ , 'Q50 =' ,F10.2/ , 'Q100=' ,F10.2
106:     * / , 'Q200=' ,F10.2/)
107:
108: C
109: C      DISTRIBUICAO GEV
110: C
111:     TAU3=L3/L2
112:     C=(2/(3+TAU3))-(LOG(2.0)/LOG(3.0))
113:     KAPA=7.8590*C+2.9554*C**2
114:
115: C      CALCULO DA FUNCAO GAMA ATRAVES DA APROXIMACAO DE LANZOS, COM
116: C      ERROS DA ORDEM DE 2*10^-10 (REF. NAGHETTINI E PINTO, 2007, P. 498)
117:     P0=1.000000
118:     P1=76.180092
119:     P2=-86.505320
120:     P3=24.014098
121:     P4=-1.231740
122:     P5=1.208651*0.001
123:     P6=-5.395239*0.000001
124:     PI=3.141593
125:
126:     Z=1+KAPA
127:     SOMAP=P0+P1/(Z+1)+P2/(Z+2)+P3/(Z+3)+P4/(Z+4)+P5/(Z+5)+P6/(Z+6)
128:     FGAMA=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z+5.5)**(Z+0.5))*EXP(-(Z+5.5))
129:     FGAMA=FGAMA/Z
130:
131:     ALFA=(L2*KAPA)/((1-2*(-KAPA))*FGAMA)
132:     EP=L1-(ALFA*(1-FGAMA))/KAPA
133:
134:     Q2=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.50))**KAPA)
135:     Q5=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.80))**KAPA)
136:     Q10=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.90))**KAPA)
137:     Q25=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.96))**KAPA)
138:     Q50=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.98))**KAPA)
139:     Q100=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.99))**KAPA)
140:     Q200=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.995))**KAPA)
141:
142:     WRITE(4,600) KAPA,FGAMA,Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
143: 600 FORMAT('GEV'/' , 'KAPA=' ,F10.2/ , 'GAMA=' ,F10.2/ , 'Q2  =' ,F10.2/ , 'Q5  ='
144:     * ,F10.2/ , 'Q10 =' ,F10.2/ , 'Q25 =' ,F10.2/ , 'Q50 =' ,F10.2/ , 'Q100=' ,F10.2

```

```

145:      */,'Q200=',F10.2/)
146:
147: C      CALCULO QMAXLN E MEDIALN
148:      DO 60 K=1,N
149:      Y=QMAX(K)
150:      QMAXLN(K)=LOG(Y)
151: 60 CONTINUE
152:
153:      MEDIALN=0
154:      DO 70 K=1,N
155:      MEDIALN=MEDIALN+QMAXLN(K)
156: 70 CONTINUE
157:      MEDIALN=MEDIALN/N
158:
159: C      CALCULO B0LN, B1LN E B2LN
160:      B0LN=MEDIALN
161:
162:      B1LN=0
163:      DO 80 K=2,N
164:      AUX1=(K-1)
165:      AUX2=(N-1)
166:      AUX3=AUX1/AUX2
167:      B1LN=B1LN+AUX3*QMAXLN(K)
168: 80 CONTINUE
169:      B1LN=B1LN/N
170:
171:      B2LN=0
172:      DO 90 K=3,N
173:      AUX1=(K-1)*(K-2)
174:      AUX2=(N-1)*(N-2)
175:      AUX3=AUX1/AUX2
176:      B2LN=B2LN+AUX3*QMAXLN(K)
177: 90 CONTINUE
178:      B2LN=B2LN/N
179:
180: C      CALCULO DOS MOMENTOS-L: L1LN, L2LN, L3LN
181:      L1LN=B0LN
182:      L2LN=2*B1LN-B0LN
183:      L3LN=6*B2LN-6*B1LN+B0LN
184:
185: C
186: C      DISTRIBUICAO LOG-PEARSON III: CALCULO DOS PARAMETROS GAMA, SIGMA E
187: C      ALFA
188:
189:      TAU3AUX=L3LN/L2LN
190:      TAU3=ABS(TAU3AUX)
191:
192:      IF ((TAU3.GT.0).AND.(TAU3.LT.0.3333333)) GO TO 100
193: 100 Z=3*PI*TAU3**2
194:      ALFA=(1+0.2906*Z)/(Z+0.1882*Z**2+0.0442*Z**3)
195:      IF ((TAU3.GE.0.3333333).AND.(TAU3.LT.1)) GO TO 110
196: 110 Z=1-TAU3
197:      ALFA=0.36067*Z-0.59567*Z**2+0.25361*Z**3
198:      ALFA=ALFA/(1-2.78861*Z+2.56096*Z**2-0.77045*Z**3)
199:
200: C      FUNÇÃO GAMA(Z): REF. NAGHETTINI E PINTO, 2007 (P. 498)
201:      Z1=ALFA
202:      SOMAP=P0+P1/(Z1+1)+P2/(Z1+2)+P3/(Z1+3)+P4/(Z1+4)+P5/(Z1+5)+P6/(Z1+
203: *6)
204:      FGAMA1=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z1+5.5)**(Z1+0.5))*EXP(-(Z1+5.5))
205:      FGAMA1=FGAMA1/Z1
206:
207:      Z2=ALFA+0.5
208:      SOMAP=P0+P1/(Z2+1)+P2/(Z2+2)+P3/(Z2+3)+P4/(Z2+4)+P5/(Z2+5)+P6/(Z2+
209: *6)
210:      FGAMA2=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z2+5.5)**(Z2+0.5))*EXP(-(Z2+5.5))
211:      FGAMA2=FGAMA2/Z2
212:
213:      IF (TAU3AUX.GT.0) GO TO 120
214:      GAMA=(2*ALFA**(-0.5))*(-1)
215: 120 GAMA=2*ALFA**(-0.5)
216:

```

