

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SANEAMENTO,
MEIO AMBIENTE E RECURSOS HÍDRICOS

MÉTODO PARA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA E
DE GESTÃO DO RISCO DE CHEIAS, A PARTIR
DA INFORMAÇÃO HIDROMETEOROLÓGICA,
SOB A CONDIÇÃO DE NÃO-
ESTACIONARIEDADE

José Genivaldo do Vale Moreira

Belo Horizonte

2016

**MÉTODO PARA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA E DE
GESTÃO DO RISCO DE CHEIAS, A PARTIR DA
INFORMAÇÃO HIDROMETEOROLÓGICA, SOB A
CONDIÇÃO DE NÃO-ESTACIONARIEDADE**

José Genivaldo do Vale Moreira

José Genivaldo do Vale Moreira

**MÉTODO PARA ANÁLISE DE FREQUÊNCIA E DE
GESTÃO DO RISCO DE CHEIAS, A PARTIR DA
INFORMAÇÃO HIDROMETEOROLÓGICA, SOB A
CONDIÇÃO DE NÃO-ESTACIONARIEDADE**

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos.

Área de concentração: Recursos Hídricos

Linha de pesquisa: Modelagem de processos hidrológicos

Orientador: Mauro da Cunha Naghettini

Co-orientador: Julian Cardoso Eleutério

Belo Horizonte

Escola de Engenharia da UFMG

2016

M838m

Moreira, José Genivaldo do Vale.

Método para análise de frequência e de gestão do risco de cheias, a partir da informação hidrometeorológica, sob a condição de não-estacionariedade [manuscrito] / José Genivaldo do Vale Moreira. – 2016. xiv, 185 f., enc.: il.

Orientador: Mauro da Cunha Naghettini.

Coorientador: Julian Cardoso Eleutério.

Tese (doutorado) Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Engenharia.

Apêndices: f. 179-185.

Bibliografia: f. 162-178.

1. Engenharia sanitária - Teses. 2. Recursos hídricos - Desenvolvimento - Teses. 3. Controle de inundações - Teses. I. Naghettini, Mauro. II Eleutério, Julian Cardoso. III. Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Engenharia. IV. Título.

CDU: 628(043)



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

Escola de Engenharia

Programa de Pós-Graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos

Avenida Antônio Carlos, 6627 - 4º andar - 31270-901 - Belo Horizonte - BRASIL

Telefax: 55 (31) 3409-1882 - posgrad@desa.ufmg.br

<http://www.smarh.eng.ufmg.br>

FOLHA DE APROVAÇÃO

Método para análise de frequência e de gestão do risco de cheias, a partir da informação hidrometeorológica, sob a condição de não-estacionariedade

JOSÉ GENIVALDO DO VALE MOREIRA

Tese defendida e aprovada pela banca examinadora constituída pelos Senhores:

Prof. MAURO DA CUNHA NAGHETTINI - Orientador

Prof. JULIAN CARDOSO ELEUTÉRIO

Prof. NILO DE OLIVEIRA NASCIMENTO

Prof. LUIZ RAFAEL PALMHER

Prof. WILSON DOS SANTOS FERNANDES

Prof. CARLOS ROGÉRIO DE MELLO

Prof. RAFAEL COLL DELGADO

Aprovada pelo Colegiado do PG SMARH

Versão Final aprovada por

Prof. Nilo de Oliveira Nascimento
Coordenador

Prof. Mauro da Cunha Naghettini
Orientador

Belo Horizonte, 06 de outubro de 2016.

AGRADECIMENTOS

Quando os sonhos são inseridos no campo dos eventos improváveis, as incertezas presentes na trajetória da vida oferecem-lhes probabilidade real de ocorrência, que pode ser incrementada por inúmeros fatores tais como vontade, dedicação, equilíbrio, fé e, principalmente, o auxílio de pessoas certas em cada ponto desse dinâmico processo.

O presente trabalho é a demonstração de que esse sonho nunca esteve condicionado no campo do impossível, mesmo com inúmeros fatores adversos, o que exige gratidão eterna, primeiramente, a Deus, o Grande Arquiteto do Universo, cuja presença é nítida em todos os momentos de minha vida. Também aos meus pais, Iomar e José Moreira, que me estabeleceram, com sabedoria, a direção do que é justo. Gratidão eterna à minha esposa e aos meus filhos (meu porto seguro) que me ajudaram a chegar nesse momento pomposo de minha vida, pois se doaram ao compartilhar comigo esse sonho. Igualmente agradeço ao meu irmão Raimundo Moreira e demais familiares. Agradeço também à família Melo por tudo o que fez por mim.

Meus sinceros agradecimentos ao Professor Mauro Naghettini, pela orientação e dedicação, compreensão, amizade e incomensurável paciência durante a realização deste trabalho. Sem sua colaboração, o presente trabalho seria certamente adicionado de dificuldades ou, talvez, nem tivesse logrado sucesso. Além disso, sua capacidade de raciocínio inspira qualquer um que deseja se tornar um pesquisador ao seu nível. Da mesma forma, agradeço a enorme contribuição dada pelo co-orientador, Professor Julian Eleutério, que com cordialidade e presteza esteve sempre disposto a ajudar.

Aos Professores Rafael Palmier, Sílvia Corrêa, Priscilla Moura, Sonaly Rezende, Mário Cicarelli, Léo Heller, Martinez, Edna Viana e Carlos Chernicharo pelo auxílio na realização das disciplinas. Também aos professores Wilson Fernandes, Jorge Tarqui, Márcia Lara, Juliana Calábria, Talita Silva e Gustavo Simões pela ajuda em dúvidas e em conversas de apoio.

Aos membros da banca examinadora tanto de defesa da tese quanto de qualificação, cujos comentários e sugestões contribuíram para melhorar a apresentação final deste trabalho.

Às Universidades Federais de Minas Gerais e do Acre pela oportunidade dada através do DINTER, com o apoio da CAPES e do CNPq, quem também merecem meus sinceros agradecimentos.

Ao INMET e à ANA pela disponibilização de alguns dados utilizados nesta pesquisa e, especialmente, à Secretaria de Ambiente do estado do Acre, pela cordialidade e presteza de seus servidores, especialmente a Dra. Vera Reis e o Coronel BM James.

Aos colegas do DINTER pelo companheirismo e também aos colegas de curso Fernando Neves, Érick Brizon, Carol Tenório e Daniel Dias. Obrigado, também, ao colega Artur Tiago, pelas orientações, além do colega Rodrigo Garcia pelo auxílio na modelagem por meio do HEC-HAS. Adicionalmente, agradeço ao colega e amigo Rodrigo Peréa e sua esposa, pelo apoio durante minha estada em Belo Horizonte.

Apresento ainda, cordial agradecimento ao pessoal da Secretaria do SMARH, especialmente à Iara e ao Júlio, pela dedicação e presteza.

Por fim, agradeço a todos os parentes e amigos que acompanharam e torceram por meu sucesso nesta etapa tão importante.

RESUMO

A maioria dos modelos estatísticos utilizados na gestão dos recursos hídricos focaliza-se na premissa de estacionariedade ao longo da escala de tempo. No entanto, a não-estacionariedade em séries temporais hidrológicas tornou-se tema de grande importância nas últimas décadas e de notória aceitação pela comunidade científica e organismos nacionais e internacionais. Com isso, as análises exigem modelos cada vez mais robustos, caracterizados por proporcionar inferência com níveis razoáveis de precisão, destinados a auxiliar no controle dos impactos associados à ocorrência de eventos hidrológicos extremos, tais como as cheias severas.

Neste sentido, o foco principal do presente trabalho é o desenvolvimento de um método de auxílio à decisão para a gestão de cheias, sob a condição de não-estacionariedade, a partir de informações hidrometeorológicas. O método envolve a análise da ruptura da premissa de estacionariedade em séries hidrológicas por meio da probabilidade dos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística, que são integrados na ferramenta de auxílio à decisão para a gestão de cheias baseada no risco. As técnicas de análise de frequência, sobretudo as destinadas à estimação dos parâmetros das distribuições pertinentes ao modelo GEV e à incorporação de informações hidrometeorológicas aos dados de cheias, sob não-estacionariedade, são também destacadas no referido método. No tocante à transferência de informações, utiliza-se o método Gradex, levando-se em conta a devida aplicabilidade sob tais condições, em conformidade com as premissas básicas do método.

O estudo apresenta um exemplo de aplicação do método proposto, a partir de observações registradas no município de Tarauacá, localizado na região central do estado do Acre, na parte ocidental da Amazônia brasileira. Os resultados convergem para a conclusão de que, sob um cenário de controle dos impactos das cheias, a decisão é de recomendar a implantação de uma medida de controle, uma vez que o custo do arrependimento associado à sub-preparação se mostrou superior àquele referente à sobre-preparação. Tal decisão vai de encontro àquela que foi alcançada por meio da análise convencional, ou seja, realizada sob a premissa de estacionariedade.

ABSTRACT

Most statistical models used in water resources management focuses on the premise of a stationary state along the time scale. However, the nonstationary trend in hydrological time series became a topic of great importance in recent decades and of notorious acceptance by the scientific community and national and international organizations. Therefore, the tests require increasingly robust models, characterized by providing reasonable levels of precision inference, to aid in the control of impacts associated with the occurrence of hydrological extreme events, such as severe floods.

In this sense, the main focus of this work is the development of an auxiliary methodology to aid decisions in flood management, under the condition of nonstationary, based on the hydro-meteorological information. The method involves the analysis of the rupture of the premise of stationary state in hydrological series through the probability of type I and type II errors, of statistical significance, which are integrated in the decision support tool for the management of flood risk. The frequency analysis, especially the techniques for the estimation of the parameters of the relevant distributions to model GEV and the incorporation of hydro-meteorological information to flood data, under nonstationary, are also highlighted in this method. Regarding the transfer of information, it was used the Gradex method, taking into account the proper applicability under such conditions in accordance with the assumptions of the baseline method.

The study presents an example of application of the proposed method, from observations recorded in the municipality of Tarauacá, located in the central region of the State of Acre, in the western part of the Brazilian Amazon. The results converge to the conclusion that, under a scenario of control of the impacts of floods, the decision is to recommend the deployment of a measure of control, since the cost of regret associated with the underestimation proved to be higher than that for the overestimation. This decision goes against that which was obtained through the conventional analysis that is held under the premise of stationary.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	1
2	OBJETIVOS.....	6
2.1	OBJETIVO GERAL	6
2.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	6
3	EVENTOS HIDROLÓGICOS DE CHEIAS.....	8
3.1	INTRODUÇÃO	8
3.2	CHEIAS EXTREMAS.....	11
3.3	DANOS CAUSADOS POR CHEIAS EXTREMAS	18
3.4	O RISCO ASSOCIADO ÀS CHEIAS EXTREMAS	24
3.5	GESTÃO E CONTROLE DE CHEIAS EXTREMAS.....	29
3.5.1	<i>Gestão do risco.....</i>	<i>29</i>
3.5.2	<i>Medidas de controle de cheias</i>	<i>32</i>
3.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	38
4	MÉTODOS ESTATÍSTICOS PARA A ANÁLISE DE VARIÁVEIS HIDROLÓGICAS.....	39
4.1	INTRODUÇÃO	39
4.2	TESTES DE SIGNIFICÂNCIA DA HIPÓTESE NULA	40
4.3	DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS EM SÉRIES TEMPORAIS DE DADOS HIDROLÓGICOS	46
4.3.1	<i>Teste de Mann-Kendall.....</i>	<i>47</i>
4.3.2	<i>Estimador de declividade de Sen.....</i>	<i>49</i>
4.3.3	<i>Análise de tendências com base nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II.....</i>	<i>49</i>

4.4	ANÁLISE DE FREQUÊNCIAS DE CHEIAS	54
4.4.1	<i>Análise de frequência convencional em séries de máximos anuais</i>	56
4.4.1.1	Período de retorno e risco hidrológico.....	62
4.4.2	<i>Análise de frequência em séries de máximos anuais sob não-estacionariedade</i>	64
4.4.2.1	Avaliação e seleção do modelo.....	71
4.4.2.2	O tempo de retorno e o risco em um contexto de não-estacionariedade.....	75
4.4.2.3	O conceito de <i>Design Life Level</i> (DLL).....	78
4.5	INCORPORAÇÃO DE INFORMAÇÕES HIDROMETEOROLÓGICAS À ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS	79
4.5.1	<i>O Método Gradex</i>	80
4.5.1.1	Descrição do método Gradex	81
4.5.1.2	Estimação do parâmetro gradex.....	89
4.5.1.3	Extrapolação da distribuição dos volumes de cheia.....	90
4.5.1.4	Determinação do tempo de duração <i>d</i>	91
4.5.2	<i>Aplicabilidade do Método Gradex sob não-estacionariedade</i>	94
4.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	97
5	INSTRUMENTOS DE AUXÍLIO À DECISÃO PARA A GESTÃO DE CHEIAS	99
5.1	INTRODUÇÃO	99
5.2	DECISÃO PARA A GESTÃO DE CHEIAS MÁXIMAS SOB A CONDIÇÃO DE ESTACIONARIEDADE.....	101
5.3	DECISÃO PARA A GESTÃO DE CHEIAS MÁXIMAS COM BASE NOS ERROS DO TIPO I E DO TIPO II, SOB NÃO-ESTACIONARIEDADE	108
5.4	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	114
6	METODOLOGIA PROPOSTA	116

6.1	DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS NAS OBSERVAÇÕES HIDROMETEOROLÓGICAS	117
6.1.1	<i>Detecção de tendências por meio do método de Mann-Kendall.....</i>	<i>117</i>
6.1.2	<i>Verificação de tendências com base nos erros do tipo I e tipo II.....</i>	<i>118</i>
6.2	AJUSTAMENTO DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE AOS DADOS DE OBSERVAÇÕES HIDROMETEOROLÓGICAS, SOB NÃO-ESTACIONARIEDADE	120
6.3	INCORPORAÇÃO DE INFORMAÇÕES HIDROMETEOROLÓGICAS À ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS	121
6.3.1	<i>Obtenção do DLL.....</i>	<i>123</i>
6.4	AUXÍLIO À DECISÃO PARA A GESTÃO DO RISCO DE CHEIAS.....	123
6.4.1	<i>Obtenção dos custos de danos de cheias e custos de adaptação.....</i>	<i>126</i>
7	APLICAÇÃO DA METODOLOGIA PROPOSTA.....	128
7.1	INTRODUÇÃO	128
7.2	DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO.....	129
7.2.1	<i>Localização, hidrografia e clima da bacia do alto Tarauacá</i>	<i>129</i>
7.2.2	<i>Geologia.....</i>	<i>131</i>
7.2.3	<i>Geomorfologia.....</i>	<i>132</i>
7.2.4	<i>Pedologia.....</i>	<i>132</i>
7.2.5	<i>Séries hidrológicas.....</i>	<i>133</i>
7.3	VERIFICAÇÃO DE TENDÊNCIAS.....	134
7.3.1	<i>Análise de tendências por meio do teste de Mann-Kendall.....</i>	<i>134</i>
7.3.2	<i>Análise de tendências com base nos erros do tipo I e do tipo II.....</i>	<i>136</i>
7.4	AJUSTAMENTO DA DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIA AOS DADOS DE CHUVA	138

7.5	VOLUMES ESCOADOS POR MEIO DO MÉTODO GRADEX.....	142
7.6	AUXÍLIO À DECISÃO COM BASE NO RISCO.....	149
8	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	158
	REFERÊNCIAS	162
	APÊNDICE A – CONSTRUÇÃO DA CURVA CUSTOS DOS DANOS ASSOCIADOS A DIFERENTES QUANTIS DE CHEIA EM TARAUCÁ, ACRE.	179

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 3.1 – HIDROGRAMA TÍPICO DE UMA CHEIA.	10
FIGURA 3.2 – CATEGORIZAÇÃO DAS CHEIAS (FONTE: NATHAN E WEINMANN (2001 APUD FERNANDES, 2009)).....	12
FIGURA 3.3 – REGISTROS DE OCORRÊNCIAS DE CHEIAS EXTREMAS NAS REGIÕES BRASILEIRAS PARA O PERÍODO DE 1991-2012 (FONTE: UFSC, 2013A). LEGENDA: N – NORTE, NE – NORDESTE, CO – CENTRO OESTE, SE – SUDESTE, S – SUL.....	16
FIGURA 3.4 – TRIÂNGULO DO RISCO (FONTE: ADAPTADO DE CRICHTON, 1999)	25
FIGURA 3.5 – CONCEITO AMPLO DE RISCO	26
FIGURA 3.6 – SEQUÊNCIA DAS FASES DO GERENCIAMENTO DO RISCO (FONTE: ADAPTADO DE FARIA E SANTORO, 2009).....	31
FIGURA 4.1 – ILUSTRAÇÃO DA RELAÇÃO ENTRE OS ERROS DO TIPO I E DO TIPO II EM UM TESTE UNILATERAL (FONTE: NAGHETTINI E PINTO, 2007).....	45
FIGURA 4.2 – DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE T DE STUDENT DE H_0 E H_A , COM ERROS DO TIPO I E DO TIPO II ASSOCIADOS À ESTIMATIVA DE TENDÊNCIA NO COEFICIENTE DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR (FONTE: ROSNER ET AL., 2014).....	53
FIGURA 4.3 – RELAÇÃO ENTRE AS PROBABILIDADES DOS ERROS DO TIPO I (A) E TIPO II (B) EM FUNÇÃO DA QUALIDADE DO AJUSTE DO MODELO DE TENDÊNCIA (ρ) E DO TAMANHO DA SÉRIE (FONTE: ROSNER ET AL., 2014).....	53
FIGURA 4.4 – ILUSTRAÇÃO DO CONCEITO DE PERÍODO DE RETORNO (OU TEMPO DE RETORNO) PARA EVENTOS MÁXIMOS (FONTE: NAGHETTINI E PINTO, 2007).....	63
FIGURA 4.5 – ILUSTRAÇÃO DE UM DIAGRAMA Q-Q <i>PLOT</i> PARA UM MODELO NÃO-ESTACIONÁRIO.....	75
FIGURA 4.6 – ILUSTRAÇÃO ESQUEMÁTICA DA VARIAÇÃO DA PROBABILIDADE ANUAL DE EXCEDÊNCIA PARA DETERMINADO TEMPO DE VIDA ÚTIL DE UMA ESTRUTURA (FONTE: ADAPTADO DE SALAS E OBEYSEKERA, 2014).....	76
FIGURA 4.7 – ESQUEMA DA RELAÇÃO HIPOTÉTICA ENTRE OS VOLUMES DE CHUVA (P) E O VOLUME ESCOADO (X), SOB AS PREMISSAS DO MÉTODO GRADEX (FONTE: FERNANDES, 2005).....	82
FIGURA 4.8 – PLOTAGEM DE $F(x)$ E $G(x)$ EM PAPEL DE PROBABILIDADE EXPONENCIAL OU DE GUMBEL, COM TEMPO DE DURAÇÃO IGUAL PARA CHUVAS E VOLUME DE ESCOAMENTO E DISTÂNCIA DE TRANSLAÇÃO R_0 NO DOMÍNIO DAS EXTRAPOLAÇÕES D_2 (FONTE: ADAPTADO DE NAGHETTINI, 1994).....	85
FIGURA 4.9 – FUNÇÕES DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADES ACUMULADAS DOS VOLUMES ESCOADOS $G(x)$ E DOS VOLUMES DE CHUVA $F(p)$, DE IGUAL DURAÇÃO D , PLOTADAS EM PAPEL DE PROBABILIDADES CLÁSSICO. O VALOR R_0 SE REFERE À DISTÂNCIA DE TRANSLAÇÃO NO DOMÍNIO D_2 , DAS EXTRAPOLAÇÕES (FONTE: ADAPTADO DE NAGHETTINI, 1994).....	86
FIGURA 4.10 – SITUAÇÃO ESQUEMÁTICA DE CHUVA-DESCARGA (FONTE: ADAPTADO DE NAGHETTINI, 1994). 92	92

FIGURA 4.11 – HIDROGRAMA DE CHEIA ESQUEMÁTICO: DEFINIÇÃO DO TEMPO DE BASE.	93
FIGURA 5.1 – RISCO DE EXCEDÊNCIA PARA UM QUANTIL DE CHEIA ASSOCIADO A UM DETERMINADO PERÍODO DE RETORNO E TEMPO DE VIDA ÚTIL DE UM PROJETO (FONTE: ADAPTADO DE CHOW ET AL., 1988).....	103
FIGURA 5.2 – DIAGRAMA ESQUEMÁTICO DOS CUSTOS DE PROJETO BASEADO NO RISCO (FONTE: ADAPTADO DE TUNG, 2002).....	104
FIGURA 5.3 – DANOS RELACIONADOS A EVENTOS COM DIFERENTES PROBABILIDADES DE EXCEDÊNCIA E TEMPO DE RETORNO (FONTE: ADAPTADO DE CHOW ET AL., 1988).....	105
FIGURA 5.4 – CURVAS DE CUSTOS E DANOS PARA UM DETERMINADO TEMPO DE RETORNO DE PROJETO (FONTE: ADAPTADO DE CHOW ET AL., 1988).....	108
FIGURA 5.5 – ÁRVORE DE AUXÍLIO À DETERMINAÇÃO DO CUSTO DO ARREPENDIMENTO E DECISÃO PARA A GESTÃO DE CHEIAS (FONTE: ADAPTADO DE ROSNER ET AL., 2014).	112
FIGURA 6.1 – ETAPAS DO MÉTODO PARA A ANÁLISE DE FREQUÊNCIA E GESTÃO DO RISCO DE CHEIAS, A PARTIR DA INFORMAÇÃO HIDROMETEOROLÓGICA, SOB NÃO-ESTACIONARIEDADE.	117
FIGURA 6.2 – DETERMINAÇÃO DO CUSTO DO ARREPENDIMENTO (FONTE: ADAPTADO DE ROSNER ET AL., 2014).....	125
FIGURA 6.3 – EXEMPLO HIPOTÉTICO DOS PROCEDIMENTOS PARA A OBTENÇÃO DA CURVA DPS (FONTE: MACHADO ET AL.,2005).	127
FIGURA 7.1 – LOCALIZAÇÃO DA BACIA HIDROGRÁFICA DO ALTO TARAUCÁ, ESTADO DO ACRE.....	129
FIGURA 7.2 – LOCALIZAÇÃO DA BACIA DO RIO TARAUCÁ E REGIONALIZAÇÃO DO ESTADO DO ACRE EM UNIDADES DE GESTÃO DE RECURSOS HÍDRICOS (FONTE: ACRE, 2012).....	130
FIGURA 7.3 – VOLUME DE CHUVA DE 10 DIAS EM TARAUCÁ EM FUNÇÃO DA CRONOLOGIA DE SUAS OCORRÊNCIAS E AJUSTE DA REGRESSÃO LINEAR SIMPLES.	135
FIGURA 7.4 – MODELO LOG-LINEAR AJUSTADO AOS DADOS DE CHUVA ACUMULADO PARA A DURAÇÃO DE 10 DIAS (MM), REGISTRADOS EM TARAUCÁ. OS VALORES DE A E B REPRESENTAM AS PROBABILIDADES DOS ERROS DO TIPO I E DO TIPO II, RESPECTIVAMENTE.....	137
FIGURA 7.5 – DIAGRAMA Q-QPLOT REFERENTE AO MODELO NÃO-ESTACIONÁRIO GUM2 PARA AS VALORES MÁXIMOS ANUAIS DO VOLUME DE CHUVA ACUMULADO PARA A DURAÇÃO DE 10 DIAS, NA BACIA HIDROGRÁFICA DO ALTO TARAUCÁ.	141
FIGURA 7.6 – RELAÇÃO ENTRE VOLUME ESCOADO PARA O PERÍODO DE DURAÇÃO DE 10 DIAS E VAZÃO DE PICO REGISTRADOS EM TARAUCÁ.....	142
FIGURA 7.7 – DISTRIBUIÇÃO DO VOLUME DE CHEIAS E DE PRECIPITAÇÃO, COM DURAÇÃO DE 10 DIAS, PARA A BACIA DO ALTO RIO TARAUCÁ, SOB ESTACIONARIEDADE.....	144
FIGURA 7.8 – COMPORTAMENTO DO PARÂMETRO DE ESCALA (GRADEX) DURANTE UM PERÍODO DE VIDA ÚTIL, EM TARAUCÁ.....	145
FIGURA 7.9 – COMPORTAMENTO DO PONTO DE SATURAÇÃO DA BACIA HIDROGRÁFICA DO ALTO RIO TARAUCÁ.	146

FIGURA 7.10 – QUANTIS DE CHEIA DE 10 DIAS PARA DIFERENTES PROBABILIDADES DE OCORRÊNCIA, EM TARAUACÁ.	147
FIGURA 7.11 – QUANTIL DE CHEIA DE 10 DIAS (MM), EM TARAUACÁ, EM FUNÇÃO DO TEMPO DE VIDA ÚTIL PARA DIFERENTES NÍVEIS DE RISCO, SOB NÃO-ESTACIONARIEDADE.	148
FIGURA 7.12 – RISCO ASSOCIADO AO QUANTIL DE VIDA ÚTIL DE CHEIA DE 10 DIAS (MM), EM TARAUACÁ.....	149
FIGURA 7.13 – LOCALIZAÇÃO DO MUNICÍPIO DE TARAUACÁ (FONTE: GOOGLE EARTH, 2016).....	150
FIGURA 7.14 – ESTIMATIVA DOS CUSTOS DOS DANOS DE INUNDAÇÃO ASSOCIADOS AOS QUANTIS DE CHEIAS EM TARAUACÁ, ACRE.	151
FIGURA 7.15 – ÁRVORE DE AUXÍLIO À DECISÃO BASEADA NO CUSTO, SOB NÃO-ESTACIONARIEDADE, REFERENTE A ESTUDO DE CASO EM TARAUACÁ, ACRE.	154

LISTA DE TABELAS

TABELA 3.1 – CLASSIFICAÇÃO DOS PRINCIPAIS DANOS DECORRENTES DAS ENCHENTES.....	19
TABELA 4.1 – MATRIZ DE AUXÍLIO À TOMADA DE DECISÃO PARA OS NHST.....	45
TABELA 7.1 – MODELOS AJUSTADOS À SÉRIE DE VALORES MÁXIMOS ANUAIS DO VOLUME DE CHUVA ACUMULADO PARA A DURAÇÃO DE 10 DIAS, OBSERVADOS NA ESTAÇÃO PLUVIOMÉTRICA DO ALTO TARAUACÁ, ESTADO DO ACRE.	139
TABELA 7.2 – VOLUME DE CHEIA DE 10 DIAS E VAZÃO DE PICO ASSOCIADOS AOS PRINCIPAIS TEMPOS DE RETORNO PARA A BACIA HIDROGRÁFICA DO ALTO RIO TARAUACÁ.	144
TABELA 7.3 – VALORES DE CUSTOS TOTAIS PARA A ANÁLISE DE DECISÃO SOBRE MEDIDAS CONTRA IMPACTOS DE CHEIAS EXTREMAS, SOB NÃO-ESTACIONARIEDADE.....	156
TABELA 7.4 – VALORES DE CUSTOS TOTAIS PARA A ANÁLISE DE DECISÃO SOBRE MEDIDAS CONTRA IMPACTOS DE CHEIAS EXTREMAS, SOB ESTACIONARIEDADE.....	157

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS

AD	Área de drenagem
AIC	Critério de Informação de Akaike
ANA	Agência Nacional de Águas
CUB	Custos Unitários Básicos de Construção
DERACRE	Departamento Estadual de Estradas de Rodagem, Hidrovias e Infraestrutura do Acre
DLL	Design Life Level
EEA	Agência Europeia do Ambiente
ENSO	El Niño – Oscilação Sul
FAP, F_X	Função Acumulada de Probabilidades
GEV	Distribuição Generalizada de Valores Extremos
Gradex	Gradiente de Valores Extremos
H_0	Hipótese nula
H_A	Hipótese alternativa
iid	Variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas
INCC	Índice Nacional de Custo da Construção
INMET	Instituto Nacional de Meteorologia
LRT	Teste da razão de verossimilhanças
MK	Mann-Kendall

MPP	Momentos Ponderados de Probabilidade
NHST	Testes de Significância da Hipótese Nula
OLS	Mínimos Quadrados Ordinários
PDDU	Plano Diretor de Drenagem Urbana
PPDC	Plano Preventivo de Defesa Civil
Q-Q	Quantis-Quantis
SI	Sistema Internacional de Unidades
<i>ln</i>	Logaritmo Natural
UGRH	Unidade de Gestão de Recursos Hídricos
ZCAS	Zona de Convergência do Atlântico Sul
ZCIT	Zona de Convergência Intertropical
ZEE-AC	Zoneamento ecológico-econômico do estado do Acre

1 INTRODUÇÃO

Conhecer a dinâmica dos processos hidrológicos é fundamental para o aproveitamento adequado dos recursos hídricos disponíveis, além de auxiliar na prevenção de possíveis danos provocados por eventos extremos relacionados com tais processos. A ciência hidrológica tem avançado bastante nas últimas décadas, desenvolvendo técnicas de auxílio à tomada de decisões voltadas ao planejamento e ao manejo dos sistemas de recursos hídricos. Entre muitos fenômenos hidrológicos extremos, precipitações pluviométricas e vazões máximas se destacam pela forma como atingem as populações que habitam as áreas mais vulneráveis (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Segundo Lopéz e Francés (2013), um dos grandes desafios da ciência hidrológica é melhorar cada vez mais a compreensão das vazões extremas e, para tal o estudo de sua frequência e magnitude é essencial. Já Fernandes (2009) expõe que o desenvolvimento de métodos capazes de estimar ou quantificar eventos de cheias extremas tem sido objeto de constante interesse científico e tecnológico ao longo das últimas décadas, cuja motivação se deu em virtude da necessidade de prover diretrizes adequadas de auxílio à tomada de decisão em avaliações de riscos e em projetos de estruturas voltadas ao aproveitamento dos recursos hídricos disponíveis e à mitigação dos impactos associados a cheias extremas.

Os modelos estatísticos prestam papel importante de inferência para o gerenciamento dos recursos hídricos e, assim, estabelecem ferramentas destinadas a auxiliar na quantificação e na dimensão de eventos naturais extremos, além de constituírem excelentes instrumentos de planejamento de ações preventivas. No estudo de tais eventos, principalmente na análise de cheias máximas, esses modelos visam, em geral, ao planejamento para a mitigação dos possíveis impactos sociais, ambientais e econômicos (NAGHETTINI e PINTO, 2007; GILLELAND et al., 2013).

A maioria dos modelos estatísticos para a análise de frequência de cheias focaliza-se na premissa de que os registros amostrais representam eventos de uma população invariante no tempo, ou seja, considera-se que há estacionariedade nos processos estocásticos envolvidos, além de independência e representatividade dos dados em análise. Entretanto, o reconhecimento de não-estacionariedade em séries temporais para variáveis hidrológicas,

mesmo sendo alvo de estudos recentes, já é algo largamente aceito por pesquisadores e organismos nacionais e internacionais que se voltam a estudar as relações entre essas variáveis (CLARKE, 2007; MILLY et al., 2008; VILLARINI et al., 2010; SILVA et al., 2012).

Neste sentido, a investigação prévia sobre a presença de tendências ou outras não-estacionariedades em observações hidrológicas tornou-se fundamental, principalmente no contexto atual, em que há praticamente consenso de que alterações climáticas estão acontecendo e, provavelmente, intensificar-se-ão no futuro. Com isso, mesmo que diversos métodos científicos estejam postos em favor da gestão de recursos hídricos, ainda existe a necessidade de ferramentas estatísticas cada vez mais robustas e focalizadas na obtenção de estimativas confiáveis para a caracterização dos eventos extremos, bem como a associação com suas respectivas frequências, magnitudes e possíveis danos sociais, ambientais e econômicos (MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

De acordo com Villarini et al. (2009), em um mundo não-estacionário, novos modelos e procedimentos estatísticos são necessários para capturar dinamicamente a evolução das funções de densidade de probabilidade, principalmente nos casos em que o ano de ocorrência é tido como covariável. Gilleland et al. (2013) afirmam que os modelos voltados a eventos extremos são cada vez mais utilizados em diversas áreas do conhecimento, tanto em situações de estacionariedade quanto de não-estacionariedade, e acrescentam que tal discussão se intensificou especialmente nas ciências naturais, onde os eventos extremos podem ser vistos como indicadores de alterações nos processos climáticas globais ou regionais.

A aplicação dos diversos modelos estatísticos disponíveis impulsionou a quantidade de trabalhos destinados a estudar a dinâmica dos processos envolvidos em eventos hidrológicos extremos, que se tornaram notadamente importantes nas últimas décadas. A maioria deles é motivada pela necessidade de melhor quantificar e relacionar a frequência de ocorrência desses eventos à sua magnitude, bem como prover a sociedade de ferramentas eficientes de preparação para os impactos por eles provocados (KATZ et al., 2002; KHALIQ et al., 2006; ISHAK et al., 2013; YILMAZ e PERERA, 2014).

Muitos fatores contribuem para o agravamento dos danos causados pelas cheias extremas, entre os quais se destacam as alterações provocadas no ciclo hidrológico ao longo do tempo, seja por ações de natureza climática, geomorfológicas ou de mudanças devidas ao uso e ocupação do solo. Diversas medidas para a atenuação dos danos causados pelas cheias estão disponíveis, com destaque para duas delas: as medidas de controle e as medidas de gestão de riscos e danos. As medidas de controle, sejam elas estruturais ou não-estruturais, visam ações intensivas e extensivas para a redução ou prevenção dos impactos e prejuízos causados pelas cheias extremas. A construção de obras para o controle do escoamento como diques, reservatórios e outras, estão entre tais medidas. Em relação às medidas de gestão do risco e de danos, o conhecimento do risco e da vulnerabilidade aos fenômenos naturais é importante para o planejamento de ações de prevenção e intervenção. Devem contemplar, além da incerteza presente nos processos envolvidos, aspectos relevantes como custos e benefícios. Essas medidas, somadas a outros mecanismos, devem contribuir de maneira significativa para uma boa gestão dos recursos hídricos (TUCCI, 2012).

Segundo Naghettini et al. (2012), os dados de observações pluviométricas são, em geral, mais abundantes, com séries temporais mais longas e mais facilmente regionalizáveis do que os de observações fluviométricas. Os autores alertam, adicionalmente, que tal constatação motiva o desenvolvimento e a utilização de métodos focalizados em incorporar informações hidrometeorológicas na análise de frequência de cheias, em particular, o método GRADEX (gradiente de valores extremos), desenvolvido por engenheiros da companhia francesa de eletricidade “Electricité de France” e descrito primeiramente por Guillot e Duband (1967).

Nesse contexto, a pesquisa aqui proposta está focalizada, primeiramente, em verificar a presença de tendências em séries de chuvas máximas, com destaque para o método de verificação de tendências proposto recentemente por Vogel et al. (2013), baseado nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II, comumente associadas a teste de hipóteses, e cujas probabilidades são denotadas por α e β , respectivamente. Em seguida, busca-se incorporar informações pluviométricas aos dados de cheias por meio do método Gradex, levando-se em conta que, se as evidências apontam para a não rejeição da hipótese de não-estacionariedade, a devida aplicabilidade a essa condição é matematicamente demonstrada, em conformidade com as premissas basais do método. Finalmente, o trabalho aborda as

ferramentas de auxílio à tomada de decisão sobre o risco associado a eventos de cheias máximas, focalizando-se, particularmente, na proposição de uma ferramenta de auxílio à tomada de decisão na gestão de cheias, utilizando instrumentos inseridos na abordagem proposta por Rosner et al. (2014), que considera as duas fontes de erros mencionadas. Não menos importante, o trabalho aborda, ainda, as técnicas de análise de frequência sob não-estacionariedade, sobretudo os modelos inseridos no âmbito das distribuições extremas GEV, que possui a distribuição de Gumbel não-estacionária como um caso particular.

Somados ao presente capítulo introdutório, este trabalho apresenta outros sete capítulos, além de uma relação de referências bibliográficas. A tese está organizada da seguinte forma:

No capítulo 2, são apresentados os objetivos geral e específicos da pesquisa. O capítulo 3 dedica-se a discutir os conceitos referentes aos eventos hidrológicos de cheias, o qual inclui o risco e os danos, além da gestão e controle dos impactos relacionados a esses eventos.

Já no capítulo 4, são discutidos os principais métodos estatísticos para a análise de variáveis hidrológicas, onde se destacam os testes para detecção de tendências em séries temporais de observações hidrológicas e os métodos para análise de frequência, especialmente aqueles em que a hipótese de não-estacionariedade é considerada. Destaca-se, ainda, nesse capítulo, a incorporação de informações hidrometeorológicas à análise de frequência de cheias por meio do método Gradex, onde se apresenta a demonstração matemática de sua aplicabilidade sob a condição de não-estacionariedade.

O capítulo 5 versa sobre os instrumentos de auxílio à decisão para a gestão de cheias extremas, cujo foco principal é dado à análise do risco, em condições de não-estacionariedade, destacada por uma árvore de auxílio à decisão. No capítulo 6, o leitor encontrará informações acerca da metodologia proposta no presente trabalho, sintetizados graficamente pela Figura 6.1, e descritos em sua sequência. Prosseguindo com o capítulo 7, o leitor irá se deparar com uma aplicação da metodologia proposta em um estudo de caso a partir de séries de observações fluviométricas e pluviométricas na bacia hidrográfica do alto rio Tarauacá, localizada no sudoeste da Amazônia brasileira, região central do estado do Acre. Ainda no capítulo 7, descreve-se a aplicação do método para análise de frequência e gestão do

risco de cheias, proposto neste trabalho, no qual se utiliza a incorporação de informações hidrometeorológicas sob a condição de não-estacionariedade.

As conclusões e recomendações do ponto de vista do autor no tocante aos resultados obtidos com a realização da pesquisa proposta encontram-se assinalados no capítulo 8, onde são feitas análises gerais e recomendações necessárias ao desenvolvimento de novas pesquisas e, finalmente, são inventariadas as referências bibliográficas utilizadas no trabalho.

2 OBJETIVOS

2.1 *Objetivo geral*

O objetivo principal desta pesquisa é o desenvolvimento de uma metodologia de auxílio à decisão para a gestão de cheias, sob a condição de não-estacionariedade, a partir da informação hidrometeorológica.

O trabalho fundamenta-se na hipótese de que a análise de frequência e de gestão do risco de cheias sob não-estacionariedade interfere na decisão de praticar ou não medidas de controle de cheias extremas, baseada nos seguintes pontos:

- A análise de frequência sob não-estacionariedade é mais complexa porque a distribuição de probabilidades da variável em análise varia com o tempo;
- As séries pluviométricas são mais longas, menos sujeitas às ações antrópicas e mais facilmente regionalizáveis do que as séries fluviométricas;
- Por serem mais longas, as séries pluviométricas permitem melhor identificação de não-estacionariedade;
- Existem métodos viáveis para a transferência da informação pluviométrica para séries fluviométricas, tal como o Gradex, facilitando-se, assim, a incorporação da não-estacionariedade para a análise do risco de cheias.

2.2 *Objetivos específicos*

Os objetivos específicos são os listados a seguir:

- Comparar o método para detecção de tendências monotônicas, com base nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística com testes tradicionais;
- Discutir a aplicação de técnicas para o ajustamento de distribuições de probabilidades às séries temporais de variáveis hidrológicas, focalizando na condição de não-estacionariedade;

- Verificar a possibilidade de transferência de informações dos parâmetros de dados de chuva para séries de cheias com o uso do método Gradex, partindo de uma condição de não-estacionariedade;
- Construir uma ferramenta para análise de riscos e danos associados a cheias máximas, para uma situação de não-estacionariedade, por meio de uma metodologia baseada nas duas fontes de erros mencionadas.

3 EVENTOS HIDROLÓGICOS DE CHEIAS

3.1 Introdução

O avanço do conhecimento no tocante aos processos geofísicos, em especial da dinâmica dos fenômenos hidrológicos, permitiu ao homem o provimento de capacidade para alterar o ambiente de acordo com suas necessidades e minimizar os seus efeitos danosos sobre as construções e sociedades humanas. Com isso, a humanidade tornou-se capaz de criar técnicas de mitigação dos impactos causados por eventos hidrológicos extremos, tais como as cheias (FORTUNATO e NETO, 2012).

Nas últimas décadas, os eventos de cheias extremas se tornaram objeto de evidente interesse científico e tecnológico, cujos objetivos se voltam à busca por diretrizes adequadas para a estimação dos quantis de enchente, oferecendo, com isso, maior segurança para a construção de estruturas hidráulicas destinadas ao aproveitamento dos recursos hídricos disponíveis, além do maior controle dos riscos envolvidos na ocorrência e respectiva magnitude de tais fenômenos (SILVA et al., 2012; MILLY et al., 2008).

De acordo com Graciosa (2010), mesmo diante de notório avanço nas pesquisas voltadas aos fenômenos hidrológicos extremos, alguns conceitos importantes ainda são coloquialmente utilizados como sinônimos quando, na verdade, correspondem a ocorrências hidrológicas distintas. Muitos conceitos associados às cheias estão ligados às definições dos leitos de um curso d'água, além das condições hidrometeorológicas a que determinada bacia hidrográfica está submetida.

A utilização correta dos conceitos envolvidos nos processos hidrológicos é importante para a tomada de decisão e definição de estratégias de gerenciamento dos riscos relacionados a tais fenômenos. No contexto presente, os principais termos, por vezes utilizados como sinônimos, são apresentados a seguir, de acordo com as definições apresentadas por Carvalho et al. (2007) e Goerl e Kobiyama (2005).

- *Cheia ou enchente*: fenômeno hidrológico caracterizado pelo aumento da vazão de um rio em decorrência do escoamento superficial, que pode ser provocado, principalmente, por

precipitação de chuvas. A severidade de tais condições determina se o volume de cheias é capaz de extravasar ou não os limites do leito menor do curso d'água;

- Inundação: fenômeno decorrente do transbordamento dos leitos do curso d'água, de tal modo que o escoamento atinja a altura de suas margens e áreas adjacentes.
- Alagamento: fenômeno caracterizado pelo extravasamento das galerias da rede de drenagem. Ocorre quando a capacidade das galerias de veicular as vazões afluentes é excedida, resultando no extravasamento antes que o escoamento chegue ao canal principal.

Para Fernandes (2009), ainda que possa existir uma notável discrepância entre a percepção popular e a especializada do que seja enchente, os hidrólogos, em geral, definem-na como sendo a vazão máxima observada em certa seção fluvial, com capacidade para extravasar ou não os limites do leito menor e causar inundação.

De acordo com Tucci (2012), o processo de formação de cheias é permanentemente influenciado pelas condições da bacia hidrográfica, tais como topografia, geologia, geomorfologia e das condições de uso e ocupação do solo, bem como pelo regime de chuvas que nela atua.

O estudo das vazões de cheias compreende importante etapa para a composição de ferramentas de auxílio à decisão voltada às medidas estruturais de controle dos impactos causados por inundações, sendo elemento necessário para o dimensionamento de estruturas de engenharia, tais como barragens, diques e muros de contenção, galerias de drenagem, bueiros, entre outros. É ainda, ferramenta imprescindível para ações planejadas de ocupação das planícies de inundações e para outras medidas não-estruturais (NAGHETTINI, 2006; BUBECK et al., 2012).

O hidrograma típico de uma cheia, ou seja, o gráfico que representa a vazão em determinada seção fluvial ou ponto de controle, tal como representado na Figura 3.1, evidencia o processo de formação de cheia em certa bacia hidrográfica, ao longo de um período relativamente curto (algumas horas ou alguns dias), em que os pontos A e I representam, respectivamente, o início e o fim do escoamento superficial direto, que é o processo predominante nesse período. A forma do hidrograma depende de um grande número de fatores, entre os quais se destacam a

intensidade e a duração da chuva, as condições do relevo da bacia, a cobertura vegetal e as modificações artificiais ou naturais promovidas nos rios ou demais cursos d'água (NAGHETTINI, 2006; TUCCI, 2012).

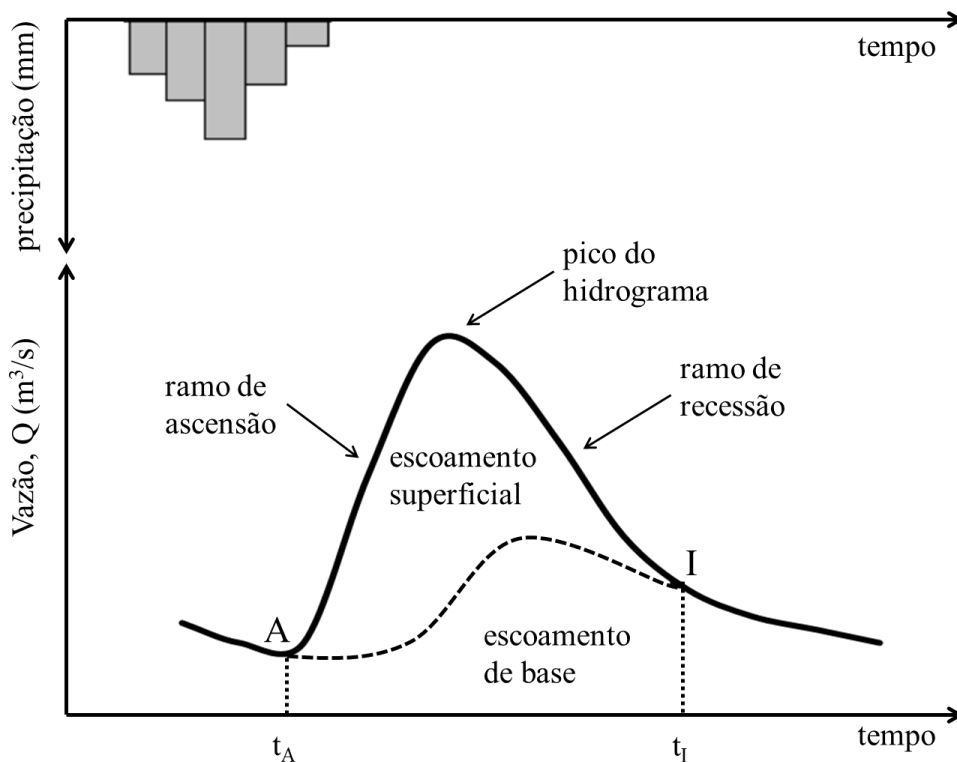


Figura 3.1 – Hidrograma típico de uma cheia.

Inúmeras incertezas estão presentes nos processos físicos e interdependentes envolvidos na quantificação e ocorrência dos eventos de cheia. Em decorrência de tal verificação, tornou-se prática comum tratar as variáveis hidrológicas, tais como as vazões máximas anuais de uma bacia hidrográfica, como aleatórias e, portanto, passíveis de serem analisadas pela teoria das probabilidades e estatística matemática, com destaque para a análise de frequência de vazões máximas. A análise de frequência se destaca como um dos métodos mais empregados no campo das ciências hidrológicas, cuja finalidade, em síntese, é extrair inferências quanto à probabilidade com que a variável irá igualar ou superar certo valor (ou quantil) a partir de um conjunto amostral de ocorrências daquela variável (NAGHETTINI, 2006).

Os itens a seguir destinam-se a discutir, ainda que de modo sucinto, as cheias extremas, abrangendo suas consequências e impactos, bem como algumas ferramentas de atenuação de seus efeitos.

3.2 Cheias extremas

Entre os desastres de origem natural, as cheias extremas constituem relevante ameaça à humanidade, que teve parte de sua história influenciada pela ocorrência de tais eventos, contabilizando consideráveis perdas ao longo dos anos. Nas últimas décadas, a quantidade de registros de desastres naturais, em especial aqueles relacionados a eventos de cheias extremas, vem aumentando consideravelmente. E mesmo diante de evidente avanço científico e tecnológico, na busca por medidas de atenuação dos impactos causados por tais eventos, eles ainda se apresentam como um grande desafio tanto para a engenharia quanto para outras áreas do conhecimento (AMARAL e RIBEIRO, 2009).

Conforme já mencionado, as incertezas presentes nos processos envolvidos nos eventos de cheias raras ou extremas são sabidamente grandes, e a magnitude de tais eventos está relacionada à frequência com que ocorrem e, portanto, associada à sua probabilidade de superação. Além disso, a quantificação de tais incertezas, bem como a determinação das estimativas de superação, são elementos importantes para a realização de ações voltadas à atenuação dos impactos de tais eventos, assim como para categorizá-las de maneira adequada, mesmo sendo essa uma tarefa relativamente complexa (VILLARINI et al., 2009; COOLEY, 2013).

Das tantas propostas de categorização das cheias há aquela apresentada por Nathan e Weinmann (2001 *apud* FERNANDES, 2009), em que essas são consideradas grandes quando sua probabilidade de excedência é maior que 10^{-2} , raras quando tal probabilidade encontra-se entre 10^{-2} e 2×10^{-3} e são consideradas extremas nos casos em que a probabilidade de excedência é inferior a 2×10^{-3} . Na Figura 3.2, apresentam-se as categorias mencionadas.

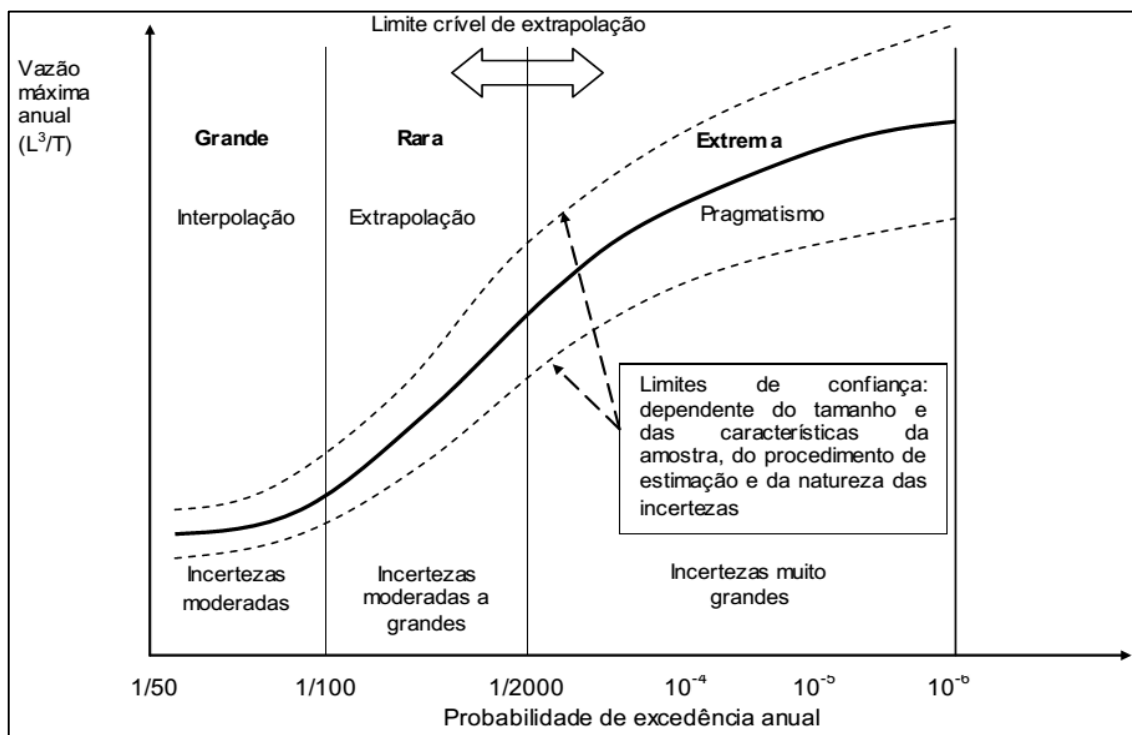


Figura 3.2 – Categorização das cheias (Fonte: Nathan e Weinmann (2001 *apud* FERNANDES, 2009))

Segundo Fernandes (2009), em geral, as cheias consideradas grandes ainda se situam no domínio das medições e observações diretas, enquanto as enchentes raras localizam-se entre essas e o chamado "limite crítico de extrapolação" da curva de probabilidades anuais de superação. O autor ressalta ainda que as estimativas das cheias extremas e a quantificação das incertezas associadas a essas estimativas são necessárias para a devida quantificação dos riscos associados ao colapso de estruturas hidráulicas, como diques, barragens, etc.

A probabilidade de ocorrência de uma cheia com severidade suficiente para transbordar os limites de leito menor de um curso d'água e ocupar a planície de inundação (também denominada por área de várzea) deve ser analisada levando-se em conta a combinação de diversos fatores, sejam esses advindos de condicionantes naturais ou antrópicas. Amaral e Ribeiro (2009) destacam algumas condicionantes naturais:

- formas de relevo;
- características da rede de drenagem da bacia hidrográfica;

- intensidade, quantidade, distribuição e frequência das chuvas;
- características do solo e teor de umidade; e
- presença ou ausência de cobertura vegetal.

Já para as condicionantes antrópicas, os referidos autores elencam:

- uso e ocupação irregular nas planícies e margens dos cursos d'água;
- disposição irregular de lixo em locais que interferem na dinâmica dos cursos d'água; e
- alterações das características da bacia hidrográfica e dos cursos d'água (vazão, impermeabilização do solo, entre outras).

Dessa forma, a conjugação das condicionantes listadas, aliada à alta densidade populacional das áreas de várzea, pode influenciar a ocorrência e a recorrência de eventos extremos, com destaque para as cheias, que geralmente apresentam impactos diretos e indiretos em diferentes partes do planeta, causando, em muitos casos, severos danos que vão desde a natureza econômica até a perda de vidas.

Segundo Kobiyama et al. (2006), o número de registros de cheias extremas vem aumentando consideravelmente em todo o mundo. Os autores destacam a ocupação desordenada e o intenso processo de urbanização e industrialização, entre os fatores antrópicos, e o aumento da frequência e intensidade de diversas adversidades hidroclimáticas (altas intensidades ou alturas de precipitação, por exemplo), entre os fatores naturais. O fato é que a ocorrência de eventos extremos, tais como as cheias, carecem de estratégias absolutamente eficientes para o gerenciamento dos impactos decorrentes dos mesmos.

A ocorrência de eventos de cheias extremas não é exclusiva das sociedades contemporâneas. Com o passar dos séculos, a humanidade desenvolveu razoável percepção da frequência de tais eventos, bem como foi capaz de desenvolver técnicas para relacioná-los à probabilidade de suas ocorrências, com destaques para os métodos de inferência estatística. Entretanto, o crescente aumento na ocorrência de eventos extremos tem despertado o interesse de organismos nacionais e internacionais, bem como envolvido acadêmicos, pesquisadores, empresas, autoridades governamentais e tantos outros numa discussão em que é quase

consenso de que está havendo alterações na atmosfera terrestre, principalmente quando se refere ao aumento da temperatura média ao longo das últimas décadas (MARENGO et al., 2009; MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

A discussão sobre possíveis alterações climáticas, tanto em escala regional quanto global, desencadeou a realização de muitas pesquisas focalizadas no tema em questão, e a maioria delas aponta para um aumento na frequência e magnitude de eventos extremos, tais como cheias (MARENGO et al., 2009). Com isso, é inegável que esta abordagem carece de atenção especial, cujo propósito deverá ser a construção de ferramentas capazes de auxiliar na predição e mitigação dos impactos possivelmente causados por alterações temporais nas variáveis hidrológicas.

Das ferramentas essenciais a tal propósito, os modelos estatísticos podem oferecer instrumentos de auxílio à decisão para a adoção de medidas eficientes nas políticas de controle dos impactos causados por eventos hidrológicos severos, principalmente, de enchentes extremas. Além de tais ferramentas, as projeções de mudanças climáticas derivadas dos modelos de climas regionais podem ser consideradas, com algumas reservas, extremamente úteis para estudos sobre impactos climáticos (NICHOLLS, 2001; MARENGO et al., 2009).

De fato, muitos eventos de cheias extremas têm sido registrados em diversas partes do mundo e possivelmente ocorrerão nas próximas décadas, atingindo áreas urbanas e rurais, desde pequenos vilarejos e cidades de médio porte até grandes centros urbanos e áreas metropolitanas. Neste sentido, destacam-se as inundações ocorridas recentemente ao longo do rio Indu, no Paquistão, além das severas inundações que atingiram, também, a Austrália, África do Sul, Sri Lanka, Sendai, Brisbane, Nova Iorque, Karachi e Bangkok (JHA et al., 2012).

Apesar de registros atuais receberem maior atenção, existem evidências de que eventos de cheias extremas tenham ocorrido desde que o ser humano deixou de ser nômade e passou a construir suas habitações e consolidar as primeiras cidades, construídas ao longo das planícies dos rios Tigre e Eufrates, na Mesopotâmia, assim como do rio Nilo, no Egito. A partir de experiências passadas, o homem começou a pensar em desenvolver técnicas que lhe

proporcionassem meios de controlar e a conviver com os impactos provocados por tais eventos. No decurso dos séculos, outros eventos de cheias extremas se destacaram pela intensidade dos impactos causados, como é o caso da inundação devastadora que ocorreu na China, em 1332, além da inundação ocorrida em 1362, na Alemanha, que levou cerca de cem mil pessoas a óbito (MARCELINO, 2008).

No Brasil, muitos eventos de cheias extremas e consequentes inundações severas foram registrados ao longo da história, causando, com isso, diversos problemas às populações atingidas. Em 1850, a cidade de São Paulo enfrentou uma cheia severa, capaz de inundar várias regiões da cidade e causar muitos prejuízos. Tal evento motivou discussões e debates, além de incentivar o empreendimento de serviços e obras públicas diretamente relacionadas à necessidade de se evitar problemas semelhantes, especialmente quando a classe com maior poder aquisitivo, advinda da consolidação do complexo cafeeiro, começou a materializar-se na cidade, sobretudo com a chegada das linhas férreas. Entretanto os eventos de cheias extremas naquela região se tornaram mais comuns, demandando continuamente a realização de ações de controle dos impactos causados por tais eventos (SANTOS, 2014).

Outros eventos de cheias extremas registrados no Brasil receberam destaque, tais como as inundações ocorridas em Santa Catarina, no ano de 1855, e as severas enchentes, nos anos de 1979 e 1997, que atingiram grande parte da população de Minas Gerais. Em 1979, alguns municípios do estado do Espírito Santo também registraram inundações severas. No ano de 2008, a bacia do rio Itajaí, em Santa Catarina, foi atingida por uma cheia extrema, causando forte impacto àquela região (ABAURRE et al., 2005; SILVEIRA et al., 2009; NASCIMENTO, 2010; S2ID, 2014).

De acordo com Amaral e Ribeiro (2009), o número de ocorrências de eventos extremos de cheias registrado no Brasil aumentou nas últimas décadas, apresentando variação crescente no período entre os anos de 1840 a 2008. Tal variação pode ser creditada a diversos fatores, entre os quais estão o crescimento urbano acelerado, as alterações naturais no regime hidrológico ao longo do tempo e as instabilidades atmosféricas registradas nas últimas décadas.

Para Marcelino (2008), no período de 1900 a 2006, observou-se que, do total de desastres naturais registradas no Brasil, 84% foram computados a partir da década de 1970, revelando,

desse modo, um aumento considerável nas últimas décadas. Além disso, o autor associa as instabilidades atmosféricas ao desencadeamento da maioria dos casos registrados e coloca, também, que as cheias extremas apresentaram maior frequência, representando quase 60% dos desastres naturais registrados para o período mencionado.

Quanto à distribuição espacial dos registros de ocorrências de desastres naturais ocasionados por cheias extremas no Brasil, de acordo com a UFSC (2013a), a região sudeste registrou a maior proporção de municípios atingidos por tais eventos, com 34% do total computado para o período de 1991 a 2012. Já a região centro-oeste, apresentou a menor proporção para o mesmo período, estimada em 6% dos registros. Esses valores, bem como as proporções referentes às demais regiões do Brasil, encontram-se evidenciados na Figura 3.3.

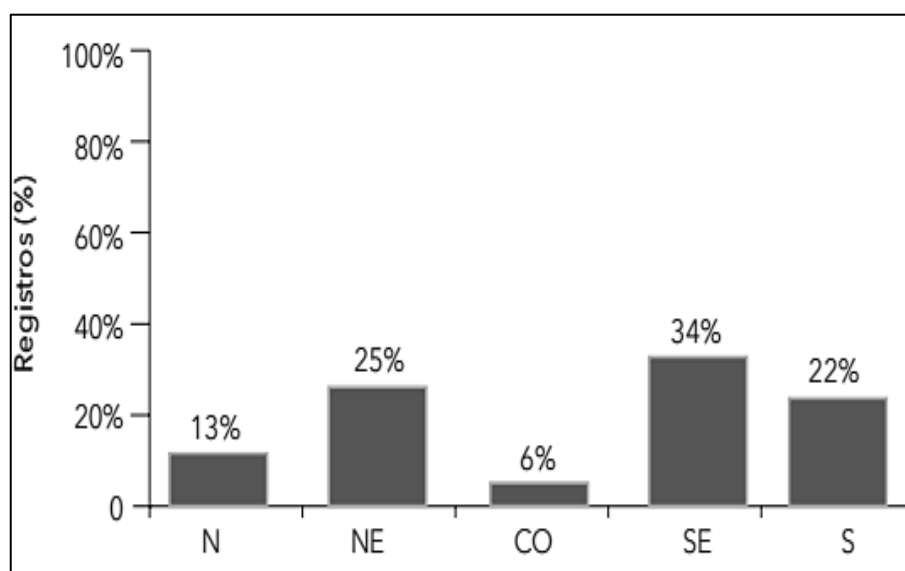


Figura 3.3 – Registros de ocorrências de cheias extremas nas regiões brasileiras para o período de 1991-2012 (Fonte: UFSC, 2013a). Legenda: N – Norte, NE – Nordeste, CO – Centro Oeste, SE – Sudeste, S – Sul.

Com relação à frequência mensal, os registros de cheias extremas indicam uma distribuição de acordo com as características climáticas de cada região. Nas regiões Norte, Nordeste e Centro-oeste esses eventos ocorrem com maior frequência entre os meses de janeiro e agosto. Na região Sudeste, as cheias máximas coincidem com o período de concentração de chuvas intensas, nos meses da primavera, entre setembro e novembro, e no verão, compreendido

entre os meses de dezembro e fevereiro. Já na região Sul, o período de picos comumente ocorre entre os meses de março a junho, geralmente associados a anomalias da temperatura da superfície do mar (UFSC, 2013a).

Na região norte do país, onde se concentra a maior parte da amazônica brasileira, predomina o clima equatorial chuvoso e apresenta maior valor total anual de precipitações acumuladas. Essa região possui um processo cíclico sazonal para as cheias, tendo o período de maiores precipitações e maior frequência de enchentes, compreendido entre os meses de outubro a abril e, em geral, apenas as suas intensidades apresentam tempos de retorno distintos (UFSC, 2013a).

Dos eventos extremos de cheia já registrados na região amazônica, alguns deles chamaram a atenção pela intensidade de seus impactos, como é o caso da severa cheia que atingiu a cidade de Manaus, em 2012, e causou muitos prejuízos econômicos, sociais e ambientais à população daquela cidade, bem como de regiões adjacentes. Segundo CPRM (2012), foi a maior cheia registrada na série histórica daquela cidade, cujo tempo de retorno foi estimado em 110 anos, ou seja, o tempo médio necessário para que um evento de tal magnitude, ou superior, venha a recorrer. O estado de Rondônia, também localizado na Amazônia brasileira, registrou, em 2014, uma cheia histórica no rio Madeira, cuja área de abrangência foi além dos limites de suas fronteiras, atingindo estados vizinhos como Acre e Amazonas, além de cidades do Peru e da Bolívia. A severidade e as perdas estimadas em decorrência de tal evento repercutiram tanto no âmbito nacional quanto internacional (CPRM, 2014; INPE, 2014; GREENPEACE, 2014).

Já o estado do Acre, situado a sudoeste da região Norte do Brasil, apresenta uma extensa rede hidrográfica, cuja característica, somada aos altos índices pluviométricos registrados na região contribui para a ocorrência de inundações no período em que ocorrem as cheias. Dos 22 municípios pertencentes ao Estado, sete deles são comumente atingidos pelo processo cíclico sazonal de cheias, característico da região amazônica, quais sejam, os municípios de Brasiléia, Cruzeiro do Sul, Jordão, Porto Acre, Sena Madureira, Tarauacá e a capital, Rio Branco. No período de 1991 a 2012, esses sete municípios foram atingidos, ao menos uma vez, por cheias extremas e capazes de inundar suas áreas de várzea (UFSC, 2013b).

Em geral, a ocorrência de cheias nos municípios do estado do Acre se concentra entre os meses de janeiro a abril, período que coincide com a maior concentração de precipitações na região. Nos municípios anteriormente mencionados, os quais estão situados em áreas em que diversos fatores contribuem para a ocorrência de inundações, apenas a intensidade com que ocorrem os eventos de cheias se diferem a cada ano. Em 2012, por exemplo, foram registrados três eventos de cheias extremas, cujos períodos de retorno associados estão entre os maiores gravados nas duas últimas décadas. Um dos municípios severamente atingidos foi a capital Rio Branco, cujos impactos exigiram a decretação de “estado de calamidade pública” no final do mês de fevereiro daquele ano. No mesmo período, a cidade de Brasiléia registrou situação semelhante, pelos impactos causados por uma cheia extrema que atingiu grande proporção da área urbana do município, bem como da cidade fronteira de Cobija, na Bolívia (UFSC, 2013b).

Apesar dos registros indicarem maior concentração de cheias extremas no primeiro quadrimestre nos municípios do Acre, o município de Tarauacá registrou, no mês de novembro de 2014, a maior cheia de sua série histórica, com tempo de retorno superior a cem anos. Tal cheia inundou e provocou severos danos tanto na área urbana quanto rural. Outros eventos de cheias intensas foram registrados no município, com destaque para as enchentes registradas nos anos de 1993 e 1995 (Acre, 2014).

Conforme relatado, muitos eventos de cheias extremas já foram registrados em todo o mundo e a atenuação dos impactos causados por esses eventos hidrológicos requer o conhecimento dos fatores que interferem no risco de recorrência dos mesmos, bem como a adoção de medidas voltadas à modificação das condições de vulnerabilidade. Os itens a seguir, se destinam a tratar dos riscos e danos associados aos eventos de cheias extremas, bem como de algumas medidas de gestão voltadas ao controle de seus impactos.

3.3 Danos causados por cheias extremas

Os desastres naturais estão diretamente vinculados à história da humanidade e seu modo de apropriação e uso dos recursos naturais, porquanto constituem um tema cada vez mais presente e largamente discutido na sociedade moderna. Pode-se registrar tais eventos em qualquer parte do mundo, entretanto algumas regiões são mais afetadas, uma vez que os

fenômenos envolvidos na ocorrência dos mesmos acontecem em todas as partes do globo terrestre, além, é claro, da vulnerabilidade do sistema em que se encontram inseridas. Dos eventos naturais de magnitudes catastróficas e que produzem maiores danos à sociedade, as inundações provocadas por cheias extremas ocupam posição relevante e constituem uma ameaça em todo o mundo (GOMES e CAVALCANTE, 2012).

Os danos causados pelas inundações são comumente classificados com base em dois aspectos fundamentais: o primeiro está relacionado com a possibilidade de associar um valor monetário às perdas, ou seja, danos tangíveis ou intangíveis, enquanto o segundo diz respeito às causas dos danos, podendo ser diretos ou indiretos (ELEUTÉRIO, 2012).

Os danos tangíveis são aqueles passíveis de um procedimento para a avaliação monetária do mesmo. Já os danos intangíveis relacionam-se a bens de difícil quantificação monetária, ou quando quantificá-los seja considerado como uma ação inapropriada ou indesejável, cujos motivos podem estar associados às questões éticas, ideológicas ou de outra natureza. A vida humana, assim como bens de valor histórico e arqueológico são exemplos de bens intangíveis (MACHADO et al., 2005; CANÇADO, 2009).

Em relação ao segundo aspecto de classificação dos danos relacionados às cheias extremas, de acordo com Machado et al. (2005), os danos diretos resultam do contato direto da água com os bens e, portanto, estes relacionados à sua deterioração física. Quanto aos danos indiretos, esses têm origem nas perturbações causadas ao sistema produtivo como consequência da cheia, levando à redução da atividade econômica, além de outras perdas, tais como a arrecadação de impostos, custos de serviços de emergência e de defesa civil, custos de limpeza de áreas atingidas, perdas de valor de propriedades, aumentos em valores de seguros, desemprego ou redução de salários, etc. A Tabela 3.1 exhibe alguns dos principais danos causados pelas cheias extremas e consequentes inundações.

Tabela 3.1 – Classificação dos principais danos decorrentes das enchentes

DANOS TANGÍVEIS	
Diretos	Indiretos
Danos a edificações;	Custos de limpeza e alojamento;

Danos físicos ao setor de comércio e serviços (mobiliário, estoques, produtos expostos, etc.); Danos a veículos e máquinas; Danos à infraestrutura, etc.	Lucros cessantes por interrupção na produção e custos adicionais de novas rotinas operacionais; Interrupção do fornecimento de alguns serviços públicos; Desvalorização imobiliária, etc.
DANOS INTANGÍVEIS	
Diretos	Indiretos
Ferimentos e perda de vidas humanas; Doenças relacionadas ao contato com a água advinda da enchente; Perda de patrimônio histórico e/ou cultural, etc.	Danos em longo prazo à saúde; Problemas de natureza psicológica; Perturbações nas atividades econômicas, meios de transporte e comunicação; Alteração na rotina dos moradores, etc.

Fonte: Adaptado de Cançado (2009).

Os efeitos indiretos das inundações, geralmente registradas em longo prazo, como impactos à saúde pública, por exemplo, podem, também, afetar a resiliência e outros fatores de desenvolvimento das comunidades. Tais impactos são mais difíceis de identificar imediatamente e apresentam maior complexidade para avaliação e quantificação. Entretanto, sabe-se que a população mais pobre e menos favorecida é mais vulnerável aos impactos associados aos eventos de cheias extremas. Para Machado et al. (2005), a avaliação de danos indiretos requer atenção especial, atentando-se ao fato de que algumas perdas podem ser circunstanciadas, podendo ocorrer compensações entre os agentes econômicos durante o período de crise causado pela enchente. Além disso, os danos indiretos podem se estender por áreas muito superiores às diretamente atingidas pela ocorrência do evento de cheia.

Quanto aos danos diretamente associados à ocorrência de inundações, a literatura científica é mais rica em informações e modelos a eles relacionados, principalmente no que se refere à avaliação econômica de bens tangíveis, apesar da existência de abordagens controversas sobre a determinação da magnitude de tais danos (CANÇADO, 2009).

Segundo Jha et al. (2012), os danos econômicos relacionados às inundações registradas em todo o mundo apresentaram crescimento nas últimas décadas, enquanto o número de mortes registradas em decorrência dos efeitos de tais eventos apresentou redução no período compreendido entre as décadas de 1950 e 2000. Os referidos autores alertam que, mesmo que a perda imediata de vidas humanas, em decorrência de inundações, esteja diminuindo ao longo do tempo, os registros de fatalidades ainda são consideráveis, principalmente em países em desenvolvimento, onde tais eventos extremos apresentam impacto desproporcional aos pobres e socialmente desfavorecidos, especialmente a mulheres e crianças.

Apesar das perdas associadas aos eventos de cheias extremas ocorrerem, também, em áreas rurais, a ocorrência de tais eventos tem se apresentado mais onerosa e de maior complexidade para gerenciamento em áreas urbanas, tendo a alta concentração populacional nessas áreas como uma de suas consequências. À medida que a população urbana cresce a ponto de representar maior proporção da população mundial, os danos relacionados às inundações urbanas tendem a representar uma parte crescente dos impactos causados por tais eventos. Enquanto as cidades crescem para acomodar o aumento populacional, a expansão urbana em larga escala ocorre frequentemente na forma de desenvolvimento não planejado, em áreas inundáveis, costeiras e para o interior dos países, bem como em outras áreas vulneráveis aos impactos desses eventos (ALMEIDA, 2007; JHA et al., 2012).

Muitos danos associados às cheias extremas têm sido registrados em diversas partes do mundo, especialmente nas últimas décadas, em que tais eventos chamam a atenção pela severidade de suas ocorrências, causando acentuados prejuízos às comunidades atingidas. Berz (2000) sustenta que, no período de 1978 a 1997, as cheias extremas foram responsáveis por cerca da metade das vítimas mortais, e aproximadamente um terço das perdas econômicas globais associadas a eventos naturais.

Conforme relatado por Almeida (2007), no continente europeu, entre os anos de 1998 e 2002, foram registradas mais de cem inundações severas, em particular na Europa Central e do Leste. Tais eventos foram considerados como causa principal para o registro de 700 vítimas mortais, além do deslocamento compulsório de cerca de outras 500 mil pessoas. Os prejuízos estimados ultrapassaram a ordem de 25 bilhões de euros. Para além dos danos sociais,

humanos e econômicos, há ainda de se levar em conta os danos ambientais e culturais, que são de quantificação monetária deveras difícil, conforme mencionado anteriormente.

Também na Europa, segundo Estrela et al. (2001) e Travassos (2012), no período compreendido entre os anos de 1992 e 1998, ocorreram aproximadamente 35 eventos de cheias extremas, capazes de provocar significativas inundações, cujos danos computados revelam que aproximadamente 300 pessoas foram mortas em consequência desses desastres. Além disso, estima-se que, nesse mesmo período, os custos atingiram cerca de 800 bilhões de dólares. Já Jojas et al. (2013) relatam que no período de 1998 a 2009, a Agência Europeia do Ambiente – EEA, do termo em língua inglesa *European Environment Agency*, estimou que mais de 3 milhões de pessoas foram afetadas pelos impactos relacionados à ocorrência de cheias extremas, cujas perdas econômicas superaram o valor de 52 bilhões de euros. Os autores relatam, ainda, que recentemente, em junho de 2013, as inundações registradas na Europa central e oriental produziram efeitos devastadores àquela regiões.

Além de continente europeu, danos severos associados a eventos de cheias extremas foram registrados em outras regiões globais. Na África, por exemplo, no período compreendido entre os anos de 1970 a 2012, foram registradas mais de 5 mil mortes em decorrência das enchentes, que atingiram países como Somália, Moçambique, Marrocos e Egito, além de prejuízos econômicos estimados em quase 4 bilhões de dólares (WMO, 2014).

Segundo a WMO (2014), no continente asiático, as inundações foram responsáveis por aproximadamente 60% das perdas econômicas associadas a desastres naturais. Estima-se que no período compreendido entre os anos de 1970 a 2012, as perdas econômicas associadas a esses eventos superaram o valor de 100 bilhões de dólares, e as perdas de vidas humanas ultrapassaram o número de 30 mil pessoas. Somente na China, por exemplo, uma enchente ocorrida no ano de 1980 causou mais de 5 mil mortes, enquanto a cheia registrada em 1998 apresentou um prejuízo cujos valores se aproximam de 40 bilhões de dólares.

Na região que compreende a América do Norte, a América Central e o Caribe, os prejuízos decorrentes de cheias extremas já ultrapassaram o valor de 20 bilhões de dólares. Já na região sudoeste do Pacífico, uma cheia registrada no ano de 2011, na Austrália, provocou custos estimados em quase 8 bilhões de dólares (WMO, 2014).

Na América do Sul, no período de 1970 a 2012, os registros dos danos associados a desastres naturais resultaram em aproximadamente 50 mil vidas humanas perdidas e um prejuízo econômico estimado em 71,8 bilhões de dólares. Dessas estimativas, as cheias extremas foram responsáveis por 80% das mortes e aproximadamente 63% dos danos econômicos. No ano de 1999, após intensas precipitações prolongadas, a Venezuela registrou uma das mais intensas cheias de sua história, cujos impactos resultaram em aproximadamente 30 mil mortes e prejuízos econômicos ultrapassando o valor de 4 bilhões de dólares. Outros países da América do Sul também já registraram grandes perdas em decorrência de enchentes extremas, como Argentina, Colômbia, Peru e Brasil (CHOU et al., 2004; MARCELINO et al., 2006; WMO, 2014).

No Brasil, as inundações também causam muitos danos à população. O país apresenta uma elevada proporção populacional atingida por eventos de cheias extremas. Das perdas de vidas humanas, por exemplo, cujas causas estão associadas à ocorrência de eventos naturais extremos, as inundações foram responsáveis por aproximadamente 15% dos registros computados no período de 1991 a 2012, sendo uma das principais causas, superadas apenas pelas enxurradas e pelos movimentos de massa. No ano de 2012, estima-se que mais de 5 milhões de pessoas foram afetadas, correspondendo a aproximadamente 30% do total por desastres naturais, cujo valor foi superado apenas por eventos de estiagens severas que apresentaram a maior proporção de pessoas atingidas (UFSC, 2013a).

Os danos econômicos associados às inundações registradas no Brasil parecem crescer anualmente. No ano de 2003, por exemplo, o montante apurado ultrapassou 550 milhões de reais, enquanto que no ano de 2004 o valor apurado foi de aproximadamente 615 milhões de reais (CUNHA, 2007).

Portanto, muitos danos associados às cheias extremas, com consequentes inundações em suas áreas de várzea, foram registrados no Brasil e no mundo. O item a seguir busca discutir os aspectos relacionados ao risco de ocorrência de tais eventos hidrológicos.

3.4 O risco associado às cheias extremas

A busca por mais segurança na implantação de medidas para o controle dos impactos causados pelas cheias extremas tanto motivaram o interesse científico e tecnológico nas últimas décadas como permitiram a definição de conceitos importantes ao avanço de técnicas eficientes para a gestão de recursos hídricos. Dos conceitos associados à dinâmica dos processos que envolvem as cheias extremas, o conceito de risco é um dos mais importantes, com grande relevância para o planejamento de estratégias estruturais ou não-estruturais de mitigação dos impactos causados, além de permitir a estimação de perdas associadas a tais eventos e com menor margem de incerteza (BARBOSA, 2006; GRACIOSA, 2010).

Mesmo que seja um termo rotineiramente utilizado tanto nas ciências hidrológicas como em outras áreas do conhecimento, o risco é apresentado sob diversos enfoques na literatura, tornando-se um conceito complexo e multidisciplinar, permitindo a apresentação de várias definições. Basicamente, define-se o risco como sendo o produto da probabilidade de ocorrência de um evento adverso pelas consequências de sua ocorrência, geralmente calculados como valores esperados de custos ou prejuízos (ALMEIDA, 2007; BUBECK et al., 2012; MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

Para melhor entendimento sobre o risco, deve-se levar em conta que o mesmo não depende exclusivamente da ocorrência de um evento extremo, tal como as cheias máximas, num determinado intervalo de tempo. Com isso, deve-se considerar, também, a interação de outros fatores associados como perigo, vulnerabilidade e exposição. Na Figura 3.4, ilustra-se uma representação da relação entre os conceitos mencionados, denominado por triângulo do risco. Deve-se observar que o aumento ou a diminuição de um destes três componentes do risco, causa variação proporcional para os demais (CRICHTON, 1999; GRACIOSA, 2010).



Figura 3.4 – Triângulo do risco (Fonte: Adaptado de Crichton, 1999)

Dos conceitos anteriormente mencionados, os quais estão associados ao conceito de risco, o perigo, tradução do termo em língua inglesa “*hazard*”, é geralmente associado à ocorrência de um determinado evento, potencialmente danoso, o qual pode causar perdas humanas, danos à propriedade, rupturas socioeconômicas ou degradação ambiental. O perigo é considerado incerto, porém, suscetível de ser caracterizado probabilisticamente no que concerne à respectiva ocorrência potencial e magnitude física. Assim, o risco está associado à presença iminente de uma situação de perigo. Entre os perigos classificados estão aqueles de origem hidrometeorológica, que englobam as cheias extremas e consequentes inundações. Deste modo, o perigo é, então, uma situação potencialmente prejudicial, sendo sua materialização caracterizada como um desastre (UN-ISDR, 2004; ALMEIDA, 2007; TOMINAGA, 2009).

Quanto ao conceito de exposição, esse se refere a bens pessoais, materiais ou ambientais suscetíveis de serem atingidos ou danificados pelo impacto resultante de um determinado evento perigoso. Já a vulnerabilidade é referida como um conjunto de processos e condições resultantes de fatores físicos, sociais, econômicos e/ou ambientais, o qual aumenta a suscetibilidade de uma comunidade (elemento em risco) ao impacto dos perigos. Compreende tanto aspectos físicos como a resistência de construções e proteções de infraestrutura como fatores humanos, tais como: econômicos, sociais, políticos, técnicos, culturais, educacionais e institucionais (UN-ISDR, 2004; TOMINAGA, 2009; BUBECK et al., 2012). Destarte, na

Figura 3.5, resume-se o conceito amplo de risco, que agrega os conceitos de perigo, exposição e vulnerabilidade.

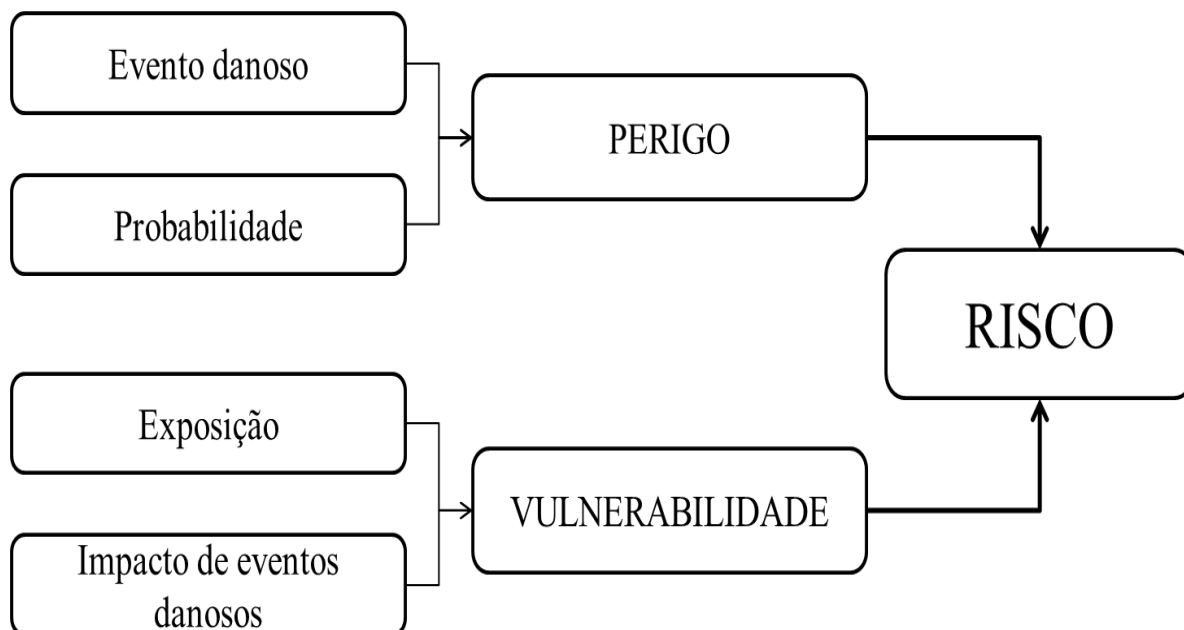


Figura 3.5 – Conceito amplo de risco

Considerando-se o risco como a interação dos fatores ora descritos, este indica, então, que o impacto do desastre, aqui inseridos aqueles relacionados às cheias extremas, dependerá das características, probabilidade e intensidade do perigo, bem como da vulnerabilidade das condições físicas, sociais, econômicas e ambientais dos elementos expostos. O risco é um perigo passível de ser estimado, pois um processo potencialmente perigoso torna-se um risco para a população exposta a partir do momento em que sua ocorrência passa a ser previsível, seja por evidências prévias ou pela repetição, permitindo-se estabelecer uma relação de frequência com suas ocorrências. Com isso, os modelos estocásticos têm papel fundamental na determinação do risco, em especial, aqueles relacionados aos eventos hidrológicos de cheias (TOMINAGA, 2009).

Focalizando-se nos eventos de cheias extremas, a probabilidade inserida no conceito de risco deve ser decomposta em diferentes componentes mediante as características de cada bacia hidrográfica analisada, além do comportamento dos distintos sistemas naturais ou

tecnológicos (estruturas de proteção). Com isso, de acordo com Almeida (2007), o risco pode ser representado do seguinte modo:

RISCO = (Probabilidade de uma cheia com magnitude M) x (Probabilidade de danos| cheia com magnitude M) x (Danos D)

O referido autor esclarece ainda que, considerando que as cheias extremas podem apresentar uma variação contínua quanto às suas magnitudes e provocar uma variação também contínua de danos, o risco total para uma determinada área pode ser expresso da seguinte forma:

$$RISCO = \int_{I_0}^{M_{m\acute{a}x}} \int_U^{D_{m\acute{a}x}} [f_p(M) \cdot f_p(D|M) \cdot D] dM dD \quad (3.1)$$

na qual $M_{m\acute{a}x}$ e $D_{m\acute{a}x}$ representam os valores máximos prováveis das magnitudes dos eventos e dos danos, respectivamente, f_p representa as funções densidades de probabilidades e D os danos (prejuízos econômicos, sociais, ambientais, etc.). Por definição, $D_{m\acute{a}x}$ coincidirá com o valor inicial exposto ao impacto das cheias (valor sem danos). A equação (3.1) pode ser reduzida a um número finito N de situações potenciais de cheias extremas da seguinte forma:

$$RISCO = \sum_{i=1}^N P(M) \cdot \bar{D}_i(M) \quad (3.2)$$

sendo \bar{D} o valor esperado dos danos (prejuízos) associados às cheias extremas de intensidade M .

Do ponto de vista da hidrologia, o risco, denominado de risco hidrológico e para o qual converge este trabalho, é um importante desdobramento do conceito de tempo de retorno, ou seja, o tempo médio necessário (geralmente expresso em anos) para a ocorrência de determinado evento em um ano qualquer. De um modo geral, o risco hidrológico está associado à probabilidade da ocorrência de pelo menos um evento que venha a superar um determinado quantil de referência durante um período apontado. Tal como aplicado em projetos de estruturas hidráulicas e controle de cheias, associa-se, também, ao tempo de vida

útil de um determinado empreendimento (NAGHETTINI e PINTO, 2007; LIMA, 2014; SALAS e OBEYSEKERA, 2014). Os conceitos formais tanto de risco hidrológico quanto de tempo de retorno serão oportunamente apresentados no capítulo imediatamente posterior a este.

A compreensão do risco associado à ocorrência de cheias extremas constitui etapa importante para a formulação de ferramentas de gestão e planejamento de medidas e soluções que venham a mitigar os impactos causados por tais eventos. Motivadas principalmente pela interação nos processos hidroclimáticos, a frequência de ocorrência das cheias, bem como o risco a elas associado, evoluem no decorrer tempo. Assim, informações sobre os modelos existentes em diferentes escalas e adoção de ferramentas que venham a contribuir para o entendimento das incertezas inerentes aos processos hidroclimáticos envolvidos nas cheias severas devem contribuir para a tomada de decisão sobre as medidas de preparação e mitigação aos impactos de tais eventos (TOMINAGA, 2009; GRACIOSA, 2010).

A prática da engenharia, em especial a construção de estruturas hidrológicas para o controle de cheias, é naturalmente baseada na ponderação de riscos, que, por sua vez, dispõe de técnicas cada vez mais eficientes reportadas na literatura especializada para esse fim, com destaque para as ferramentas estatísticas. Nesta conformidade, uma ordem de grandeza de projeto para determinada magnitude de um evento hidrológico, sobre o qual a estrutura será projetada, pode ser definida em função da decisão sobre o risco que se deseja assumir em tal empreitada, uma vez que a decisão mais lógica é aquela em que se busca a maximização dos benefícios e a prevenção das possíveis perdas. Evidentemente que outras variáveis devem ser consideradas, dada a incerteza associada à dinâmica dos processos hidrológicos (LIMA, 2014; MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

Em geral, os modelos voltados à ponderação dos riscos utilizados na prática da engenharia de recursos hídricos, em especial na construção de estruturas destinadas à prevenção ou atenuação dos impactos causados por cheias extremas, baseiam-se em experiências passadas e fundamentam-se na presença de estacionariedade temporal nos processos geofísicos de tais eventos. Entretanto, a ponderação de tais riscos ainda é complexa nas situações em que a estacionariedade nas observações das variáveis envolvidas não seja verificada, sendo a

ruptura de tal premissa advinda desde fatores antropogênicos até alterações nos padrões cíclicos dos processos geofísicos associados à variabilidade climática. Assim, a construção de novas ferramentas para a estimação dos riscos envolvidos na combinação dos fatores resultantes de eventos extremos de cheias é importante para a tomada de decisão sobre medidas de controle dos possíveis impactos causados por tais eventos (MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

Portanto, a definição do risco e demais conceitos associados é parte importante na tomada de decisão quando da gestão de recursos hídricos, em especial na prática de medidas de controle de cheias extremas. Destarte, o item a seguir visa discutir, ainda que de modo sucinto, a gestão do risco e dos danos associados às inundações, bem como apresentar as principais medidas praticadas para o controle de tais eventos.