```

217:      MI=L1LN
218:      SIGMA=(L2LN*(PI**0.5)*(ALFA**0.5)*FGAMA1)/FGAMA2
219:
220:      WRITE(4,800) GAMA,MI,SIGMA
221: 800 FORMAT('LOG-PEARSON IIII','GAMA  =',F10.2/, 'MI      =',F10.2/, 'SIGMA
222:      *  =',F10.2/)
223:
224: C
225: C      DISTRIBUICAO LOG-NORMAL
226: C
227:      TAU2=L2/L1
228:      P=(TAU2+1)/2
229:
230: C      BUSCO O QUANTIL, OU SEJA, VALOR DE Z, PARA PROBABILIDADE=(TAU2+1)/2
231:
232:      C0=2.515517
233:      C1=0.802853
234:      C2=0.010328
235:      D1=1.432788
236:      D2=0.189269
237:      D3=0.001308
238:      M=(1-P)**2
239:      M=1/M
240:      M=(LOG(M))**0.5
241:      AUX1=C0+C1*M+C2*(M**2)
242:      AUX2=1+D1*M+D2*(M**2)+D3*(M**3)
243:      Z=M-(AUX1/AUX2)
244:
245:      SIGMAY=(2**0.5)*Z
246:      MIY=LOG(L1)-((SIGMAY**2)/2)
247:
248:      Q2=MIY+0*SIGMAY
249:      Q2=EXP(Q2)
250:      Q5=MIY+0.841621*SIGMAY
251:      Q5=EXP(Q5)
252:      Q10=MIY+1.281552*SIGMAY
253:      Q10=EXP(Q10)
254:      Q25=MIY+1.750686*SIGMAY
255:      Q25=EXP(Q25)
256:      Q50=MIY+2.053749*SIGMAY
257:      Q50=EXP(Q50)
258:      Q100=MIY+2.326348*SIGMAY
259:      Q100=EXP(Q100)
260:      Q200=MIY+2.575829*SIGMAY
261:      Q200=EXP(Q200)
262:
263:      WRITE(4,900) B0,B1,L1,L2,Z,SIGMAY,MIY
264: 900 FORMAT('LOG-NORMAL','B0LN =',F10.2/, 'B1 =',F10.2/, 'L1 =',F10.
265:      *2/, 'L2 =',F10.2/, 'Z  =',F10.2/, 'SIGMAY =',F10.2/, 'MIY =',F10.
266:      *2/)
267:
268:      WRITE(4,1000) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
269: 1000 FORMAT('LOG-NORMAL','Q2  =',F10.2/, 'Q5  =',F10.2/, 'Q10 =',F10.2/
270:      *, 'Q25 =',F10.2/, 'Q50 =',F10.2/, 'Q100=',F10.2/, 'Q200=',F10.2/)
271:
272:      STOP
273:      END

```

APÊNDICE G – Programa $Q(T)$ -AMS para amostras com 50 anos de extensão