3.5 Gestão e controle de cheias extremas

O desenvolvimento de estratégias de adaptação com vistas à redução dos danos causados por cheias extremas exige a adoção de ferramentas de gestão capazes de lidar com a incerteza presente na dinâmica dos processos que envolvem tais eventos. Conforme já mencionado, a gestão do risco constitui uma etapa importante no processo de tomada de decisão para o planejamento de medidas e soluções que venham a minimizar os danos potenciais associados às cheias extremas.

3.5.1 Gestão do risco

A gestão do risco é um processo complexo de gerenciamento das decisões que envolvem o planejamento, intervenção e organização de estratégias apropriadas para o controle de danos potenciais associados à ocorrência de determinados eventos, tais como as enchentes e consequentes inundações. Os procedimentos utilizados para a gestão do risco associado aos desastres naturais diferem de acordo com a natureza do fenômeno abordado. Em geral, esses procedimentos estão focados na análise do risco por meio do uso de técnicas sistemáticas para a determinação da incerteza associada aos episódios e à dimensão de suas possíveis consequências (TOMINAGA, 2009; BUBECK et al., 2012; WOOD et al., 2012).

Segundo Lima (2014), faz-se necessário esclarecer que a gestão do risco, da terminologia de língua inglesa *risk management*, é um conceito amplo e envolve, basicamente, conceitos importantes, como análise do risco, avaliação do risco e apreciação do risco. De acordo com o autor, a avaliação do risco, do termo em língua inglesa *risk evaluation*, é definida como o processo de decisão em que se verifica se o risco é suficientemente significativo a ponto de exigir medidas adicionais de controle dos danos associados à ocorrência de determinados eventos. Para a análise do risco, compreende-se esse como um conjunto de técnicas que apontará respostas para iniciar o processo de apreciação do mesmo, enquanto que o processo de ponderação e julgamento do risco obtido na análise é denominado de apreciação do risco.

A análise do risco constitui um dos principais passos para nortear as demais etapas do processo de gestão, tendo as ferramentas estatísticas como importantes elementos de sua composição, considerando-se a incerteza presente no processo de quantificação do risco, bem como a complexidade de determinar os fatores envolvidos, tanto na ocorrência de eventos potencialmente danosos quanto na magnitude de seus impactos, em especial aqueles decorrentes de processos hidroclimáticos como as cheias. Além disso, diante de um cenário de alterações climáticas, a análise do risco e seus respectivos componentes exigem esforços constantes na busca pela mitigação dos danos associados a eventos de natureza hidrometeorológica, tais como as cheias extremas (MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

No contexto de eventos hidrológicos de cheias, a gestão do risco visa à mitigação dos danos causados por enchentes extremas por meio de medidas voltadas à redução dos fatores associados ao risco decorrente desses episódios, tais como o perigo, a exposição e a vulnerabilidade. Tendo a manutenção ou a diminuição do risco como principal objetivo, a gestão do risco deve utilizar-se das ferramentas disponíveis para estabelecer os critérios de aceitabilidade e percepção do mesmo, os quais são relevantes para a tomada de decisão sobre a implementação de medidas adequadas de controle dos impactos causados por episódios de cheias extremas.

Os eventos hidrológicos de cheias extremas envolvem, basicamente, três fases distintas, quais sejam: antes, durante e depois da ocorrência do episódio. Nessas etapas estão focalizadas as diretrizes da gestão do risco. Durante a fase que antecede o evento, a gestão do risco se

constitui na preparação e na proteção, cujas ações buscam a diminuição do risco ou a preparação da sociedade para os possíveis impactos relacionados ao episódio. As ações de resposta ao evento são adequadas durante a ocorrência do mesmo, incluindo planos de assistência às vítimas, bem como a reabilitação do cenário em curto prazo. Já as ações de reconstituição visam ao restabelecimento das funções básicas das comunidades atingidas pelo evento de cheia extrema em médio e longo prazo (ALMEIDA, 2007; FARIA e SANTORO, 2009). A Figura 3.6 ilustra as fases envolvidas nos eventos de cheias extremas, bem como as diretrizes da gestão do risco.

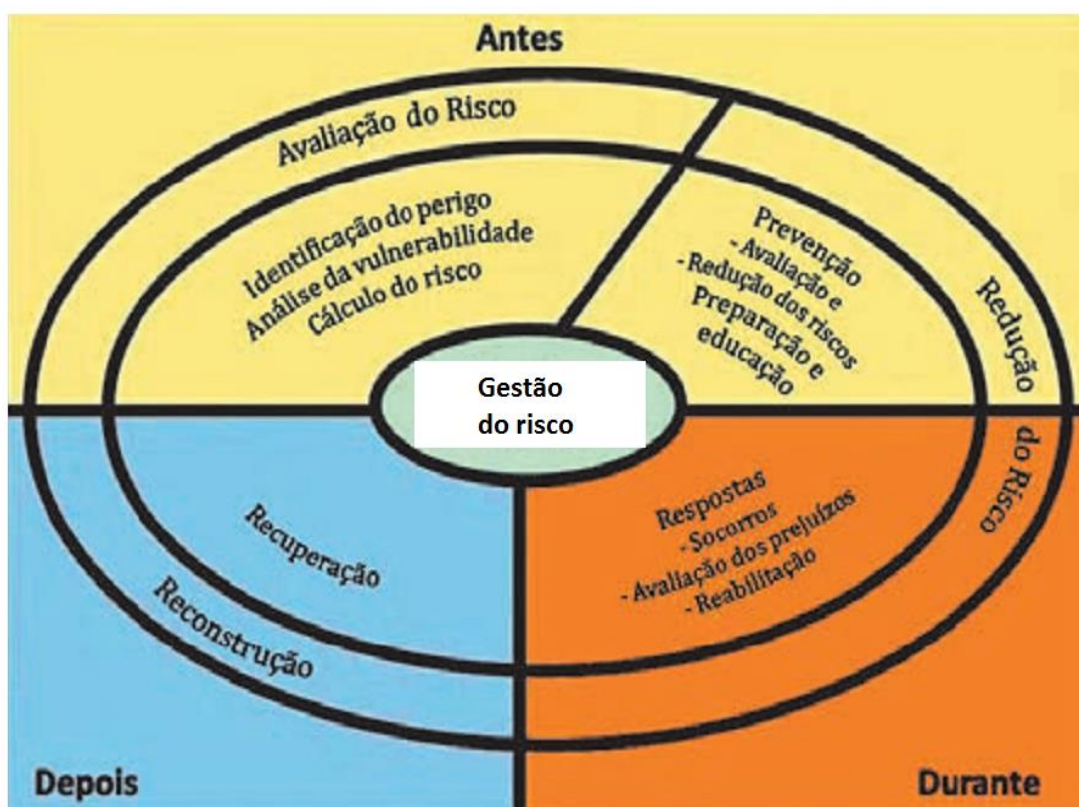


Figura 3.6 – Sequência das fases do gerenciamento do risco (Fonte: Adaptado de Faria e Santoro, 2009)

De acordo com Marcelino (2008), o objetivo da fase de reconstituição, ampliado pela fase de prevenção, é retornar à normalidade e não de retorno às condições que precederam o desastre, ou seja, almeja-se que a área afetada retorne às suas funções socioeconômicas primordiais, mas de forma compatível com a realidade que a cerca, o que resultaria numa elevação da

qualidade de vida local. Dessa forma, a vulnerabilidade e o risco de desastres tenderiam a diminuir de forma natural. O autor expõe ainda que, no Brasil, os maiores investimentos têm sido alocados em ações focalizadas à fase de resposta aos desastres naturais, entretanto, recomenda que a etapa de prevenção ou preparação carece de maior proporção dos investimentos anuais destinados a tal fim, especialmente no que concerne às inundações, considerando que a busca pela redução da exposição e da fragilidade em áreas potencialmente vulneráveis compreende um dos pressupostos indispensáveis para a gestão do risco associado a tais eventos.

O desenvolvimento de adaptações adequadas, bem como de instrumentos cada vez mais robustos de auxílio à decisão sobre a implementação de estruturas voltadas a proteção a certo risco, somado à adoção de medidas integradas da gestão do risco, compreendidas na fase de prevenção ou preparação, pode provocar, com sucesso, a redução dos riscos associados às cheias extremas e, por conseguinte, dos prejuízos materiais, sociais ou econômicos.

A proteção contra os impactos causados por enchentes severas é um desafio igualmente complexo e sempre exigirá abordagens cada vez mais poderosas no que concerne à implementação de medidas viáveis e eficientes. Entre tais medidas, destacam-se aquelas classificadas como estruturais e não-estruturais, conforme descrito no item imediatamente a seguir.

3.5.2 Medidas de controle de cheias

As medidas preventivas de gestão de cheias são tipicamente descritas como estruturais e não-estruturais. As medidas estruturais buscam a redução do risco associado às cheias por meio da modificação do sistema fluvial, controlando o fluxo da água em determinadas seções, e contemplam, entre outras ações, a implementação de obras de engenharia como barragens, diques, reservatórios, etc. Já as medidas não-estruturais são aquelas em que as comunidades reduzem o risco associado às cheias através da melhor convivência com seus impactos. Nessas medidas, estão incluídos o planejamento de uso e ocupação de solo, zoneamento de áreas de risco, planos de contingência, sistemas de alerta e resiliência às comunidades, entre outros (TUCCI, 2012).

Medidas estruturais e não-estruturais não se opõem umas às outras e, em geral, as estratégias de gestão bem-sucedidas contemplam uma integração dos dois tipos, sendo necessário reconhecer, também, que essas não poderão controlar totalmente o risco associado à ocorrência de inundações, bem como seus prejuízos. Tais medidas focalizam-se na minimização do risco, de modo a garantir à sociedade o mínimo prejuízo possível, além de possibilitar uma convivência menos conflituosa com o meio ambiente. Ademais, a não dissociação dessas formas de medidas de controle de cheias pode ser uma boa estratégia de gestão dos impactos causados pelas enchentes, na busca por soluções racionalmente integradas e compatibilizadas com o esperado desenvolvimento urbano (JHA et al., 2012).

Em relação às medidas estruturais, essas podem ser extensivas ou intensivas. Diz-se que tais medidas de controle de cheias são extensivas quando agem no contexto global da bacia hidrográfica, procurando modificar as relações entre precipitação e vazão, como a alteração da cobertura vegetal do solo, que reduz e retarda os picos de enchentes e controla a erosão da bacia. A aplicação das medidas de controle extensivas é recomendada para pequenas bacias. Quanto às medidas estruturais intensivas, são aquelas que agem nos cursos d'água e superfícies, e englobam a construção de represas e reservatórios com o objetivo de retardar o escoamento, construção de muros, diques e outros sistemas hidráulicos para acelerar o escoamento, além de obras voltadas ao desvio do escoamento, como a canalização de cursos fluviais (SUDERHSA, 2002; TUCCI, 2012).

Nas medidas estruturais estão inseridas as estruturas de engenharia para proteção ou controle dos impactos causados por cheias extremas que, em muitos casos, são essenciais e necessárias para a solução de problemas relacionados a tais eventos, ainda que estas sejam complementadas por medidas não-estruturais. A seguir, são apresentados três exemplos de medidas estruturais, cuja função é reduzir os riscos relacionados às cheias, conforme Barbosa (2006):

Reservatórios e bacias de amortecimento: objetivam o controle de picos de cheias, além do armazenamento de água para fins de abastecimento, irrigação, geração de energia elétrica, etc.

Diques: medida estrutural centrada no controle do aumento da capacidade de descarga de um determinado curso d'água.

Alargamento da calha principal de um rio: ação que busca a diminuição do nível da água por meio do aumento da capacidade de descarga.

Conforme mencionado, evidentemente que a exclusiva adoção de medidas estruturais não elimina totalmente o risco associado à ocorrência de eventos que venham a superar os níveis de cheia projetados e, em alguns casos, essas podem ser consideradas economicamente inviáveis, pois sempre haverá um risco residual de superação a determinados quantis de referência e tais estruturas podem ser suplantadas por eventos adversos à sua capacidade de projeto. Entretanto Rosner et al. (2014) e Moreira e Naghettini (2016) alertam que a decisão de reconhecer que a implementação de determinadas medidas estruturais são economicamente inviáveis pode estar relacionada, em alguns casos, com a necessidade de ferramentas que abordem de forma integrada a incorporação das incertezas presentes nos processos geofísicos que abrangem as enchentes, como é o caso dos instrumentos estocásticos que envolvem as duas fontes de erros de significância estatística, quais sejam, os erros do tipo I e do tipo II, os quais serão tratados posteriormente.

A adoção de medidas estruturais para controle dos impactos relacionados às cheias extremas é uma estratégia de gestão que pode apresentar-se de forma bastante eficaz, com respostas em longo prazo aos riscos relacionados à ocorrência de tais fenômenos, como atestam as experiências bem-sucedidas como, por exemplo, da estrutura conhecida por Barreira do Tâmis, das estruturas de defesa do Mar da Holanda e dos sistemas adotados em alguns rios japoneses (ALMEIDA, 2007; JHA et al., 2012).

No Brasil, a implementação de medidas estruturais de controle do escoamento pluvial é recente, onde se evidenciam aquelas voltadas ao aumento da capacidade de infiltração da água no solo e o uso de medidas de amortecimento das vazões pluviais. Porém, com o desenvolvimento dos Planos Diretores de Drenagem Urbana (PDDU), com destaque para os planos de Porto Alegre, Belo Horizonte e Curitiba, verifica-se um avanço na contemplação de planos de controle de cheias e integração de seus efeitos às populações, cujo objetivo está focalizado na mitigação dos possíveis impactos relacionados a eventos adversos. Além disso, tais planos contemplam ainda: a necessidade de se identificar a capacidade de escoamento; a detecção de áreas vulneráveis a eventos extremos de cheias; e o planejamentos de estruturas

de controle, associadas a um determinado risco de ocorrência. As soluções estruturais para atingir estes objetivos são diversas, e devem estar de acordo com os fatores que influenciam nas condições hidrológicas de cada região (CRUZ e TUCCI, 2007).

O processo de implementação de medidas estruturais contra cheias extremas tornou-se ainda mais relevante nas últimas décadas, pois se acredita que a ocorrência de possíveis alterações climáticas seja capaz de promover severas implicações nos processos envolvidos no ciclo hidrológico, em especial no regime de precipitações, que, por sua vez, implica na geração do escoamento (Santos et al., 2012). Tais constatações evidenciam a necessidade de estruturas ainda mais seguras, cujo risco associado à implementação seja minimizado, além do aperfeiçoamento de ferramentas capazes de disponibilizar elementos suficientes para a tomada de decisões racionais e adequadas ao contexto das populações que habitam as áreas mais vulneráveis.

As soluções estruturais para controle de cheias, apesar de serem relatadas como ações eficazes em diversas situações, estão sujeitas à ocorrência de picos de cheias com magnitude suficiente para extravasar a capacidade para as quais são projetadas. Com isso, a necessidade de incorporar medidas não-estruturais às estratégias de gestão de cheias é inteiramente válida, uma vez que muitos estudos já realizados narram algumas experiências que lograram sucesso quando da adoção de tais medidas (TUCCI, 2004; NOGUEIRA, 2006; ALMEIDA, 2007; WOOD et al., 2012).

As medidas não-estruturais para o controle e prevenção aos impactos relacionados às cheias são instrumentos de gestão cujo foco principal é a redução do risco através da capacidade das pessoas em lidar com os efeitos desses eventos em seus ambientes. De acordo com Jha et al. (2012), essas medidas podem ser vistas como um primeiro passo para a proteção das comunidades mediante a ausência de medidas estruturais, podendo, ainda, serem implementadas como ações necessárias para a administração do risco.

De acordo com Saraiva et al. (1998) e Lezcano (2004), as medidas não-estruturais são aquelas de natureza institucional ou administrativa, com o objetivo de adaptar os habitantes das áreas vulneráveis à ocorrência de enchentes, cujo foco é a redução dos danos através da modificação da susceptibilidade da população. Tais medidas abrangem um vasto leque de

alternativas, as quais incluem o zoneamento e a regulamentação do uso e ocupação do solo em áreas vulneráveis, códigos de construção e manutenção de edifícios e infraestruturas, políticas de aquisição e gestão de solos, seguros, sistemas de previsão e alerta, ações de informações públicas, sistemas de emergência, medidas de recuperação pós-catástrofe, etc. Podem, assim, assumir caráter preventivo ou corretivo, através de intervenções de caráter legislativo ou institucional.

Jha et al. (2012) relacionam alguns casos de sucesso na utilização de medidas não-estruturais como os sistemas de alerta de inundações locais utilizados nas Filipinas e na bacia do Lai Nullah, no Paquistão, as campanhas de conscientização realizadas em Moçambique e no Afeganistão, que proporcionam melhor preparação, através de ações que incluem procedimentos de gestão urbana, como a manutenção da tubulação de esgotos e controle na gestão do lixo produzido. Os autores relatam ainda as ações político-administrativas para o planejamento e utilização do solo observadas na Alemanha e na Inglaterra, que contribuem tanto para a mitigação quanto para a adaptação aos impactos causados pelas enchentes, além do planejamento de reconstrução resiliente observado na Somália, focalizado na aceleração da recuperação e uso do solo no período pós-inundação para aumentar a resiliência através da melhoria de projetos de construção, conhecida como “*building back better*”, cuja tradução livre pode ser “reconstruir melhor”.

No Brasil, entre os casos em que medidas não-estruturais de controle de cheias foram implementadas, destacam-se: o Plano Preventivo de Defesa Civil (PPDC), considerado como uma eficiente medida não-estrutural no gerenciamento de áreas de risco, cujo foco é subsidiar equipes municipais em situações de risco; e o Sistema de Alerta a Inundações de São Paulo (SAISP), que atua com modelos de previsões pluviométricas e fluviométricas, e estabelece modelos de estados hidrológicos para as áreas sujeitas às inundações, quais sejam os estados de atenção, alerta e emergência. Outras experiências relacionadas às medidas não-estruturais implementadas no Brasil também merecem destaque, como os planos de contingência do município de Vitória, no Espírito Santo, e as ações de prevenção e redução da vulnerabilidade a desastres naturais do estado de Santa Catarina, além do programa de redução de riscos do Ministério das Cidades, entre outros (HORA e GOMES; CARVALHO et al., 2007; FARIA e SANTORO, 2009).

Vários trabalhos orientados ao estudo das medidas de controle dos impactos relacionados às cheias extremas apontam, como parte de suas conclusões, que o custo para a implementação de medidas não-estruturais é, em geral, inferior àquele destinado às medidas estruturais. Porém, outras pesquisas sugerem em seus resultados que grande parte das medidas não-estruturais é projetada com o intuito de atenuar os danos ocorridos durante a ocorrência de eventos de cheias extremas, perdendo de vista o propósito de evitá-las ou, ao menos, reduzir a magnitude de seus impactos. Tal divergência permite observar que, em determinadas situações, os custos contabilizados pelos danos causados pelas enchentes podem ser superiores aos que seriam destinados para implementação de medidas estruturais preventivas, além de fazer com que grande parte das pessoas demonstre preferência por soluções estruturais para a redução do risco associado às cheias extremas. Diversos outros desafios fazem parte do processo de implementação de medidas não-estruturais para controle dos danos relacionados às cheias extremas (ORTROWSKY, 2000; SUDERHSA, 2002; GRACIOSA, 2010; ROSNER et al., 2014).

De acordo com Lezcano (2004), um dos maiores desafios para a implementação de medidas não-estruturais é o de promover o engajamento e a concordância de todas as partes envolvidas no processo de gestão, uma vez que para a viabilização de tais medidas exige credibilidade em seus resultados, seja por parte dos governos, dos técnicos, de setores organizados da sociedade, além, claro, da própria população, especialmente a que habita as áreas mais vulneráveis.

Deve-se considerar também, que as medidas não-estruturais podem gerar conflitos de natureza financeira ou econômica na área de abrangência das ações planejadas, como os interesses comerciais imobiliários, por exemplo. Além disso, geralmente exigem investimentos por parte do poder público tanto para a implementação quanto para a manutenção das ações envolvidas na gestão das mesmas, podendo este ser, em alguns casos, o principal desafio, uma vez que os resultados comumente são refletidos em longo prazo.

Por fim, conforme já mencionado, as experiências que obtiveram sucesso na gestão dos impactos causados pelas cheias extremas, geralmente, envolvem uma combinação de medidas estruturais e não-estruturais. Para Barth (1997), a ação conjunta de tais medidas pode reduzir,

consideravelmente, os impactos causados pelas cheias extremas, além dos custos associados, e acrescenta que tal combinação é um dos principais instrumentos para a gestão das enchentes.

3.6 Considerações finais

Neste capítulo foram tratadas as principais características dos eventos hidrológicos de cheias, com destaque para os principais eventos registrados nas últimas décadas, tanto no Brasil quanto em outros países, além dos danos causados pelas cheias extremas, capazes de inundar as áreas de várzea. Foi discutido, também, o risco associado à ocorrência desses eventos, tendo sido apresentado, através item 3.4, um conceito geral do mesmo a partir da interação dos fatores a ele associados, tais como o perigo, a vulnerabilidade e a exposição.

Destarte, conforme explicitado no item 3.5, buscou-se discutir as estratégias de adaptação com vistas à redução dos danos causados por cheias extremas, tratando-se das ferramentas de gestão capazes de lidar com a incerteza presente na dinâmica dos processos que envolvem os eventos de cheias. Neste viés, destacaram-se o processo de gestão do risco e da implementação de medidas estruturais e não-estruturais para controle e mitigação dos impactos causados por tais eventos.

Finalmente, permitiu-se constatar a necessidade de estruturas hidrológicas para o controle de cheias cada vez mais seguras, cujo risco associado à sua implementação seja minimizado. Detectou-se, ainda, a necessidade do aperfeiçoamento constante de ferramentas capazes de disponibilizar elementos suficientes para a tomada de decisões racionais e adequadas ao contexto das populações que habitam as áreas mais vulneráveis, entre as quais se destacam as ferramentas estatísticas, que serão tratadas no capítulo imediatamente a seguir.

4 MÉTODOS ESTATÍSTICOS PARA A ANÁLISE DE VARIÁVEIS HIDROLÓGICAS

4.1 *Introdução*

O comportamento das variáveis hidrológicas, tais como as precipitações e as vazões, por exemplo, sempre despertaram o interesse da humanidade já em seus primórdios. Desde a formação das primeiras civilizações, a água sempre esteve entre os fatores determinantes para a evolução das sociedades e, nos dias atuais, está inserida entre os fatores condicionantes ao desenvolvimento social e econômico das nações (KOBAYAMA et al., 2008).

O desenvolvimento científico e tecnológico possibilitou o registro do comportamento de diversas variáveis hidrológicas ao longo do tempo. O acúmulo de tais informações permite a formação de séries que, depois de analisadas por meio de ferramentas apropriadas, servem como suporte para decisões voltadas à execução de medidas de controle aos impactos associados a eventos extremos relacionados a essas variáveis. Inseridos entre essas ferramentas, o métodos estatísticos se apresentam como uma ferramenta básica no mundo contemporâneo, e indispensáveis ao desenvolvimento de estudos tanto em hidrologia e em ciências naturais quanto em outras áreas do conhecimento (MEMÓRIA, 2004; NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Contornando-se aos processos hidrológicos, o avanço dos métodos estatísticos permitiu o desenvolvimento de técnicas em que é possível conhecer melhor a dinâmica envolvida em tais processos, amparadas por instrumentos capazes de quantificar a frequência com que ocorrem, bem como a magnitude e possíveis impactos e danos a eles associados. Ainda que o conhecimento sobre as relações entre as diversas variáveis hidrológicas permaneça como constante desafio para a ciência, muitos estudos já realizados, em especial aqueles que fizeram uso da estatística, foram importantes para a construção de ferramentas de auxílio à tomada de decisões sobre ações paliativas diante de eventos extremos, bem como para medidas preventivas, pensadas para enfrentar eventos futuros. Entre os diversos estudos voltados a este fim estão os trabalhos apresentados por Naghettini (1994), Clarke (2003), Fernandes (2005), Villarini et al. (2009), Katz (2010), Villarini et al. (2011), Vogel et al. (2013) e Rosner et al. (2014).

As discussões sobre as mudanças climáticas têm proporcionando constantes preocupações nas últimas décadas e, entre muitas, duas são externadas aqui: a primeira delas se refere às consequentes implicações dessas mudanças para a humanidade e para as outras espécies que habitam nosso planeta; já a segunda preocupação está relacionada com o fato de que a maioria dos modelos estatísticos voltados à dinâmica dos processos hidrológicos considera a estacionariedade nos registros amostrais como uma de suas premissas fundamentais (CLARKE, 2007).

Entretanto, a não-estacionariedade em séries de observações de variáveis hidrológicas, apesar de ser objeto de estudos relativamente recentes, já é algo largamente aceito (MILLY et al., 2008; VILLARINI et al., 2010; SILVA et al., 2012). Com isso, como implicação das duas preocupações expostas está a necessidade de um esforço científico maior para preencher essa importante lacuna do conhecimento, bem como o desenvolvimento de métodos estatísticos voltados à análise da dinâmica dos processos hidrológicos sob o ponto de vista da não-estacionariedade, em particular, os testes de tendências, os modelos de análise de frequência e outras ferramentas de auxílio à tomada de decisão sobre eventos hidrológicos extremos, mesmo que muitos estudos já tenham sido realizados sob este foco (SONALI e KUMAR, 2013).

Na sequência, apresenta-se uma descrição sucinta dos principais métodos estatísticos que envolvem o tema em questão, onde se procura estabelecer um aspecto geral sobre suas principais características.

4.2 Testes de Significância da Hipótese Nula

Os testes de hipóteses, também designados por Testes de Significância da Hipótese Nula – NHST, tradução das terminologias de língua inglesa *Null-Hypothesis Significance Testing*, apresentam notória importância na teoria da decisão estatística. São técnicas de inferência estatística bastante úteis, focalizadas em fornecer ferramentas de auxílio à tomada de decisões atinentes a uma determinada população com base em observações amostrais.

Segundo Memória (2004), os eminentes estatísticos Jorzy Neyman (1894 – 1981) e Egon Sharpe Pearson (1895 – 1980) foram os precursores da teoria clássica dos testes de hipóteses,

cuja colaboração, relatada por Pearson (1970), iniciou-se em meados da década de 1920, quando Neyman participou de um estágio na University College, em Londres, ocasião em que fora estudar com Karl Pearson (1857 – 1936). O autor narra, ainda, que o interesse de Neyman em aperfeiçoar seus conhecimentos sobre teoria de probabilidades, medida e integração o levaram a ter aulas com matemáticos renomados como Émile Borel, Lebesgue, etc., em Paris. Nesse período, a cooperação com Egon Pearson foi delongada através de correspondências e encontros ocasionais, em que discutiam, principalmente, as bases da teoria dos testes de hipóteses estatísticas, resultando em uma série de artigos assinados por ambos. É convenientemente importante notar que, à época, ainda não havia sido formulada a definição axiomática de probabilidade proposta pelo matemático russo Andrey Kolmogorov (1903 – 1987), ocorrida no ano de 1933, a qual estabelece a essência do comportamento da função de probabilidades com base em três postulados. Outros acontecimentos foram indubitavelmente importantes para a evolução dos NHST, como as contribuições de Fisher (1956) e também de Wald (1939), por exemplo. No entanto, tais fatos ultrapassam os confins dos objetivos do presente trabalho e, portanto, não serão aqui explorados.

De acordo com Naghettini e Pinto (2007), os NHST envolvem a formulação de uma hipótese, expressa por uma declaração conjectural a respeito do comportamento probabilístico da população envolvida no teste, que pode se materializar, por exemplo, em uma premissa formulada, *a priori*, a respeito de certo parâmetro populacional de uma variável aleatória. A não aceitação da hipótese formulada sugere a necessidade de possível revisão da conjectura inicialmente proposta, considerando sua discordância com a realidade imposta pelos dados da amostra em análise, enquanto que a não rejeição da mesma significa que, de acordo com os dados da amostra em verificação, não se dispõem de elementos suficientes para descartar a plausibilidade da premissa inicial sobre o comportamento da variável aleatória.

Para os referidos autores, ao considerar que se trata de uma inferência a respeito de uma variável aleatória, em um teste de hipótese, a decisão de rejeitar (ou não rejeitar) uma hipótese formulada é baseada em certa probabilidade, denominada por nível de significância, comumente representada por α , cuja especificação prévia tem a finalidade de remover o grau de subjetividade associado à tomada decisão intrínseca a um teste de hipótese. Além disso, o

nível de significância α é o complemento da probabilidade $(1 - \alpha)$ de que o intervalo de confiança $[I; S]$ contenha o valor populacional de certo parâmetro θ .

Essencialmente, o objetivo principal dos NHST é o de utilizar-se de observações de uma amostra e obter evidências suficientes para rejeição (ou não rejeição) de uma afirmação prévia sobre um parâmetro populacional ou sobre a forma de um modelo distributivo, em que são consideradas as probabilidades de possíveis decisões incorretas. Os testes de hipóteses podem ser classificados em paramétricos e não paramétricos. Os testes paramétricos partem das premissas de que os dados amostrais analisados são independentes e, em geral, normalmente distribuídos. Já os não paramétricos não necessitam de especificação prévia do modelo populacional, exigindo apenas a independência entre os elementos amostrais (ALEXANDRE et al., 2010; SHADMANI et al., 2012).

Conforme descrito por Naghettini e Pinto (2007), em geral, a realização de um teste de hipóteses é estruturado com base nos seguintes procedimentos:

- Formulação da hipótese a ser testada, comumente denotada por H_0 e denominada de hipótese nula. Geralmente, é a hipótese em que a afirmação a qual está sendo feita sobre o parâmetro populacional é verdadeira. Esta pode ser, por exemplo, a declaração conjectural de que não houve, em um determinado período de observações, alteração no valor médio das precipitações máximas diárias anuais, representada por μ_1 , quando comparada com a média de um período anteriormente observado μ_0 . Se H_0 é verdadeira, então, qualquer diferença entre as médias populacionais μ_1 e μ_0 se deve meramente a flutuações de amostras extraídas de uma mesma população. Neste caso, a hipótese nula é representada por $H_0 : \mu_1 - \mu_0 = 0$.
- Formulação da hipótese a ser confrontada com a hipótese nula, denominada de hipótese alternativa e habitualmente denotada por H_A . De acordo com o exemplo da etapa anterior, a hipótese alternativa, e contrária a H_0 , é expressa por $H_A: \mu_1 - \mu_0 \neq 0$.
- Especificação da estatística de teste, T , a qual esteja em acordo com as hipóteses nula e alternativa. No exemplo anteriormente posto, a estatística de teste será baseada na

diferença entre as médias das observações dos períodos correspondentes às médias populacionais a serem testadas, expressa por $T = \bar{X}_1 - \bar{X}_0$.

- Especificação da distribuição de amostragem da estatística de teste, T , a qual deve estar de acordo com H_0 , bem como com a distribuição de probabilidades da população de onde as observações foram extraídas.
- Especificação da região de rejeição, R , também denominada de região crítica, para a estatística do teste, a qual depende da definição prévia do nível de significância α . Comumente, tanto no âmbito das ciências hidrológicas quanto em outras áreas do conhecimento, o valor de α é arbitrado e, resulta na fixação dos limites superior e inferior, em que, respectivamente, abaixo e acima dos quais se inicia a região crítica R , expresso por $[T_{\alpha/2}; T_{1-\alpha/2}]$. Neste caso, o teste é dito bilateral. Se a região crítica se estender somente em uma das caudas da distribuição de amostragem da estatística do teste, diz-se, neste caso, que o teste é unilateral e hipótese nula possui formulação diferente, tal como $H_0 : \mu_1 > \mu_0$ ou $H_0 : \mu_1 < \mu_0$ (WESTFALL e MCWILLIANS, 2012; IOANNIDIS et al., 2013; TAO et al., 2014).
- Verificação da localização da estatística de teste \hat{T} , estimada a partir de observações amostrais, em relação aos limites estabelecidos pela região crítica R , sobre a qual se formulam as decisões a respeito da hipótese testada. Se $\hat{T} < T_{\alpha/2}$, ou seja, $T_{\alpha/2} > \hat{T}$ a hipótese nula H_0 deve ser rejeitada, cuja implicação é de que a diferença $\mu_1 - \mu_0$ é significativa, a um nível de significância α . Contrariamente, se \hat{T} estiver dentro do intervalo $[T_{\alpha/2}; T_{1-\alpha/2}]$, a decisão é de não rejeitar a hipótese nula H_0 , implicando que não há diferença significativa entre as médias populacionais μ_1 e μ_2 . Para o caso de um teste unilateral, a hipótese de nulidade deve ser rejeitada se $|\hat{T}| > T_\alpha$.

É importante notar, que a ausência de evidências empíricas suficientes para a rejeição da hipótese nula não implica, necessariamente, na aceitação da mesma, mas, sim, na necessidade eventual de sua reformulação, acompanhada de adicionais verificações.

A decisão sobre a rejeição ou não rejeição da hipótese nula H_0 é, de fato, um dos pontos mais importantes dos NHST, senão o principal deles, considerando que a opção por não rejeitar ou rejeitar tal hipótese está sujeita aos erros intrínsecos da realização do teste.

Conforme descrito por Naghettini e Pinto (2007), supondo que a hipótese nula H_0 seja, de fato, verdadeira, a probabilidade de que a mesma seja rejeitada é dada por:

$$P(T \in R | H_0 \text{ é verdadeira}) = P(T \in R | H_0) = \alpha \quad (4.1)$$

Se as evidências empíricas do teste, obtidas a partir dos procedimentos mencionados anteriormente, forem suficientes para a decisão de rejeitar H_0 , sendo essa verdadeira, obviamente que essa decisão não foi tomada corretamente. O erro decorrente dessa decisão é denominado por erro do tipo I. Na ausência de tal erro, ou seja, quando da decisão de não rejeitar uma hipótese nula verdadeira, a probabilidade é complementar à probabilidade do erro do tipo I, formalmente expressa por:

$$P(T \notin R | H_0) = 1 - \alpha \quad (4.2)$$

Por outro lado, é também incorreta a decisão de não rejeitar H_0 sendo ela, de fato, falsa, sendo o erro decorrente dessa decisão é denominado de erro do tipo II, com probabilidade de ocorrência expressa por:

$$P(\text{erro do tipo II}) = P(T \notin R | H_A) = \beta \quad (4.3)$$

Nesse caso, a probabilidade de uma decisão tomada corretamente é complementar à probabilidade do erro do tipo II, denominada de poder do teste, e expressa de modo formal por:

$$P(T \in R | H_A) = 1 - \beta \quad (4.4)$$

Na Tabela 4.1, exibe-se a matriz geral de auxílio à tomada de decisão para os NHST.

Tabela 4.1 – Matriz de auxílio à tomada de decisão para os NHST

Decisão	Hipótese verdadeira	
	H_0	H_A
Não rejeitar H_0	$1 - \alpha$	β Erro tipo II
Rejeitar H_0	α Erro tipo I	$1 - \beta$ Poder do teste

Existe uma relação intrínseca entre os erros do tipo I e do tipo II. Tal afirmação é evidenciada por Naghettini e Pinto (2007) através da ilustração de um teste unilateral para uma hipótese nula $H_0: \mu = \mu_0$ versus a hipótese alternativa $H_A: \mu \neq \mu_1$, em que μ representa a média de uma população cuja distribuição é aproximadamente normal, com $\mu_1 > \mu_0$, como se evidencia na Figura 4.1.

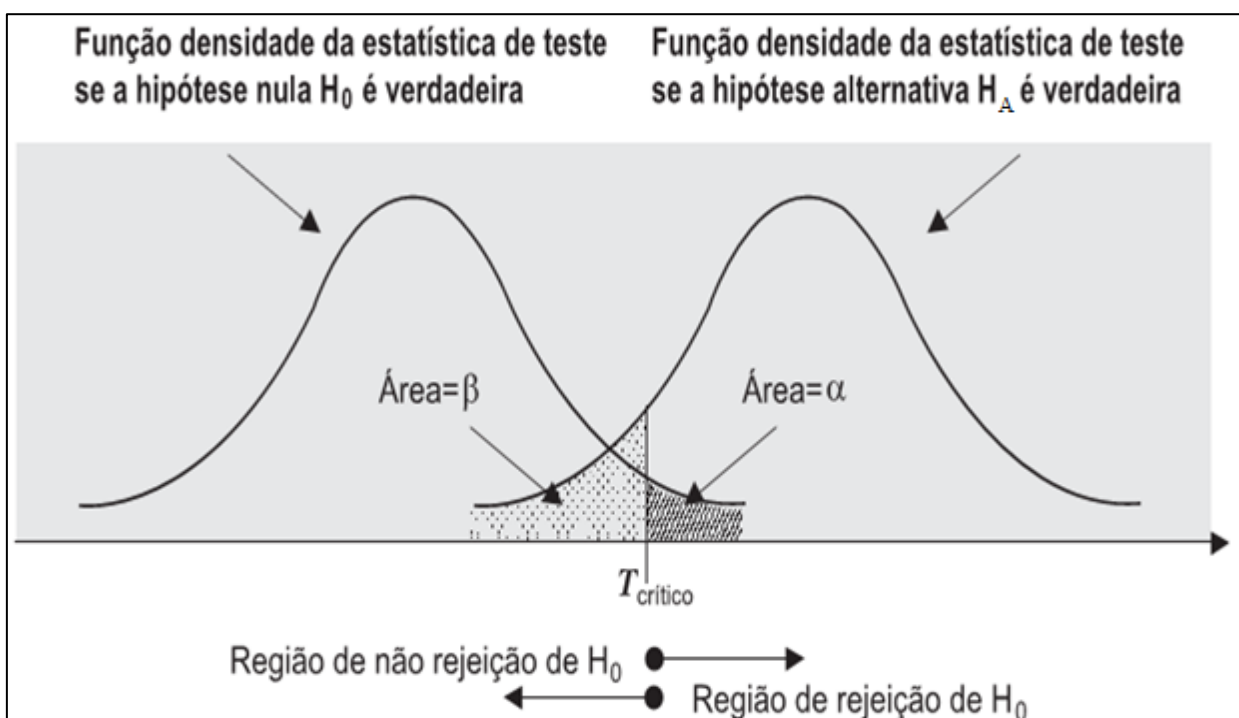


Figura 4.1 – Ilustração da relação entre os erros do tipo I e do tipo II em um teste unilateral (Fonte: Naghettini e Pinto, 2007).

Da relação entre os erros do tipo I e do tipo II, é trivial concluir que uma diminuição na probabilidade de se cometer o erro do tipo I determina aumento imediato da probabilidade de

se cometer o erro do tipo II. Com efeito, de acordo com a forma geral de formulação de um teste sob o resguardo das premissas estabelecidas para os NHST, se $T_{critico}$ é inferior à estatística de teste T , isto é, $T_{critico} < T$, as evidências apontam para não rejeição da hipótese nula H_0 . Ao contrário, se $T_{critico} > T$, existem, então, evidências para a rejeição de H_0 . Em ambos os casos, deve-se considerar um determinado nível de significância α .

Na prática, é bastante comum, em diversas áreas do conhecimento, incluindo-se as ciências hidrológicas, a fixação antecipada do nível de significância α no valor de 0,05, entendendo-se como uma média de cinco rejeições incorretas de H_0 para cada cem decisões possíveis. Dependendo da gravidade das consequências atribuídas ao cometer-se o erro do tipo I, define-se alternativamente, então, valores menores ou maiores para α (MOGIE, 2004; PEREIRA e LESLIE, 2009; CUMMING, 2014).

4.3 Detecção de tendências em séries temporais de dados hidrológicos

Os testes para detecção de tendências em séries de observações de variáveis hidrológicas, sobretudo as séries de precipitações e de vazões máximas, ganharam notória relevância nas últimas décadas, visto que, em geral, para realização de análises estatísticas voltadas à tomada de decisão sobre os riscos e a preparação para possíveis impactos decorrentes de eventos hidrológicos extremos, parece ser fundamental uma análise prévia da presença de tendências em séries de observações das variáveis envolvidas, a fim de verificar a existência de possíveis não-estacionariedades nas mesmas (MILLY et al., 2008; SONALI e KUMAR; ISHAK et al., 2013).

Muitos testes estatísticos para detecção de tendências em séries hidrológicas são relatados na literatura da especialidade. No contexto presente, o mais utilizado é o teste não paramétrico de Mann-Kendall (MANN, 1945; KENDALL, 1975), o qual é descrito no item seguinte. É importante destacar que a maioria dos testes voltados à detecção de tendências em séries temporais hidrológicas se baseia na lógica dos NHST, aqui incluído o de Mann-Kendall, cujo propósito principal é testar uma hipótese nula (H_0), em geral vinculada à ausência de tendências na série de observações para o período em análise, fato que tem provocado

objeções sobre sua utilização, mesmo diante do reconhecimento de que eles apresentam papel fundamental na tomada de decisão para a gestão dos recursos hídricos (VOGEL et al., 2013).

Além disso, apesar de existir um grande número de abordagens para a detecção de tendências em séries hidrológicas, sendo a maioria voltada a tendências monotônicas, Chebana et al. (2013) argumentam que os estudos com foco em tendências não-monotônicas, às vezes resultantes de flutuações quase-periódicas do clima, podem ser mais satisfatórios, tendo a análise multivariada como uma das alternativas. Essa constatação, adicionada aos demais fatores mencionados, remete à certeza de que novas abordagens relacionadas à detecção de tendências temporais ainda são necessárias, dada a complexa variabilidade implícita na dinâmica dos processos hidrológicos.

4.3.1 Teste de Mann-Kendall

O teste não paramétrico de Mann-Kendall (MK) é amplamente utilizado para a identificação de tendências em séries de dados hidrológicos. De acordo com Portela et al. (2011), o referido teste é relatado por inúmeros autores, que evidenciam a obtenção de resultados consistentes. Alertam, todavia, que o mesmo deve ser aplicado para a detecção de tendências monotônicas. Chebana et al. (2013) acrescentam que é uma ferramenta poderosa para tal fim, mas destacam que o mesmo foi concebido para testar a hipótese nula (H_0), de ausência de tendência.

Como explicitado por Yue et al. (2002) e Wagesho et al. (2012), dada uma série (X_1, X_2, \dots, X_n), proveniente de uma amostra de n variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (iid), a estatística do teste MK é dada pela seguinte expressão:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{ sinal}(X_j - X_i) \quad (4.5)$$

na qual X_i representa os valores da série, geralmente tomados em intervalos de tempo anuais, i e j são índices de tempo e n é o número de elementos da série. O termo $\text{ sinal}(X_j - X_i)$ é determinado da seguinte forma:

$$\text{sinal}(X_j - X_i) = \begin{cases} +1 & \text{se } (X_j - X_i) > 0 \\ 0 & \text{se } (X_j - X_i) = 0 \\ -1 & \text{se } (X_j - X_i) < 0 \end{cases} \quad (4.6)$$

Mann (1945) e Kendall (1975) explicitam que a estatística S segue aproximadamente uma distribuição normal para $n \geq 8$. Para dados sem elementos vinculados (valores iguais), a estatística de teste apresenta média $E(S)$ e variância $\text{Var}(S)$ dadas, respectivamente, por

$$E(S) = 0 \quad (4.7)$$

$$\text{Var}(S) = 1/18 [n(n-1)(2n+5)] \quad (4.8)$$

Caso haja pontos vinculados, a variância é corrigida pela seguinte expressão:

$$\text{Var}(S) = 1/18 \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5) \right] \quad (4.9)$$

na qual t_p denota o número de pontos vinculados de índices p até q .

A significância do teste MK pode ser verificada por meio de um teste bilateral, com estatística padronizada Z_{MK} expressa por

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (4.10)$$

A hipótese nula (H_0), para ausência de tendência na série, é rejeitada caso $|Z_{MK}| > Z_{\alpha/2}$, sendo α o nível de significância adotado e $Z_{\alpha/2}$ é o valor da distribuição normal padrão com probabilidade de excedência de $\alpha/2$. O sinal de $|Z_{MK}|$ indica se a tendência é crescente

($|Z_{MK}| > 0$) ou decrescente ($|Z_{MK}| < 0$). O nível de significância comumente utilizado é $\alpha = 0,05$, como é o caso do presente estudo.

A decisão sobre a rejeição ou não da hipótese nula pode ser pautada, também, por meio do p-valor, ou seja, o valor que fornece a probabilidade de se obter uma amostra cuja estatística seja igual a que obtida, quando a hipótese nula é verdadeira (MOGIE, 2004).

O p-valor da estatística S para os dados da amostra pode ser estimado pela probabilidade acumulada da distribuição normal, considerando que se $p \leq \alpha$, o teste apresenta evidências para rejeição de H_0 , sugerindo a presença de tendências na série.

4.3.2 Estimador de declividade de Sen

Apesar da utilização generalizada do teste de Mann-Kendall, ele não fornece a magnitude das tendências detectadas, podendo ser complementado pelo estimador de declive proposto por Sen (1968), o qual, tal como descrito por Portela et al. (2011) e Tao et al. (2014), é estimado a partir da estatística Q , dada por:

$$Q_{ij} = \frac{X_j - X_i}{j - i} \quad \text{com } i < j \quad (4.11)$$

com X_i e X_j representam os valores da variável em estudo nos anos i e j . Valor positivo ou negativo para Q indica tendência crescente ou decrescente, respectivamente. Se há n valores na série analisada, então o número de pares estimados de Q é dado por $N = n(n - 1)/2$. O estimador de declive de Sen é a mediana dos N valores de Q_{ij} .

4.3.3 Análise de tendências com base nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II

A respeito dos testes para detecção tendências referidos anteriormente, Rosner et al. (2014) alertam para o fato de que os mesmos são baseados na perspectiva dos NHST e, ainda que sejam fundamentais na tomada de decisão para a gestão dos recursos hídricos, o fato de estarem focalizados no teste da hipótese nula (H_0), em geral, vinculada à ausência de tendências na série, dão pouca ou nenhuma atenção à probabilidade de se ignorar uma tendência, se ela realmente existir. Os citados autores ressaltam que tal equívoco pode

provocar várias consequências na abordagem de eventos hidrológicos extremos, como o excesso de preparação para um evento que pode não ser concretizado na forma esperada, denominado de sobre-preparação, ou o inverso, classificado como sub-preparação.

Apesar da enorme aceitação e utilização dos testes para detecção de tendências em séries temporais sob a perspectiva dos NHST, tanto em estudos sobre fenômenos hidrológicos como em outras áreas do conhecimento, conforme mencionado anteriormente, há objeções sobre sua utilização. As principais referem-se ao foco exclusivo na hipótese de ausência de tendências e a atribuição prévia de um nível de significância α , além de não relacionar os erros do tipo I e do tipo II (JOHNSON, 1999; COHN e LINS, 2005; BRANCH, 2014; CUMMING, 2014).

Segundo Vogel et al. (2013), só recentemente começaram a surgir preocupações sobre a importância e os impactos dos erros do tipo II em estudos de séries climáticas e hidrológicas. Os autores citados ressaltam, ainda, que o erro do tipo II, num contexto de tomada de decisão, implica na sub-preparação para eventos extremos, podendo produzir maiores consequências do que o erro do tipo I, que implica em sobre-preparação. Além disso, defendem que a combinação das hipóteses para tendências pode ser uma excelente ferramenta na gestão de eventos extremos em um contexto de aplicação de abordagens não-estacionárias, e propõem uma nova metodologia para analisar tendências com base nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II, a qual será destacada posteriormente. Finalmente, os mencionados autores destacam que, mesmo diante da incerteza associada aos fenômenos naturais, a referida combinação fornece novos elementos para detecção de tendências em séries de observações hidrológicas, consideradas as objeções já mencionadas relativamente aos métodos tradicionais.

A metodologia para detecção de tendências monotônicas temporais baseada nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II, cuja proposta foi idealizada por Vogel et al. (2013), utiliza a regressão linear simples, baseada em mínimos quadrados ordinários, denominados de OLS, do termo em inglês *Ordinary Least Squares*, tal como exposta a seguir.

Seja um modelo linear simples $y = \ln(p) = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$, na qual y é o logaritmo natural do valor da variável em análise, podendo essa ser, por exemplo, a precipitação diária máxima anual ou a vazão média diária máxima anual, sendo denotado por p , x é o ano de ocorrência,

β_0 e β_1 são os coeficientes da regressão, e ε denota, por sua vez, os resíduos do modelo. Para a inferência do modelo, deve-se considerar independência, homocedasticidade e distribuição aproximadamente normal para os resíduos, podendo a metodologia ser aplicada independentemente do sinal da inclinação do modelo ajustado. O modelo ajustado assume a forma $y = b_0 + b_1 x$, com parâmetros estimados a partir da série temporal de tamanho n . É importante perceber que esse modelo de regressão linear simples é um modelo da média condicional de y , ou seja, $E[y|x] = b_0 + b_1 x$, em que $E[y|x]$ denota o valor esperado de y condicionado ao valor de x .

Uma vez admitidas as premissas de base para o estudo de tendências, a estatística resultante conforma-se a um teste t de Student convencional sobre a estimativa de inclinação b_1 , tal como ilustrado na Figura 4.2, com hipótese nula $H_0: b_1 = 0$ contra uma hipótese alternativa unilateral $H_A: b_1 > 0$. Neste contexto, a probabilidade do erro do tipo I pode ser calculada por

$$\alpha = 1 - F(t) \quad (4.12)$$

sendo F a função acumulada de probabilidade para uma variável aleatória de t de Student, com $n - 2$ graus de liberdade (T_{n-2}) e $t = b_1/s_{b_1}$, sendo b_1 a estimativa OLS da declividade e s_{b_1} a estimativa do desvio padrão de b_1 .

É importante notar, na Figura 4.2, que a probabilidade do erro do tipo I (α) é a região sombreada à direita do valor de t , sob a hipótese nula H_0 . Analogamente, a probabilidade do erro do tipo II (β), condicionada ao valor de α obtido em (4.12), corresponde à região sombreada à esquerda do valor de t , sob a hipótese alternativa H_A . Sob a hipótese alternativa, o valor da tendência de inclinação é suposto conhecido e igual a β_1 , o que resulta que $t' = t_{1-\alpha; n-2} - (\beta_1/\sigma_{b_1})$ segue uma distribuição t de Student, com $n - 2$ graus de liberdade, de tal modo que a probabilidade do erro do tipo II é simplesmente $\beta = F(t')$. Neste caso, $t_{1-\alpha; n-2}$ é o valor da variável aleatória da distribuição t de Student, com $n - 2$ graus de liberdade e probabilidade de não-excedência dada por $1 - \alpha$.

Para produzir uma equação geral para β , foram utilizadas as expressões básicas do modelo linear simples, ou seja, $y = \ln(q) = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$, incluindo os fatos de que $\beta_1 = \rho \sigma_y/\sigma_x$,

$\sigma_{b1} = \sigma_{\varepsilon} / (\sigma_x \sqrt{n})$ e $\sigma_{\varepsilon} / \sigma_x = \sqrt{1 - \rho^2}$, na qual σ_y , σ_x e σ_{ε} são os desvios-padrão de y , x e ε , respectivamente, e ρ é o coeficiente de correlação entre y e x . Combinando esses elementos, a expressão $\beta = F(t')$ pode ser escrita como

$$\beta = F(t_{1-\alpha, n-2} - \delta \sqrt{n}) \quad (4.13)$$

em que $\delta = 1 / \sqrt{\rho^2 - 1}$. Como a hipótese alternativa proposta é de que há uma tendência positiva, o resultado apresentado corresponde a um teste unilateral.

O resultado apresentado em (4.13) é aplicável às situações em que se espera que haja tendência positiva ou negativa, *a priori*. As equações (4.12) e (4.13) aplicam-se as situações em que se utiliza um modelo de tendência linear usando regressão dos mínimos quadrados ordinários, resultando em modelo de resíduos ε que são homocedásticos, independentes e normalmente distribuídos.

O leitor interessado em mais detalhes sobre a estimativa OLS da declividade e do desvio padrão, sobre o teste t de Student, bem como sobre independência, homocedasticidade e normalidade para a distribuição dos resíduos deve remeter-se às referências bibliográficas aqui mencionadas, sobretudo em Naghettini e Pinto (2007).

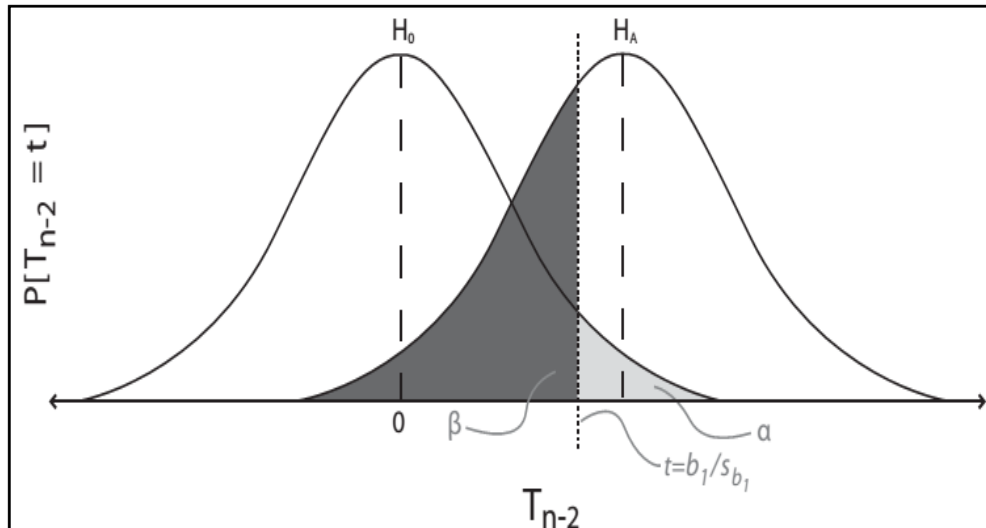


Figura 4.2 – Distribuição de probabilidade t de Student de H_0 e H_A , com erros do tipo I e do tipo II associados à estimativa de tendência no coeficiente do modelo de regressão linear (Fonte: Rosner et al., 2014).

Os valores de α e β são inversamente relacionados entre si, como se observa na Figura 4.3, e sua relação depende apenas dos valores de n e ρ .

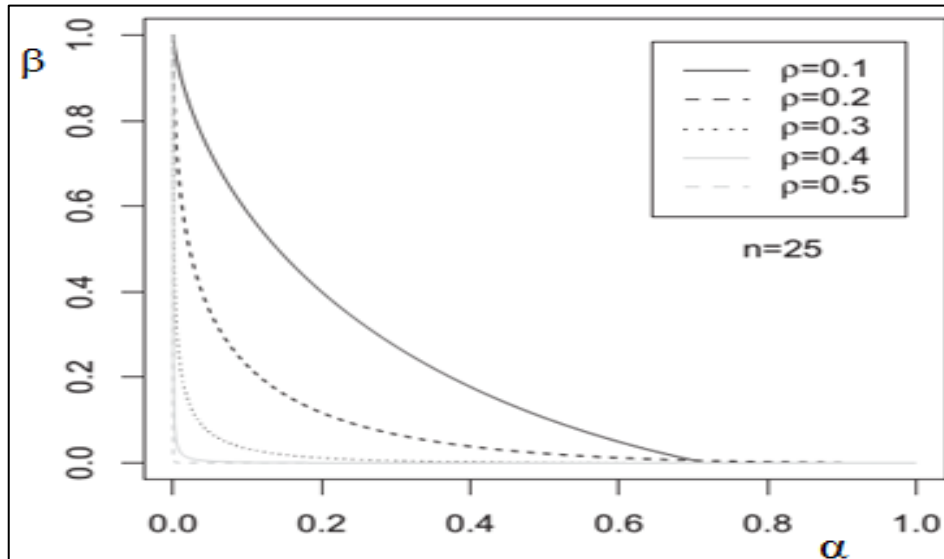


Figura 4.3 – Relação entre as probabilidades dos erros do tipo I (α) e tipo II (β) em função da qualidade do ajuste do modelo de tendência (ρ) e do tamanho da série (Fonte: Rosner et al., 2014).

Deve-se observar que a tendência do termo b_1 está relacionada com ρ por meio da relação $b_1 = \rho \sigma_y / \sigma_x$, sendo σ_y e σ_x os desvios-padrão de y e x , respectivamente. A ausência de correlação implica em não haver tendência ($b_1 \rightarrow 0$ com $\rho \rightarrow 0$) e uma alta correlação implica em tendência igual ao termo $b_1 = \sigma_y / \sigma_x$.

4.4 Análise de frequências de cheias

Os processos hidrológicos, em geral, apresentam forte grau de aleatoriedade na dinâmica de suas ocorrências, o que estabelece maior complexidade no planejamento das atividades humanas, considerando que tais atividades estão intensamente relacionadas aos processos que envolvem os componentes do ciclo da água. Em decorrência das inúmeras incertezas associadas à quantificação e interdependência dos processos causadores de um evento de cheia, é prática comum tratar variáveis hidrológicas, tais como vazões máximas anuais de uma determinada bacia hidrográfica, como aleatórias e, portanto, sujeitas a análises com base na teoria da probabilidade e estatística matemática. Com isso, os métodos estatísticos tornaram-se instrumentos rotineiramente utilizados desde que o ser humano buscou realizar seus empreendimentos de modo planejado. Nos problemas relacionados às medidas estruturais de controle aos eventos hidrológicos, especialmente os projetos inseridos no campo da engenharia hidrológica, em que os sistemas envolvidos podem ser abalados por eventos extremos, tais como cheias extremas, grandes tormentas, etc., é importante que se considere a estimativa da probabilidade de que possíveis resultados adversos ao que foi previsto ocorram (NAGHETTINI, 2006; LANNA, 2012).

O fato de que os eventos extremos, especialmente aqueles relacionados aos componentes do ciclo hidrológico, tais como as vazões máximas, ocorrem com menor frequência temporal do que os de menor intensidade evidencia o corolário de que a magnitude de um evento extremo é inversamente relacionada com a frequência de sua ocorrência (CHOW et al., 1988). De acordo com Lanna (2012), dada a incerteza inserida nos processos hidrológicos, embora seja uma tarefa extremamente complexa prever que determinados eventos ocorrerão no futuro, pode-se afirmar que as frequências de ocorrência de tais eventos, observados no passado, serão válidas para descrever a probabilidade de suas ocorrências no futuro, qual seja, a proporção de vezes em que o evento deverá ocorrer em uma determinada série de observações

ou experimentos repetidos. Já Chow et al. (1988) evidenciam que a análise de frequência das variáveis hidrológicas, em especial a análise de frequência de cheias, destina-se à busca por relacionar a magnitude dos eventos com sua frequência de ocorrência, por meio do uso de uma distribuição de probabilidades. Esses autores alertam, ainda, que os resultados obtidos da análise de frequência são fundamentais para a solução de inúmeros problemas de engenharia, tais como a construção de estruturas voltadas ao controle de cheias, por exemplo.

Lima (2014) considera a análise de frequência como uma das vertentes fundamentais da análise de risco hidrológico e salienta que a concentração de inúmeras investigações sobre o referido tema é, em grande parte, motivada pela dificuldade na extrapolação das curvas de referências ajustadas às variáveis em estudo. Ademais, o autor considera que um dos principais objetivos da análise de frequência de determinados eventos, em especial os eventos hidrológicos extremos de cheias, é a geração de estimativas confiáveis para um conjunto de probabilidades de excedência necessárias para auxiliar na tomada de decisão no tocante à promoção de medidas de controle das consequências de tais eventos.

De acordo com Naghettini e Pinto (2007), do ponto de vista da extensão espacial das informações envolvidas, a análise de frequência é classificada em duas categorias: local ou regional. Na primeira, a definição dos valores da variável, associados a certas probabilidades de excedência, tem como base uma única série de registros para as variáveis hidrológicas. Já a segunda, a análise de frequência regional, utiliza-se de informações de vários postos de observações, localizados em uma região, que, a princípio, deve ser considerada como homogênea. Os referidos autores acrescentam que a análise de frequência, tanto regional quanto local, pode ser realizada com base em séries de duração anual (ou sazonal), em que somente um valor é considerado. Pode-se, também, mesmo não sendo o foco do presente estudo, ter como base as chamadas séries de duração parcial, em que se consideram valores acima ou abaixo de um determinado limiar.

Os itens a seguir destinam-se a discutir, de maneira sucinta as principais características da análise de frequência local em séries de máximos anuais, tanto na abordagem convencional quanto em um contexto de não-estacionariedade.

4.4.1 Análise de frequência convencional em séries de máximos anuais

É requisito fundamental na análise de frequência convencional, em especial na análise de valores máximos anuais de cheias, a suposição de que as séries amostrais de observações verificadas sejam independentes e identicamente distribuídas. Requer, portanto, que essas sejam representativas da variável em análise (não apresentem erros observacionais), além de homogeneidade. Deve-se observar que, na abordagem tradicional da análise de frequência, exige-se a suposição de estacionariedade na série, sendo exigido o oposto num contexto em que as características populacionais, representadas pelos dados amostrais verificados, apresentem variação temporal. A discussão sobre a análise de frequência não-estacionária será abordada em item posterior.

Naghetini e Pinto (2007) apresentam as etapas fundamentais para a análise de frequência, conforme descrito a seguir:

- Avaliar os dados das séries quanto aos atributos de homogeneidade, representatividade e independência;
- Propor uma ou algumas distribuições teóricas de probabilidade, com a estimativa de seus respectivos parâmetros, quantis e intervalos de confiança, seguida da verificação de aderência à distribuição empírica;
- Realizar a identificação e tratamento de eventuais pontos atípicos, com possível repetição de algumas etapas precedentes;
- Selecionar o modelo distributivo apropriado.

Entre os procedimentos para a realização da análise de frequência, destacam-se aqueles realizados com o auxílio de papéis de probabilidade ou por meio analítico. No primeiro, plota-se a função acumulada de probabilidades da distribuição adotada em gráficos cujas escalas são ajustadas de tal modo que a relação entre a função acumulada de probabilidades e os respectivos valores da variável aleatória seja linearizada. Já na análise de frequência analítica, busca-se determinar a distribuição de probabilidades que melhor caracterize a amostra em

análise, bem como as propriedades dessa distribuição e os parâmetros que a descrevem (FERNANDES, 2009; LIMA, 2014).

Em relação à modelagem da distribuição de probabilidades que caracteriza a amostra em análise, Paiva et al. (2008) consideram que esta é uma maneira de compreender os fenômenos relacionados a uma determinada variável aleatória e alertam que se deve considerar pelos menos quatro qualidades fundamentais: parcimônia, generalidade, consiliência (em unidade como conhecimento consolidado) e capacidade preditiva. Muitas distribuições têm sido propostas para a modelagem estatística dos valores máximos anuais de variáveis hidrológicas, não havendo, no entanto, uma distribuição específica, dotada de capacidade para descrever o comportamento de uma determinada variável em foco.

Existe um conjunto de distribuições que podem ser empregadas para a modelagem de eventos anuais de variáveis hidrológicas, como aquelas oriundas da teoria clássica dos valores extremos, quais sejam as distribuições de Gumbel, Fréchet, Weibull e Generalizada de Valores Extremos (GEV), além daquelas ditas como não-extremais, entre as quais, destacam-se a Generalizada de Pareto, Pearson III, Log-Pearson III e Log-Normal de dois parâmetros. A definição de um modelo distributivo capaz de descrever as características probabilísticas de um fenômeno hidrológico requer, entre alguns procedimentos usuais, a estimação de seus parâmetros, que pode ser feita através de métodos específicos, como o método dos momentos, o método da máxima verossimilhança e o método dos momentos-L. Em termos gerais, esses métodos fazem a associação entre a realidade física de um conjunto de observações e a concepção abstrata de um modelo probabilístico prescrito para uma variável aleatória. Os referidos métodos, denominados métodos de estimação pontual, encontram-se descritos a seguir (KATZ et al., 2002; NAGHETTINI e PINTO, 2007).

i) Método dos momentos

O método dos momentos é, entre os mais utilizados, o que apresenta menor complexidade para a estimação dos parâmetros de uma distribuição. Segundo Chow et al. (1988), o método dos momentos foi desenvolvido, primeiramente, por Karl Pearson, no ano de 1902, e é considerado como um método capaz de produzir estimativas eficientes para os parâmetros de uma distribuição de probabilidades, o qual se fundamenta, basicamente, na hipótese de que os

momentos da função densidade de probabilidades, em torno da origem, são os momentos correspondentes das informações amostrais, conforme descrito a seguir.

De acordo com Fernandes (2009), considerando-se uma função densidade de probabilidades $f_X(x)$ determinada por k parâmetros, cujos momentos populacionais são dados por μ_i . O método dos momentos consiste em igualar os k momentos populacionais a seus respectivos estimadores amostrais. Em termos matemáticos, para uma distribuição representada pela função $f_X(x|\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$, com parâmetros populacionais $\mu_i(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n)$, tem-se que:

$$\mu_i(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) = m_i \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (4.14)$$

em que m_i denota o momento amostral de ordem i .

Os resultados obtidos com a solução do sistema definido em (4.14) fornecem as estimativas dos parâmetros da distribuição em ajustada às observações amostrais em estudo.

ii) Método da máxima verossimilhança

Desenvolvido pelo estatístico Ronald A. Fisher, o método da máxima verossimilhança focaliza-se, basicamente, em maximizar uma função dos parâmetros da distribuição, conhecida como *função de verossimilhança*, considerando o valor mais adequado ao parâmetro de uma distribuição de probabilidades que deverá maximizar a verossimilhança ou probabilidade de ocorrência na amostra observada. É tido como um método flexível para determinação dos parâmetros de uma distribuição, com adequadas propriedades assintóticas, cuja descrição é mostrada a seguir (CHOW et al., 1988; COLES, 2001).

Segundo Coles (2001), considere-se uma amostra aleatória simples $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$, extraída de uma população cuja função densidade de probabilidades é expressa por $f_X(x|\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$, com k parâmetros. Considerando-se ainda que os elementos X_1, X_2, \dots, X_n sejam independentes e identicamente distribuídos, a função densidade de probabilidades conjuntas desses elementos, denominada função de verossimilhança, pode ser expressa da seguinte forma:

$$L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) = \prod_{i=1}^N f_X(x_i | \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \quad (4.15)$$

A busca da condição de máximo para a função de verossimilhança resulta no seguinte sistema, composto de k equações e k incógnitas, cuja solução apresenta os estimadores de máxima verossimilhança.

$$\frac{\partial L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)}{\partial \theta_j} = 0 \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (4.16)$$

Em muitos casos, é mais conveniente trabalhar com a função de log-verossimilhança, expressa por:

$$\ell(\theta) = \log L(\theta) = \sum_{i=1}^n \log f(x_i; \theta_k) \quad (4.17)$$

A justificativa para tal ajuste se deve ao fato da função logarítmica resultante ser contínua, monótona e crescente e, portanto, maximizar o logaritmo da função é o mesmo que maximizar a função.

iii) Método dos momentos-L

O método dos momentos-L de estimação dos parâmetros de uma distribuição de probabilidades é semelhante ao método dos momentos convencionais. Os momentos-L compõem um sistema de medidas estatísticas confiáveis para descrição das características das distribuições de probabilidades e são derivados dos momentos ponderados por probabilidade-MPP, introduzidos por Greenwood et al. (1979) e utilizados por Hosking (1986). Os MPPs de uma variável aleatória X , descrita por uma função acumulada de probabilidades $F_X(x)$, são definidos pela expressão:

$$M_{p,r,s} = E\{X^p [F_X]^r [1 - F_X(x)]^s\} \quad (4.18)$$

na qual p , r e s representam números reais.

De acordo com Pinheiro e Naghettini (1998), os momentos-L de ordem r , denotados por λ_r , podem ser expressos como combinações lineares dos correspondentes MPPs, esses denominados por β_r , e definidos pela seguinte expressão:

$$\beta_r = E\{X[F(X)]^r\} \quad (4.19)$$

Os estimadores dos primeiros quatro momentos-L podem ser calculados em termos dos estimadores de MPP por:

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_1 &= \hat{\beta}_0 \\ \hat{\lambda}_2 &= 2\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \\ \hat{\lambda}_3 &= 6\hat{\beta}_2 - 6\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \\ \hat{\lambda}_4 &= 20\hat{\beta}_3 - 30\hat{\beta}_2 - 12\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \end{aligned} \quad (4.20)$$

em que $\hat{\beta}_r$ representa um estimador de MPP, não tendencioso, para uma determinada amostra ordenada de modo crescente e de tamanho n , ou seja:

$$\hat{\beta}_r = \frac{1}{r+1} \sum_{j=1}^{n-r} \frac{\binom{n-j}{r}}{\binom{n}{r+1}} X_j \quad r \leq n-1 \quad (4.21)$$

O momento-L λ_1 equivale a uma medida populacional de posição, e a partir daí, as razões de momentos-L são úteis na descrição da escala e forma das distribuições de probabilidades.

É importante notar que, depois de proposta uma distribuição de probabilidades, com suas respectivas estimativas dos parâmetros, conforme já mencionado, deve-se realizar a verificação de aderência à distribuição empírica, a qual pode ser feita por meio de testes específicos, entre os quais, estão os testes de Kolmogorov-Smirnov, de Anderson-Darling, Filliben, e o teste do Qui-Quadrado (χ^2). Tal verificação pode ser realizada ainda por meio de uma análise visual com o uso de papéis de probabilidades adequados. Para mais detalhes

sobre os testes ora mencionados, o leitor deve recorrer às referências indicadas neste trabalho, especialmente em Naghettini e Pinto (2007).

Para a modelagem de uma distribuição de probabilidades a partir de valores máximos anuais (ou sazonais), destacam-se, entre aquelas anteriormente descritas, a distribuição Generalizada de Valores Extremos – GEV, do termo de língua inglesa *Generalized Extreme Value* e a distribuição de Gumbel, que é um caso particular da GEV.

A Função Acumulada de Probabilidades (FAP) da GEV, com parâmetros de posição μ , de escala σ e de forma κ , é expressa por:

$$F_X(x) = \exp \left\{ - \left[1 + \kappa \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\kappa}} \right] \right\} \quad (4.22)$$

A estimação dos quantis através da GEV pode ser feita por meio das seguintes equações:

$$x(F) = \mu + \frac{\sigma}{\kappa} [1 - (-\ln[F])^{-\kappa}], \text{ ou} \quad (4.23)$$

$$x(T) = \mu + \frac{\sigma}{\kappa} \left[1 - \left(-\ln \left[1 - \frac{1}{T} \right] \right)^{-\kappa} \right] \quad (4.24)$$

Já a distribuição de Gumbel para máximos, também denominada de Fisher-Tippet tipo I ou dupla exponencial, é a distribuição extremal mais utilizada na análise de frequências de variáveis hidrológicas, com inúmeras aplicações, especialmente em estudos de vazões máximas extremas (COLES, 2001; CLARKE, 2002; KATZ, 2002). A FAP da distribuição de Gumbel, para máximos, é representada pela seguinte equação:

$$F_X(x) = \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{x-\mu}{\sigma} \right) \right\} \text{ para } -\infty < x < \infty, -\infty < \mu < \infty, \sigma > 0 \quad (4.25)$$

na qual σ e μ são os parâmetros de escala e posição, respectivamente, e x é o valor da variável independente. A função densidade da distribuição de Gumbel é expressa da seguinte forma:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma} \exp \left\{ -\frac{x - \mu}{\sigma} - \exp \left(-\frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right\} \quad (4.26)$$

A função de quantis de Gumbel é expressa por meio das equações a seguir:

$$x(F) = \mu - \sigma \ln[-\ln(F)] \text{ ou} \quad (4.27)$$

$$x(T) = \mu - \sigma \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \quad (4.28)$$

na qual F representa a probabilidade anual de não superação por um evento e T denota o período de retorno, que é tempo médio necessário para que um evento recorra em um ano qualquer, sendo o inverso de sua probabilidade anual de excedência.

A distribuição GEV é bastante flexível para a modelagem de valores extremos, sendo importante notar que o sinal do parâmetro κ determina a forma assintótica de valores extremos máximos, com destaque aqui manifestado para o caso em que $\kappa = 0$, quando a GEV corresponde à distribuição de Gumbel, na qual σ e μ são os parâmetros de escala e posição, respectivamente (COLES, 2001).

4.4.1.1 Período de retorno e risco hidrológico

Os conceitos de período de retorno e risco hidrológico são de grande importância nas ciências hidrológicas. Esses conceitos são amplamente utilizados em estudos de análise de frequência de eventos extremos, considerando a existência da possibilidade de excedência a um determinado evento de referência.

Conforme descrito referido por Naghettini e Pinto (2007) e Salas e Obeysekera (2014), o período de retorno, também denominado por tempo de retorno, está associado à probabilidade anual de excedência. Num contexto da análise de frequência de vazões máximas anuais, a probabilidade anual de excedência de uma determinada vazão de referência é a probabilidade de que essa venha a ser igualada ou superada em um ano qualquer. Com isso, o período de retorno associado a uma determinada vazão de referência x_T é, portanto, o intervalo médio de tempo, em anos, para que o evento recorra em um ano qualquer, e é definido como o inverso da probabilidade de excedência, sendo expresso por meio da seguinte equação:

$$T(x_T) = \frac{1}{P(X > x_T)} = \frac{1}{1 - F_X(x_T)} \quad (4.29)$$

em que $F_X(x_T)$ é probabilidade de não excedência. Na Figura 4.4, apresenta-se uma ilustração do conceito de período de retorno para eventos máximos.

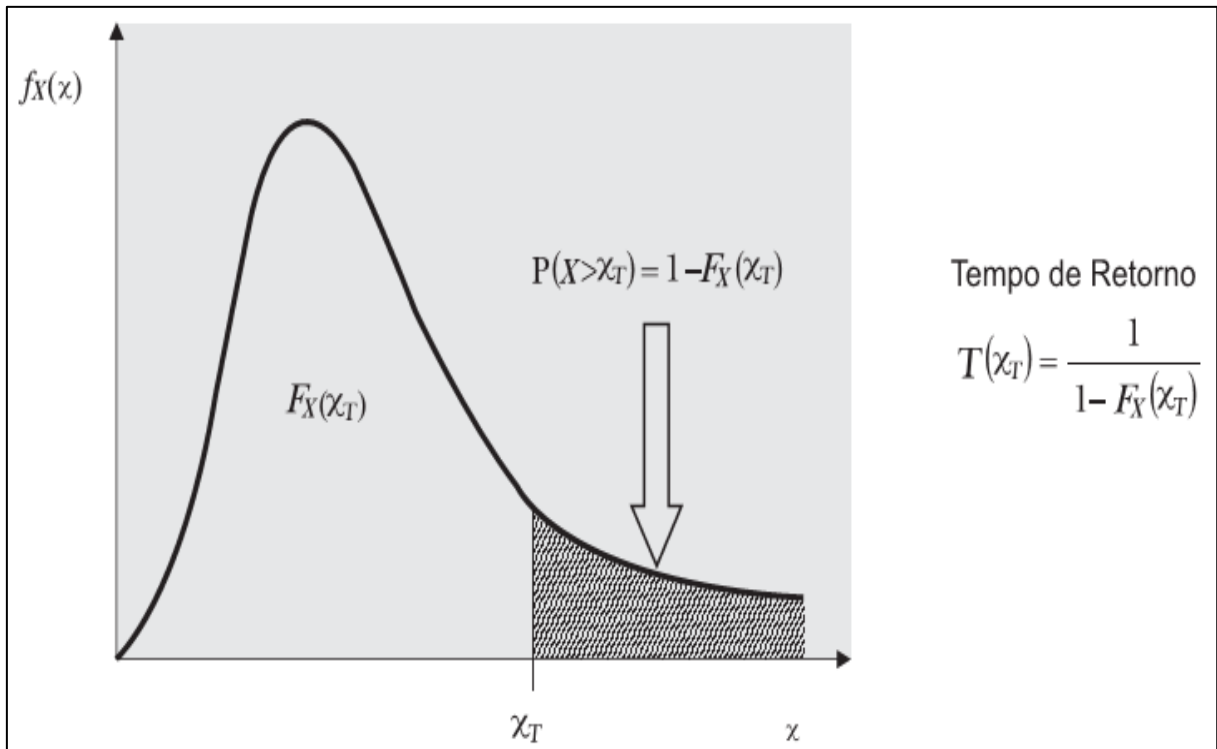


Figura 4.4 – Ilustração do conceito de período de retorno (ou tempo de retorno) para eventos máximos (Fonte: Naghettini e Pinto, 2007).

Já o conceito de risco hidrológico é um desdobramento do conceito de período de retorno e também apresenta notória relevância na tomada de decisão em projetos relacionados a medidas de controle de enchentes. Conforme referido por Salas e Obeysekera (2014), o risco hidrológico é definido como a probabilidade de que um quantil de referência x_T , cujo tempo de retorno é T , seja igualado ou superado, pelo menos uma vez, em um horizonte de N anos. Assim, o risco hidrológico, denotado por R , pode ser expresso da seguinte maneira:

$$R = P(X \geq x_T) = 1 - P(X < x_T) = 1 - [F_X(x_T)]^N$$

$$R = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^N \quad (4.30)$$

Caso o risco hidrológico seja previamente fixado, o emprego de (4.30) permite determinar para qual tempo de retorno deve ser calculada a cheia de um projeto de uma estrutura de controle de enchentes, por exemplo, cuja vida útil seja estimada em N anos (NAGHETTINI e PINTO, 2007).

Os conceitos de período de retorno e risco hidrológico apresentados neste trabalho, conforme mencionado anteriormente, são largamente utilizados no âmbito das ciências hidrológicas, entretanto, sua aplicabilidade é válida em um contexto de estacionariedade. Do ponto de vista da não-estacionariedade, há objeções sobre a aplicabilidade direta dos mesmos, uma vez que haverá uma variação anual da distribuição de probabilidade ajustada às observações e, por conseguinte, uma variação anual da probabilidade de não-excedência associada a um determinado quantil de referência (SERINALDI e KILSBY, 2015). Essa verificação e as possíveis alternativas já propostas para o contorno de tal problemática serão abordadas posteriormente, inseridas num contexto de análise de frequência sob a premissa de não-estacionariedade.

4.4.2 Análise de frequência em séries de máximos anuais sob não-estacionariedade

Já foi mencionado que, historicamente, o processo de decisão sobre os sistemas desenvolvidos no âmbito da gestão dos recursos hídricos parte, em geral, da premissa de que não ocorreram mudanças nas características estatísticas das séries de observações hidrológicas ao longo do tempo. Incluem-se, entre essas características, as formas distributivas das principais distribuições abordadas pela teoria dos valores extremos, como a distribuição de Gumbel e a GEV, por exemplo. No entanto, tal suposição nem sempre é verificada por efeito da possibilidade de interferência de diversos fatores sobre a dinâmica dos processos hidrológicos (ALEXANDRE et al., 2010; POVEDA e ÁLVAREZ, 2012).

Mesmo sendo um tema de discussões relativamente recentes, a não-estacionariedade temporal em séries de observações de variáveis hidrológicas impulsionou grande esforço de pesquisadores e outros profissionais, cujos estudos estão focados em desenvolver ferramentas

convergentes para o comportamento temporal expressivamente não-estacionário como uma de suas premissas basais (PAPALEXIOU e KOTSOYIANNIS, 2013; SERINALDI e KILSBY, 2015).

Existem muitas causas relacionadas às possíveis tendências ou outras não-estacionariedades detectadas em séries de observações hidrológicas, as quais podem potencializar o risco associado à ocorrência de eventos extremos como as cheias. Entre essas causas, incluem-se as modificações creditadas às intervenções antrópicas inseridas no sistema por meio de ações como desmatamento, desenvolvimento urbano acelerado, entre outros, além dos efeitos das alterações relacionados à variabilidade climática natural, temas de notória relevância e crescente aceitação científica nas últimas décadas (PORTELA et al., 2011; POVEDA e ÁLVAREZ, 2012; ISHAK et al., 2013).

É importante salientar que os termos mudanças climáticas e variabilidade climática são utilizados, aqui, segundo a definição assinalada por Ishak et al. (2013), que considera a mudança climática como qualquer alteração do processo climático resultante das atividades humanas, incluindo a emissão de gases do efeito estufa, geração de aerossóis antropogênicos, etc., enquanto a variabilidade climática é atribuída às mudanças concernentes às características naturais do clima, ou seja, devido à dinâmica interna do sistema climático. Entre essas características climáticas naturais estão fenômenos meteorológicos específicos como ENSO, flutuações interanuais na ZCIT, alterações na ZCAS, entre outros.

Poveda e Álvarez (2012) ratificam que, do ponto de vista da análise de frequência de variáveis hidrológicas, a hipótese de não-estacionariedade implica variação temporal da função densidade de probabilidades. Um processo é não-estacionário se os valores dos parâmetros da distribuição de variáveis aleatórias $X(t_1), X(t_2), \dots, X(t_n)$ são diferentes da distribuição de $X(t_1 + t), X(t_2 + t), \dots, X(t_n + t)$, para qualquer valor de t , isto é, que a distribuição não depende somente das diferenças $t_i - t_j$ entre os tempos de ocorrência dos eventos. Esses autores assinalam, ainda, que tal hipótese é válida diante de evidências dos impactos de possíveis mudanças de origem antrópica no clima e da variabilidade climática, cuja ação conjunta ou separadamente, exerce influência sobre a dinâmica dos processos hidrológicos.

Quando as séries temporais de valores hidrológicos observados, como valores de vazões ou precipitações, por exemplo, apresentam evidente violação da premissa de estacionariedade – previamente verificada por meio de testes específicos para tal, com destaque para aqueles assinalados no item 4.3 – torna-se necessária, então, a aplicação de métodos adequados para a análise de frequência, dado que os parâmetros distributivos apresentam variabilidade no tempo e, por conseguinte, as probabilidades de incerteza e de excedência dos quantis de referência também estão sujeitas à variação (CLARKE, 2007; OBEYSEKERA e SALAS, 2014).

Neste sentido, não se pode descartar, evidentemente, a possibilidade de que a distribuição ajustada à série também apresente variações no tempo, todavia, como a estacionariedade nas séries de valores observados é uma premissa basal para a análise de frequências tradicional, então, a utilização dos métodos convencionais conduzirá à determinação de estimativas possivelmente errôneas tanto para os parâmetros da distribuição ajustada quanto para os quantis de referência e, conseqüentemente, comprometer a gestão do risco associado à ocorrência de eventos hidrológicos extremos (VILLARINI et al., 2009).

Segundo Coles (2001), diante da ausência de uma teoria geral, especificamente voltada ao comportamento assintótico de valores extremos em que a não-estacionariedade seja considerada, é possível utilizar técnicas específicas como os modelos de regressão, por exemplo, para estimar os parâmetros das distribuições pertinentes aos modelos GEV sob a condição de não-estacionariedade. O referido autor exemplifica um modelo para a distribuição de Gumbel não-estacionária como um caso particular da GEV.

Sob a condição de não-estacionariedade, seja uma série de valores máximos anuais (ou sazonais) Z_t , a distribuição de probabilidades de valores extremos em que se deseja estimar, como precipitações ou vazões máximas, por exemplo, representada por $f_Z(z; \theta_t)$, é considerada variável no tempo t , sendo θ_t o vetor dos parâmetros da distribuição, ou seja, $\theta_t = (\mu(t), \sigma(t), \xi(t))$, em que $\mu(t)$, $\sigma(t)$ e $\xi(t)$ representam, respectivamente, os parâmetros de posição, escala e forma, como funções do tempo t , ou de uma covariável a eles incorporada. O conceito de covariável aqui utilizado será aquele devidamente assinalado por Coles (2001) e Khaliq et al. (2006), ou seja, uma variável da qual depende a variável

hidrológica em análise e que também exibe variação com o tempo. São exemplos de covariáveis: índices climáticos como ENSO, ZCAS, índices de desmatamento, etc.

Estudo recente (PAPALEXIOU e KOTSOYIANNIS, 2013) aponta evidências para o emprego preferencial da distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV) na modelagem de valores máximos anuais não-estacionários. Para os referidos autores, o modelo não-estacionário da GEV, para descrever a distribuição de Z_t , é representado por:

$$Z_t \sim GEV(\mu(t), \sigma(t), \xi(t)) \quad (4.31)$$

A FAP da GEV não-estacionária é expressa pela seguinte equação:

$$F_Z(z; \theta_t) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi(t) \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) \right]^{-1/\xi(t)} \right\} \quad (4.32)$$

com $1 + \xi(t) \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) > 0$.

Conforme assinalado por Coles (2001), para o caso da GEV não-estacionária em que o modelo represente uma tendência temporal linear, por exemplo, pode-se considerar o parâmetro de posição expresso da seguinte forma:

$$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t \quad (4.33)$$

na qual o parâmetro μ_1 pode ser interpretado como a inclinação de uma tendência linear anual da variável. Evidentemente, outras formas mais complexas de não-estacionariedade no parâmetro de posição da GEV podem ser parametrizadas, como é o caso, por exemplo, de uma tendência polinomial quadrática representada por meio da equação a seguir:

$$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2 \quad (4.34)$$

ou, ainda, com uma mudança brusca em determinado ponto do modelo, ou seja:

$$\mu(t) = \begin{cases} \mu_0 & \text{para } t \leq t_0 \\ \mu_1 & \text{para } t > t_0 \end{cases} \quad (4.35)$$

Pode-se, igualmente, ser considerada uma não-estacionariedade no parâmetro de escala, $\sigma(t)$. Nesse caso, o objetivo é analisar possíveis tendências na variância da variável representada pelo modelo GEV e, de acordo com Coles (2001) e Salas e Obeysekera (2014), uma forma considerada conveniente de parametrização é feita por meio de uma função exponencial, uma vez que sua utilização garante cabalmente que o parâmetro em causa seja expresso somente em valores positivos, isto é:

$$\ln[\sigma(t)] = \sigma_0 + \sigma_1 t \quad (4.36)$$

Em geral, não é comum, sob a condição de não-estacionariedade, estabelecer uma tendência para o parâmetro de forma, ou seja, considera-se, normalmente, $\xi(t) = \xi$. Em verdade, a estimação desse parâmetro adiciona elevada complexidade à inferência estatística, além de outras restrições (NOGAJ et al., 2007; KATZ, 2013; YILMAZ e PERERA, 2014; SALAS e OBEYSEKERA, 2014).

De acordo com Coles (2001), entre os métodos usuais para a determinação dos parâmetros de um modelo GEV não-estacionário, destaca-se a técnica da máxima verossimilhança, cuja vantagem em relação às outras é a sua adaptabilidade a mudanças na estrutura do modelo. Com efeito, a função de máxima verossimilhança de um modelo GEV não-estacionário é denotada pela equação a seguir:

$$L(\theta_t) = \prod_{t=1}^n f_Z(z_t; \mu(t); \sigma(t); \xi(t)) \quad (4.37)$$

em que $f_Z(z_t; \mu(t); \sigma(t); \xi(t))$ denota a função densidade de probabilidades da GEV e $\mu(t); \sigma(t); \xi(t)$ representam, respectivamente, os parâmetros de posição, escala e forma avaliados de z_t . As estimativas de máxima verossimilhança são aqueles correspondentes aos valores dos parâmetros que maximizam a função de verossimilhança (KATZ, 2013; OBEYSEKERA e SALAS, 2014).

Comumente se emprega uma função logaritmo de verossimilhança em substituição à função propriamente dita, que se justifica pelo fato de a mesma ser contínua, monótona e crescente e, evidentemente, pelo fato de que maximizar o logaritmo da função é o mesmo que maximizá-la (NAGHETTINI e PINTO, 2007; CHENG et al., 2014). Assim, para $\xi(t) \neq 0$, a função log verossimilhança do modelo GEV não-estacionário é expressa pela seguinte equação:

$$\ell(\theta_t) = - \sum_{t=1}^n \left\{ \log \sigma(t) + \left(1 + \frac{1}{\xi(t)}\right) \cdot \log \left[1 + \xi(t) \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) \right] + \left[1 + \xi(t) \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) \right]^{-1/\xi(t)} \right\} \quad (4.38)$$

sob a condição de que $1 + \xi(t) \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) > 0$ e $t = 1, 2, \dots, n$.

Além disso, os métodos numéricos podem ser utilizados, em (4.38), para a maximização da probabilidade de θ_t . É possível, adicionalmente, determinar intervalos para os parâmetros estimados por meio de técnicas apropriadas, conforme descrito por Obeysekera e Salas (2014).

Conforme menção anterior, a distribuição de Gumbel enquadra-se em uma forma particular da GEV, para o caso em que o parâmetro de forma tende à nulidade, isto é, $\xi(t) \rightarrow 0$. A estruturação de tal modelo baseia-se nos parâmetros de posição e escala, os quais podem variar no tempo, ou seja:

$$Z_t \sim Gum(\mu(t), \sigma(t)) \quad (4.39)$$

em que $\alpha(t)$ e $\sigma(t)$ são, respectivamente, os parâmetros de posição e escala, como funções do tempo e sua FAP é expressa em conformidade com a seguinte equação:

$$F_Z(z; \theta_t) = \exp \left\{ - \exp \left(- \frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) \right\} \quad (4.40)$$

Por meio de processo de obtenção análogo ao da GEV, a função log de verossimilhança da distribuição de Gumbel não-estacionária pode ser expressa da seguinte forma:

$$\ell(\theta_t) = - \sum_{t=1}^n \left\{ \ln(\sigma(t)) + \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) + \exp \left[- \left(\frac{z - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) \right] \right\} \quad (4.41)$$

Considerando-se, por exemplo, uma situação possível em que se pretende modelar uma tendência no parâmetro de posição – com dependência do tempo – de uma variável segundo a distribuição GEV pode ser formulada da seguinte forma:

- i)* Modelo GEV_0 – sem tendência (estacionário) – $\mu(t) = \mu$, cujos parâmetros são (μ, σ, ξ) ;
- ii)* Modelo GEV_1 – tendência linear – $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$, em que os parâmetros estimados são $(\mu_0, \mu_1, \sigma, \xi)$;
- iii)* Modelo GEV_2 – tendência polinomial quadrática – $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2$. Neste caso, os parâmetros estimados são $(\mu_0, \mu_1, \mu_2, \sigma, \xi)$.