```

1: C *****
2: C PROGRAMA Q(T)-AMS
3: C PARA AMOSTRAS COM 50 ANOS
4: C *****
5: C
6: C PROGRAMA PARA ANALISE DE FREQUENCIA DE CHEIAS ATRAVES DO METODO DE
7: C SERIES DE MAXIMOS ANUAIS PARA AMOSTRAS COM 50 ANOS DE EXTENSAO
8: C
9:
10: DIMENSION QMAX(50),QMAXLN(50)
11: REAL MEDIA,DP,ALFA,EP,Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200,B0,B1,L1,L2,AUX1
12: *,AUX2,AUX3,SIGMAY,MIY,MEDIALN,TAU2,TAU3,M,L3,C,KAPA,MI,FGAMA,B0LN,
13: *FGAMA1,FGAMA2,B1LN,B2LN,L1LN,L2LN,L3LN,C0,C1,C2,D1,D2,D3,P
14: INTEGER N,K
15: CHARACTER arq*12
16: WRITE(*,*) 'LER O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
17: READ(*,*) arq
18: OPEN(3,file=arq,status='old')
19: OPEN(4,file='resultado.txt',status='old')
20: C OPEN(4,file='resultado.xls',status='new')
21:
22: DO 50 K=1,50
23: READ(3,07) QMAX(K)
24: 07 FORMAT(F10.2)
25: 50 CONTINUE
26:
27: C CALCULA A MEDIA E O DESVIO PADRAO
28: N=50
29: MEDIA=0
30: DP=0
31:
32: DO 10 K=1,N
33: MEDIA=MEDIA+QMAX(K)
34: 10 CONTINUE
35: MEDIA=MEDIA/N
36:
37: DO 20 K=1,N
38: DP=DP+(QMAX(K)-MEDIA)**2
39: 20 CONTINUE
40: DP=DP/(N-1)
41: DP=DP**0.5
42:
43: C CALCULA B0, B1 E B2 (REF. HOSKING AND WALLIS, 1997, EQ. 2.51,
44: C P. 26)
45: B0=MEDIA
46:
47: B1=0
48: DO 30 K=2,N
49: AUX1=K-1
50: AUX2=N-1
51: AUX3=AUX1/AUX2
52: B1=B1+AUX3*QMAX(K)
53: 30 CONTINUE
54: B1=B1/N
55:
56: B2=0
57: DO 40 K=3,N
58: AUX1=(K-1)*(K-2)
59: AUX2=(N-1)*(N-2)
60: AUX3=AUX1/AUX2
61: B2=B2+AUX3*QMAX(K)
62: 40 CONTINUE
63: B2=B2/N
64:
65: C CALCULA OS MOMENTOS-L: L1, L2 E L3
66: L1=B0
67: L2=2*B1-B0
68: L3=6*B2-6*B1+B0
69: C
70: C DISTRIBUICAO GUMBEL
71: C
72: ALFA=L2/LOG(2.0)

```

```

73:      EP=L1-0.5772*ALFA
74:
75:      Q2=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.50))
76:      Q5=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.80))
77:      Q10=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.90))
78:      Q25=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.96))
79:      Q50=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.98))
80:      Q100=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.99))
81:      Q200=EP-ALFA*LOG(-LOG(0.995))
82:
83:      WRITE(4,300) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
84: 300 FORMAT('GUMBEL'//,'Q2  =' ,F10.2//,'Q5  =' ,F10.2//,'Q10 =' ,F10.2//,
85:      *'Q25 =' ,F10.2//,'Q50 =' ,F10.2//,'Q100=' ,F10.2//,'Q200=' ,F10.2/)
86: C
87: C      DISTRIBUICAO EXPONENCIAL COM DOIS PARAMETROS (REF. HOSKING AND
88: C      WALLIS, 1997, P. 192)
89: C
90:      ALFA=2*L2
91:      EP=L1-ALFA
92:
93:      Q2=EP-ALFA*LOG(0.50)
94:      Q5=EP-ALFA*LOG(0.20)
95:      Q10=EP-ALFA*LOG(0.10)
96:      Q25=EP-ALFA*LOG(0.04)
97:      Q50=EP-ALFA*LOG(0.02)
98:      Q100=EP-ALFA*LOG(0.01)
99:      Q200=EP-ALFA*LOG(0.005)
100:
101:      WRITE(4,500) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
102: 500 FORMAT('EXPONENCIAL (COM DOIS PARAMETROS)'//,'Q2  =' ,F10.2//,'Q5  ='
103:      * ,F10.2//,'Q10 =' ,F10.2//,'Q25 =' ,F10.2//,'Q50 =' ,F10.2//,'Q100=' ,F10.2
104:      *//,'Q200=' ,F10.2/)
105:
106: C
107: C      DISTRIBUICAO GEV
108: C
109:      TAU3=L3/L2
110:      C=(2/(3+TAU3))-(LOG(2.0)/LOG(3.0))
111:      KAPA=7.8590*C+2.9554*C**2
112:
113: C      CALCULO DA FUNCAO GAMA ATRAVES DA APROXIMACAO DE LANCZOS, COM
114: C      ERROS DA ORDEM DE 2*10^-10. REF. NAGHETTINI E PINTO, 2007 (P. 498)
115:      P0=1.000000
116:      P1=76.180092
117:      P2=-86.505320
118:      P3=24.014098
119:      P4=-1.231740
120:      P5=1.208651*0.001
121:      P6=-5.395239*0.000001
122:      PI=3.141593
123:
124:      Z=1+KAPA
125:      SOMAP=P0+P1/(Z+1)+P2/(Z+2)+P3/(Z+3)+P4/(Z+4)+P5/(Z+5)+P6/(Z+6)
126:      FGAMA=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z+5.5)**(Z+0.5))*EXP(-(Z+5.5))
127:      FGAMA=FGAMA/Z
128:
129:      ALFA=(L2*KAPA)/((1-2**(-KAPA))*FGAMA)
130:      EP=L1-(ALFA*(1-FGAMA))/KAPA
131:
132:      Q2=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.50))**KAPA)
133:      Q5=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.80))**KAPA)
134:      Q10=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.90))**KAPA)
135:      Q25=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.96))**KAPA)
136:      Q50=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.98))**KAPA)
137:      Q100=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.99))**KAPA)
138:      Q200=EP+(ALFA/KAPA)*(1-(-LOG(0.995))**KAPA)
139:
140:      WRITE(4,600) KAPA,FGAMA,Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
141: 600 FORMAT('GEV'//,'KAPA=' ,F10.2//,'GAMA=' ,F10.2//,'Q2  =' ,F10.2//,'Q5  ='
142:      * ,F10.2//,'Q10 =' ,F10.2//,'Q25 =' ,F10.2//,'Q50 =' ,F10.2//,'Q100=' ,F10.2
143:      *//,'Q200=' ,F10.2/)
144:

```