Uma situação hipotética em que se pretende estimar os parâmetros de um modelo segundo a distribuição de Gumbel não-estacionária é, também, um exemplo de seleção do modelo apropriado a uma determinada variável hidrológica sob essa condição. Sua formulação pode ser estabelecida da seguinte maneira:

- i)* Modelo GUM_0 – estacionário – $\mu(t) = \mu$, com parâmetros (μ, σ)
- ii)* Modelo GUM_1 – tendência temporalmente linear para o parâmetro de posição – $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$. Nesse caso, os parâmetros estimados são (μ_0, μ_1, σ) ;
- iii)* Modelo GUM_2 – tendência linear no parâmetro de posição e linear no parâmetro de escala – $\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$. Nessa condição, os parâmetros estimados são, conseqüentemente, $(\mu_0, \mu_1, \sigma_0, \sigma_1)$.

Nessa acepção, Yilmaz e Perera (2014), em estudo conduzido sobre valores extremos de precipitação na região de Melbourne, na Austrália, após verificação de tendências significativas em tais observações, utilizaram três modelos para a estimação dos parâmetros de uma distribuição segundo a GEV não-estacionária, quais sejam:

i) Modelo $GEV_0 - \mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$, σ constante e ξ constante;

ii) Modelo $GEV_1 - \mu$ constante, $\sigma(t) = \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t)$ e ξ constante;

iii) Modelo $GEV_2 - \mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$, $\sigma(t) = \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t)$ e ξ constante.

Conforme relatado por MOREIRA et al. (2016), a partir da equação (4.32) obtém-se a função inversa da FAP da GEV não-estacionária, ou função de quantis, conforme se apresenta na equação (4.42) a seguir, onde p representa a probabilidade de excedência.

$$z_q = \mu(t) - \frac{\sigma(t)}{\xi(t)} \{1 - [-\ln(1 - p)]^{-\xi(t)}\} \quad (4.42)$$

Analogamente, a partir da equação apresentada em (4.40), determina-se a função de quantis relativa à distribuição de Gumbel não-estacionária, expressa pela seguinte equação:

$$z_q = \mu(t) - \sigma(t) \ln[-\ln(1 - p)] \quad (4.43)$$

4.4.2.1 Avaliação e seleção do modelo

A seleção do modelo apropriado para uma variável hidrológica não-estacionária é uma etapa muito importante, considerando-se que existem diversos modelos disponíveis. De acordo com Coles (2001), uma vez que é possível modelar qualquer combinação dos parâmetros de uma determinada variável, como função do tempo ou de outra covariável, o princípio básico é eleger, então, o modelo mais simples e que possua, como característica principal, a capacidade de explicar a maior parte da variação dos dados quanto possível. Já Paiva et al. (2008) sustentam que se deve seguir o princípio da parcimônia, uma vez que um modelo ajustado auxilia na compreensão do comportamento da variável em análise.

Nesse sentido, os principais instrumentos utilizados para avaliação e seleção do modelo mais apropriado são o teste da razão de verossimilhança e o critério de informação de Akaike. De modo geral, essas ferramentas utilizam a função de verossimilhança e levam em consideração a complexidade do modelo no critério de seleção que, por sua vez, está associada ao número

de parâmetros (CHARNET et al. 2008; EMILIANO, 2009). As referidas ferramentas encontram-se descritas a seguir:

i) Critério de Informação de Akaike (AIC)

O Critério de Informação de Akaike (AIC), do termo em inglês *Akaike Information Criterion*, foi proposto por Akaike (1974) e é uma medida voltada à qualidade de ajuste de determinado modelo estatístico estimado e amplamente utilizado como instrumento de auxílio à seleção de tais modelos.

Emiliano (2009) refere-se ao AIC como uma ferramenta para a seleção de modelos, e não como um teste de hipóteses, tratando-se, assim, de um instrumento que permite concluir sobre qual é o modelo que melhor se ajusta aos dados em análise, não se estabelecendo um valor de referência, acima do qual um determinado modelo é rejeitado (ou não rejeitado). Ainda de acordo com o referido autor, diante de um conjunto de dados e uma relação de modelos concorrentes, a decisão mais lógica, com base no Critério da Informação de Akaike, é aquela pautada na escolha do modelo que apresenta o menor valor para o AIC, obtido por meio da seguinte equação:

$$AIC = 2k - 2 \ell(\hat{\theta}) \quad (4.44)$$

em que k representa o número de parâmetros e $\ell(\hat{\theta})$ é o máximo da função log de verossimilhança do modelo em apreciação.

A derivação completa, bem como os demais argumentos para a formulação da equação apresentada em (4.44), podem ser encontradas nas referências relacionadas mais adiante, sobretudo em Akaike (1974) e Emiliano (2009), as quais o leitor interessado em aprofundar-se no referido assunto deve recorrer.

ii) Teste da razão de verossimilhança

O teste da razão de verossimilhanças ou LRT, do termo em inglês *Likelihood Ratio Test*, permite comparar o desempenho de dois modelos ajustados a uma variável, desde que

apresentem estrutura hierárquica ou aninhada. Diz-se que dois modelos são aninhados quando a anulação de um ou mais parâmetros de um deles os torna matematicamente equivalentes.

Considerando-se o caso em que se deseja comparar o desempenho de um modelo \mathcal{M}_0 , de k_0 parâmetros e geralmente denominado de modelo nulo, com um modelo alternativo e mais complexo \mathcal{M}_1 , de k_1 parâmetros, em que \mathcal{M}_0 está aninhado \mathcal{M}_1 . Conforme descrito por Resende (2007), essa comparação, a partir do LRT, é feita por meio da estatística de teste, D , como expressa na equação a seguir, a qual segue uma distribuição do qui-quadrado, a um nível de significância de $100\alpha\%$ e $q = (k_1 - k_0)$ graus de liberdade:

$$D = 2\{\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_1}) - \ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_0})\} \quad (4.45)$$

em que $\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_0})$ e $\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_1})$ representam, respectivamente, os máximos da função log de verossimilhança dos modelos nulo e alternativo.

De acordo com Regazzi e Silva (2004), no âmbito do LRT, a regra de decisão consiste em testar a hipótese nula, $H_0: "M = \mathcal{M}_0"$, a qual deve ser rejeitada, em favor da hipótese alternativa $H_A: "M = \mathcal{M}_1"$, ao nível de significância $100\alpha\%$, se o valor da estatística de teste D , também denominada por *deviance statistic*, for maior que o quantil $1 - \alpha$ da distribuição qui-quadrado, com q graus de liberdade, ou seja:

$$D > \chi_{1-\alpha; q}^2 \quad (4.46)$$

Adicionalmente, do mesmo modo que na análise de frequência convencional, a análise gráfica apresenta-se como importante ferramenta, também, em situações de não-estacionariedade. Contudo, deve-se considerar que, nesse cenário, não existe homogeneidade na distribuição de cada observação, uma vez que a mesma deve ser diferente a cada ano. A análise gráfica auxilia na decisão sobre o modelo ajustado e é, ao mesmo tempo, uma boa representação dos dados em análise (COLES, 2001).

A utilização do diagrama Quantis-Quantis, geralmente denominado por *Q-Q plot*, permite uma visualização do ajuste do modelo não-estacionário aos dados analisados. Caso ocorra visível concentração dos pontos referentes aos quantis empíricos e teóricos próximos ou sobre

a reta que representa uma função identidade, verifica-se assim, um bom ajuste dos dados ao modelo indicado, sugerindo-se decisão contrária para os casos em que os pontos se afastem dessa linearidade (COLES, 2001).

Coles (2001), recomenda que, para a utilização da análise gráfica sob a condição de não-estacionariedade, faz-se necessário transformar os quantis empíricos em uma variável estacionária e padronizada. Para o caso de uma variável ajustada segundo a generalizada de valores extremos, por exemplo, a variável padronizada é definida por meio da equação a seguir:

$$\tilde{Z}_t = \frac{1}{\hat{\xi}(t)} \log \left\{ 1 + \hat{\xi}(t) \left(\frac{Z_t - \hat{\mu}(t)}{\hat{\sigma}(t)} \right) \right\} \quad (4.47)$$

Já para a distribuição de Gumbel, a padronização é dada por meio da seguinte equação:

$$\tilde{Z}_t = \frac{Z_t - \hat{\mu}(t)}{\hat{\sigma}(t)} \quad (4.48)$$

As padronizações mencionadas seguem uma distribuição de Gumbel padrão, ou seja, com parâmetro de posição nulo e parâmetro de escala unitário, com função de distribuição de probabilidade expressa da seguinte forma:

$$F_{\tilde{Z}_t} = \exp(-e^{-z}), \quad z \in R \quad (4.49)$$

Isso significa que os valores da probabilidade dos quantis e das parcelas observadas podem ser determinados por meio de (4.49). Denotando-se os valores ordenados de \tilde{z}_t por $\tilde{z}_1, \tilde{z}_2, \dots, \tilde{z}_m$ tem-se, então, que o diagrama Q-Q *plot* é construído pelos seguintes pares de pontos

$$\left\{ \frac{i}{(m+1)}, \quad \exp(-\exp(-\tilde{z}_{(i)})) ; i = 1, 2, \dots, m \right\} \quad (4.50)$$

Em relação ao valor do quantil, esse é composto pelos seguintes pares de pontos:

$$\left\{ \left(\tilde{z}_{(i)}, -\log \left(-\log \left(\frac{i}{(m+1)} \right) \right) \right) \right\}; i = 1, 2, \dots, m \quad (4.51)$$

Na Figura 4.5, exibe-se a ilustração de um diagrama Q-Q *plot* entre quantis empíricos e quantis teóricos para uma variável não-estacionária, baseado na transformação para uma distribuição de Gumbel padrão, na qual se verifica um ajustamento adequado do modelo utilizado aos dados da variável.

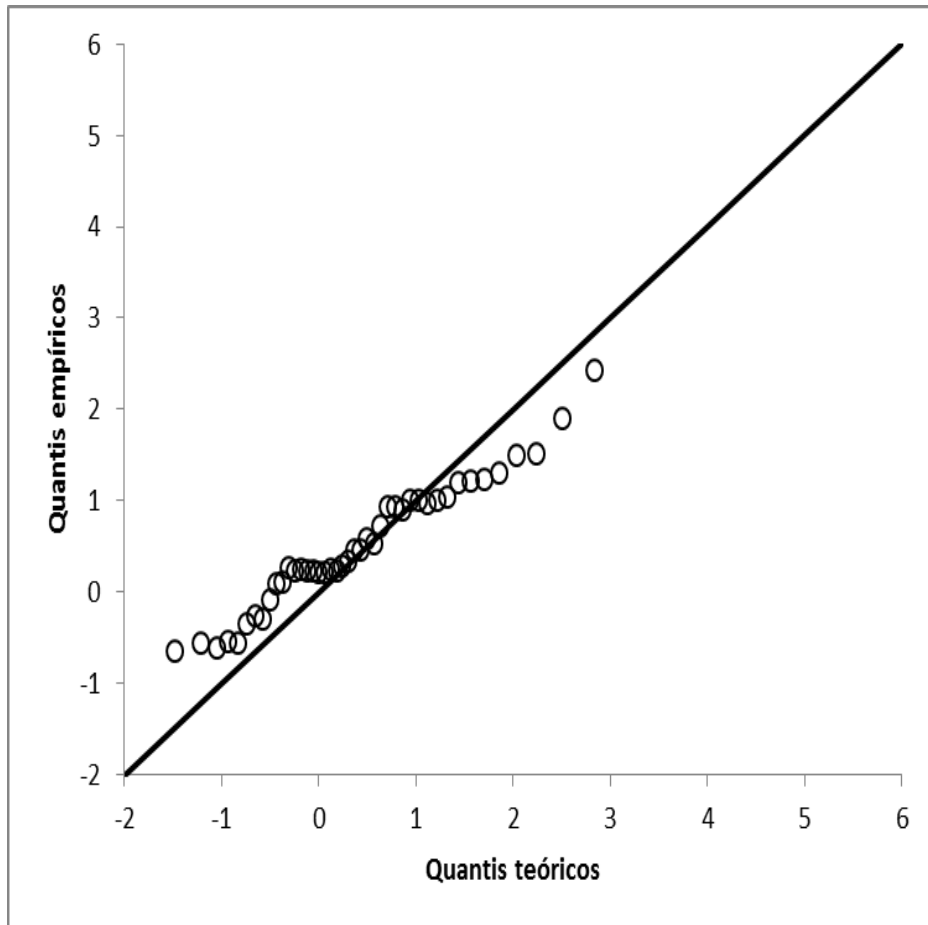


Figura 4.5 – Ilustração de um diagrama Q-Q *plot* para um modelo não-estacionário.

4.4.2.2 O tempo de retorno e o risco em um contexto de não-estacionariedade

Algumas ferramentas importantes utilizadas nas análises em que se pressupõe estacionariedade como uma de suas exigências, tais como os conceitos de risco hidrológico e de tempo de retorno, por exemplo, não são diretamente aplicáveis em um contexto da não-

estacionariedade por causa da variabilidade temporal existente nos processos envolvidos. Com isso, os instrumentos convencionais utilizados na quantificação do risco, com o pretexto de auxiliar na tomada de decisão sobre medidas de engenharia para o controle de eventos extremos como cheias máximas, necessitam de adequação ou, até mesmo, de novos conceitos (MOREIRA et al., 2016; Obeysekera e Salas, 2014).

Salas e Obeysekera (2014) argumentam que, para definir e estimar o tempo de retorno sob uma condição de não-estacionariedade, a utilização da ideia de tempo médio de espera para a primeira ocorrência de uma cheia capaz de superar um quantil projetado é, certamente, viável. Esses autores asseguram, ainda, que se eventos hidrológicos extremos de cheias, por exemplo, tendem a aumentar ao longo do tempo, isso implica em uma variação na probabilidade de excedência de um quantil de cheia projetado z_{q_0} , isto é, $p_1, p_2, p_3, \dots, p_t$, onde p_t , representa, aqui, a probabilidade anual de excedência ao quantil de referência, no ano t . Consequentemente, é razoável considerar a possibilidade de comprometimento a uma estrutura planejada contra os impactos de tais eventos. Na Figura 4.6, exibe-se uma ilustração esquemática da variação das probabilidades de excedência ao longo dos anos em um cenário de não-estacionariedade, na qual a probabilidade de não-excedência é representada por $q_t = 1 - p_t = F_Z(z_{q_0}; \theta_t)$.

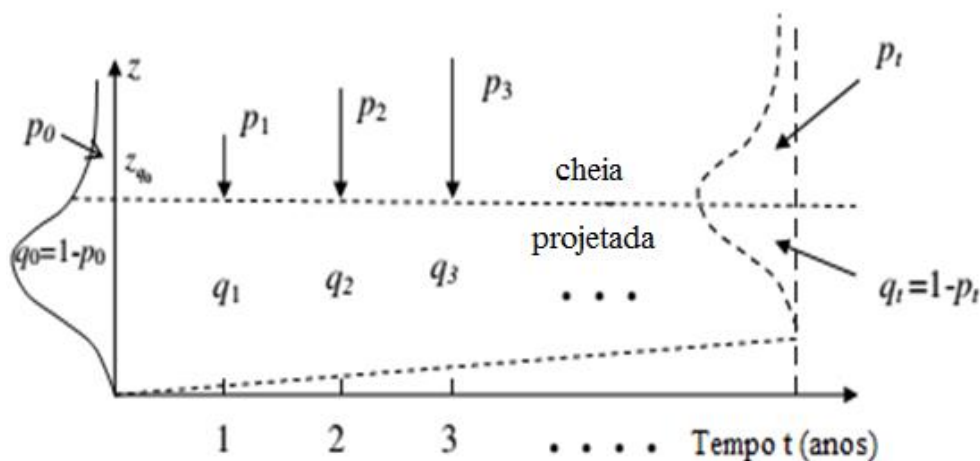


Figura 4.6 – Ilustração esquemática da variação da probabilidade anual de excedência para determinado tempo de vida útil de uma estrutura (Fonte: Adaptado de Salas e Obeysekera, 2014).

Conforme apontado por Salas e Obeysekera (2014) e Du et al. (2015), considerando-se uma variável aleatória X como o tempo de espera (a partir de $x = 0$) para a primeira ocorrência de uma cheia capaz de exceder um quantil projetado tem-se, por exemplo, que a probabilidade de que a primeira cheia capaz de exceder um quantil projetado z_{q_0} ocorra no tempo $x = 1$ é p_1 , de que ocorra no tempo $x = 2$ é $(1 - p_1)p_2$ e a probabilidade de que esta ocorra no tempo $x = 3$ é $(1 - p_1)(1 - p_2)p_3$, e assim por diante. Em geral, denotando-se por Z_z a variável aleatória que representada os valores anuais de cheia para o ano z , a probabilidade de ocorrência da primeira cheia capaz de exceder o quantil projetado z_{q_0} é expressa por:

$$f(x) = P(X = x) = P(Z_1 \leq z_{q_0}) \dots P(Z_{x-1} \leq z_{q_0})P(Z_x > z_{q_0}) \quad (4.52)$$

$$f(x) = P(X = x) = (1 - p_1) \dots (1 - p_{x-1}) p_x = p_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - p_t) \quad (4.53)$$

A partir desse entendimento, Cooley (2013) e Salas e Obeysekera (2014), demonstram que a equação assinalada em (4.54) apresenta-se, de modo conveniente, para o tempo de retorno sob não-estacionariedade, ou seja, o tempo esperado para que determinado quantil de cheia de referência (z_{q_0}) seja superado. A seguir, exhibe-se a equação que expressa o referido valor:

$$T = E[X] = \sum_{x=1}^{\infty} x p_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - p_t) = 1 + \sum_{x=1}^{\infty} \prod_{t=1}^x (1 - p_t) \quad (4.54)$$

ou equivalentemente,

$$T = E[X] = 1 + \sum_{x=1}^{x_{m\acute{a}x}} \prod_{t=1}^x (1 - p_t) = 1 + \sum_{x=1}^{x_{m\acute{a}x}} \prod_{t=1}^x F_t(z_{q_0}) \quad (4.55)$$

em que $x_{m\acute{a}x}$ é um número inteiro suficientemente grande que deve ser escolhido ao acaso, seguindo critérios de convergência apropriados.

De acordo com Salas e Obeysekera (2014), a partir desse entendimento, o risco de falha de determinada estrutura planejada para n anos de vida útil pode ser determinado por $R = P(X \leq n) = F_X(n)$. Mas, a partir da equação expressa em (4.53), verifica-se que:

$$F_X(x) = \sum_{t=1}^{x_{m\acute{a}x}} f(t) = \sum_{x=1}^{x_{m\acute{a}x}} p_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - p_t) = 1 - \prod_{t=1}^x (1 - p_t) \quad (4.56)$$

Com isso, para uma condição de não-estacionariedade, o risco pode ser expresso pela equação assinalada em (4.57), tal como segue:

$$R = \sum_{x=1}^n p_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - p_t) = 1 - \prod_{t=1}^n (1 - p_t) = 1 - \prod_{t=1}^n F_t(z_{q_0}) \quad (4.57)$$

ou equivalentemente,

$$R = 1 - [F_1(z_{q_0}) \cdot F_2(z_{q_0}) \cdot F_3(z_{q_0}) \dots F_n(z_{q_0})] \quad (4.58)$$

Outros trabalhos que proporcionaram avanços importantes sobre o conceito de tempo de retorno e consequentes aplicações à gestão do risco associado à ocorrência de eventos hidrológicos extremos encontram-se disponíveis da literatura (KHALIQ et al., 2006; VILLARINI et al., 2009; OBEYSEKERA e SALAS, 2014, DU et al., 2015, etc.). Entre eles, insere-se o conceito apresentado por Rootzén e Katz (2013) como o que se assinala no item a seguir.

4.4.2.3 O conceito de *Design Life Level* (DLL)

Sob um contexto de estacionariedade, para a quantificação do risco de auxílio e consequente decisão sobre medidas estruturais voltadas ao controle de cheias máximas, comumente se utiliza o tempo de vida útil da estrutura a ser construída e um tempo de retorno, invariante nesse período, associado a um quantil de referência. No entanto, conforme menção anterior, essa verificação pode não ser verdadeira para uma situação de não-estacionariedade, uma vez que a variação temporal de pelo menos uma das variáveis envolvidas apresenta, como uma de suas implicações, a definição de um valor diferente, a cada ano, para o tempo de retorno.

Sob situação de não-estacionariedade, insere-se, entre outras, a metodologia proposta por Rootzén e Katz (2013), que considera o período de vida útil de certa estrutura planejada e a probabilidade de ocorrência de um evento extremo durante esse período, ou seja, a determinação de um quantil associado a uma probabilidade de que esse seja excedido, ao menos uma vez, durante a vida útil da estrutura projetada. Esse conceito é denominado por *Design Life Level*, ou DLL, livremente traduzido aqui como Quantil de Vida Útil.

Para a determinação do DLL, utiliza-se a função acumulada de probabilidades para os máximos anuais de cheia durante o período de vida útil do projeto, $F_{X(t)_{T_2-T_1}}$, em que T_1 e T_2 representam, respectivamente, o primeiro e último ano do referido período. Admitindo-se independência entre os termos, tem-se, então:

$$F_{X(t)_{T_2-T_1}} = P(\max\{X(t), t \in [T_1, T_2]\} \leq x)$$

$$F_{X(t)_{T_2-T_1}} = P\left[\bigcap_{t=T_1}^{T_2} (X(t) \leq x)\right] = \prod_{t=T_1}^{T_2} F_t(x) \quad (4.59)$$

De acordo com os referidos autores, o valor do DLL é obtido por meio da inversão do valor obtido na equação (4.59), chamada de função de quantil, aplicada à probabilidade de não-excedência $(1 - p)$ desejada, ou seja, uma estimativa do *Design Life Level* para o risco associado p . A estimativa do quantil de vida útil, para o risco associado p , é dada por:

$$DLL = z_{q_0} \left(F_{X(t)_{T_2-T_1}} \right) \quad (4.60)$$

4.5 Incorporação de informações hidrometeorológicas à análise de frequência de cheias

A análise de frequência de cheias é uma das principais abordagens relacionadas a eventos hidrológicos extremos, bem como uma ferramenta importante para quantificação de sua frequência, impactos, riscos e danos associados. Todavia, de acordo com Naghettini et al. (2012), muitos trabalhos consideram válida a constatação de que, em geral, os dados de observações pluviométricas são mais abundantes, com séries temporais mais longas e mais

facilmente regionalizáveis do que os de observações fluviométricas. Essa verificação motiva pesquisadores e outros profissionais ao desenvolvimento e utilização de métodos centrados em incorporar informações hidrometeorológicas na análise de frequência de cheias, em particular, o método Gradex (gradiente de valores extremos), introduzido por Guillot e Duband (1967), tal como se observa na sequência.

4.5.1 O Método Gradex

O método Gradex – gradiente de valores extremos, foi desenvolvido pela companhia elétrica francesa EDF (Electricité de France), tendo sido descrito, primeiramente, por Guillot e Duband (1967). Trata-se de um método probabilístico voltado essencialmente para a extrapolação da curva de frequência dos volumes de cheias a partir de observações pluviométricas e é dotado de duas premissas fundamentais. A primeira delas se refere à relação entre os volumes de chuva e de escoamento em uma determinada bacia hidrográfica, com mesmo período de duração. Admite-se que, em condições de saturação, qualquer incremento no volume de precipitação, para uma duração suficientemente longa, tende a produzir incremento equivalente ao volume de escoamento de igual duração. A segunda premissa basal do método Gradex refere-se à cauda superior da distribuição de probabilidades associada aos volumes de precipitação P , a qual se supõe ser uma função exponencial decrescente, ou seja,

$$1 - F(p) = \exp\left(-\frac{p - K}{a}\right) \quad (4.61)$$

com as constantes positivas K e a denotam, respectivamente, os parâmetros de posição e escala (FERNANDES e NAGHETTINI, 2007).

De acordo com Fernandes (2005), em geral, os parâmetros K e a são estimados pelo ajustamento de uma distribuição que tenha um comportamento assintótico exponencial na cauda superior (Normal, Log-Normal, Gumbel e Gamma, por exemplo) aos dados de chuva. Combinando as referidas premissas, verifica-se que a cauda superior da distribuição dos volumes escoados tem comportamento assintótico exponencial com o mesmo parâmetro de escala a (o parâmetro gradex), estimado para a cauda superior da distribuição dos volumes.

Em outras palavras, por meio da combinação das duas premissas fundamentais do método Gradex, verifica-se que a função densidade de probabilidades dos volumes escoados pode ser deduzida da função densidade de probabilidades de chuvas, como sendo também do tipo exponencial e de igual parâmetro de escala a , pela simples translação de uma quantidade r_0 , com entendimento estendido às respectivas funções acumuladas de probabilidades, como será visto posteriormente.

4.5.1.1 Descrição do método Gradex

Conforme descrito por Fernandes (2005) e Naghettini et al. (2012), suponha-se que P_i denote o máximo volume de chuva, para uma duração d , sobre uma bacia num dado ano, associado ao i -ésimo evento extraído do conjunto de registro pluviométricos. A duração d é usualmente especificada como o tempo de base médio da bacia, obtido de hidrograma observados, devendo ser representado por um número inteiro de dias (ou de horas). Suponha, também, que X_i represente o volume de cheia (ou de escoamento), acumulado durante a mesma duração d , associado ao evento P_i . Deve-se levar em conta a suposição de que os pares (P_i, X_i) sejam expressos na mesma unidade de medida, por exemplo, em mm ou $(m^3/s).dia$. Seja ainda, R_i o déficit de saturação (ou escoamento), definido como $R_i = P_i - X_i$. A Figura 4.7 ilustra um gráfico esquemático entre as relações hipotéticas das variáveis X e P .

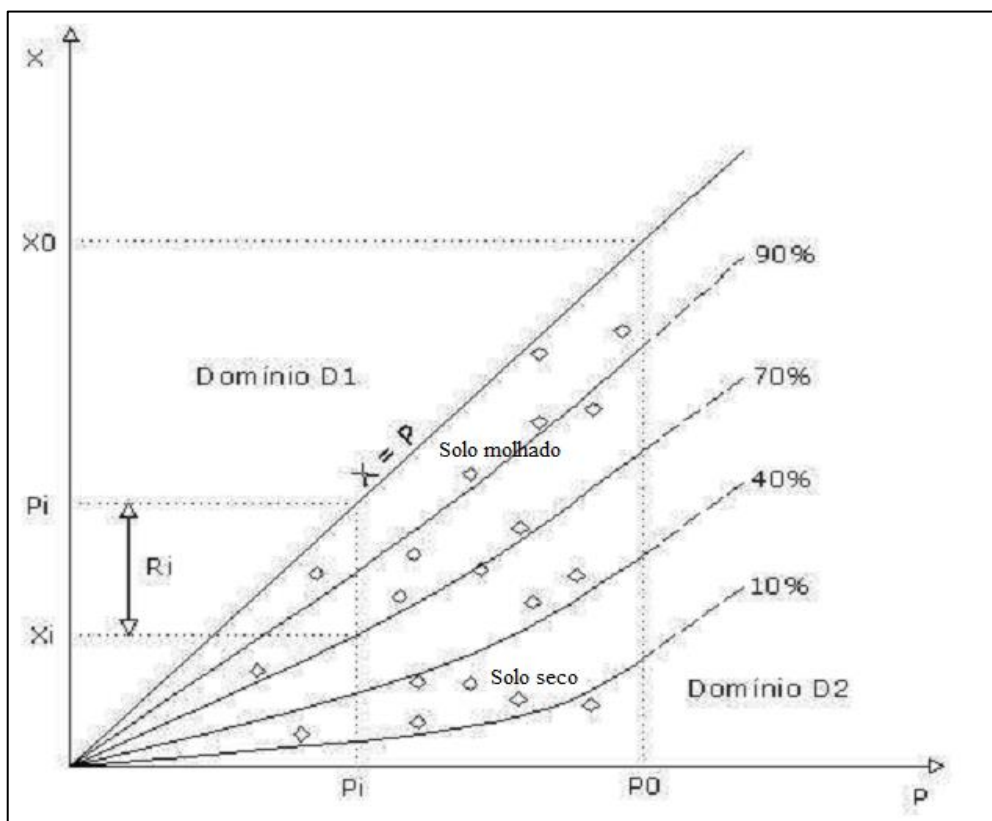


Figura 4.7 – Esquema da relação hipotética entre os volumes de chuva (P) e o volume escoado (X), sob as premissas do método Gradex (Fonte: Fernandes, 2005).

Na Figura 4.7, os pontos (P_i, X_i) estão todos abaixo da reta $X=P$. O valor de R depende de muitos fatores complexos e interdependentes, tais como as condições de umidade anterior do solo, o armazenamento de água subterrânea e a distribuição espaço-temporal da chuva sobre a bacia. No método Gradex, R é tida como uma variável aleatória, cuja distribuição de probabilidades, condicionada à P , é caracterizada na Figura 4.7 por curvas de quantis hipotéticos. A primeira premissa fundamental do método Gradex impõe que as curvas que associam os volumes de escoamento aos de precipitação tenderão a ser assintoticamente paralelas à reta $X=P$, à medida que o volume de chuva, ao longo da duração d , aproxime-se de um valor suficientemente grande, que supere as capacidades máximas de absorção e de armazenamento de água, existentes naquele instante, na bacia em estudo (FERNANDES, 2005).

Como relatado por Naghettini (1994), a posição relativa de cada curva assintótica depende das condições iniciais de umidade do solo, prevalentes na bacia. Deste modo, dependendo do valor da variável R , tais curvas se tornarão paralelas à reta $X=P$ tanto mais rapidamente, quanto mais próximas da saturação forem aquelas condições, isto é, as curvas se aproximam de $X=P$ mais rapidamente em terrenos úmidos do que em terrenos secos. Assim, a função de probabilidades acumuladas da variável R , condicionadas a P , tende a ter forma e variância quase invariantes e, portanto, torna-se claro que tal distribuição tende a ter parâmetro de forma estável e variância constante para $P > P_0$.

O plano definido pelos pontos (P_i, X_i) , como ilustrado na Figura 4.7, pode ser dividido em dois domínios, quais sejam:

- Domínio D1: definido por todos os pontos $P < P_0$ e $X < X_0$, para os quais a distribuição de probabilidades pode ser estimada através dos dados observados, e a distribuição de probabilidades de R é condicionada a P ; e
- Domínio D2: região do plano definida pelos pontos $P \geq P_0$ e $X \leq P$, em que todas as curvas que associam X a P são paralelas à bissetriz $X=P$. Pode-se denominar ainda por domínio das extrapolações.

Supondo que $f(p)$, $g(x)$ e $h(r)$ representem as funções densidade de probabilidades de P , X e R , respectivamente, e que $j(p, r)$ represente a função densidade de probabilidades conjunta de P e R , e dado que $R_i = P_i - X_i$, a função densidade marginal de X , $g(x)$, é:

$$g(x) = \int_0^{\infty} j(x+r, r) dr \quad (4.62)$$

Sendo $h(r|X+R)$ a função densidade de probabilidades de R , condicionada à variável $(X+R)$, então, a equação (4.62) pode ser reescrita na seguinte forma:

$$g(x) = \int_0^{\infty} f(x+r)h_{X+R}(r) dr \quad (4.63)$$

No domínio D2, admitindo-se que a distribuição de probabilidades de R não mais depende de P , a densidade condicional $f(x+r)h_{X+R}$ torna-se $h(r)$, podendo, então, a equação (4.63) ser reescrita como:

$$g(x) = \int_0^{\infty} f(x+r)h(r)dr \quad (4.64)$$

A segunda premissa basal do método Gradex se refere ao comportamento da cauda superior da distribuição acumulada de probabilidades $F(p)$, a qual se presume tender assintoticamente para uma cauda do tipo exponencial, ou seja:

$$1 - F(p) = \exp\left(-\frac{x+r-K}{a}\right) \quad (4.65)$$

na qual o parâmetro de posição K é uma constante positiva e o parâmetro de escala a se refere ao parâmetro gradex de chuva. Nesse caso, a função densidade de probabilidades $f(p)$ torna-se

$$f(x+r) = \frac{1}{a} \exp\left(-\frac{x+r-K}{a}\right) \quad (4.66)$$

ou

$$f(x+r) = f(x) \cdot \exp\left(-\frac{r}{a}\right) \quad (4.67)$$

Sobre a igualdade exposta entre as equações (4.66) e (4.67), é conveniente notar que se $1 - F(x) = \exp\left(-\frac{x-K}{a}\right) \Rightarrow f(x) = \frac{dF(x)}{dx} = \frac{1}{a} \exp\left(-\frac{x-K}{a}\right)$, vale, então, que

$$f(x+r) = \frac{1}{a} \exp\left(-\frac{x+r-K}{a}\right) = \frac{1}{a} \exp\left\{-\left(\frac{x-K}{a} + \frac{r}{a}\right)\right\} = \frac{1}{a} \exp\left(-\frac{x-K}{a}\right) \cdot \exp\left(-\frac{r}{a}\right)$$

$$\therefore f(x+r) = f(x) \cdot \exp\left(-\frac{r}{a}\right)$$

Substituindo-se a equação (4.67) na equação (4.64), tem-se que:

$$g(x) = f(x) \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{r}{a}\right) h(r) dr \quad (4.68)$$

A integral apresentada na expressão (4.68) é definida, com $\int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{r}{a}\right) h(r) dr \leq 1$.

Admitindo-se que essa constante seja igual a $\exp\left(-\frac{r_0}{a}\right)$, a equação (4.68) torna-se, então,

$$g(x) = f(x + r_0) \quad (4.69)$$

Portanto, como anteriormente mencionado, a função densidade de probabilidades $g(x)$ pode, no domínio D2, ser deduzida a partir de $f(x)$ por uma simples translação de uma quantidade r_0 , ao longo do eixo X e P , o que também é válido para as distribuições acumuladas de probabilidades F e G . A Figura 4.8 e a Figura 4.9 mostram, esquematicamente, esses resultados, cujas curvas se apresentam plotadas em papel de probabilidade exponencial ou de Gumbel e em papel de plotagem clássico, respectivamente.

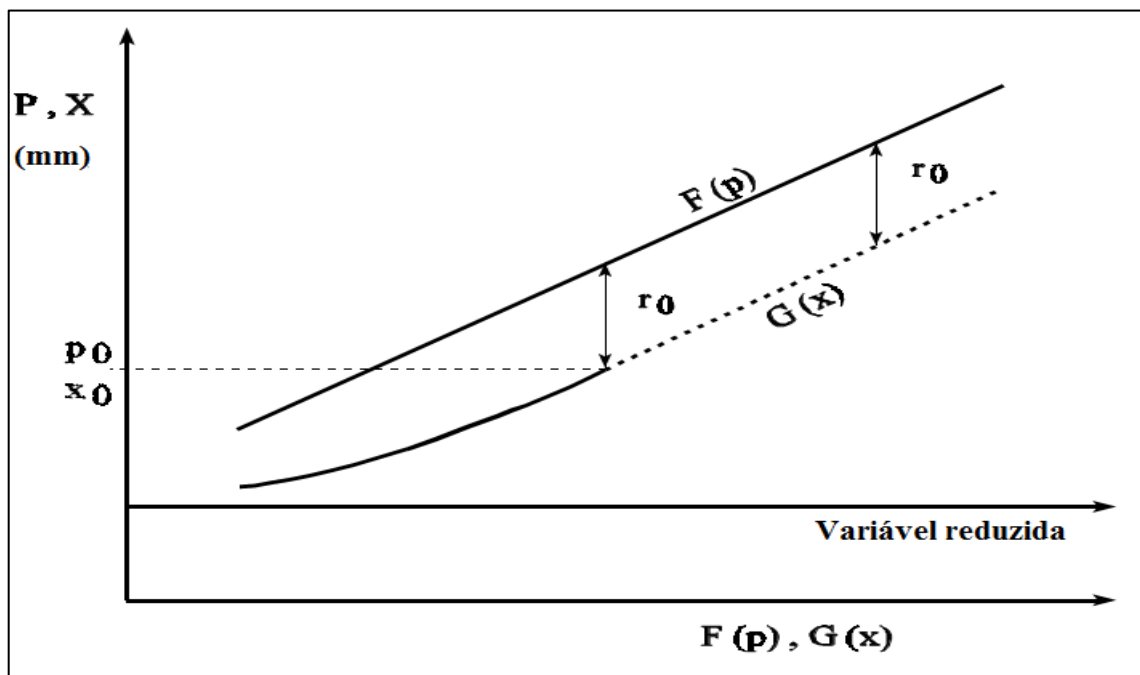


Figura 4.8 – Plotagem de $F(x)$ e $G(x)$ em papel de probabilidade exponencial ou de Gumbel, com tempo de duração igual para chuvas e volume de escoamento e distância de translação r_0 no domínio das extrapolações D2 (Fonte: Adaptado de Naghettini, 1994).

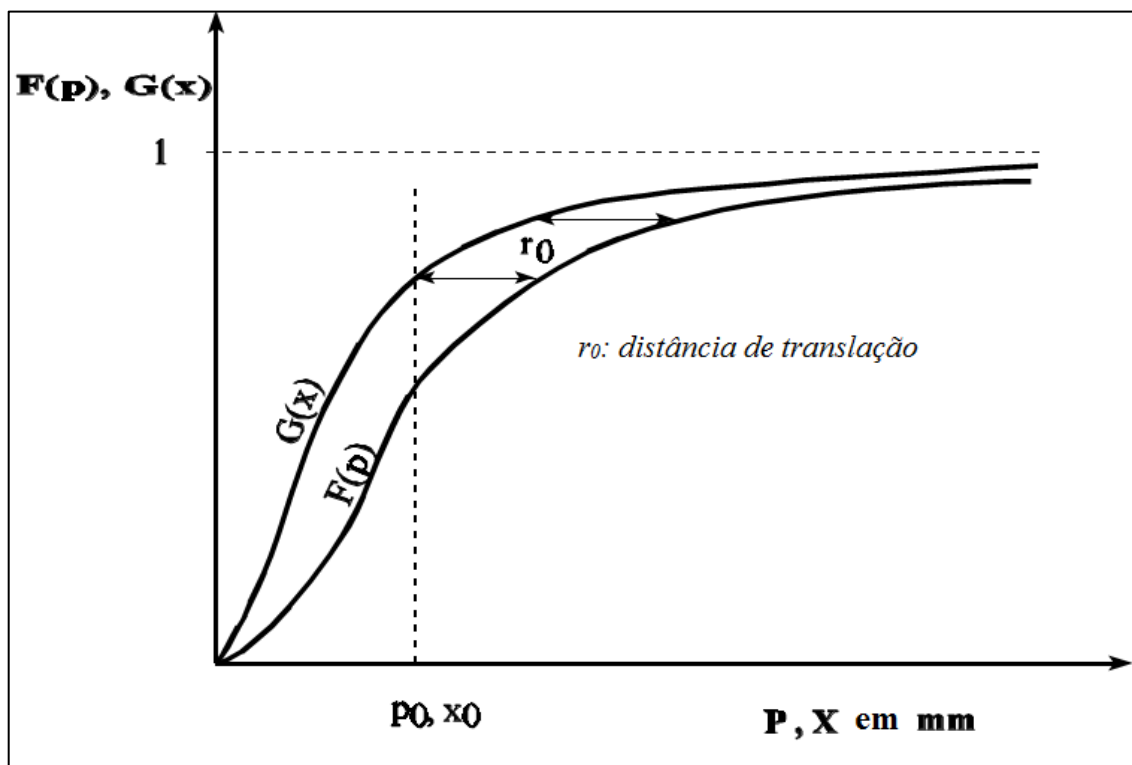


Figura 4.9 – Funções de distribuição de probabilidades acumuladas dos volumes escoados $G(x)$ e dos volumes de chuva $F(p)$, de igual duração d , plotadas em papel de probabilidades clássico. O valor r_0 se refere à distância de translação no domínio D_2 , das extrapolações (Fonte: Adaptado de Naghettini, 1994).

Ainda neste contexto, a integral definida presente na equação (4.68) representa o valor da esperança matemática de $\exp\left(-\frac{r}{a}\right)$, isto é, $E\left[\exp\left(-\frac{r}{a}\right)\right]$. Com isso, tem-se que

$g(x) = f(x) \int_0^\infty \exp\left(-\frac{r}{a}\right) h(r) dr \Rightarrow f(x+r) = f(x) \int_0^\infty \exp\left(-\frac{r}{a}\right) h(r) dr$ e, portanto, pode-se escrever:

$$r_0 = -a \ln \left\{ E \left[\exp \left(-\frac{r}{a} \right) \right] \right\} \quad (4.70)$$

Conforme o que recomendam Guillot e Duband (1967) em aplicações práticas do método Gradex, deve-se utilizar a distribuição empírica dos volumes máximos anuais de cheia (ou sazonais) até um período de retorno entre 10 e 20 anos para bacias relativamente

impermeáveis, enquanto que, para bacias com capacidade de infiltração mais elevada, deve-se utilizar o período de retorno em torno de 50 anos. Para Fernandes (2005), a partir desse ponto de referência, as curvas das distribuições acumuladas dos volumes de cheia e dos volumes de chuva serão paralelamente e separadas pela distância constante r_0 . De modo equivalente, no domínio D2, as distribuições de probabilidades podem ser plotadas em papel exponencial como uma reta, ambas com uma taxa de inclinação igual ao parâmetro gradex de chuva a . A implicação desse fato é que, para a aplicação do método Gradex aos dados de uma determinada bacia, deve-se estimar tão somente o parâmetro gradex de chuva a .

Ainda de acordo com o que foi descrito por Fernandes (2005) e Naghettini et al. (2012), a validade da equação (4.69) está condicionada à suposição de que a cauda superior da distribuição dos volumes de chuva é do tipo exponencial, e não somente a suposição de que R e P sejam independentes sempre que $P > P_0$. Os autores mencionam ainda, que a justificativa para essa afirmação é dada em C.T.G.R.E.F. (1972), como descrito logo a seguir.

Inicialmente, igualam-se as equações (4.64) e (4.69), resultando em:

$$f(x + r_0) = \int_0^{\infty} f(x + r)h(r)dr \quad (4.71)$$

Tomando $(x + r_0) = v$ e substituindo-o na equação (4.71), resulta em:

$$f(v) = \int_0^{\infty} f(v + r - r_0)h(r)dr \quad (4.72)$$

ou, equivalentemente:

$$\int_0^{\infty} \frac{f(v + r - r_0)}{f(v)} h(r)dr = 1 \quad (4.73)$$

Diferenciando-se ambos os membros da equação (4.73) em relação à v , resulta-se que:

$$\frac{d}{dv} \int_0^{\infty} \frac{f(v+r-r_0)}{f(v)} h(r) dr = 0 \quad (4.74)$$

ou

$$\int_0^{\infty} \frac{d}{dv} \left[\frac{f(v+r-r_0)}{f(v)} \right] h(r) dr = 0 \quad (4.75)$$

Segundo Fernandes (2005, observa-se que, para que a igualdade apresentada na equação (4.75) seja verificada, a razão $f(v+r-r_0)/f(v)$ deve ser constante em relação a v . As únicas funções que possuem tal propriedade são as funções exponenciais da forma $A \exp(Bv)$, sendo A e B constantes. Como resultado, f e g devem ser, então, funções exponenciais dessa forma. Entre as distribuições de probabilidades que apresentam uma cauda superior do tipo exponencial estão a Normal, a Log-Normal, a Gamma e a Gumbel, além, é claro, da própria distribuição exponencial. As premissas fundamentais, as funções densidade e acumulada de probabilidades, além de outras características referentes a essas distribuições encontram-se descritas em Naghettini e Pinto (2007) e Coles (2001).

Considerando, por exemplo, a distribuição de Gumbel, com m denotando a variável reduzida $(p-K)/a$, então, a distribuição de probabilidades é dada por:

$$F'(p) = \exp[-\exp(-m)] \quad (4.76)$$

Expandindo $F'(p)$ por meio de uma série de Taylor, segue-se que:

$$F'(p) = 1 - \exp(-m) + \frac{1}{2!} [\exp(-m)]^2 - \dots + \frac{(-1)^n}{n!} [\exp(-m)]^n \quad (4.77)$$

Como p tende para o infinito, a equação (4.77) tende, então, para $1 - \exp(-m)$, isto é:

$$F'(p) \rightarrow 1 - \exp(-m) \quad (4.78)$$

Portanto, a distribuição de Gumbel tende assintoticamente para uma cauda exponencial à medida que p tende para o infinito. Desenvolvimento semelhante pode ser aplicado às outras distribuições de decaimento exponencial já mencionadas.

4.5.1.2 Estimação do parâmetro gradex

De acordo com Naghettini (1994), em aplicações convencionais do método Gradex, o parâmetro a pode ser estimado pelo ajustamento de uma distribuição com cauda exponencial aos valores máximos anuais (ou sazonais) de chuva. Entende-se que a maneira mais simplificada para a estimação do parâmetro gradex é proceder ao ajuste da distribuição de Gumbel à série de dados composta pelos valores máximos anuais de chuva, com duração d igual ao tempo de base da bacia (ou, por vezes, igual ao tempo de concentração da bacia).

Entretanto, o referido autor elucida sobre a possibilidade de se proceder a estimação do parâmetro gradex através do ajuste de uma distribuição com cauda exponencial à série de observações dos valores máximos sazonais (ou mensais) de chuva e, a partir daí, realizar uma combinação para cada distribuição e se obter a distribuição anual. A consideração das condições sazonais de produção de escoamento, a atenuação da influência de *outliers* na estimação do parâmetro gradex e a redução do erro amostral por meio do aumento do tamanho da amostra são algumas vantagens atribuídas a esse procedimento. Um resumo do procedimento de estimação do parâmetro gradex com base em máximos sazonais (ou mensais) de chuva, conforme descrito por Fernandes (2005), é apresentado logo adiante.

Sejam F_1, F_2, \dots, F_m , que denotam, por exemplo, as distribuições acumuladas dos volumes máximos mensais de chuva para uma duração d ocorridos em uma determinada bacia, respectivamente, nos meses $1, 2, \dots, m$. Sejam, ainda, P_1, P_2, \dots, P_m as variáveis que representam esses máximos. Assim:

$$P(P \leq p) = P\left(\bigcap_{i=1}^m P_i \leq p\right), 1 \leq m \leq 12 \quad (4.79)$$

Os máximos mensais de duração d podem ser considerados, na maioria dos casos, como variáveis aleatórias mutuamente independentes, resultando em:

$$P(P \leq p) = \prod_{i=1}^m P(P_i \leq p) \quad (4.80)$$

ou

$$F(p) = P(P \leq p) = \prod_{i=1}^m F_i(p) \quad (4.81)$$

Supondo que a distribuição de probabilidades de cada mês possua uma cauda superior exponencial, com parâmetros estimados a partir das séries de máximos mensais, tem-se que:

$$F_i(p) = 1 - \exp\left(-\frac{p - K_i}{a_i}\right), \quad i = 1, 2, \dots, 12 \quad (4.82)$$

Substituindo a equação (4.82) na equação (4.81), resulta em:

$$F(p) = P(P \leq p) = \prod_{i=1}^m \left[1 - \exp\left(-\frac{p - K_i}{a_i}\right)\right] \quad (4.83)$$

De acordo com Naghettini (1994), rigorosamente, a cauda superior da distribuição anual $F(p)$, calculada com o uso da equação (4.83), não pode ser considerada como exponencial. Porém, o produto consecutivo da expressão $\{1 - \exp[-(p - K_i)/a_i]\}$ gera uma distribuição anual, a qual é denominada pela distribuição mensal com o maior parâmetro gradex. Para o caso em que os valores de p são crescentes, o parâmetro gradex anual a tende para o maior parâmetro gradex mensal.

4.5.1.3 Extrapolação da distribuição dos volumes de cheia

Supostamente, o parâmetro de escala da distribuição de cauda superior exponencial dos volumes de cheia é igual ao parâmetro gradex da distribuição dos dados de chuva. No caso em que se deseja obter a estimativa do parâmetro a do volume de cheia, deve-se considerar, em conformidade com Fernandes (2005) e Zemzami et al. (2013), as unidades de medidas em que são expressos os valores de chuva e de vazão. Com isso, sendo AD a área de drenagem da

bacia em km^2 , d o período de duração em horas e os parâmetros gradex expressos em unidades do SI, vale a relação:

$$\begin{matrix} \text{gradex das vazões} = AD/(3,6 d) \cdot \text{gradex de chuva} \\ (m^3/s) \quad (km^2/hora) \quad (mm) \end{matrix} \quad (4.84)$$

Para a situação em que AD e d são expressos, respectivamente, em km^2 e dia, a relação pode ser expressa, então, da maneira como segue

$$\begin{matrix} \text{gradex das vazões} = AD/(86,4 d) \cdot \text{gradex de chuva} \\ (m^3/s) \quad (km^2/dia) \quad (mm) \end{matrix} \quad (4.85)$$

Naghetini (1994) e Fernandes (2005) esclarecem que a extrapolação da curva de distribuição dos volumes de cheia, de acordo com o parâmetro gradex, inicia-se comumente a partir de uma cheia com período de retorno de 10 anos para bacias pequenas e relativamente impermeáveis, ou a partir de uma cheia com 20 anos de tempo de retorno para bacias grandes, ou ainda, a partir de uma cheia com período de retorno de 50 anos para bacias com relevo suave e/ou com grande capacidade de infiltração. Todavia são raros os casos em que se tem uma definição exata do ponto de saturação da bacia. Conseqüentemente, a definição do quantil suficientemente elevado para que a bacia atinja as condições de saturação é dada de maneira bastante arbitrária. Em casos assim, a recomendação é de que a definição do ponto de extrapolação da distribuição dos volumes escoados seja feita a partir dos dados observados, dando-se maior destaque às estatísticas de ordem superior.

4.5.1.4 Determinação do tempo de duração d

De acordo com Naghetini (1994), a escolha apropriada do tempo de duração d a ser utilizado no contexto do método Gradex é uma etapa muito importante e devem considerar-se dois aspectos: em primeiro lugar, a adoção de um período muito curto, que pode resultar em uma distribuição não exponencial e, possivelmente, com caudas superiores mais pesadas do que a distribuição exponencial para o volume de chuvas; no segundo aspecto a ser considerado, deve-se notar que a adoção de uma duração muito longa pode resultar em uma relação pico-

volume muito pobre. Ressalta-se aqui que o método Gradex tem como resultado a extrapolação da curva de frequência de volumes de cheia de duração d , sendo imprescindível associar os volumes aos picos de cheia, como uma etapa adicional.

Da primeira premissa básica do método Gradex, para um volume de chuva Δp , ocorrida em um intervalo de tempo d_1 , tem-se igual incremento no volume escoado Δx para o intervalo de ocorrência d_2 . Na prática, o incremento do volume de chuva que ocorre durante um intervalo de tempo d produz um incremento de volume escoado que será observado durante um intervalo de tempo na ordem de $d + t_c$, onde t_c é o tempo de concentração da bacia, que depende da magnitude da descarga e das condições de umidade da bacia. Na Figura 4.10, apresenta-se um histograma esquemático de chuva e correspondente volume escoado *versus* tempo, para um determinado evento de chuva (NAGHETTINI, 1994).

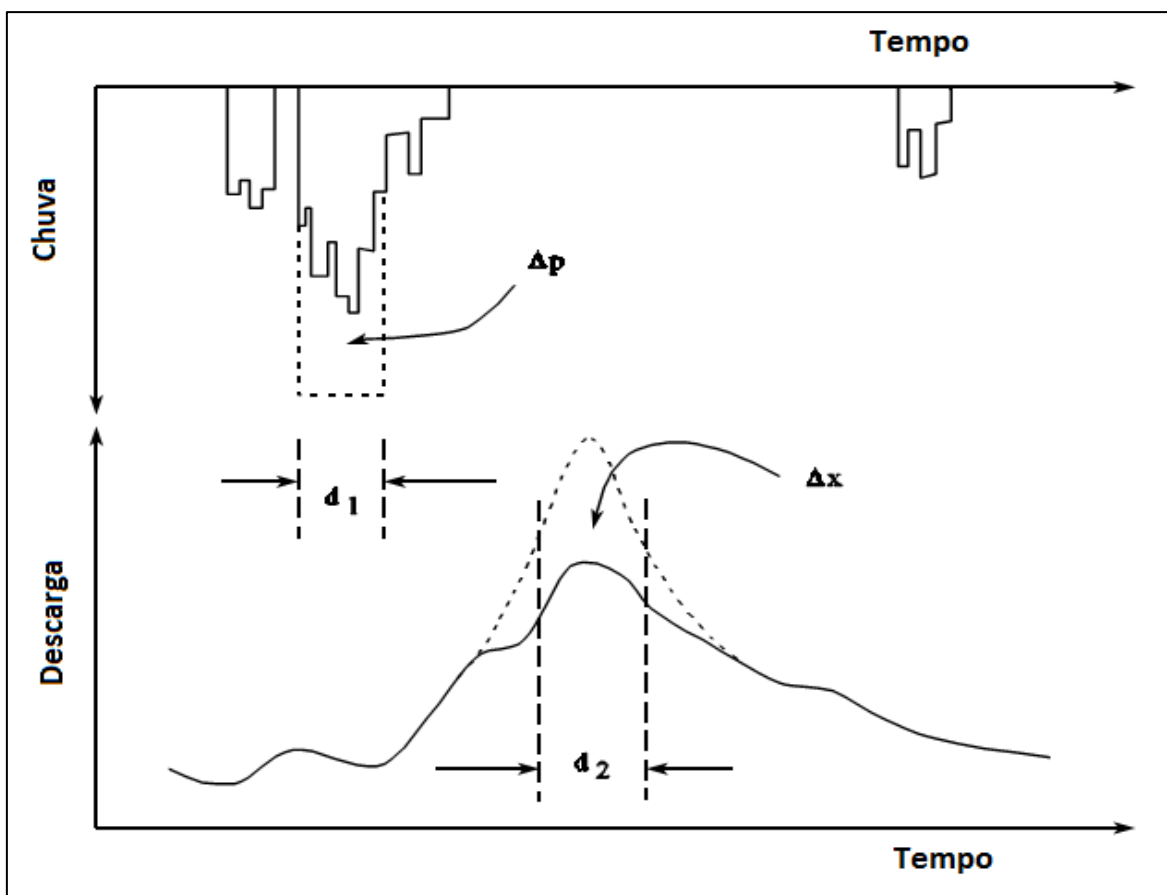


Figura 4.10 – Situação esquemática de chuva-descarga (Fonte: adaptado de Naghettini, 1994).

Para Fernandes (2005), a duração d é usualmente especificada como o tempo de base médio da bacia, obtido de hidrogramas observados, e que melhor representem as cheias ocorridas no ponto em análise. O tempo de base (t_b) é o tempo transcorrido entre o início do escoamento da precipitação e aquele em que a mesma já escoou através da seção principal ou que o rio volta às condições anteriores às da ocorrência da chuva. O autor relata, ainda, que a determinação dos hidrogramas pode ser realizada por meio do procedimento proposto por Linsley et al. (1975), qual seja, aquele que identifica o escoamento superficial prolongando a tendência do hidrograma a partir do ponto em que se inicia a geração do escoamento superficial (início da ascensão do hidrograma) até ponto que representa o final do mesmo, localizado N dias após a ocorrência do pico do hidrograma, como se ilustra na Figura 4.11. Para Linsley et al. (1975), o valor de N pode ser obtido com a seguinte equação:

$$N = 0,827 AD^{0,2} \quad (4.86)$$

na qual AD é a área de drenagem da bacia em estudo, dada em km^2 .

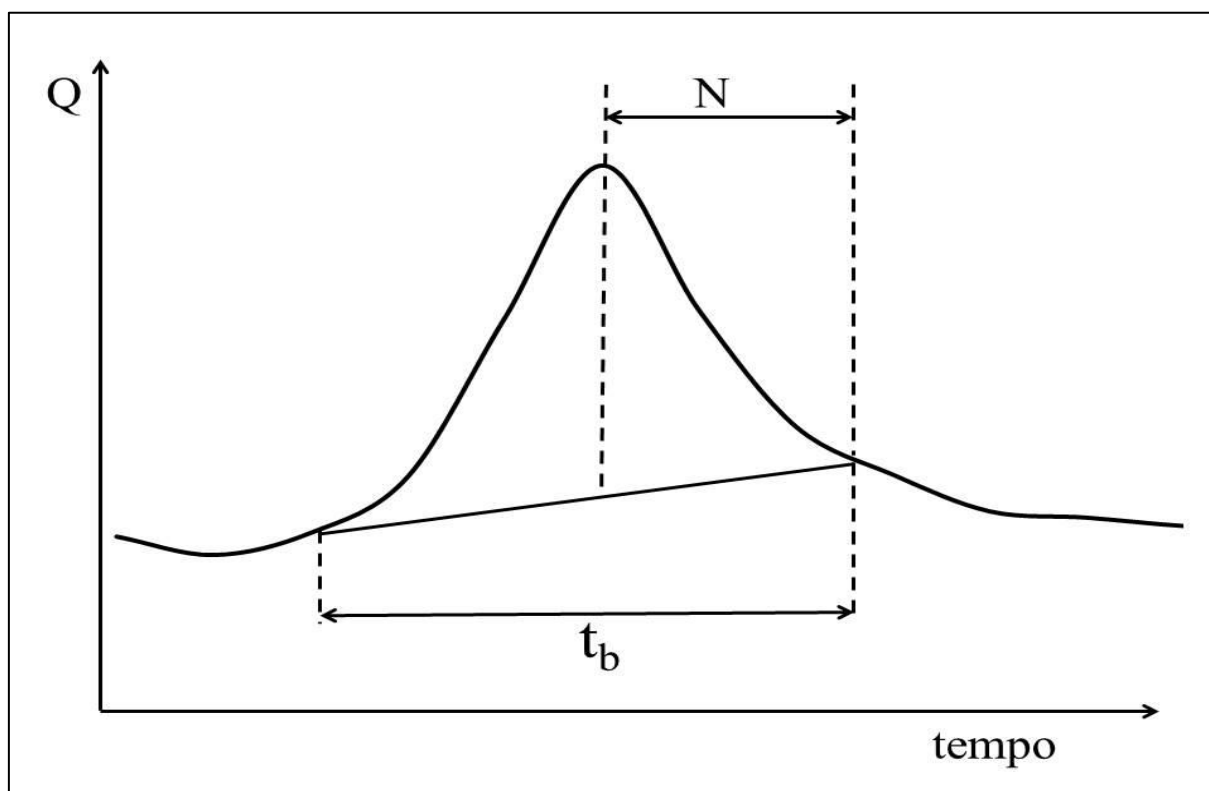


Figura 4.11 – Hidrograma de cheia esquemático: definição do tempo de base.

Portanto, evidencia-se que o método Gradex é uma excelente ferramenta de transferência dos parâmetros da distribuição dos volumes de chuva para a distribuição dos volumes de cheias, no entanto, em sua essência, está inserido na abordagem estacionária (MOSQUERA et al., 2000; NAGHETTINI et al., 2012; ZEMZAMI, 2013). Assim, considerando a abordagem em que está inserido, este trabalho focaliza, então, a partir das premissas basais aqui descritas, a demonstração matemática da aplicabilidade de transferência do parâmetro de escala da curva de referência dos volumes de precipitações sob a condição de não-estacionariedade para a distribuição das vazões, a qual será apresentada no item seguinte.

4.5.2 Aplicabilidade do Método Gradex sob não-estacionariedade

O desenvolvimento de diversos modelos no âmbito da hidrologia permitiu, entre outros, verificar que a hipótese de estacionariedade nas características estatísticas em séries temporais de variáveis hidrológicas nem sempre é válida. Consequentemente, modelos destinados à incorporação de informações hidrometeorológicas na análise de frequência de cheias podem incorrer na necessidade de ajustes, no intuito de assegurar sua aplicabilidade em situações de não-estacionariedade. Entre eles está o método Gradex, descrito no item 4.5.1, cujo objetivo é a extrapolação da curva de frequência dos volumes de cheias a partir da informação hidrometeorológica, ou seja, de séries de dados observados de chuvas.

Considerando-se as duas premissas basais do método Gradex, relatadas no item 4.5.1, e tomando-se, também, as variáveis consideradas na descrição do mesmo, assinaladas em 4.5.1.1, ou seja, P_i , que denota o máximo volume de chuva para um período de duração d , X_i , que representa o volume de cheia acumulado para o mesmo período e R_i , o déficit de saturação (ou de escoamento), para uma situação de não-estacionariedade deve-se observar o valor da distância de translação r_0 , da qual a função densidade de probabilidades $g(x)$ pode ser deduzida a partir de $f(x)$, no domínio D2.

Nesse sentido, deve-se considerar, na proporcionalidade de r_0 em relação ao parâmetro gradex, a inserção de uma tendência temporal, tal como se propõe a seguir:

Considere-se uma tendência temporal tanto no parâmetro de posição quanto de escala da distribuição de chuvas, quais sejam K e a , respectivamente. Seja, por exemplo, uma tendência linear em ambos os parâmetros, conforme assinalado no item 4.4.2, isto é:

$$K = \mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t; e$$

$$a = \sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$$

De acordo com Naghettini et al. (2012) e, conforme apontado em 4.5.1, a segunda premissa basal do método Gradex se refere à cauda superior da distribuição dos volumes de chuva, para a qual se supõe ser uma função de decaimento exponencial, cuja equação é dada em (4.61).

Daí, inserindo a tendência temporal mencionada, tem-se:

$$1 - F(p) = \exp\left(-\frac{p - \mu(t)}{\sigma(t)}\right) \quad (4.87)$$

Assim, de acordo com a equação exibida em (4.65), tem-se:

$$1 - F(x + r) = \exp\left(-\frac{x + r - \mu(t)}{\sigma(t)}\right) \quad (4.88)$$

Com isso:

$$f(x + r) = \frac{1}{\sigma(t)} \cdot \exp\left(-\frac{x + r - \mu(t)}{\sigma(t)}\right) \quad (4.89)$$

ou

$$f(x + r) = f(x) \cdot \exp\left(-\frac{r}{\sigma(t)}\right) \quad (4.90)$$

Substituindo-se (4.90) em (4.64), obtém-se:

$$g(x) = \int_0^{\infty} f(x+r)h(r)dr = \int_0^{\infty} f(x) \cdot \exp\left(-\frac{r}{\sigma(t)}\right) h(r)dr \quad (4.91)$$

ou seja,

$$g(x) = f(x) \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{r}{\sigma(t)}\right) h(r)dr \quad (4.92)$$

A integral que aparece em (4.92) é definida, cujo valor é, certamente, constante e menor do que 1. Assumindo-se que essa constante seja dada por

$$\exp\left(-\frac{r_0}{\sigma(t)}\right)$$

Então, a equação apresentada em (4.92) pode ser expressa da seguinte forma:

$$g(x) = f(x + r_0) \quad (4.93)$$

Assim, dada uma tendência temporal nos parâmetros da distribuição, a função densidade de probabilidade $g(x)$, no domínio D2, ainda pode ser deduzida a partir de $f(x)$ pela translação de uma distância r_0 .

Nesse caso, para a determinação da distância r_0 , deve-se observar que a integral inserida na equação apresentada em (4.92) representa a esperança matemática de

$$\exp\left(-\frac{r}{\sigma(t)}\right)$$

Ou seja:

$$\int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{r}{\sigma(t)}\right) h(r)dr = E\left[\exp\left(-\frac{r}{\sigma(t)}\right)\right] \quad (4.94)$$

Como resultado, tem-se:

$$f(x + r_0) = f(x).E \left[\exp \left(-\frac{r}{\sigma(t)} \right) \right] \quad (4.95)$$

Ou seja:

$$f(x). \exp \left(-\frac{r_0}{\sigma(t)} \right) = f(x).E \left[\exp \left(-\frac{r}{\sigma(t)} \right) \right] \quad (4.96)$$

e, com isso:

$$r_0 = -\sigma(t). \ln \left\{ E \left[\exp \left(-\frac{r}{\sigma(t)} \right) \right] \right\} \quad (4.97)$$

Destarte, verifica-se, então, a proporcionalidade de r_0 ao parâmetro de escala (o gradex) em situações em que se é considerada uma tendência temporal para o referido parâmetro, permitindo, portanto, a aplicabilidade do método Gradex em situações de não-estacionariedade, previamente verificada nas séries de precipitações.

4.6 Considerações finais

Neste capítulo foram tratados os principais métodos estatísticos para a análise de eventos de cheias máximas, em que se buscou discutir, primeiramente, os testes para detecção de tendências em séries de dados hidrológicos, com destaque ao Teste de Mann-Kendall, que é complementado pelo estimador de declividade de Sen. Ambos são resguardados pela lógica dos Testes de Significância da Hipótese Nula, e amplamente utilizados em estudos dedicados a esse propósito. Ainda no tema da verificação de tendências, foi apresentado um teste baseado nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística, proposto recentemente por Vogel et al. (2013), cujos resultados podem, entre outros, promover implicações importantes na gestão do risco associado à ocorrência de eventos hidrológicos extremos, tais como as cheias máximas.

Foi discutido também, neste capítulo, ao longo do item 4.4, a análise de frequências de cheias. Nesse ponto, apresentou-se, além da abordagem tradicional, os principais métodos utilizados

em um contexto de não-estacionariedade em séries de observações de variáveis hidrológicas. Nesse sentido, tratou-se, ainda, de conceitos importantes para a gestão de cheias, como o Tempo de Retorno e o Risco Hidrológico, além de assinalar o conceito de *Design Life Level* (DLL), proposto por Rootzén e Katz (2013), focalizado na determinação de um quantil associado a uma probabilidade de que esse seja excedido, ao menos uma vez, durante a vida útil da estrutura projetada para um horizonte de planejamento voltado ao controle de cheias, recomendado para situações em que a premissa de não-estacionariedade é verificada.

Finalmente, discutiu-se, no presente capítulo, no item 4.5, a incorporação de informações hidrometeorológicas à análise de frequência de cheias, cuja evidência foi dada ao método Gradex. Nesse enfoque, propôs-se no item 4.5.2 uma demonstração matemática da aplicabilidade do de tal método, em um cenário de não-estacionariedade, a partir de suas premissas de base.

Portanto, os métodos discutidos neste capítulo são importantes ferramentas de apoio ao conhecimento da dinâmica dos processos hidrológicos e oferecem importantes elementos de auxílio à decisão para a gestão de cheias, como se mostra no capítulo imediatamente a seguir.

5 INSTRUMENTOS DE AUXÍLIO À DECISÃO PARA A GESTÃO DE CHEIAS

5.1 Introdução

A decisão sobre a adoção de medidas de gestão dos impactos associados às cheias extremas é um processo que exige avanço constante para o desenvolvimento de ferramentas e técnicas cada vez mais eficientes e capazes de prover os gestores de elementos que auxiliem na busca pelo equilíbrio da relação custo-benefício em ações empreendidas para o controle de tais impactos.

Apesar dos valores de vazão que passam por um determinado sistema hídrico ser o objeto principal no planejamento de intervenções voltadas à mitigação dos impactos das enchentes, os tomadores de decisão devem se focalizar em um contexto mais amplo e muitos outros aspectos devem ser considerados, entre os quais os impactos das medidas empreendidas sobre o meio ambiente, a capacidade social de absorção dos resultados pelos elementos envolvidos e as incertezas relacionadas aos aspectos espaciais e temporais presentes no processo de implementação das medidas de intervenção (SU e TUNG, 2013; WOODWARD et al., 2014). De acordo com Chow et al. (1988), os principais aspectos a serem considerados no planejamento de medidas de intervenção contra os impactos relacionados às enchentes são o custo e a segurança, geralmente associados ao conceito de risco, conforme discutido no item 3.4 deste trabalho.

Em relação ao risco envolvido no processo de decisão sobre a implementação de medidas para o controle de cheias, Jha et al. (2012) evidenciam a importância de se reconhecer que o mesmo jamais se reduzirá a zero e que os custos para torná-lo cada vez mais próximo desse valor podem exceder os benefícios de assim o fazer por meio do empreendimento de medidas de controle dos impactos associados, especialmente na implementação de medidas estruturais que, em geral, apresentam custos mais elevados do que as medidas não-estruturais.

Entretanto, Rosner et al. (2014) sustentam que, em determinadas situações, a excedência dos custos sobre os benefícios, especialmente em relação às medidas estruturais para o controle de cheias extremas, pode estar relacionada às estratégias de gestão utilizadas no planejamento de tais ações, visto que o processo de decisão deve buscar suporte em ferramentas capazes de

lidar com a incerteza associada e com prognósticos futuros sobre os padrões dos processos hidroclimáticos envolvidos nos eventos de cheias. Tal sustentação é coerente, principalmente em um contexto de não-estacionariedade, em que tendências temporais podem interferir de maneira direta ou indireta no regime fluviométrico, tanto em escala regional quanto global, conforme discutido por Moreira e Naghettini (2016) e Moreira et al. (2016).

Ainda que muitos estudos focalizados em discutir as possíveis alterações nos padrões hidroclimáticos não apontem seus efeitos como causa primária das alterações provocadas no regime das cheias extremas, já se reconhece, em muitos casos, que os gestores devem considerar o fato de que essas podem ampliar o risco envolvido na ocorrência de tais eventos. Esses elementos aumentam a complexidade do processo de decisão, cujo desafio é identificar um conjunto racionalmente adequado de medidas ou intervenções para a mitigação dos impactos causados por esses eventos, principalmente num horizonte de planejamento em longo prazo, em que esclarecimentos sobre as incertezas futuras são necessários (WOODWARD et al., 2014; MAZZORANA et al., 2012).

De acordo com Woodward et al. (2014), já é amplamente reconhecido que incertezas decorrentes de possíveis tendências precisam ser contabilizadas no âmbito do desenvolvimento de estratégias de longo prazo, no intuito de garantir segurança e eficiência econômica. Entretanto, as abordagens tradicionais nem sempre se prestam a associar adequadamente tais incertezas ao processo de tomada de decisão para a gestão de cheias. Os autores sustentam que, no passado, muitas estratégias foram desenvolvidas sem se levar em conta as possíveis tendências ou outras não-estacionariedades detectadas, as quais podem interferir na lógica do processo de decisão e, em muitos casos, promover custos desnecessários ou até mesmo tornar a sociedade mais vulnerável aos impactos de enchentes severas.

Com isso, o desígnio de tentar explicar a incerteza decorrente de possíveis alterações nos processos hidroclimáticos tem sido tema central de vários estudos, especialmente no campo da engenharia de recursos hídricos, cujo foco principal é o desenvolvimento de ferramentas e métodos capazes de propiciar a inserção de tais incertezas no processo de decisão para as

estratégias de intervenção, adaptáveis ao horizonte de planejamento em longo prazo (WOODWARD et al., 2014).

Neste sentido, a árvore de auxílio à decisão que será apresentada no item 5.3 deste trabalho visa contribuir para o avanço das ferramentas de auxílio à decisão para a gestão de cheias extremas sob a condição de não-estacionariedade. Adicionalmente, este capítulo exibe uma discussão sucinta a respeito do processo de decisão tradicional, em que as ferramentas de auxílio à decisão consideram como verdadeira a condição de estacionariedade.

5.2 Decisão para a gestão de cheias máximas sob a condição de estacionariedade

O processo de decisão para a implementação de estratégias de mitigação e controle do risco relacionado às cheias extremas é basicamente focalizado em equilibrar os critérios de custo e segurança. Especialmente no que se refere à implementação de medidas estruturais como diques, barragens ou muros de contenção, por exemplo, além de projetadas com o intuito de proteger determinadas regiões dos efeitos desses eventos hidrológicos, o planejamento desses sistemas busca atingir, também, um nível otimizado de desempenho. No tocante às medidas não-estruturais, verifica-se, do mesmo modo, a necessidade de se otimizar o desempenho nas ações a serem praticadas (TUNG, 2002).

Segundo Chow et al. (1988), durante os primeiros anos da prática da engenharia de recursos hídricos, por volta do início do século XX, era adequado considerar uma vazão de referência com magnitude entre 50% e 100% superior à maior cheia registrada para um período de aproximadamente 25 anos no planejamento das medidas voltadas ao controle de cheias. Os autores relatam, todavia, que tal prática não é mais recomendada, e apresentam, como exemplo, o fato ocorrido no estado americano do Nebraska, que experimentou, no ano de 1935, uma cheia dez vezes maior do que fora registrado durante os 40 anos anteriores para o rio Republican.

Nas últimas décadas, muitos estudos foram realizados com o propósito de desenvolver modelos determinísticos ou estocásticos capazes de prestar auxílio às decisões sobre a implementação de medidas de controle de cheias extremas. E diante das incertezas presentes

na dinâmica dos processos que interferem na ocorrência de cheias severas, as ferramentas estatísticas, especialmente aquelas voltadas à estimação do risco associado à ocorrência desses eventos, têm se mostrado cada vez mais importantes no processo de decisão para a gestão desses fenômenos. Para Chow et al. (1988), os métodos probabilísticos utilizados no planejamento hidrológico em ações de controle dos impactos de enchentes apresentam inúmeras vantagens, entre as quais está o fato de que eles conduzem os gestores a argumentos lógicos na determinação de projetos otimizados e adequados às condições hidrometeorológicas de cada região. Os autores sustentam, adicionalmente, que as análises hidroeconômica e do risco são elementos importantes nesse processo.

Tendo-se em conta a noção do risco como uma medida atribuída à probabilidade de falhas e da extensão dos danos associados, ou seja, o produto da probabilidade de ocorrência de um evento de cheia que venha a superar um determinado valor projetado pelos danos potenciais totais para um conjunto de bens expostos aos impactos de tal evento, conforme discutido no item 3.4 deste trabalho, tornou-se, deste modo, etapa importante a inclusão do mesmo no planejamento de ações destinadas ao controle e gestão de cheias. Tal inclusão é notadamente importante, em especial no processo de decisão associado ao planejamento de medidas estruturais, uma vez que a prática da engenharia baseia-se, fundamentalmente, na ponderação de riscos (HUANG e YU, 2008; LIMA, 2014).

Em geral, a capacidade de transporte de um volume de cheia através de determinada estrutura é determinada a partir da adoção de um quantil de referência, comumente denominado por cheia de projeto, cuja magnitude está associada à sua probabilidade de excedência e, por conseguinte, a um período de retorno considerado durante o período de vida útil da estrutura planejada. A determinação do tempo de retorno adequado ao projeto depende das particularidades de cada região de implantação do mesmo, além, é claro, do nível de risco que se deseja assumir mediante a decisão de implementá-la.

Evidentemente, pode-se considerar que uma estrutura planejada para proteger uma comunidade dos impactos relacionados às cheias apresente falha caso a magnitude de um determinado quantil de cheia projetado seja excedida durante seu tempo de vida útil. Deste modo, o nível de risco associado a uma determinada estrutura depende do tempo de vida útil

da mesma, bem como do tempo de retorno associado a um determinado quantil de referência, ambos comumente representados em anos (CHOW et al., 1988). Na Figura 5.1, exibe-se uma ilustração da referida relação, cuja expressão analítica já foi dada anteriormente pela equação (4.30).

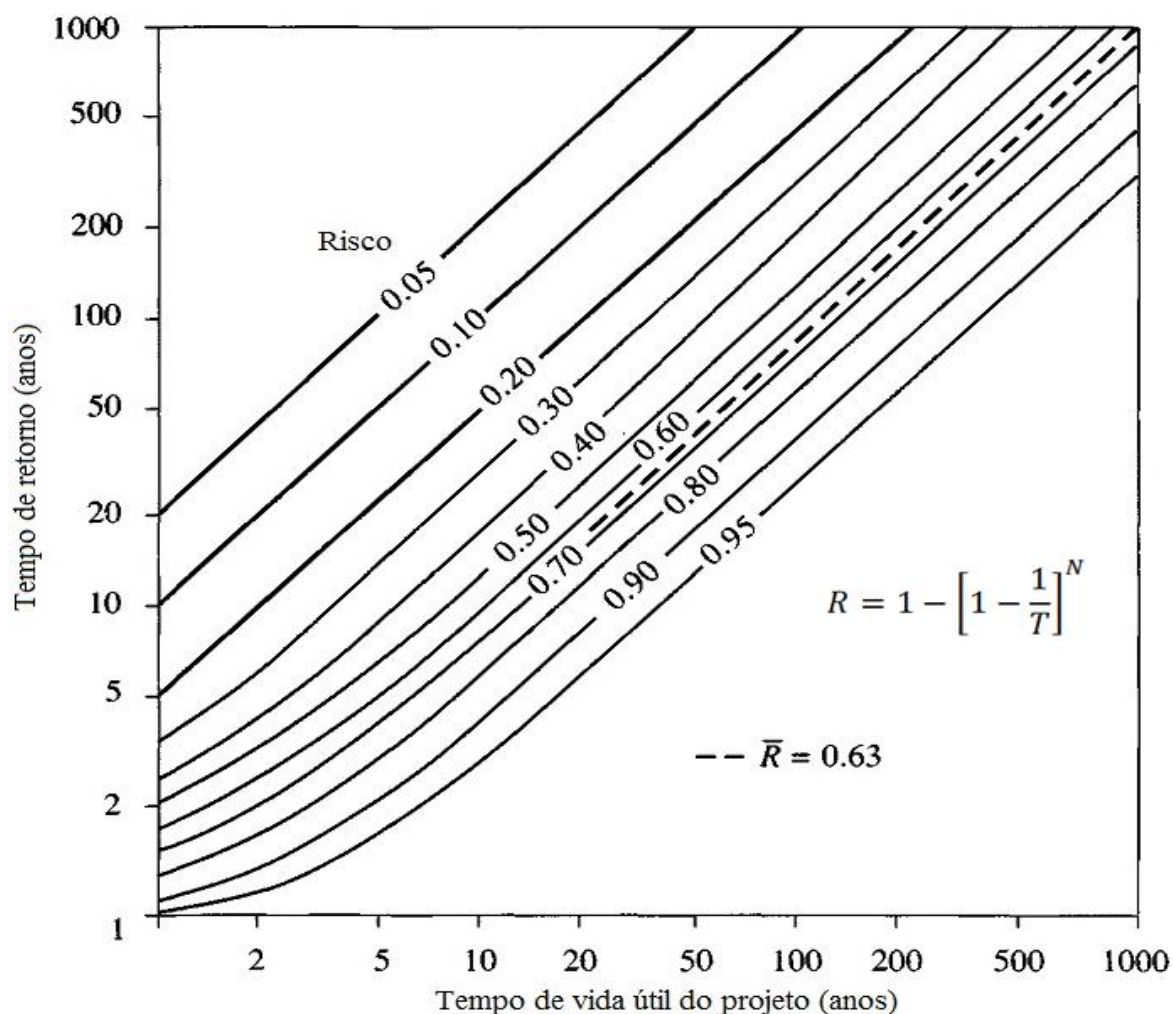


Figura 5.1 – Risco de excedência para um quantil de cheia associado a um determinado período de retorno e tempo de vida útil de um projeto (Fonte: Adaptado de Chow et al., 1988)

Para se dispor de viabilidade que justifique sua execução, um projeto destinado à defesa contra os impactos das cheias deve, adicionalmente, levar em consideração as consequências atribuídas à possíveis falhas no sistema planejado, geralmente associadas a valores monetários e representadas por valores esperados dos custos.

Na gestão de cheias, o custo global esperado é composto pela soma entre os custos relacionados aos danos causados e aqueles ocasionados pela decisão de adotar a implementação de medidas destinadas a reduzi-los (ELEUTÉRIO, 2012). O propósito é, portanto, prover os gestores de ferramentas de auxílio à decisão que indiquem o menor custo global para a adoção de tais medidas, de acordo com o que se ilustra na Figura 5.2. Por meio da referida ilustração, é possível destacar, ainda, a proporcionalidade inversa entre os custos relacionados aos danos e aqueles ocasionados pela implementação de medidas de proteção. Sob esse foco, basear-se-á o estudo de caso hipotético apresentado mais adiante, o qual busca ilustrar tal entendimento de maneira simples e objetiva.

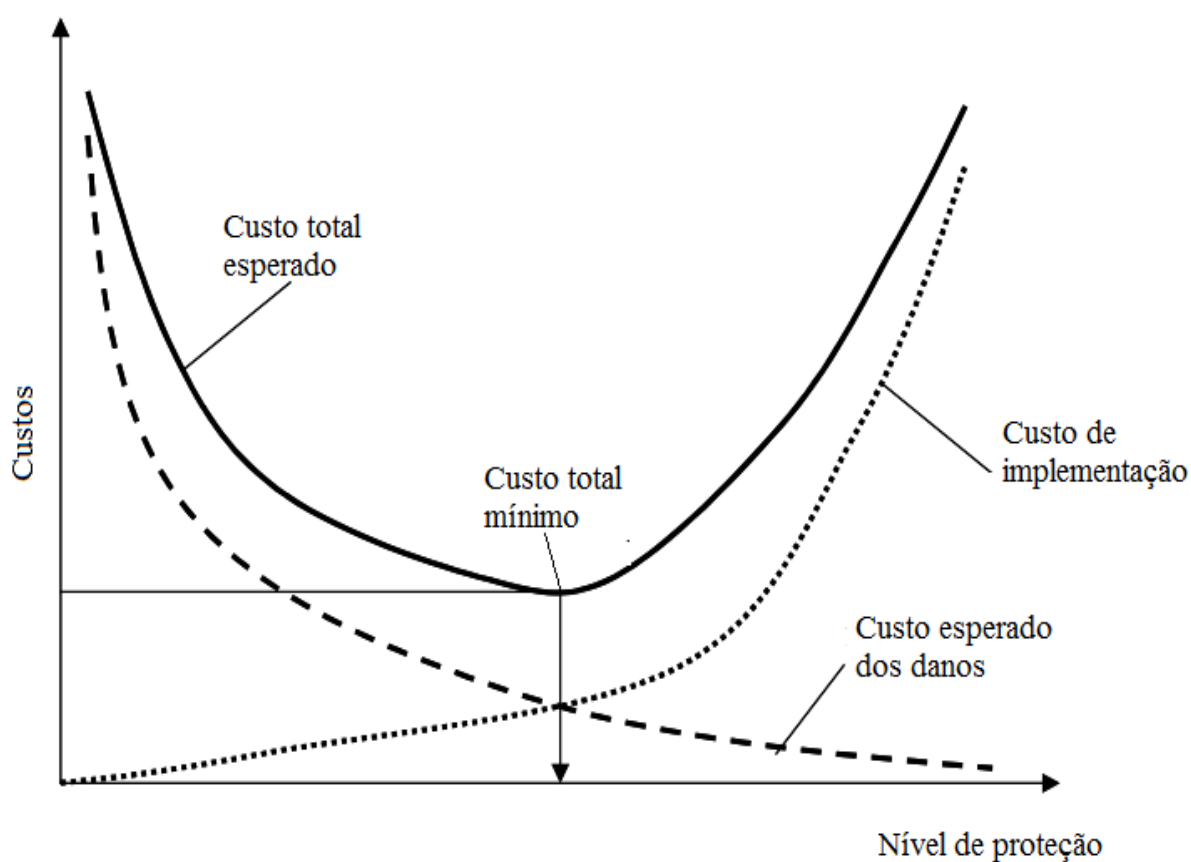


Figura 5.2 – Diagrama esquemático dos custos de projeto baseado no risco (Fonte: Adaptado de Tung, 2002)

É importante observar que a decisão de incrementar o nível de proteção planejado para uma determinada estrutura destinada à defesa dos impactos causados por cheias extremas, ou seja, aumentar o tempo de retorno atribuído ao projeto, implica em incrementos no custo esperado

atribuído à estrutura. No entanto, esses incrementos proporcionam maior proteção e, conseqüentemente, menor custo esperado dos danos. Esse entendimento pode ser facilmente visualizado, também, por meio da ilustração apresentada na Figura 5.2 (Chow et al., 1988) e também será destacado no estudo de caso proposto.

Os danos relacionados à possível ocorrência de um evento de cheia extrema, cuja magnitude seja suficientemente capaz de superar um quantil projetado, podem ser estimados a partir de sua probabilidade de excedência, devidamente associado a um tempo de retorno específico, conforme ilustrado na Figura 5.3 (SU e TUNG, 2013).

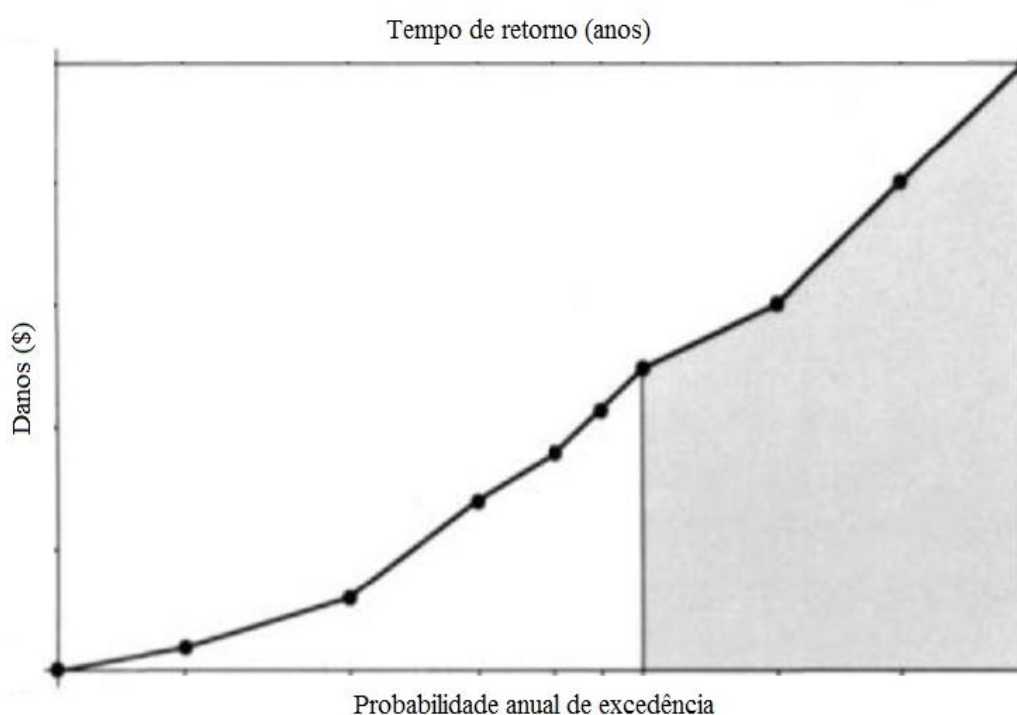


Figura 5.3 – Danos relacionados a eventos com diferentes probabilidades de excedência e tempo de retorno (Fonte: Adaptado de Chow et al., 1988)

O custo esperado dos danos, geralmente estimado para um período anual, pode ser calculado pelo produto da probabilidade de ocorrência de um evento, com determinada magnitude em certo ano durante a vida útil da estrutura planejada, pelo dano potencial resultante de tal ocorrência (AL-FUTAISI e STENDIGER, 1999; CARSELL et al., 2004).

Conforme descrito por Chow et al. (1988), se, em um ano qualquer durante a vida útil de uma estrutura de proteção como um dique, por exemplo, ocorrer uma cheia de magnitude x , essa estrutura evitará danos se o quantil de cheia projetado x_T for superior, isto é, $x < x_T$, a menos, claro, dos danos inerentes ao risco de falhas previamente planejado. Por outro lado, o custo anual esperado para uma possível ocorrência em que $x \geq x_T$ pode ser estimado por meio da seguinte equação:

$$D_T = \int_{x_T}^{\infty} D(x)f(x)dx \quad (5.1)$$

na qual $D(x)$ representa o dano resultante da ocorrência do evento e $f(x)dx$ representa a probabilidade de o quantil de cheia projetado x_T ser superado. É importante observar que, a área destacada na cor cinza, como mostrado na Figura 5.3, representa o valor estimado para o dano anual esperado.

A integral apresentada na equação (5.1) é avaliada de modo que o custo anual esperado é dado pela soma dos valores obtidos em cada intervalo de $x \geq x_T$. Para o intervalo $x_{i-1} \leq x \leq x_i$, tem-se que:

$$\Delta D_i = \int_{x_{i-1}}^{x_i} D(x)f(x)dx \quad (5.2)$$

Dessa forma, a equação (5.2) pode ser aproximada por:

$$\Delta D_i = \left[\frac{D(x_{i-1}) + D(x_i)}{2} \right] \int_{x_{i-1}}^{x_i} f(x)dx = \left[\frac{D(x_{i-1}) + D(x_i)}{2} \right] [P(x \leq x_i) - P(x \leq x_{i-1})] \quad (5.3)$$

Mas, $P(x \leq x_i) - P(x \leq x_{i-1}) = [1 - P(x \geq x_i)] - [1 - P(x \geq x_{i-1})]$ e, consequentemente, $P(x \leq x_i) - P(x \leq x_{i-1}) = P(x \geq x_{i-1}) - P(x \geq x_i)$.