```

145: C      CALCULO QMAXLN E MEDIALN
146:      DO 60 K=1,N
147:      Y=QMAX(K)
148:      QMAXLN(K)=LOG(Y)
149:      60 CONTINUE
150:
151:      MEDIALN=0
152:      DO 70 K=1,N
153:      MEDIALN=MEDIALN+QMAXLN(K)
154:      70 CONTINUE
155:      MEDIALN=MEDIALN/N
156:
157: C      CALCULO B0LN, B1LN E B2LN
158:      B0LN=MEDIALN
159:
160:      B1LN=0
161:      DO 80 K=2,N
162:      AUX1=(K-1)
163:      AUX2=(N-1)
164:      AUX3=AUX1/AUX2
165:      B1LN=B1LN+AUX3*QMAXLN(K)
166:      80 CONTINUE
167:      B1LN=B1LN/N
168:
169:      B2LN=0
170:      DO 90 K=3,N
171:      AUX1=(K-1)*(K-2)
172:      AUX2=(N-1)*(N-2)
173:      AUX3=AUX1/AUX2
174:      B2LN=B2LN+AUX3*QMAXLN(K)
175:      90 CONTINUE
176:      B2LN=B2LN/N
177:
178: C      CALCULO DOS MOMENTOS-L: L1LN, L2LN, L3LN
179:      L1LN=B0LN
180:      L2LN=2*B1LN-B0LN
181:      L3LN=6*B2LN-6*B1LN+B0LN
182:
183: C
184: C      DISTRIBUICAO LOG-PEARSON III: CALCULO DOS PARAMETROS GAMA, SIGMA E
185: C      ALFA
186:
187:      TAU3AUX=L3LN/L2LN
188:      TAU3=ABS(TAU3AUX)
189:
190:      IF ((TAU3.GT.0).AND.(TAU3.LT.0.3333333)) GO TO 100
191:      100 Z=3*PI*TAU3**2
192:      ALFA=(1+0.2906*Z)/(Z+0.1882*Z**2+0.0442*Z**3)
193:      IF ((TAU3.GE.0.3333333).AND.(TAU3.LT.1)) GO TO 110
194:      110 Z=1-TAU3
195:      ALFA=0.36067*Z-0.59567*Z**2+0.25361*Z**3
196:      ALFA=ALFA/(1-2.78861*Z+2.56096*Z**2-0.77045*Z**3)
197:
198: C      FUNCAO GAMA(Z): REF. NAGHETTINI E PINTO, 2007 (P. 498)
199:      Z1=ALFA
200:      SOMAP=P0+P1/(Z1+1)+P2/(Z1+2)+P3/(Z1+3)+P4/(Z1+4)+P5/(Z1+5)+P6/(Z1+
201:      *6)
202:      FGAMA1=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z1+5.5)**(Z1+0.5))*EXP(-(Z1+5.5))
203:      FGAMA1=FGAMA1/Z1
204:
205:      Z2=ALFA+0.5
206:      SOMAP=P0+P1/(Z2+1)+P2/(Z2+2)+P3/(Z2+3)+P4/(Z2+4)+P5/(Z2+5)+P6/(Z2+
207:      *6)
208:      FGAMA2=((2*PI)**0.5)*SOMAP*((Z2+5.5)**(Z2+0.5))*EXP(-(Z2+5.5))
209:      FGAMA2=FGAMA2/Z2
210:
211:      IF (TAU3AUX.GT.0) GO TO 120
212:      GAMA=(2*ALFA**(-0.5))*(-1)
213:      120 GAMA=2*ALFA**(-0.5)
214:
215:      MI=L1LN
216:      SIGMA=(L2LN*(PI**0.5)*(ALFA**0.5)*FGAMA1)/FGAMA2

```