Assim sendo, a equação (5.3) pode ser escrita da seguinte forma:

$$\Delta D_i = \left[\frac{D_{(x_{i-1})} + D_{(x_i)}}{2} \right] [P(x \geq x_{i-1}) - P(x \geq x_i)] \quad (5.4)$$

Portanto, o custo anual esperado dos danos para certa estrutura, cujo tempo de retorno de projeto é T, pode ser estimado por meio da seguinte expressão:

$$D_T = \sum_{i=1}^{\infty} \left[\frac{D_{(x_{i-1})} + D_{(x_i)}}{2} \right] [P(x \geq x_{i-1}) - P(x \geq x_i)] \quad (5.5)$$

Já o custo total do empreendimento, pode ser obtido, dessa forma, por meio da soma dos custos anuais esperados durante o período de vida útil da estrutura e dos custos anuais de capital para a construção e manutenção da mesma. Assim, o tempo de retorno associado a um determinado quantil de cheia, que deverá ser adotado como uma decisão mais racional possível é o valor cujo custo total é mínimo (CHOW et al., 1998; MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

Na Figura 5.4, ilustra-se o resultado de um caso hipotético, disponível em Chow et al. (1988), em que o tempo de retorno adotado para a implementação de uma determinada estrutura é de 25 anos e cuja decisão é formulada sob um cenário em que a condição de estacionariedade ao longo do tempo é considerada. Na Figura 5.4a, pode-se observar o valor da probabilidade de excedência para o tempo de retorno adotado, bem como a área que corresponde ao valor dos danos estimados do risco inerente à sua excedência.

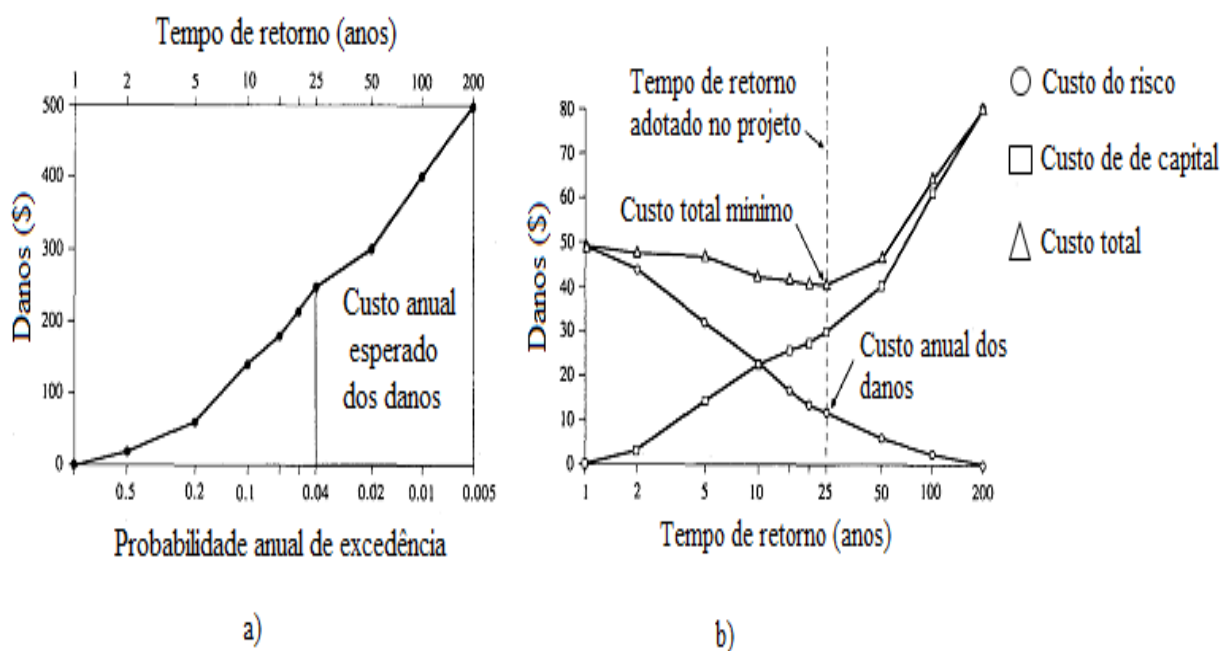


Figura 5.4 – Curvas de custos e danos para um determinado tempo de retorno de projeto
(Fonte: Adaptado de Chow et al., 1988)

Portanto, os procedimentos de estimativa do risco associado às cheias extremas, que envolve a probabilidade de excedência a um determinado quantil de referência e os danos de sua ocorrência, constituem um elemento importante no processo de decisão para a gestão dos impactos de tais eventos. Considerando-se que as ferramentas de auxílio à decisão ora apresentadas se resguardam na premissa de estacionariedade em suas observações, a seção 5.3, a seguir, dedica-se a apresentar uma ferramenta a ser aplicada nas situações em que existem evidências suficientes para considerar a ruptura de tal premissa.

5.3 Decisão para a gestão de cheias máximas com base nos erros do tipo I e do tipo II, sob não-estacionariedade

Conforme referido por Teegavarapu (2010), a estimação cada vez mais precisa dos impactos causados pelas alterações hidroclimáticas ao longo do tempo é, atualmente, um dos mais importantes desafios para as ciências hidrológicas, especialmente no que se refere à gestão de cheias extremas. O referido autor sustenta, adicionalmente, que mesmo com o expressivo avanço do conhecimento sobre os sistemas hidrológicos nas últimas décadas, bem como das ferramentas de auxílio à gestão de seus recursos, o desenvolvimento de novas ferramentas que

considerem as incertezas associadas às tendências de alterações nos padrões hidroclimáticos ainda é muito importante. Problemas como estimativas mais precisas do risco e confiabilidade nos sistemas de gestão dos recursos hídricos sob diferentes cenários de não-estacionariedade em seus processos podem, certamente, ser fundamentais para o desenvolvimento de ferramentas de auxílio à tomada de decisão e gestão desses recursos.

Nas últimas décadas tem havido um crescente esforço para desenvolver e aplicar métodos que se dediquem a incorporar as incertezas envolvidas nos processos hidroclimáticos responsáveis por possíveis tendências ao longo do tempo. Embora muitos deles não estejam diretamente focalizados em quantificar tais alterações, a incorporação de tendências ou outras não-estacionariedades detectadas, possivelmente influenciadas por essas alterações, contribuem para o desenvolvimento de critérios e estratégias de gestão dos impactos de eventos como as cheias extremas. Um dos benefícios desejados com tal incorporação é, sem dúvida, a redução do risco associado às suas ocorrências, cujos danos, por conseguinte, também estão sujeitos à variabilidade (SALAS et al., 2013; WOODWARD, 2014).

Em um contexto de não-estacionariedade, é parte importante do processo de gestão dos recursos hídricos, o desenvolvimento de ferramentas metodológicas que associem tendências ou outras não-estacionariedades ao planejamento futuro. A ausência dessas pode levar a decisões incompatíveis com a realidade, incorrer em custos desnecessários ou, ainda, comprometer o risco associado à implementação de estruturas de defesa contra eventos extremos. Com isso, a adoção de ferramentas que consideram as duas fontes de erros de significância estatística, quais sejam os erros do tipo I e do tipo II, assinaladas no item 4.3.3, podem apresentar lógica passível de ser aplicada no processo de decisão na gestão de cheias (MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

Entre as ferramentas já desenvolvidas com o intuito de prover gestores de elementos cada vez mais eficientes para a tomada de decisão sobre o risco envolvido no processo de gestão de cheias, e em um contexto de não-estacionariedade, está a metodologia proposta por Rosner et al. (2014), que considera as duas fontes de erros anteriormente mencionadas e incorpora tendências temporais previamente verificadas.

Os erros do tipo I e do tipo II (erros α e β , respectivamente), que podem ser estimados por meio das equações (4.12) e (4.13), além de se apresentarem como importante ferramenta para a detecção de tendências em séries de dados de hidrológicos, conforme discutido no item 4.3.3, podem ser tidos, adicionalmente, como elementos de auxílio à decisão na gestão de cheias.

Para Rosner et al. (2014), várias conclusões importantes podem ser tiradas a partir da relação inversa entre α e β , ilustrada na Figura 4.3, as quais têm implicações importantes na gestão de riscos e danos relacionados às variáveis hidrológicas. Além do mais, dada a proporcionalidade inversa existente entre α e β , se n e ρ são fixos, nota-se que, para garantir uma probabilidade muito baixa do erro do tipo I, deve-se aceitar uma alta probabilidade para o erro do tipo II. É trivial notar, também, que somente se os valores de n ou ρ são aumentados é que os valores de α e β são diminuídos. Todavia, aumentar o valor de n significa esperar por anos adicionais para um aumento no tamanho da amostra, e isso pode retardar ou afetar a detecção de possíveis tendências na série, além de diversas outras consequências para a gestão de recursos hídricos. Assim sendo, uma elevação do valor de ρ , se possível, é uma opção muito mais viável, já que pode resultar em melhorias na capacidade de realizar a detecção de tendência, atribuição e predição para os eventos observados (MOREIRA e NAGHETTINI, 2016).

Como a abordagem tradicional se concentra na compreensão baseada somente na ausência de tendência, ou seja, não controla a probabilidade de se rejeitar uma tendência quando ela realmente existe (erro do tipo II), a tomada de decisão pode ser comprometida pela ausência de métodos que considerem tanto o erro do tipo I quanto o erro do tipo II, ponto central da proposta de Vogel et al. (2013), que considera as probabilidades associadas às duas fontes.

Conforme relatado por Moreira e Naghettini (2016), o erro do tipo I, da sobre-preparação, implica na preparação da sociedade para uma tendência que pode não existir, enquanto o erro do tipo II, da sub-preparação, implica em não estar preparado para tendências que realmente podem existir, levando a sociedade a refletir sobre sua preparação para os impactos causados por possíveis eventos extremos (em especial as cheias máximas), denominado por Rosner et al. (2014) de “arrependimento social”.

No contexto de infraestrutura voltada à mitigação dos danos causados por eventos hidrológicos extremos como as cheias máximas, o erro do tipo I pode induzir à decisão de incorrer em custos desnecessários com estruturas superdimensionadas. Já o erro do tipo II, além do arrependimento devido ao sub-dimensionamento ou à ausência de estrutura, agregasse, ainda, a necessidade de maior monta de gastos diante dos impactos causados pela vulnerabilidade existente, podendo ser financeiramente mais oneroso do que os custos decorrentes do erro do tipo I.

Essa abordagem evidencia que a proposição de metodologias que utilizem as duas fontes de erros, baseadas nos riscos, pode ter notória relevância na tomada de decisão, tanto num mundo estacionário quanto em um contexto de não-estacionariedade.

Tendo-se em conta a definição do risco, abordada neste trabalho por meio do item 3.4, é oportuno destacar a importância da investigação prévia da presença de não-estacionariedade nas observações, pois, em geral, para a realização da análise quantitativa de riscos de preparação ou não para os possíveis impactos causados por eventos extremos decorrentes de processos hidroclimáticos, parece ser fundamental uma verificação prévia da presença de tendências nas séries de dados analisadas a partir das probabilidades α e β , para que se provejam, então, os modelos de auxílio à tomada de decisão de elementos adequados à análise.

Neste sentido, Rosner et al. (2014) veem os erros α e β (sobre-preparação e sub-preparação, respectivamente) como probabilidades condicionais dadas por $\alpha = P(\text{nenhuma tendência}|\text{sobre-preparação})$ e $\beta = P(\text{existência de tendências}|\text{sub-preparação})$, realizando uma combinação para a tomada de decisão baseada no risco e analisando consequências econômicas e estratégias de adaptação aos impactos de eventos hidrológicos extremos.

Na Figura 5.5 ilustra-se, esquematicamente, uma árvore de auxílio à tomada de decisão baseada nas duas fontes de erro mencionadas, ponto principal do método proposto por Rosner et al. (2014), em que se é considerado um montante M investido para fim de preparação a uma certa tendência e D_i os danos ou prejuízos associados aos eventos, deixando-se explícito que o chamado custo de arrependimento, tradução livre do termo em língua inglesa *cost of regret*, está associado às decisões incoerentes mencionadas anteriormente. Evidencia-se, também na

Figura 5.5, que as estimativas dos erros do tipo I e do tipo II são utilizadas no cômputo do custo esperado para um cenário de não-estacionariedade enquanto para um cenário em que se verifica a premissa de estacionariedade, o custo esperado dos danos durante a vida útil de uma determinada estrutura pode ser estimado por meio da equação (5.5).

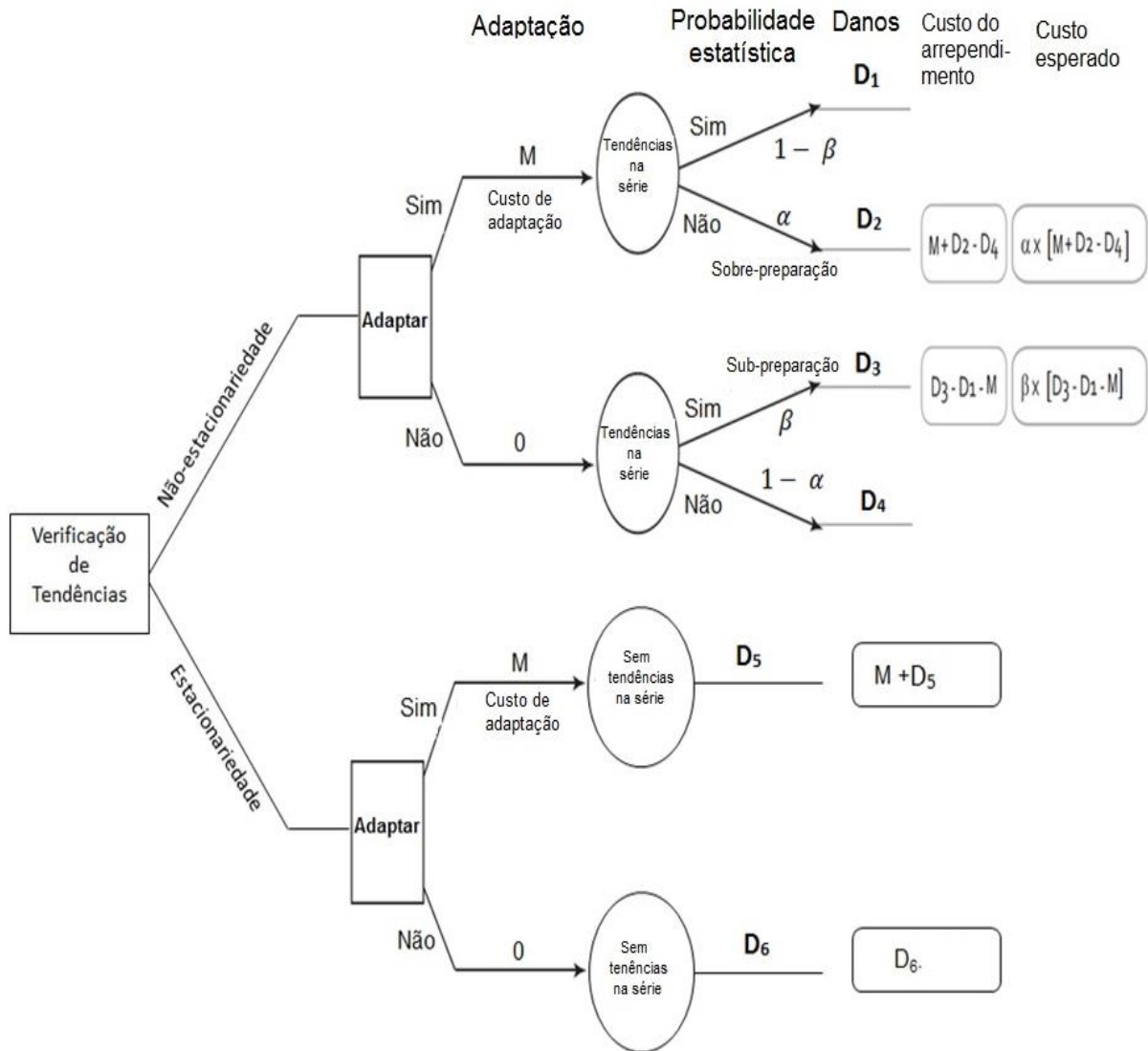


Figura 5.5 – Árvore de auxílio à determinação do custo do arrependimento e decisão para a gestão de cheias (Fonte: Adaptado de Rosner et al., 2014).

A ferramenta de auxílio à decisão adequa-se, *a priori*, tanto para a hipótese de uma tendência ascendente quanto decrescente, uma vez que a decisão baseia-se na comparação entre o custo do arrependimento de sub e sobre-preparação.

Conforme relatado por Moreira e Naghettini (2015), com base nessa ferramenta de auxílio à decisão, supondo-se, hipoteticamente, que os danos associados a eventos frequentes de cheias extremas, por exemplo, para uma determinada região, sob o cenário de que nenhum esforço de adaptação tenha sido empreendido, sejam D_4 e D_3 . O D_4 corresponde aos prejuízos sob o cenário de que não se observou, de fato, uma tendência ao longo do tempo, dado que não houve preparação prévia para esse cenário. Nesse caso, a decisão foi coerente e os prejuízos são aqueles inerentes à ocorrência natural de um dado evento extremo. Contrariamente, se foi observado, de fato, uma tendência ao longo do tempo, dado que não houve preparação para esse cenário, o prejuízo é D_3 e, com isso, a decisão foi de não rejeitar uma hipótese nula falsa, ou seja, cometeu-se o erro do tipo II, o de sub-preparação, cuja probabilidade é β .

Por outro lado, supondo-se, agora, que se tenha investido um montante M destinado à preparação da sociedade à certa tendência crescente para futuros eventos extremos. Sob essa condição, caso se observe, de fato, a referida tendência ao longo do tempo, a decisão de rejeitar uma hipótese falsa (H_0 : não há tendência) foi coerente, supondo-se também que o prejuízo hipotético associado a eventos crescentes com o tempo seja D_1 . Contrariamente, se não se observou a tendência, dado que houve preparação prévia, a decisão foi de rejeitar uma hipótese nula verdadeira, ou seja, cometeu-se o erro do tipo I, o de sobre-preparação, cuja probabilidade é α e, neste caso, supõe-se que o prejuízo associado seja D_2 .

Nesse exemplo hipotético, para o caso em que tenha havido sub-preparação, o custo de arrependimento será dado por $[D_3 - D_1 - M]$. Para o caso de ter havido sobre-preparação, o custo de arrependimento será dado por $[M + D_2 - D_4]$. Os valores dos custos esperados do arrependimento, considerando-se as decisões equivocadas anteriormente mencionadas serão estimados por $\alpha.[M + D_2 - D_4]$, para uma situação de sobre-preparação, e $\beta.[D_3 - D_1 - M]$, para um cenário de sub-preparação.

Desse modo, a decisão mais lógica e mais coerente a ser tomada pelos gestores será, certamente, aquela que apresentar menor valor para o custo esperado do arrependimento associado a certo empreendimento de proteção a eventos hidrológicos extremos como as cheias máximas.

Em estudo de caso realizado para a região de Mystic, no estado americano de Connecticut, Rosner et al. (2014) utilizaram os valores dos erros α e β , além de outras ferramentas estatísticas, e obtiveram, como uma de suas conclusões, que a tomada de decisão baseada na análise tradicional de risco levaria os tomadores de decisão a optar pela não adaptação aos impactos causados por cheias extremas a partir de um muro de contenção por causa de elevados custos previstos para a realização do mesmo. No entanto, concentrando-se na abordagem em que as duas fontes de erros são consideradas, os referidos autores concluíram que o custo esperado foi inferior e, conseqüentemente, o risco associado à ocorrência de tais eventos torna-se menor.

Portanto, fica evidente, então, que é possível preparar melhor a sociedade para os impactos causados por eventos hidrológicos extremos com menores custos, tanto em um cenário de estacionariedade quanto em situações de não-estacionariedade.

5.4 Considerações finais

Neste capítulo, foram abordadas algumas ferramentas de auxílio à decisão para a gestão de cheias, contemplando tanto um cenário de estacionariedade quanto de não-estacionariedade.

No tocante aos instrumentos de auxílio à decisão sobre gestão de cheias diante de uma situação de não-estacionariedade, um dos pontos principais deste trabalho, apresentou-se, ainda, uma árvore de auxílio à decisão, como ilustrado na Figura 5.5. Essa ferramenta busca inserir as incertezas decorrentes de possíveis tendências detectadas em séries temporais de variáveis hidrológicas como vazões máximas, e está focalizada em auxiliar gestores no processo de decisão, especialmente no que concerne ao planejamento de medidas contra os impactos de cheias extremas.

Portanto, a discussão constante neste capítulo permitiu, entre outros, constatar a possibilidade de se otimizar custos de preparação frente aos impactos dos eventos extremos de cheias e, conseqüentemente, reduzir o risco associado às suas ocorrências, promovendo, assim, mais segurança à sociedade.

No capítulo seguinte, busca-se alinhar as etapas do método proposto para a análise de frequência e de gestão de cheias, a partir da informação hidrometeorológica, sob a condição de não-estacionariedade, colocando-as em uma perspectiva unificada, acompanhada da descrição sumária das principais componentes do método.

6 METODOLOGIA PROPOSTA

A metodologia de análise de frequência e de gestão do risco de cheias proposta no presente trabalho é dividida em quatro partes. A primeira dessas etapas compreende a verificação preliminar dos dados e a análise de tendências nas séries de observações hidrometeorológicas, sendo utilizados neste estudo, os registros de precipitações pluviométricas. Em relação aos testes de verificação de tendências, é dado enfoque àquele baseado nos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística, assinalados no item 4.3.3, cujos resultados são comparados com um dos mais utilizados em estudos que se dedicam a essa finalidade, o teste de Mann-Kendall, complementado pelo estimador de declividade de Sen, mostrados nos itens 4.3.1 e 4.3.2, respectivamente.

A segunda fase do método proposto dedica-se ao ajuste de uma distribuição de probabilidades aos dados hidrometeorológicos, considerados nesse caso, os registros de chuva sob a condição de não-estacionariedade, destacando-se a distribuição de Gumbel não-estacionária, de acordo com o que se assinala na equação (4.39), cuja FAP é expressa por meio da equação (4.40). Utiliza-se também nesta etapa o conceito de *Design Life Level*, cujo valor é calculado por meio da equação descrita em (4.60), tendo o valor de p , comumente considerado, de 5%, como é o caso deste trabalho.

Já na terceira etapa, um dos pontos principais do método proposto, o foco é dado à transferência de informações hidrometeorológicas para a análise de frequência de cheias. Utiliza-se, aqui, o método Gradex, relatado no item 4.5.1, cuja demonstração matemática de sua aplicabilidade, sob a condição de não-estacionariedade, a partir de suas premissas basais, encontra-se assinalada no item 4.5.2.

Finalmente, a quarta etapa se dedica à ferramenta cujo objetivo é prover os gestores de elementos suficientemente capazes de auxiliá-los em decisões racionais na busca pelo equilíbrio na relação custo benefício no empreendimento de medidas de controle frente aos impactos causados por eventos extremos de cheias.

Na Figura 6.1, exibe-se uma ilustração das etapas presentes na metodologia proposta, as quais são descritas em seguida.

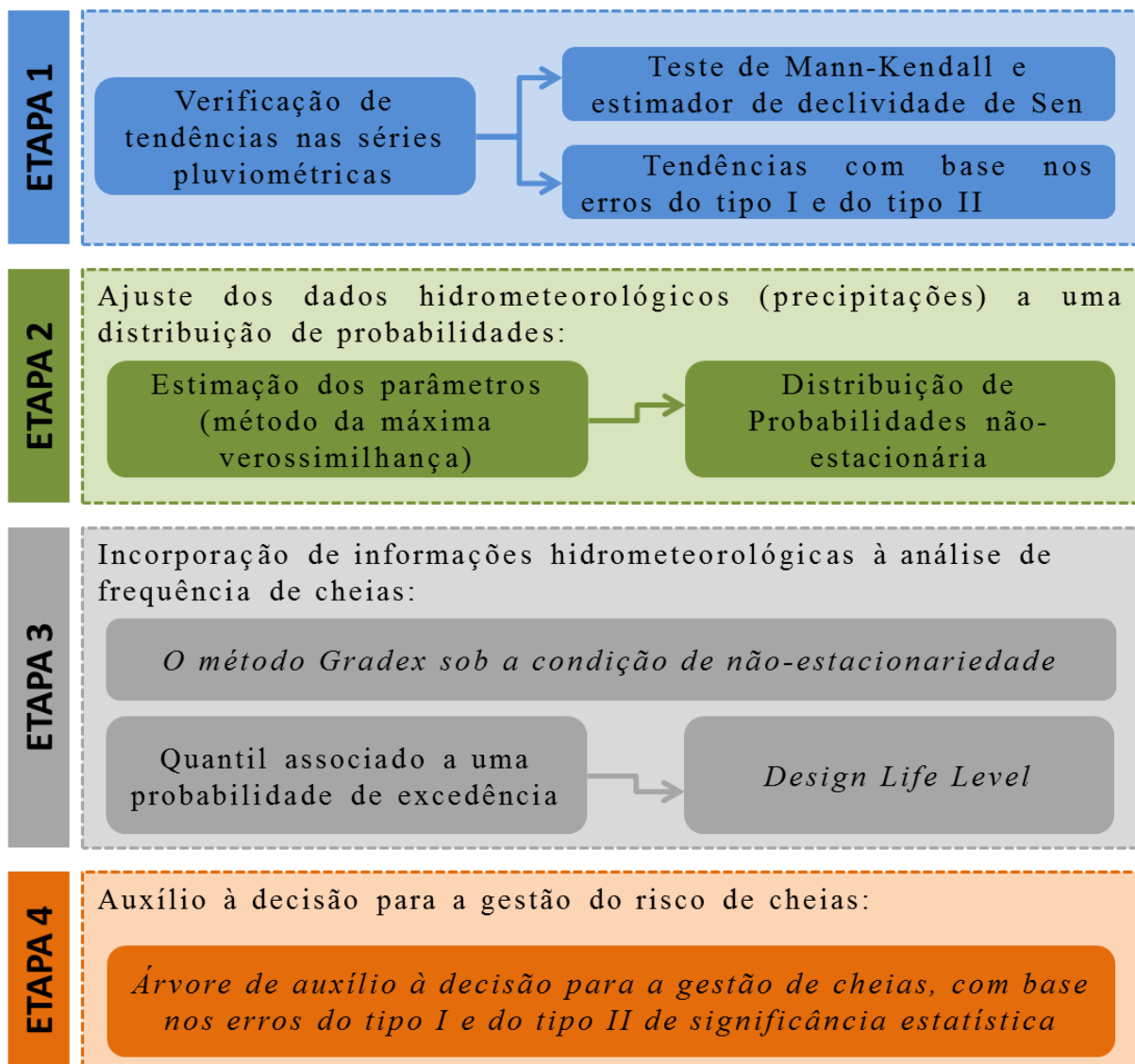


Figura 6.1 – Etapas do método para a análise de frequência e gestão do risco de cheias, a partir da informação hidrometeorológica, sob não-estacionariedade.

6.1 Detecção de tendências nas observações hidrometeorológicas

6.1.1 Detecção de tendências por meio do método de Mann-Kendall

A verificação de tendências nas observações hidrometeorológicas, cujo destaque é dado, neste trabalho, às precipitações, é o primeiro passo para a prática das demais etapas do método de análise de frequência e gestão do risco de cheias proposto neste trabalho. Neste sentido, o teste de Mann-Kendall, descrito no item 4.3.1, é um dos mais utilizados.

Na aplicação do teste de Mann-Kendall, a decisão sobre a rejeição ou não da hipótese nula, de ausência de tendências na série de precipitações, como foi relatada no item 4.2, é baseada no resultado obtido por meio da equação (4.10).

A hipótese que considera a existência de tendência significativa na série de observações não é rejeitada se $|Z_{MK}| > Z_{\alpha/2}$, na qual α é o nível de significância adotado e $Z_{\alpha/2}$ é o valor da distribuição normal padrão com probabilidade de excedência de $\alpha/2$. O nível de significância comumente utilizado é $\alpha = 0,05$, como é o caso do presente estudo.

Para a decisão com base no p-valor, deve-se considerar que, para $p \leq 0,05$, indica-se que o teste apresenta evidências para a não aceitação de H_0 , sugerindo a presença de tendências significativas na série temporal dos dados analisados. Caso contrário, deve-se considerar, evidentemente, que possíveis tendências detectadas não são significativas.

Apesar da eficiência do teste de Mann-Kendall, ele não fornece a magnitude das tendências detectadas, podendo ser complementado pelo estimador de declividade de Sen, obtido por meio da equação expressa em (4.11).

Apesar de ser amplamente utilizado e relatado por inúmeros autores, que evidenciam resultados consistentes, existem objeções sobre sua utilização, principalmente por ele ser baseado, essencialmente, na lógica dos NHST, conforme discutido no item 4.3.3. No item logo adiante, são apresentados os procedimentos metodológicos para o teste de verificação de tendências que utiliza, em sua argumentação basal, os erros do tipo I e tipo II de significância estatística.

6.1.2 Verificação de tendências com base nos erros do tipo I e tipo II

De acordo com Vogel et al. (2013) e Rosner et al. (2014), a maioria dos testes para verificação de tendências em séries de dados observados para variáveis hidrológicas, aqui incluído o de Mann-Kendall, que se baseiam na lógica dos NHST, dão pouca ou nenhuma atenção à probabilidade de se ignorar uma tendência se ela realmente existir, como foi tratado no item 4.3.3.

Com isso, a aplicação da metodologia proposta por Vogel et al. (2013), baseada nos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística, cujas probabilidades são dadas, respectivamente, por α e β , pode ser uma boa alternativa, principalmente num contexto de não-estacionariedade. Os valores de α e β podem ser obtidos por meio das equações assinaladas em (4.12) e (4.13), respectivamente.

Quanto menores forem os valores das probabilidades obtidos para os erros α e β , maiores serão os indícios de não rejeição da hipótese de tendência significativa na série analisada. No presente estudo, as séries de dados de precipitação são postas à verificação quanto à presença de possíveis tendências ao longo do tempo. Além disso, os valores obtidos por meio das referidas equações serão elementos importantes na aplicação da ferramenta de auxílio à decisão, em condições de não-estacionariedade, tratada no item 5.3, cujo destaque é dado à implicação desses valores na determinação do custo do arrependimento associado à ocorrência de cheias extremas.

Uma vez concluída a análise de tendências na série de observações hidrometeorológicas, e as evidências apontem para a não aceitação da hipótese de tendências temporais significativas a partir dos registros averiguados, devem ser seguidos, então, os procedimentos tradicionais de análise do risco, incluindo o ajuste convencional da distribuição de probabilidades que melhor represente a população em estudo, conforme discutido no item 4.4.1, até a composição dos elementos necessários à tomada de decisão, também discutidos neste trabalho ao longo do item 5.2.

Contudo, para os casos em que os resultados proporcionem evidências suficientes para a não aceitação da hipótese de estacionariedade nas observações, devem-se seguir os procedimentos descritos na metodologia aqui proposta, iniciando pelo ajuste da distribuição de probabilidades, a partir dos procedimentos descritos no item 4.4.2, como se evidencia no item logo em seguida.

6.2 Ajustamento de distribuição de probabilidade aos dados de observações hidrometeorológicas, sob não-estacionariedade

Mesmo diante de evidente progresso nas últimas décadas, a formulação de uma teoria geral assintótica de valores extremos sob a condição de não-estacionariedade ainda necessita de avanços. Coles (2001) alerta sobre a possibilidade de se utilizar técnicas de regressão para estimar os parâmetros das distribuições pertinentes aos modelos GEV sob essa condição, e destaca a distribuição de Gumbel não-estacionária como um importante caso particular.

Neste trabalho, foram elencados modelos distributivos em diferentes combinações dos parâmetros, tomando o tempo como covariável em cada um deles, os quais foram analisados segundo a GEV, cuja FAP é expressa na equação (4.32), com parâmetros de posição, escala e forma representados, respectivamente, por $\mu(t)$, $\sigma(t)$ e $\xi(t)$. Os modelos propostos foram, também, analisados sob resguardo da distribuição de Gumbel não-estacionária, cuja FAP é expressa por meio da equação apresentada em (4.40), em que o parâmetro de forma tende à nulidade, ou seja, $\xi(t) \rightarrow 0$.

Os parâmetros dos modelos distributivos contornados segundo a GEV e à Gumbel não-estacionária para os dados observados de precipitações utilizados na metodologia proposta, são obtidos por meio do método da máxima verossimilhança, cujos valores são estimados por meio das equações expressas em (4.38) e (4.41), respectivamente.

A função inversa da FAP da GEV não-estacionária, ou função de quantis, é obtida por meio da equação (4.42), onde p representa a probabilidade de excedência e q a de não-excedência.

Do mesmo modo, a função de quantis relativa à distribuição de Gumbel não-estacionária, é expressa por meio da equação (4.43).

Para se modelar uma tendência nos parâmetros das variáveis em estudo, cujo modelo seja capaz de explicar a maior parte dos dados analisados, foram aplicados o critério da informação de Akaike e o teste da razão de verossimilhança sobre os modelos formulados pela combinação entre os parâmetros da distribuição. Em relação ao critério de Akaike, a decisão mais lógica sobre o modelo que melhor se ajusta aos dados basear-se-á no menor

valor do *AIC*, calculado por meio da equação (4.44), em que k representa o número de parâmetros e $\ell(\hat{\theta})$ é o máximo da função log de verossimilhança do modelo em apreciação.

No tocante ao teste da razão de verossimilhança, ou LRT, a comparação é feita por meio da estatística D , obtida por meio da equação (4.45), em que $\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_0})$ e $\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_1})$ representam, respectivamente, o máximo da função log de verossimilhança dos modelos nulo (\mathcal{M}_0) e alternativo (\mathcal{M}_1).

Considerando-se que a maioria dos métodos utilizados para modelagem não-estacionária são complexos e exigem demasiado esforço para serem resolvidos analiticamente ou com o uso de *softwares* comuns, deve-se lançar mão de instrumentos com características mais avançadas e capazes de atender tal necessidade, como é o caso do *software* estatístico gratuito R, utilizado neste trabalho, especialmente o pacote de rotinas computacionais *ismev* (GILLELAND et al., 2013).

No item imediatamente a seguir são assinalados os procedimentos metodológicos para a incorporação de informações hidrometeorológicas à análise de frequência de cheias, que também é parte importante do método proposto neste trabalho.

6.3 Incorporação de informações hidrometeorológicas à análise de frequência de cheias

A verificação de que dados de observações pluviométricas são mais abundantes que os de observações fluviométricas estimula a utilização de métodos capazes de incorporar tais informações à análise de frequência e gestão de cheias. No contexto presente, o método Gradex é um dos instrumentos utilizados para tal fim, de acordo com o que se discutiu no item 4.5.1.

A partir das premissas basais do método Gradex, relatadas no item 4.5.1.1, o método para a análise de frequência e gestão do risco de cheias aqui proposto utiliza-se do mesmo para a incorporação de informações de chuva à análise de frequência de cheias, porém para uma situação de não-estacionariedade, cuja aplicabilidade é discutida e demonstrada matematicamente no item 4.5.2.

Para o presente estudo, obteve-se, também, a distribuição de volumes escoados por meio do método Gradex convencional, ou seja, em que se considera a estacionariedade nas séries de observações. Os resultados são comparados com aqueles obtidos a partir da aplicação do método no contexto de não-estacionariedade.

Para a aplicação do método Gradex deve-se, primeiramente, proceder com a escolha apropriada do tempo de duração d a ser utilizado no contexto do método. O tempo de duração d aqui utilizado foi determinado a partir do tempo de base médio da bacia, obtido de hidrogramas observados, devendo ser representado por um número inteiro de dias, conforme o que se relata no item 4.5.1.4, cuja representação é ilustrada na Figura 4.11. Utilizou-se o procedimento descrito por Linsley et al. (1975), a partir do qual foi definido o início e o fim dos hidrogramas, por meio da equação (4.86), em que se identifica o escoamento superficial entre o ponto de subida do hidrogramas e o ponto localizado N dias após a ocorrência do pico de cheia, conforme ilustração exibida na Figura 4.11. Dado que a metodologia não exige a separação do escoamento de base, foram utilizados os valores totais escoados (Fernandes, 2005; ZUFFO e LEME, 2005).

O ajustamento da distribuição de probabilidades aos dados do volume de chuvas, para o referido tempo de duração, é feito por meio de etapas metodológicas relatadas no item 6.2.

De acordo com a segunda premissa basal do método Gradex, referida à cauda superior da distribuição dos volumes de chuva, para a qual se supõe ser uma função de decaimento exponencial, é expressa de acordo com a equação (4.87).

Neste caso, pode-se considerar uma tendência linear simples tanto no parâmetro de posição quanto no de escala, apresentada da seguinte forma:

$$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t \text{ e}$$

$$\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$$

A partir daí, verifica-se que a proporcionalidade de r_0 , observada na equação (4.97), ao parâmetro de escala (o gradex) para situações em que se considera uma tendência temporal

para o referido parâmetro, permite, portanto, a aplicabilidade do método Gradex em situações de não-estacionariedade, previamente verificada nas séries de observações de chuva e, com isso, os quantis de cheias são estimados.

Concluídas essas etapas, deve-se determinar o *Design Life Level* para, então, proceder com a composição dos elementos de auxílio à decisão para a gestão do risco de cheias, conforme o que se estabelece a seguir.

6.3.1 Obtenção do DLL

Visto que, sob o contexto de não-estacionariedade, alguns conceitos são tratados de forma diferente, como é o caso do conceito de tempo de retorno, utilizou-se, no presente trabalho, o conceito de *Design Life Level*, ou DLL, relatado no item 4.4.2.3, cujo valor é obtido por meio da inversão da solução da equação (4.59), ou seja, pela função de quantis na forma das equações (4.42) e (4.43), aplicada à probabilidade de não-excedência $(1 - p)$ desejada.

Em $F_t(x)$ que função acumulada de probabilidades os valores máximos anuais durante o período de vida útil do projeto, $F_{X(t)_{T_2-T_1}}$, em que T_1 e T_2 representam, respectivamente, o primeiro e último ano do referido período.

Com isso, a estimativa do *quantil de vida útil*, para o risco associado p , é estimado por meio da equação (4.60).

6.4 Auxílio à decisão para a gestão do risco de cheias

Conforme discutido no item 3.4, para o planejamento de medidas de intervenção frente aos impactos relacionados às cheias extremas, é importante que os gestores atentem para os principais aspectos a serem considerados, quais sejam, o custo e a segurança, geralmente associados ao conceito de risco. Para isso, é essencial que eles estejam munidos de elementos suficientemente capazes de auxiliá-los na busca pelo equilíbrio da relação custo-benefício inserida no empreendimento.

Neste sentido, a ferramenta de auxílio à decisão, baseada nos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística (erros α e β , respectivamente), relatada no item 5.3, que é um dos

pontos principais da metodologia proposta neste trabalho, pode se apresentar como um importante instrumento no processo de gestão de cheias máximas, com destaque à árvore de auxílio à decisão ilustrada na Figura 5.5. Tal relevância se deve ao fato de a referida ferramenta dedicar esforços à busca de incorporar as incertezas futuras envolvidas nos processos hidroclimáticos, uma vez que a não-estacionariedade temporal em séries de variáveis hidrológicas já é amplamente discutida, especialmente em um contexto de alterações nos padrões climáticos, que podem potencializar o risco de ocorrência de eventos extremos de cheias de magnitude jamais registrada.

Valendo-se dos resultados obtidos por meio das etapas metodológicas anteriormente descritas, o método ora apresentado focaliza-se em auxiliar na decisão de propor medidas de adaptação aos impactos das cheias. Do que foi exposto no item 5.3, uma vez que se verifica previamente a condição de não-estacionariedade nas observações analisadas, por meio dos resultados obtidos nas etapas metodológicas descritas nos itens 6.1.1 e 6.1.2, para a adoção de medidas de controle, especialmente se essas se inserem no conjunto daquelas classificadas como estruturais, o custo destinado à implantação e manutenção ao longo de sua vida útil deve ser adicionado àqueles inerentes ao risco relacionado aos erros de sobre-preparação e sub-preparação, quais sejam, os valores de α e β , respectivamente, obtidos por meio das equações (4.12) e (4.13), cujo produto desses pelo custo do arrependimento, relatado no item 5.3, apresenta o custo esperado.

Por outro lado, se a decisão é pela não implementação de tais medidas, o referido valor de implantação e manutenção deve ser subtraído na determinação do custo esperado, na forma que é ilustrado na parte da árvore de auxílio à decisão apresentada na Figura 5.5, em que se considera apenas a condição de não-estacionariedade, detectada mediante o cumprimento dos procedimentos metodológicos descritos no item 6.1.

Assim, para uma condição de não-estacionariedade, a decisão de se recomendar adaptação para os impactos das cheias depende tanto do grau de incerteza quanto a tendência observada, cuja expectativa de custos do arrependimento de sobre-preparação e sub-preparação são determinados do modo que se exhibe na Figura 6.2. Conforme destacado por Rosner et al.

(2014), deve-se recomendar o investimento em adaptação quando o valor do arrependimento esperado de sub-preparação é maior do que o arrependimento esperado de sobre-preparação.

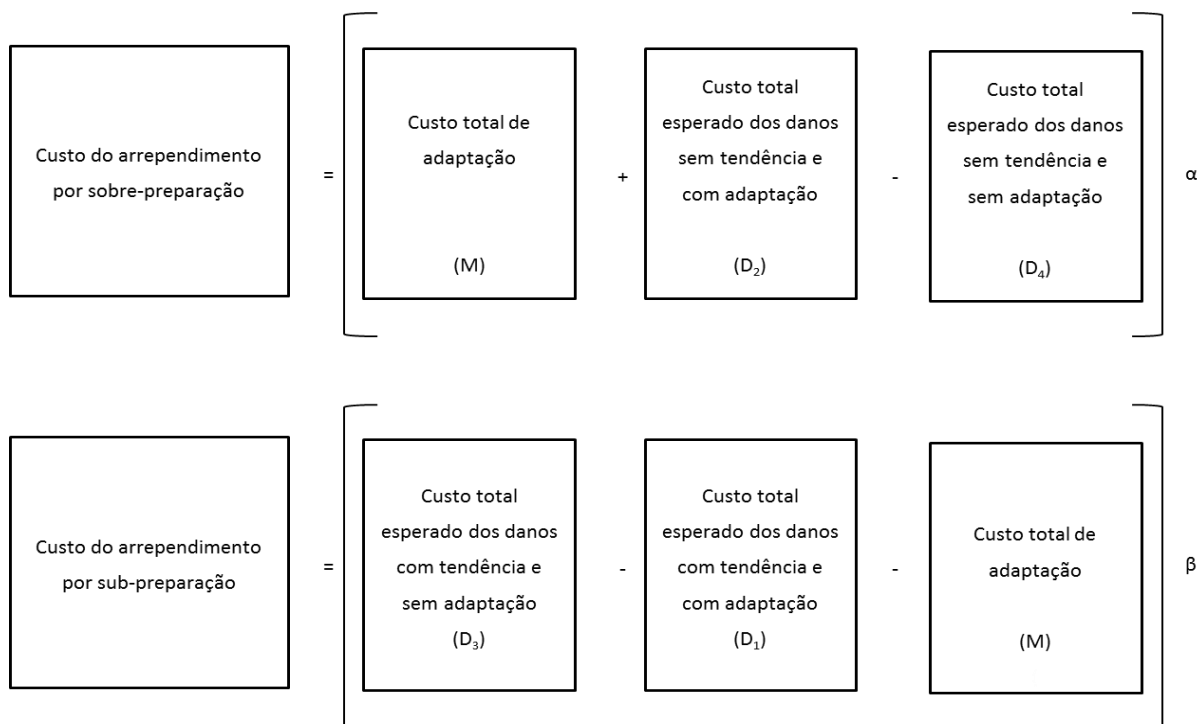


Figura 6.2 – Determinação do custo do arrependimento (Fonte: Adaptado de Rosner et al., 2014)

É importante destacar que, para uma situação de estacionariedade, a decisão deve ser pautada nos procedimentos convencionais de auxílio à decisão, conforme assinalado no item 5.2. Neste caso, o ajuste dos dados observados a uma distribuição de probabilidades segue os procedimentos convencionais da análise de frequência, relatada no item 4.4.1, especialmente à distribuição de Gumbel para máximos, quando devidamente aceita a sua aderência, cuja função densidade de probabilidade é expressa por meio da equação ilustrada em (4.26). Inserem-se, neste ponto, os conceitos de tempo de retorno e risco hidrológico, tratados neste trabalho no item 4.4.1.1, cujas equações encontram-se assinaladas em (4.29) e (4.30). Já a incorporação de informações hidrometeorológicas à análise de frequência e decisão sobre o risco de cheias segue, além das premissas basais do método Gradex, como apresentado no item 4.5.1, cuja distância r_0 , de translação entre a função densidade de probabilidades ajustada aos dados de chuvas e de cheias, é expressa por meio da equação (4.70).