```

217:
218:      WRITE(4,800) GAMA,MI,SIGMA
219: 800 FORMAT('LOG-PEARSON III'//,'GAMA  =',F10.2//,'MI      =',F10.2//,'SIGMA
220:      *  =',F10.2/)
221:
222: C
223: C      DISTRIBUICAO LOG-NORMAL
224: C
225:      TAU2=L2/L1
226:      P=(TAU2+1)/2
227:
228: C      BUSCO O QUANTIL, OU SEJA, VALOR DE Z, PARA PROBABILIDADE=(TAU2+1)/2
229:
230:      C0=2.515517
231:      C1=0.802853
232:      C2=0.010328
233:      D1=1.432788
234:      D2=0.189269
235:      D3=0.001308
236:      M=(1-P)**2
237:      M=1/M
238:      M=(LOG(M))**0.5
239:      AUX1=C0+C1*M+C2*(M**2)
240:      AUX2=1+D1*M+D2*(M**2)+D3*(M**3)
241:      Z=M-(AUX1/AUX2)
242:
243:      SIGMAY=(2**0.5)*Z
244:      MIY=LOG(L1)-((SIGMAY**2)/2)
245:
246:      Q2=MIY+0*SIGMAY
247:      Q2=EXP(Q2)
248:      Q5=MIY+0.841621*SIGMAY
249:      Q5=EXP(Q5)
250:      Q10=MIY+1.281552*SIGMAY
251:      Q10=EXP(Q10)
252:      Q25=MIY+1.750686*SIGMAY
253:      Q25=EXP(Q25)
254:      Q50=MIY+2.053749*SIGMAY
255:      Q50=EXP(Q50)
256:      Q100=MIY+2.326348*SIGMAY
257:      Q100=EXP(Q100)
258:      Q200=MIY+2.575829*SIGMAY
259:      Q200=EXP(Q200)
260:
261:      WRITE(4,900) B0,B1,L1,L2,Z,SIGMAY,MIY
262: 900 FORMAT('LOG-NORMAL'//,'B0LN =',F10.2//,'B1 =',F10.2//,'L1 =',F10.
263:      *2//,'L2 =',F10.2//,'Z  =',F10.2//,'SIGMAY  =',F10.2//,'MIY =',F10.
264:      *2/)
265:
266:      WRITE(4,1000) Q2,Q5,Q10,Q25,Q50,Q100,Q200
267: 1000 FORMAT('LOG-NORMAL'//,'Q2  =',F10.2//,'Q5  =',F10.2//,'Q10 =',F10.2/
268:      *, 'Q25 =',F10.2//,'Q50 =',F10.2//,'Q100=',F10.2//,'Q200=',F10.2/)
269:
270:      STOP
271:      END

```

ANEXOS

ANEXO A – Programa <i>SOSN1</i> (Fonte: KERN, 2010)	98
ANEXO B – Programa <i>SOSN2-5.000anos</i> (Fonte: Adaptado de KERN, 2010)	99

ANEXO A – Programa SOSN1 (Fonte: KERN, 2010)

```

1: C *****
2: C PROGRAMA SOSN1 (FONTE: KERN, 2010)
3: C ESTIMACAO DOS PARAMETROS DE ENTRADA DO MODELO ESTOCASTICO SOSN
4: C *****
5: C DESENVOLVIDO E PROGRAMADO POR RODRIGO KERN
6: C OBJETIVOS:
7: C 1. ESTIMAR OS PARAMETROS DE ENTRADA DO MODELO SHOT NOISE DE
8: C SEGUNDA ORDEM A PARTIR DAS ESTATISTICAS DA SERIE HISTORICA
9: C 2. PARAMETROS - BETA1, BETA2, TETA1, TETA2 E NI
10: C OBS.: NI = PULSOS DE CHUVA (PROCESSO DE POISSON)
11: C TETA1 = TAMANHO DO PULSO (EXPONENCIAL)
12: C TETA2 = TAMANHO DO PULSO (EXPONENCIAL)
13: C B1 = RECESSAO DO ESCOAMENTO SUPERFICIAL (ESTIMATIVA
14: C PRIMARIA POR GRAFICO)
15: C B2 = RECESSAO DO ESCOAMENTO SUB-SUPERFICIAL (ESTIMATIVA
16: C PRIMARIA POR GRAFICO)
17:
18: C ***** PROGRAMA PRINCIPAL *****
19:
20: DIMENSION A(3,3),B(3,1),DELTA(3,1)
21: REAL NIX,NI,J11,J12,J13,J21,J22,J23,J31,J32,J33
22: CHARACTER ARQ*11
23: WRITE(*,*)'LE O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
24: READ(*, '(A)') ARQ
25: OPEN(3,FILE=ARQ,STATUS='OLD')
26: OPEN(4,FILE='RESULTADO',STATUS='NEW')
27: C
28: C LE OS VALORES DE B1 E B2 E ESTATISTICAS DIARIAS E MENSAIS DA
29: C SERIE HISTORICA DE VAZOEIS
30: C
31: READ(3,05) B1,B2,QM,VARM,AUTOM,VARD,AUTOD
32: 05 FORMAT(7F8.0)
33: C
34: C ACHA OS PARAMETROS B1 E B2
35: C
36: X1=AUTOD*VARD
37: X2=AUTOM*VARM
38: AA=-0.1
39: EMIN=10.0**6
40: DO 20 K=1,300
41: BB=-0.1
42: AA=AA+0.01
43: DO 10 I=1,300
44: BB=BB+0.001
45: B1T=B1+AA
46: B2T=B2+BB
47: D11=(2*(B1T*1-(1-EXP(-B1T*1))))/((B1T*1)**2)
48: D12=(2*(B1T*30.4-(1-EXP(-B1T*30.4))))/((B1T*30.4)**2)
49: D21=(2*(B2T*1-(1-EXP(-B2T*1))))/((B2T*1)**2)
50: D22=(2*(B2T*30.4-(1-EXP(-B2T*30.4))))/((B2T*30.4)**2)
51: E11=((1-EXP(-B1T*1))**2)/((B1T*1)**2)
52: E12=((1-EXP(-B1T*30.4))**2)/((B1T*30.4)**2)
53: E21=((1-EXP(-B2T*1))**2)/((B2T*1)**2)
54: E22=((1-EXP(-B2T*30.4))**2)/((B2T*30.4)**2)
55: XT1=(E11*((VARD*D22)-(VARM*D21)))/((D22*D11)-(D12*D21))+(E21*(
56: * (VARM*D11)-(VARD*D12)))/((D22*D11)-(D12*D21))
57: XT2=(E12*((VARD*D22)-(VARM*D21)))/((D22*D11)-(D12*D21))+(E22*(
58: * (VARM*D11)-(VARD*D12)))/((D22*D11)-(D12*D21))
59: ER1=ABS(XT1-X1)
60: ER2=ABS(XT2-X2)
61: ERROS=ER1+ER2
62: IF(ERROS-EMIN) 09,10,10
63: 09 EMIN=ERROS
64: AX=AA
65: BX=BB
66: SS1=((VARD*D22)-(VARM*D21))/((D22*D11)-(D12*D21))
67: SS2=((VARM*D11)-(VARD*D12))/((D22*D11)-(D12*D21))
68: 10 CONTINUE
69: 20 CONTINUE
70: B1=B1+AX
71: B2=B2+BX
72: C

```

```

73: C      CALCULA T1(TETA1), T2(TETA2) E NI
74: C
75:      T1=500.0
76:      T2=100.0
77:      NI=0.5
78:      DO 30 J=1,100
79: C
80: C      CALCULA JACOBIANO
81: C
82:      J11=((2*NI*T1)/B1)+((2*NI*T2)/(B1+B2))
83:      J12=(2*NI*T1)/(B1+B2)
84:      J13=((T1**2)/B1)+((2*T1*T2)/(B1+B2))
85:      J21=(2*NI*T2)/(B1+B2)
86:      J22=((2*NI*T2)/B2)+((2*T1*NI)/(B1+B2))
87:      J23=((T2**2)/B2)+((2*T1*T2)/(B1+B2))
88:      J31=NI/B1
89:      J32=NI/B2
90:      J33=(T1/B1)+(T2/B2)
91: C
92: C      CALCULA VETOR COLUNA F(T1,T2,NI)
93: C
94:      F11=-(-SS1+((NI*T1*T1)/B1)+((2*NI*T1*T2)/(B1+B2)))
95:      F21=-(-SS2+((NI*T2*T2)/B2)+((2*NI*T1*T2)/(B1+B2)))
96:      F31=-(-QM+(NI*T1/B1)+(NI*T2/B2))
97: C
98: C      CALCULA O SISTEMA LINEAR POR ELIMINACAO DE GAUSS-JORDAN COM
99: C      PIVOTAMENTO TOTAL COM OBJETIVO DE ACHAR OS DELTAS (X-X0)
100: C
101:      A(1,1)=J11
102:      A(1,2)=J12
103:      A(1,3)=J13
104:      A(2,1)=J21
105:      A(2,2)=J22
106:      A(2,3)=J23
107:      A(3,1)=J31
108:      A(3,2)=J32
109:      A(3,3)=J33
110:      B(1,1)=F11
111:      B(2,1)=F21
112:      B(3,1)=F31
113:      NP=3
114:      MP=1
115:      N=3
116:      M=1
117: C
118:      CALL GAUSSJ(A,N,NP,B,M,NP)
119: C
120: C      TESTA CONVERGENCIA
121: C
122:      DELTA(1,1)=B(1,1)
123:      DELTA(2,1)=B(2,1)
124:      DELTA(3,1)=B(3,1)
125:      T1X=T1+DELTA(1,1)
126:      T2X=T2+DELTA(2,1)
127:      NIX=NI+DELTA(3,1)
128:      TES1=ABS((T1-T1X)/T1X)
129:      TES2=ABS((T2-T2X)/T2X)
130:      TES3=ABS((NI-NIX)/NIX)
131:      IF(TES1.GE.0.99.AND.TES1.LE.1.01.AND.TES2.GE.0.99.AND.TES2.LE.1.
132: * 01.AND.TES3.GE.0.99.AND.TES3.LE.1.01) GO TO 40
133:      T1=T1X
134:      T2=T2X
135:      NI=NIX
136: 30 CONTINUE
137: 40 WRITE(4,100) B1,B2,T1,T2,NI
138: 100 FORMAT('B1 =',F9.4/,'B2 =',F9.4/,'TETA1 =',F9.4/,'TETA2 =',F9.4/,'
139: *NI =',F9.4/)
140: STOP
141: END
142: C
143: C      PROGRAMA SOLUCAO DE SISTEMA LINEAR POR ELIMINACAO DE GAUSS-JORDAN
144: C      COM PIVOTAMENTO TOTAL

```

```

145: C
146:     SUBROUTINE GAUSSJ(A,N,NP,B,M,MP)
147:     PARAMETER (NMAX=50)
148:     DIMENSION A(NP,NP),B(NP,MP),IPIV(NMAX),INDXR(NMAX),INDXC(NMAX)
149:     DO 11 J=1,N
150:         IPIV(J)=0
151:     11 CONTINUE
152:     DO 22 I=1,N
153:         BIG=0.0
154:         DO 13 J=1,N
155:             IF(IPIV(J).NE.1) THEN
156:                 DO 12 K=1,N
157:                     IF(IPIV(K).EQ.0) THEN
158:                         IF(ABS(A(J,K)).GE.BIG) THEN
159:                             BIG=ABS(A(J,K))
160:                             IROW=J
161:                             ICOL=K
162:                         ENDIF
163:                     ELSE IF (IPIV(K).GT.1) THEN
164:                         PAUSE 'SINGULAR MATRIX'
165:                     ENDIF
166:                 12 CONTINUE
167:             ENDIF
168:         13 CONTINUE
169:         IPIV(ICOL)=IPIV(ICOL)+1
170:         IF(IROW.NE.ICOL) THEN
171:             DO 14 L=1,N
172:                 DUM=A(IROW,L)
173:                 A(IROW,L)=A(ICOL,L)
174:                 A(ICOL,L)=DUM
175:             14 CONTINUE
176:             DO 15 L=1,M
177:                 DUM=B(IROW,L)
178:                 B(IROW,L)=B(ICOL,L)
179:                 B(ICOL,L)=DUM
180:             15 CONTINUE
181:             ENDIF
182:             INDXR(I)=IROW
183:             INDXC(I)=ICOL
184:             IF(A(ICOL,ICOL).EQ.0.) PAUSE 'SINGULAR MATRIX'
185:             PIVINV=1./A(ICOL,ICOL)
186:             A(ICOL,ICOL)=1.
187:             DO 16 L=1,N
188:                 A(ICOL,L)=A(ICOL,L)*PIVINV
189:             16 CONTINUE
190:             DO 17 L=1,M
191:                 B(ICOL,L)=B(ICOL,L)*PIVINV
192:             17 CONTINUE
193:             DO 21 LL=1,N
194:                 IF(LL.NE.ICOL) THEN
195:                     DUM=A(LL,ICOL)
196:                     A(LL,ICOL)=0.
197:                     DO 18 L=1,N
198:                         A(LL,L)=A(LL,L)-A(ICOL,L)*DUM
199:                     18 CONTINUE
200:                     DO 19 L=1,M
201:                         B(LL,L)=B(LL,L)-B(ICOL,L)*DUM
202:                     19 CONTINUE
203:                 ENDIF
204:             21 CONTINUE
205:             22 CONTINUE
206:             DO 24 L=N,1,-1
207:                 IF(INDXR(L).NE.INDXC(L)) THEN
208:                     DO 23 K=1,N
209:                         DUM=A(K,INDXR(L))
210:                         A(K,INDXR(L))=A(K,INDXC(L))
211:                         A(K,INDXC(L))=DUM
212:                     23 CONTINUE
213:                 ENDIF
214:             24 CONTINUE
215:             RETURN
216:         END

```

ANEXO B – Programa *SOSN2-5.000anos* (Fonte: Adaptado de KERN, 2010)

```

1: C *****
2: C PROGRAMA SOSN2-5000ANOS (FONTE: ADAPTADO DE KERN, 2010)
3: C GERACAO DE VAZOEAS MEDIAS DIARIAS E CALCULOS DE SUAS ESTATISTICAS
4: C *****
5: C
6: C - DESENVOLVIDO E PROGRAMADO POR RODRIGO KERN
7: C - ADAPTADO POR CLARISSA SCUISSIATO
8: C OBJETIVO
9: C
10: C 1. GERAR SERIE SINTÉTICA DE VAZOEAS MEDIAS DIARIAS COM 5.000 ANOS,
11: C PELO MODELO ESTOCASTICO SOSN
12: C
13: C ***** PROGRAMA PRINCIPAL *****
14: C
15: C DIMENSION T(2000),X1R1(2),X1R2(2),X2R1(2),X2R2(2),W(2000),TAL(2000
16: C *),Y1(2000),Y2(2000),A1R1(2000),A2R2(2000),A1R2(2000),A2R1(2000),
17: C *QD(1826250)
18: C REAL NI
19: C CHARACTER ARQ*11
20: C
21: C WRITE(*,*)'LE O NOME DO ARQUIVO DE DADOS'
22: C READ(*,'(A)') ARQ
23: C OPEN(3,FILE=ARQ,STATUS='OLD')
24: C OPEN(4,FILE='RESULTADO',STATUS='NEW')
25: C
26: C LE OS PAREMETROS DO MODELO ESTOCASTICO SOSN
27: C
28: C READ(3,05) B1,B2,QMLT,T1,T2,NI
29: C 05 FORMAT(6F8.0)
30: C READ(3,06) KURTD,KURTM,DPDH,DPMH
31: C 06 FORMAT(4F8.0)
32: C IX=26341723
33: C X1R1(1)=0.0
34: C X1R2(1)=0.0
35: C X2R1(1)=QMLT
36: C X2R2(1)=QMLT*0.5
37: C X1R1(2)=(1/B1)*(1-EXP(-B1))*X2R1(1)
38: C X1R2(2)=(1/B2)*(1-EXP(-B2))*X2R2(1)
39: C X2R1(2)=(EXP(-B1))*X2R1(1)
40: C X2R2(2)=(EXP(-B2))*X2R2(1)
41: C T(1)=0.0
42: C TAL(1)=0.0
43: C A1R1(1)=0.0
44: C A1R2(1)=0.0
45: C A2R1(1)=0.0
46: C A2R2(1)=0.0
47: C DO 10 J=2,2000
48: C CALL RRANDU(IX,IY,U)
49: C IX=IY
50: C W(J)=(1/NI)*(-LOG(U))
51: C TAL(J)=TAL(J-1)+W(J)
52: C IF(TAL(J).GT.1) GO TO 15
53: C CALL RRANDU(IX,IY,U)
54: C IX=IY
55: C Y1(J)=T1*(-LOG(U))
56: C Y2(J)=T2*(-LOG(U))
57: C A1R1(J)=A1R1(J-1)+(1/B1)*Y1(J)*(1-EXP(-B1*(T(J-1)+1-TAL(J))))
58: C A1R2(J)=A1R2(J-1)+(1/B2)*Y2(J)*(1-EXP(-B2*(T(J-1)+1-TAL(J))))
59: C A2R1(J)=A2R1(J-1)+Y1(J)*(EXP(-B1*(T(J-1)+1-TAL(J))))
60: C A2R2(J)=A2R2(J-1)+Y2(J)*(EXP(-B2*(T(J-1)+1-TAL(J))))
61: C X1R1(2)=X1R1(2)+A1R1(J)
62: C X1R2(2)=X1R2(2)+A1R2(J)
63: C X2R1(2)=X2R1(2)+A2R1(J)
64: C X2R2(2)=X2R2(2)+A2R2(J)
65: C X1=X1R1(2)+X1R2(2)
66: C 10 CONTINUE
67: C 15 X1=X1R1(2)+X1R2(2)
68: C X1R1(1)=X1R1(2)
69: C X1R2(1)=X1R2(2)
70: C X2R1(1)=X2R1(2)
71: C X2R2(1)=X2R2(2)
72: C QD(I)=X1

```

```

73:      20 CONTINUE
74:
75: C
76: C      ESCREVE SAIDA DO PROGRAMA
77: C
78:
79:      WRITE(4,522)QD
80: 522 FORMAT(F10.2)
81:      STOP
82:      END
83: C
84: C      SUBROTINA RRANDU - GERACAO DE NUMEROS ALEATORIOS UNIFORMES
85: C
86:      SUBROUTINE RRANDU(ISEED,IY,RN)
87:      IY=ISEED*65539
88:      IF(IY) 5,10,10
89:      5 IY=IY+2147483647+1
90: 10 RN=IY
91:      RN=RN*.4656613E-9
92:      IF(RN.LT.0.0) RN=RN+1
93:      RETURN
94:      END

```