Ainda sobre a gestão do risco de cheias sob a condição de estacionariedade, as ferramentas de auxílio à decisão baseiam no que se encontra assinalado no item 5.2, sobretudo na obtenção do custo total, o qual pode ser obtido por meio da equação destacada em (5.5). A árvore de decisão para a gestão de cheias exibida na Figura 5.5 apresenta também parte destinada à decisão para os casos em que se verifica a condição de estacionariedade.

6.4.1 Obtenção dos custos de danos de cheias e custos de adaptação

É importante destacar que para a aplicação da metodologia proposta no presente trabalho, devem ser obtidos os custos dos danos associados aos quantis de cheia e os custos de adaptação por meio de medidas de controle dos impactos de cheias extremas.

No tocante aos custos de adaptação, estes podem ser obtidos por meio de projetos específicos de levantamento dos custos relacionados à implantação de medidas de controle planejadas. Por exemplo, a determinação do custo de uma medida estrutural destinada a proteger uma cidade dos impactos associados à ocorrência de cheias extremas.

Já em relação aos custos dos danos associados às cheias, sugere-se a construção de uma curva de custos *versus* vazão, cuja relação é fundamental para a aplicação da ferramenta de auxílio à decisão inserida na metodologia proposta no presente trabalho. No contexto presente, entende-se que a metodologia apresentada por Machado et al. (2005) e por Eleutério (2012) é adequada para a construção da tal curva.

A metodologia de obtenção da referida curva, de acordo com Machado et al. (2005), baseia-se na construção de curvas de danos *versus* profundidade de submersão (DPS), adotando-se o enfoque do custo-benefício para a análise de medidas de controle. Sua construção pode ser feita por meio de uma análise de risco clássica, a partir da modelagem hidráulica e hidrológica e do mapeamento de enchentes nas áreas inundáveis, tomando-se um evento de cheia como referência. A Figura 6.3 ilustra graficamente os procedimentos para a obtenção da curva DPS, proposta pelos referidos autores.

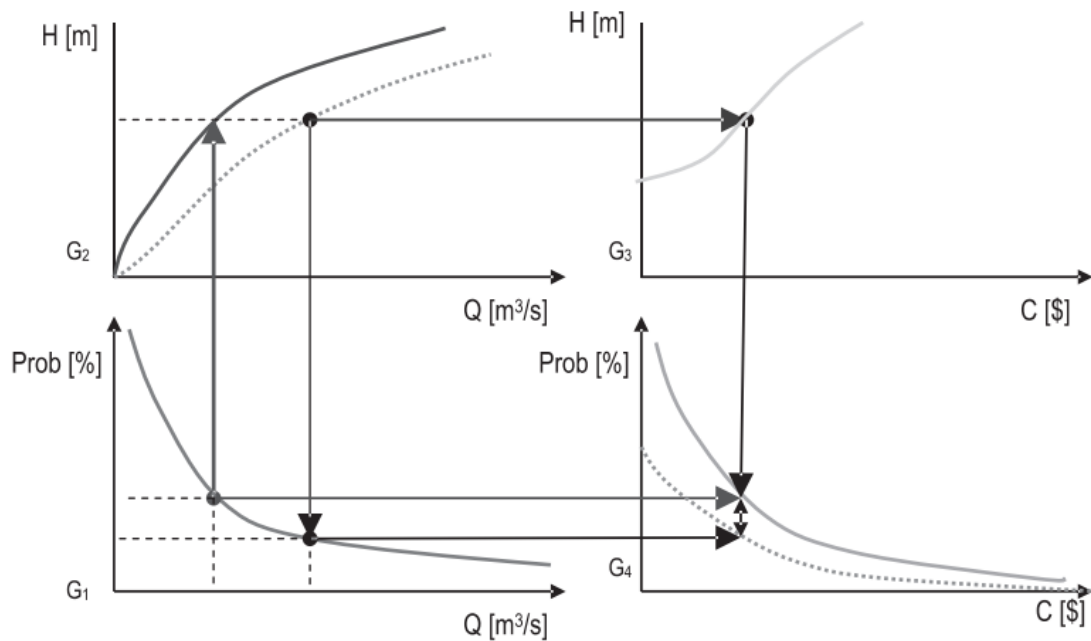


Figura 6.3 – Exemplo hipotético dos procedimentos para a obtenção da curva DPS (Fonte: Machado et al.,2005).

Adicionalmente, os autores evidenciam que, no exemplo ilustrado na Figura 6.3, os gráficos G_1 e G_2 são obtidos por meio de análise hidráulica e hidrológica tradicionais. Tem-se, neste caso, que G_1 decorre da análise de frequência de cheias, relacionando-se valores de vazão com suas probabilidades de excedência. O G_2 , por sua vez, se refere à relação cota-descarga em determinada seção fluvial.

Em relação aos gráficos G_3 e G_4 , o segundo versa sobre a relação da probabilidade de excedência aos danos de inundação. Já o gráfico G_3 é a curva DPS da relação entre danos e cotas de inundação. Ambos são expressos em termos monetários.

A partir daí, torna-se trivial relacionar custos e vazão, cuja relação é importante para a aplicação da metodologia proposta no presente trabalho.

No capítulo imediatamente a seguir, apresentam-se os resultados de aplicação do método proposto no referido trabalho em um estudo de caso a partir de séries pluviométricas e fluviométricas da bacia hidrográfica do alto rio Tarauacá.

7 APLICAÇÃO DA METODOLOGIA PROPOSTA

7.1 Introdução

Os métodos que se dedicam ao auxílio à decisão sobre medidas de controle de cheias são deveras importantes elementos de gestão, visto que a ocorrência desses eventos está sujeita a alterações ao longo do tempo. Doravante, são descritos os resultados de aplicação da metodologia proposta nesta tese. Para tal, escolheu-se a bacia hidrográfica do alto rio Tarauacá, localizada no sudoeste da Amazônia brasileira, região central do estado do Acre.

A escolha da referida bacia hidrográfica foi motivada por apresentar características semelhantes às demais cidades da região a que está inserida e porque o principal município nela localizado, o município de Tarauacá, é considerado vulnerável aos impactos das cheias. O fato da série de chuva ser mais longa do que a série de vazões registradas no município também foi considerada na escolha, motivando a incorporação de informações da série de precipitação pluviométrica à análise de frequência e de gestão do risco de cheias. Adicionalmente, a observação de possível não-estacionariedade na série de chuva com duração de 10 dias também foi fundamental para a escolha da área de aplicação da metodologia proposta nesta tese.

Mesmo não sendo uma escolha ideal para a aplicação do modelo proposto nesta tese, por causa da carência de dados na região, a lacuna de estudos na região também impactou na decisão do autor, ainda que se trate de uma mera aplicação de uma metodologia que foi desenvolvida. A importância do estudo de caso é apenas relativa, pois pode se aplicar tal metodologia em qualquer região.

Ressalta-se que, muitas incertezas podem ser consideradas nos resultados obtidos no presente estudo de caso, dentre as quais o fato de valer-se somente de uma série de chuva e uma de vazões. Por isso, os dados resultados obtidos são apenas adequados para fins de aplicação da metodologia proposta, pois fornecem noção sobre a ordem de grandeza das variáveis envolvidas.

Nos itens logo a seguir, encontram-se a descrição da referida bacia hidrográfica, bem como os resultados obtidos por meio da metodologia proposta nesta tese.

7.2 Descrição da área de estudo

7.2.1 Localização, hidrografia e clima da bacia do alto Tarauacá

A área de estudo é formada pela sub-bacia do alto Tarauacá, inserida na bacia do rio Tarauacá, situada no extremo sudoeste da Amazônia brasileira, região central do estado do Acre, entre as latitudes 7° 43' S e 9° 53' S e as longitudes 72° 30' W e 70° 17' W, abrangendo uma área de drenagem de 17.200 km² e perímetro de 785 km, aproximadamente, considerando-se um nível de detalhamento na escala de 1:100.000. Essa região central do Acre é compreendida entre os municípios de Sena Madureira e Tarauacá (ACRE, 2010a; ACRE, 2012). Na Figura 7.1, apresenta-se a localização da bacia do alto Tarauacá, no estado do Acre.

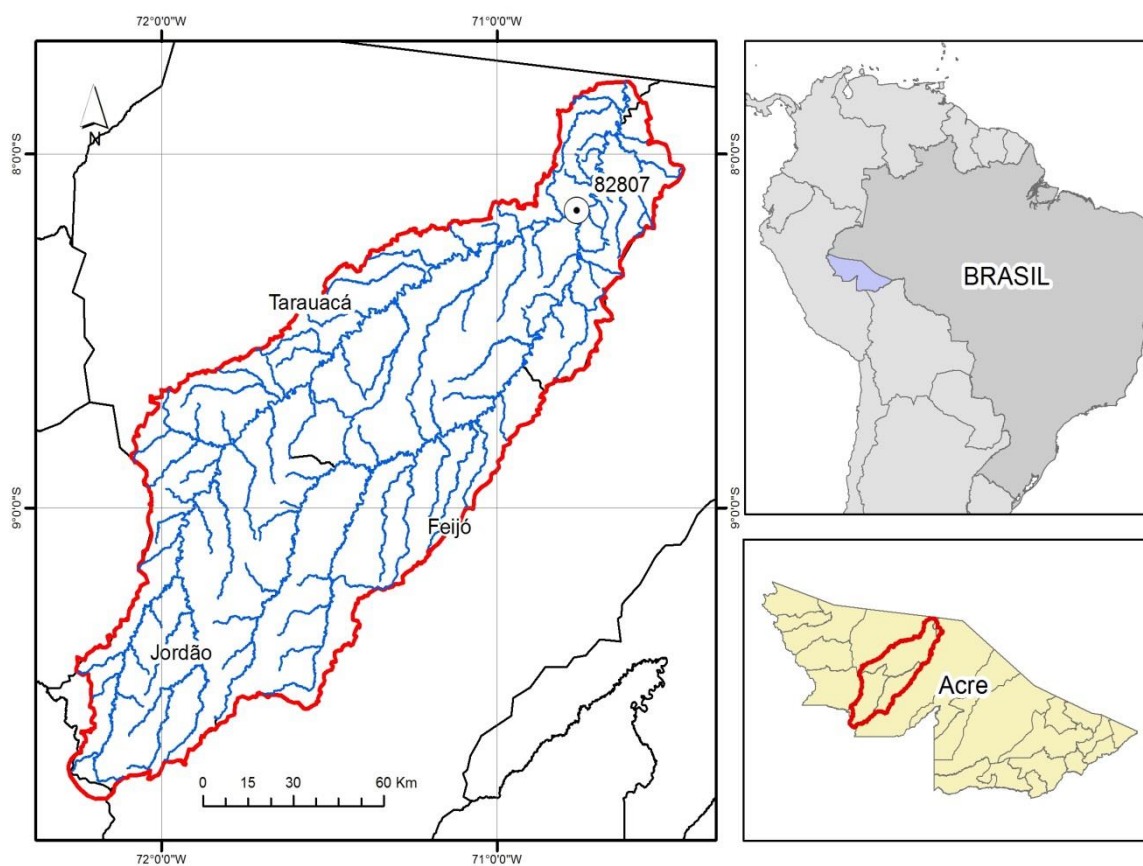


Figura 7.1 – Localização da bacia hidrográfica do alto Tarauacá, estado do Acre.

A bacia do rio Tarauacá está incluída entre as seis unidades de gestão de recursos hídricos, denominadas por UGRH, em que o estado do Acre foi dividido para fins de gestão de tais recursos, agrupando em cada uma delas, suas principais bacias hidrográficas, conforme se ilustra na Figura 7.2. Essa divisão segue, aproximadamente, a regionalização definida no zoneamento econômico-ecológico do Acre (ACRE, 2012).

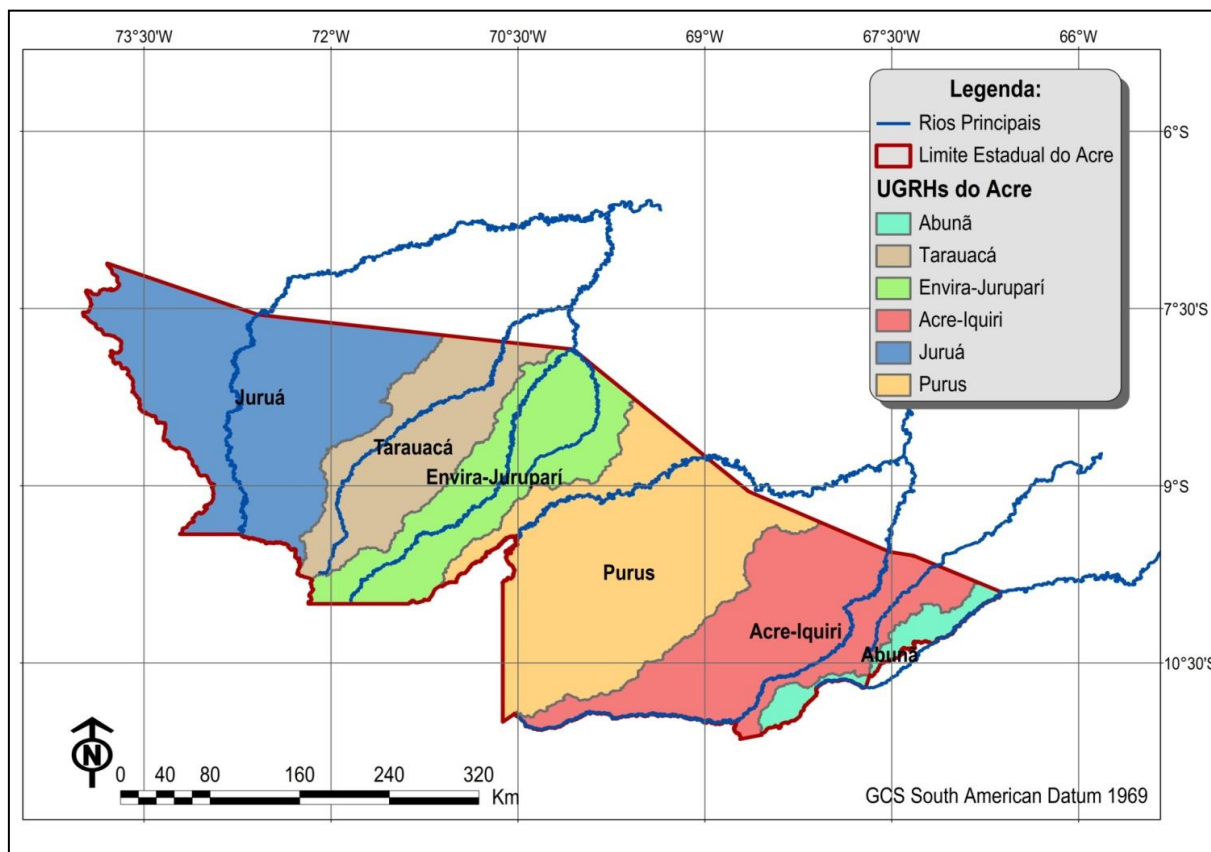


Figura 7.2 – Localização da bacia do rio Tarauacá e regionalização do estado do Acre em Unidades de Gestão de Recursos Hídricos (Fonte: Acre, 2012).

O principal tributário do alto Tarauacá é o rio Murú, o qual deságua pela sua margem direita, defronte ao principal município situado na região delimitada pela bacia em questão, o qual recebe, também, o nome de Tarauacá. Além desse, outros cursos d'água de menor porte, denominados por igarapés, são afluentes do rio Tarauacá, entre os quais destacam-se o São Luis, o Joaci e o Sacado pela margem direita, adicionando-se o Minas, o Lupuna e o Pirajá pela margem esquerda, todos considerados perenes (ACRE, 2010b; ACRE, 2012).

Inserida na região amazônica, a área de abrangência da bacia hidrográfica do alto rio Tarauacá apresenta um clima equatorial quente e úmido e, de acordo com a classificação do Köppen, apresenta subclima tropical de monção (Am). Entre as características desse subclima está a ocorrência de intensas precipitações pluviométricas (quantidade acumulada anual superior a 2.000 mm), mesmo sabendo que essa classificação climática (Am) apresenta uma estação de seca (DELGADO et al., 2012; MACÊDO et al., 2013).

No tocante ao padrão de distribuição de chuvas na bacia do Tarauacá segue-se, basicamente, com algumas exceções, aquele apresentado no estado do Acre, qual seja irregular, com um período marcadamente seco, de precipitações abaixo da média anual, compreendido entre os meses de maio a setembro, e um período chuvoso, com alturas de precipitação iguais ou acima do patamar citado, entre os meses de outubro e abril. A média de precipitação anual é de aproximadamente, 2.000 mm (COSTA et al., 2012).

Em relação às vazões, há um período marcadamente de baixos valores de vazões e um período em que costumam ocorrer as maiores vazões anuais, coincidindo respectivamente com os períodos seco e chuvoso, anteriormente mencionados. Popularmente, o período seco e de baixos valores de vazão é conhecido como “verão amazônico”, enquanto o período chuvoso e de maiores vazões nos cursos d’água é conhecido como “inverno amazônico”. No período de alta pluviosidade, é comum a ocorrência de transbordamento da calha principal dos rios e conseqüente invasão de suas planícies de inundação (ACRE, 2010a; MACÊDO et al., 2013).

7.2.2 Geologia

A bacia do rio Tarauacá é a que apresenta menor diversidade geológica do estado do Acre, cuja localização é adjacente àquela com maior diversidade, qual seja a bacia do rio Juruá. Tal fato é compreensível, pois a região mais a oeste do estado, onde está situada a bacia do Juruá, encontra-se incluída na faixa de desdobramentos da Cordilheira dos Andes (ACRE, 2010a).

Conforme caracterizado em Acre (2010b), a área em estudo apresenta predominância da Formação Solimões Superior, caracterizada por arenitos compactos de ambiente fluvial meandrante (barra em pontal) e que apresentam destaque no relevo, formando cristas

aguçadas. A Formação Solimões é a mais extensa das unidades litoestratigráficas do estado do Acre. Segundo Cavalcante (2005), destaca-se, ainda, a ocorrência Terraços Holocênicos, descritos como aluviões indiferenciados ao englobarem os depósitos encontrados sobre áreas de terraço. Esses foram palco de pretéritas planícies de inundação, constituídos por cascalhos lenticulares de fundo de canal, areias quartzosas inconsolidadas de barra em pontual, e siltes e argilas de transbordamento e, por isso, trata-se de depósito típico de planície fluvial.

7.2.3 Geomorfologia

Entre as unidades geomorfológicas que o estado do Acre se encontra dividido, a Planície Amazônica está presente em todas as regiões, situando-se, portanto, ao longo de todo o rio Tarauacá, com padrões meândricos de drenagem (ACRE, 2010a; ACRE, 2010b). A região do Tarauacá está predominantemente inserida na depressão do Juruá-Iaco.

Diante da predominância de rochas arenosas, da Formação Solimões (Superior), que ocorre na maior parte da área em estudo, percebe-se uma forma de relevo com características de modelados de dissecação homogênea, ou seja, dissecação fluvial que não obedece ao controle estrutural nítido, definida pela combinação das variáveis com formas de topo, densidade de drenagem e aprofundamento das incisões, com aprofundamento de incisões médio e densidade de drenagem muito fina. Apresenta conjunto de formas de relevo de topos estreitos e alongados, esculpidas em rochas sedimentares dobradas, definidas por vales encaixados. Os topos de aparência aguçada são resultantes da interceptação de vertentes de declividade acentuada, entalhadas por sulcos e ravinas (CAVALCANTE, 2005; IBGE, 2009; ACRE, 2010a).

No modelado de dissecação homogênea, observam-se diversos tipos de padrões de drenagem, porém predominam os padrões dentrítico, subparalelo, sub retangular e outros compostos, cujos canais não obedecem uma direção preferencial.

7.2.4 Pedologia

O estado do Acre apresenta algumas particularidades relacionadas aos seus solos, motivadas pela proximidade com a região das Cordilheiras dos Andes. Suas características químicas e físicas apresentam-se de forma distinta dos demais solos da Amazônia. Essa proximidade com

a região dos Andes, o clima pretérito, adicionados aos sedimentos argilosos depositados horizontalmente, promovem certo retardo nos processos relacionados à formação dos solos e, por conseguinte, originaram, em sua maioria, solos pouco profundos, com impedimentos de drenagem, eutróficos e com argilas expansivas, sobretudo na região central do estado, onde está localizada a bacia do alto Tarauacá (ACRE, 2012).

Na região central do estado do Acre, à qual a bacia do alto Tarauacá está inserida, a classe pedológica predominante é a dos Cambissolos eutróficos. Além da classe mencionada, os Argissolos e Vertissolos, ainda que em menor proporção, também estão presentes na bacia em questão.

7.2.5 Séries hidrológicas

Serviram de base para o presente estudo os dados de precipitação pluviométrica da estação meteorológica 82807, localizada no município de Tarauacá (8°10'S; 70°46'W), cuja operação é de responsabilidade do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET. Na Figura 7.1 exibe-se a localização da referida estação meteorológica. Para o desígnio, foram utilizados os valores máximos anuais do volume de chuva acumulado para a duração de 10 dias (apontados em mm), do período compreendido entre os anos de 1970 a 2014.

A duração de 10 dias está relacionada ao tempo de base médio dos hidrogramas de cheia observados na bacia em evidência, entre os anos de 1996 e 2010, na estação fluviométrica do Rio Tarauacá, em Tarauacá, operada pela Agência Nacional de Águas – ANA, sob o código 12600001. Sua escolha, para os estudos aqui descritos, justifica-se pela exploração da possível conexão entre as frequências não-estacionárias dos volumes de cheia e de chuva, conforme tratado adiante. A referida estação está localizada no rio Tarauacá, à jusante da confluência com o rio Murú, no município de Tarauacá (8°37'S; 71°33'W) (ACRE, 2012; MOREIRA et al., 2016).

Foram utilizados apenas os dados já consistidos das referidas estações, operadas pelo INMET e ANA, para a realização do presente estudo. Foi aceito a consistência tanto da ANA, por meio do HidroWeb para os dados fluviométricos, quanto do INMET para os dados de chuva.

Em relação aos dados pluviométricos, verificou-se que o período compreendido entre os anos de 1969 a 1970 é marcado por importantes falhas em seus registros, o que resultou no descarte total dos dados observados nesse período. Procedeu-se de modo análogo para os da estação fluviométrica, utilizando-se somente os dados já consistidos, razão pela qual o período considerado não ultrapassou o ano de 2010, consoante à última análise de consistência empreendida e informada. No tocante às falhas encontradas no período considerado, observa-se aqui que não foram preenchidas a partir dos métodos disponíveis na literatura da especialidade. Ressalta-se, nesse caso particular, que a presença e a análise das falhas existentes não comprometeram à realização do estudo, a exemplo de outros trabalhos realizados na região amazônica (DUARTE, 2006; MACÊDO et al., 2013; MOREIRA et al., 2016).

7.3 Verificação de tendências

7.3.1 Análise de tendências por meio do teste de Mann-Kendall

Os resultados obtidos com a aplicação do teste de Mann-Kendall sugerem a existência de tendência monotônica significativamente ascendente ($p < 0,05$) para a série de valores máximos anuais do volume de chuva acumulado para a duração de 10 dias, na bacia hidrográfica em questão. O valor da estatística do teste MK, obtido na conformidade da equação (4.10), $Z_{MK} = 2,504$, é superior ao valor crítico para o teste de $Z_{\alpha/2} = 1,96$, ao nível de significância $\alpha = 0,05$. Esses resultados revelam evidências para a rejeição da hipótese nula (H_0), de ausência de tendência significativa na série de precipitação pluviométrica em verificação.

Por meio do ajuste da regressão linear para os dados do volume de chuva acumulado para a duração de 10 dias (mm), registrados em Tarauacá, em função da cronologia de suas ocorrências, como se exhibe na Figura 7.3, ratifica-se a tendência temporal ascendente no período analisado, cuja intensidade, de acordo com o valor da declividade de Sen, obtido por meio da equação (4.11) é de 0,961.

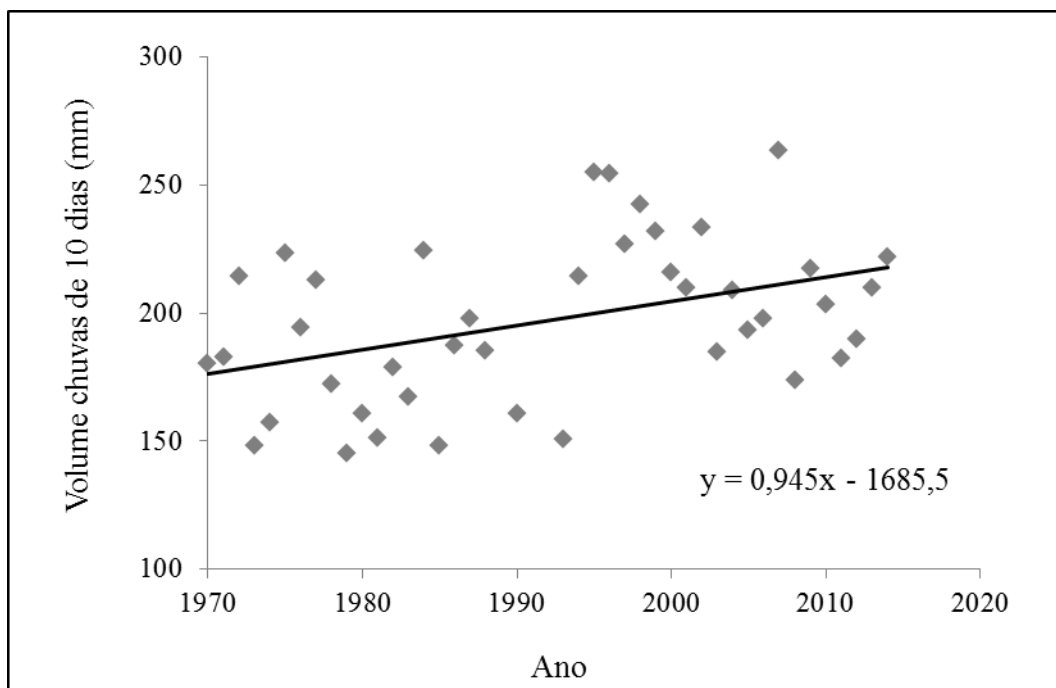


Figura 7.3 – Volume de chuva de 10 dias em Tarauacá em função da cronologia de suas ocorrências e ajuste da regressão linear simples.

Por meio de análise semelhante (teste MK) para a verificação de tendências em séries de precipitações totais mensais da região Amazônia, cujas características climáticas e do regime pluviométrico se assemelham as da região da bacia do alto rio Tarauacá, Paiva e Clarke (1995) também detectaram tendências estatisticamente significativas em diversos pontos de observações da região.

Paralelamente, por meio do teste de Pettit, conforme descrito em Pettit (1979), verificou-se a existência de mudança brusca (*change point*) para cima, no ano de 1993. Observa-se que a existência de mudanças bruscas em uma série pluviométrica pode estar relacionada a eventuais inconsistências na série temporal, as quais devem ser objeto de investigações complementares. Porém, à guisa de exemplificação da metodologia proposta nesta tese, considerou-se, por conveniência, apenas a tendência monotônica linear ascendente, tal como anteriormente detectada pelo teste de Mann-Kendall. As causas relacionadas a tal comportamento devem ser objetos de estudos futuros, dada a complexidade de controlar os fatores envolvidos em tais processos, bem como suas interdependências (ULIANA et al., 2015).

A seguir são apresentados os resultados obtidos por meio da aplicação do teste que envolve as probabilidades referentes aos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística.

7.3.2 Análise de tendências com base nos erros do tipo I e do tipo II

Da aplicação da metodologia proposta por Vogel et al. (2013), que busca associar as duas fontes de erros ao estudo de tendências, foram construídas evidências para a não rejeição da hipótese de tendência significativa para os dados do volume de chuva acumulado para a duração de 10 dias (mm), registrados em Tarauacá, no período em destaque.

Foi realizado o ajuste do modelo log-linear aos dados pluviométricos (p) em questão, tendo o ano como covariável, cujo diagrama de dispersão e sua referida equação de regressão encontram-se expostos na Figura 7.4. Exibe-se, ainda, na referida figura, os valores das probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II para os dados em questão, cujos valores foram obtidos por meio das equações (4.12) e (4.13). As premissas de independência, normalidade e homogeneidade para os resíduos foram verificadas por meio de testes específicos, os quais se encontram descritos em Naghettini e Pinto (2007).

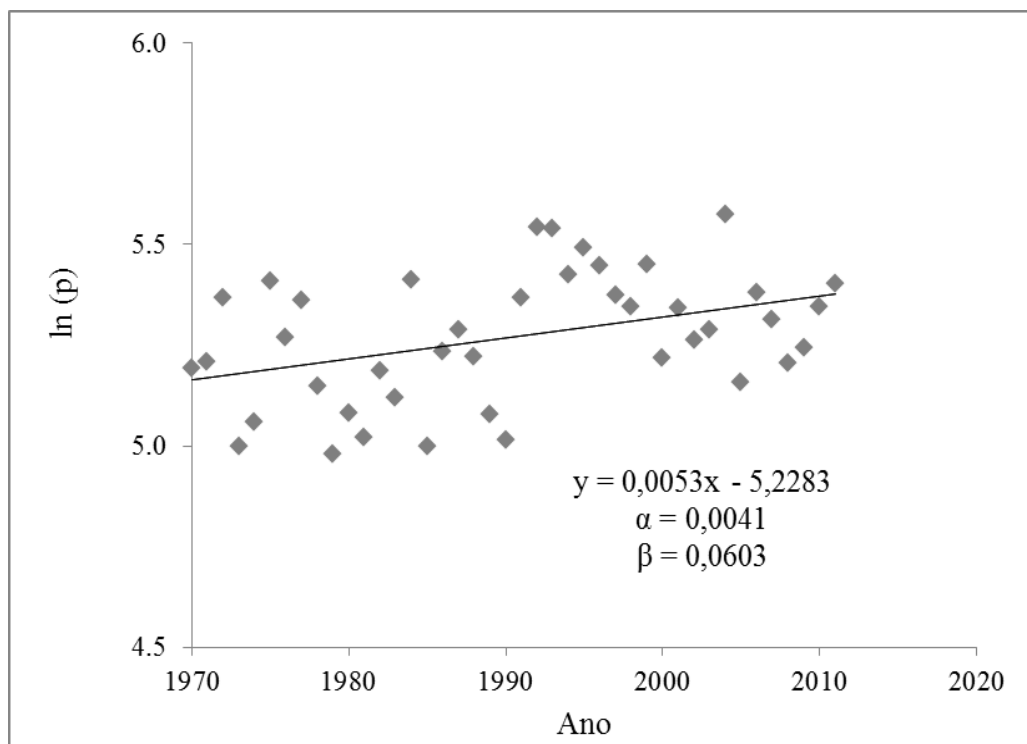


Figura 7.4 – Modelo log-linear ajustado aos dados de chuva acumulada para a duração de 10 dias (mm), registrados em Tarauacá. Os valores de α e β representam as probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II, respectivamente.

É importante notar que, pela concepção do teste de Mann-Kendall, baseada nos NHST, a importância da probabilidade β , referente ao erro do tipo II, não é levada em conta, cuja implicação pode ser a sub-preparação, ou seja, a não-preparação para os impactos relacionados à ocorrência de eventos extremos de cheias, em decorrência de possíveis tendências ao longo do tempo. Além disso, de acordo com Sarewitz e Pielke (2003), um equívoco na suposição sobre a presença de tendências significativas nas séries hidrológicas consideradas pode aumentar a vulnerabilidade da sociedade à ocorrência de eventos extremos, bem como incorrer em elevados custos.

Os resultados obtidos por meio do método baseado nas duas fontes de erro, quais sejam $\alpha = 0,0041$ e $\beta = 0,0603$ (Figura 7.4), ratificam as evidências para a não rejeição da hipótese nula (H_0), baseada na ausência de tendência significativa na série pluviométrica em verificação. Esses valores são comparáveis entre si e consideram as duas possibilidades de

decisões equivocadas, diferentemente da análise convencional que, em geral, adota o valor referência $\alpha = 0,05$ e, quando considerado, utiliza-se $\beta \leq 0,20$ (PEREIRA e LESLIE, 2009).

Conforme relatado por Moreira et al. (2016), diversas causas podem estar relacionadas à presença de tendência significativamente ascendente ora verificada, pois diversos estudos pautados no tema em causa exibiram, entre suas conclusões, que os padrões de circulação atmosférica prevalentes na região amazônica podem sofrer influências de perturbações creditadas à variabilidade climática natural e aos processos de origem antrópica, atuantes em escalas regional e global. Tais perturbações afetam o regime hidrológico em todas as escalas de tempo, promovendo mudanças na incidência e frequência de eventos extremos.

Além disso, em estudo recente na Amazônia Ocidental brasileira, Santos et al. (2013) reforçam que muitos processos físicos como ENSO, alterações na Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), na Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), Alta da Bolívia (AB), entre outros, podem influenciar o regime pluviométrico na região, que engloba a área estudada no presente trabalho. Por sua vez, Duarte (2005) relata sobre a possibilidade de que alguma alteração regional ou localizada no regime de chuvas na parte ocidental da Amazônia, que abrange a bacia do alto rio Tarauacá, possa estar acontecendo há décadas em resposta a ações antrópicas como o desflorestamento.

7.4 Ajustamento da distribuição de frequência aos dados de chuva

Na intenção de escolher uma forma distributiva não-estacionária que melhor se ajusta à série de valores máximos anuais do volume de chuva acumulado, com a duração de 10 dias, para a bacia hidrográfica do alto Tarauacá, foram elencados oito modelos com diferentes combinações dos parâmetros tomando-se, em cada um deles, o tempo como covariável. Desses, quatro foram parametrizados segundo a GEV e os demais segundo a distribuição de Gumbel. Na Tabela 7.1 encontram-se expostos os referidos modelos, bem como os valores estimados de seus parâmetros, além dos valores do AIC e o máximo da função log de verossimilhança para cada modelo. Importante observar que os modelos GEV0 e GUM0 são, respectivamente, os modelos estacionários para as distribuições GEV e Gumbel.

Tabela 7.1 – Modelos ajustados à série de valores máximos anuais do volume de chuva acumulado para a duração de 10 dias, observados na estação pluviométrica do alto Tarauacá, estado do Acre.

Modelo		Parâmetros estimados	AIC	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_i})$
GEV0	$\mu(t) = \mu$	$\mu(t) = 185,60$	412,57	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GEV0}}) = -203,28$
	$\sigma(t) = \sigma$	$\sigma(t) = 29,91$		
	$\xi(t) = \xi$	$\xi(t) = -0,25$		
GEV1	$\mu(t) = \mu$	$\mu(t) = 184,96$	414,55	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GEV1}}) = -203,27$
	$\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$	$\sigma_0 = 28,20$		
	$\xi(t) = \xi$	$\sigma_1 = 0,09$ $\xi(t) = -0,27$		
GEV2	$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$	$\mu_0 = 163,09$	408,49	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GEV2}}) = -199,25$
	$\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$	$\mu_1 = 1,03$		
	$\xi(t) = \xi$	$\sigma_0 = 28,52$ $\sigma_1 = -0,13$ $\xi(t) = -0,15$		
GEV3	$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$	$\mu_0 = 191,31$	597,41	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GEV3}}) = -293,70$
	$\sigma(t) = \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t)$	$\mu_1 = 14,98$		
	$\xi(t) = \xi$	$\sigma_0 = 7,55$		

		$\sigma_1 = 0,03$ $\xi(t) = 9,83$		
GUM0	$\mu(t) = \mu$ $\sigma(t) = \sigma$	$\mu(t) = 181,73$ $\sigma(t) = 27,84$	413,41	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GUM0}}) = -413,41$
GUM1	$\mu(t) = \mu$ $\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$	$\mu(t) = 187,85$ $\sigma_0 = 40,11$ $\sigma_1 = -0,55$	414,26	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GUM1}}) = -204,13$
GUM2	$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$ $\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t$	$\mu_0 = 161,04$ $\mu_1 = 1,03$ $\sigma_0 = 27,89$ $\sigma_1 = -0,17$	407,28	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GUM2}}) = -199,64$
GUM3	$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t$ $\sigma(t) = \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t)$	$\mu_0 = 160,69$ $\mu_1 = 1,05$ $\sigma_0 = 3,30$ $\sigma_1 = -0,01$	407,34	$\ell(\hat{\theta}_{\mathcal{M}_{GUM3}}) = -199,67$

Conforme descrito em Moreira et al. (2016), os resultados apresentados na Tabela 7.1 apontam evidências para rejeição dos demais modelos em favor do modelo GUM2, qual seja o modelo segundo a distribuição Gumbel não-estacionária, com tendência linear simples tanto no parâmetro de posição quanto de escala, uma vez que esse modelo apresentou menor valor para o AIC.

Evidencia-se, também, que os modelos Gumbel, em sua maioria, apresentaram AIC inferiores aos valores referentes aos modelos GEV. À luz do LRT, a comparação entre os modelos aninhados converge para conclusão semelhante, com destaque para a verificação entre os modelos GUM0 e GUM2, cuja estatística do teste $D = 10,14$ é tanto superior aos demais valores quanto ao valor de $\chi_{0,95;2}^2 = 5,99$, ao nível de significância 5%.

Na Figura 7.5, exibe-se o diagrama *Q-Q plot* para a série de dados em destaque, referente ao modelo GUM2, ratificando a decisão de que o mesmo apresenta bom ajuste à série de valores máximos anuais do volume de chuva acumulado, com a duração de 10 dias, para a bacia hidrográfica do alto Tarauacá, uma vez que os pontos se concentram próximo à reta que representa a função identidade.

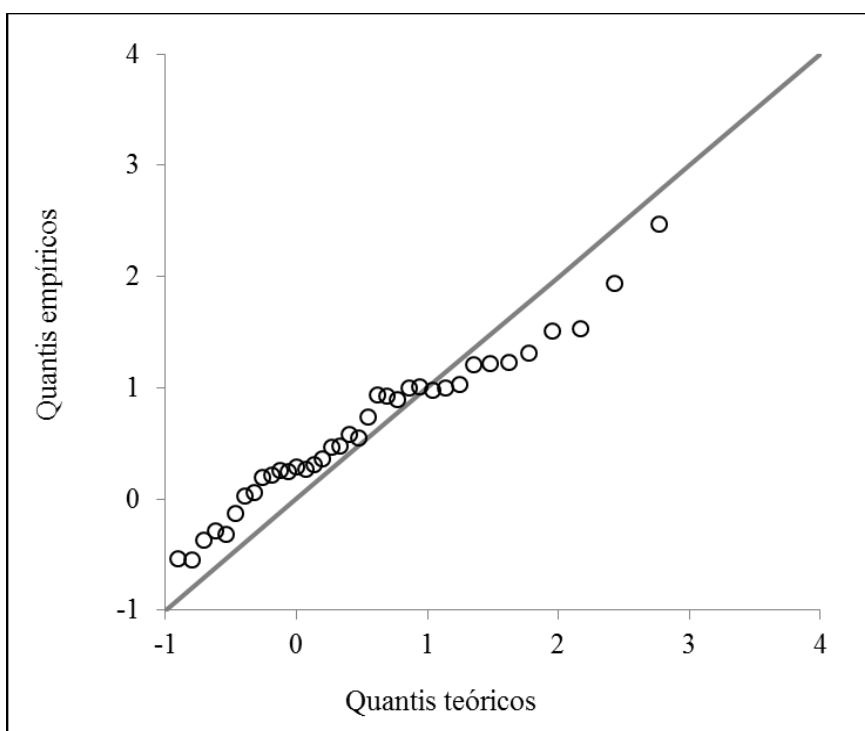


Figura 7.5 – Diagrama *Q-Q plot* referente ao modelo não-estacionário GUM2 para as valores máximos anuais do volume de chuva acumulado para a duração de 10 dias, na bacia hidrográfica do alto Tarauacá.

A decisão sobre o modelo que melhor se conforma aos dados de chuva é importante para a análise de frequência e magnitude dos quantis de chuva precipitados, além de elemento

essencial para a incorporação de informações da série pluviométrica aos dados de vazão e, por conseguinte, para a gestão de cheias, tal como é relatado nos tens a seguir.

7.5 Volumes escoados por meio do método Gradex

A partir dos dados diários de vazão da estação fluviométrica de Tarauacá, registrados no período compreendido entre 1996 e 2010, foram selecionados os hidrogramas que melhor representam as cheias ocorridas na bacia hidrográfica em análise. Por meio da equação (4.86) e da seleção de 40 hidrogramas isolados, determinou-se o tempo de duração de 10 dias (ZUFFO e LEME, 2005). Como a metodologia utilizada não exige a separação do escoamento de base foram utilizados os valores totais escoados, convertidos para utilização em milímetros, em concordância com os dados de chuva, expressos na mesma unidade. O referido valor é relato em estudo recente realizado por Moreira et al. (2016).

Dada a importância do volume de pico dos hidrogramas de cheia, estabeleceu-se uma relação entre o volume escoado para o período de duração de 10 dias e a vazão de pico nele registrada para cada ano do período considerado. O gráfico ilustrado na Figura 7.6 exibe tal relação, bem como a equação linear a ela associada.

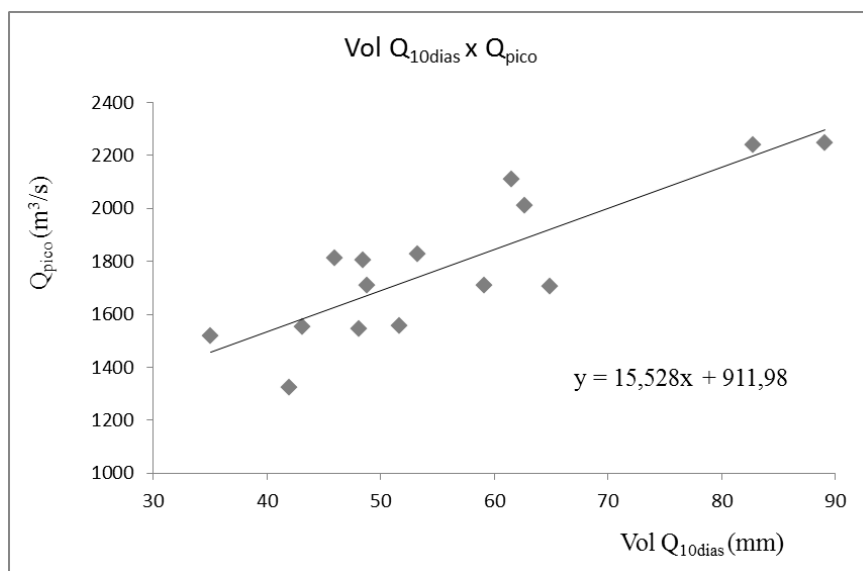


Figura 7.6 – Relação entre volume escoado para o período de duração de 10 dias e vazão de pico registrados em Tarauacá.

Para que as suposições do método Gradex sejam válidas, é necessário conhecer o tempo de retorno associado a um quantil de referência a partir do qual se inicia a extrapolação da curva da distribuição do volume de cheias, ou seja, o tempo de retorno a partir do qual a bacia é considerada saturada e são válidas as premissas do método. Todavia, conforme se discutiu no item 4.5.1, são raros os casos em que se tem uma definição exata do tempo de saturação da bacia hidrográfica, como é o caso da bacia do alto rio Tarauacá, onde não há relatos de estudos sobre o referido valor.

De acordo com as condições geográficas, hidrológicas e geomorfológicas da bacia em questão, considerou-se, aqui, o tempo de retorno de 20 anos, uma vez que não se encontrou estudos voltados à quantificação do ponto de saturação e a chuva necessária e suficiente para alcançar o ponto de saturação da bacia hidrográfica do alto Tarauacá. Adotou-se, aqui, lógica semelhante àquela utilizada por Fernandes (2005), esperando-se que a condição de saturação tenha sido alcançada pelo menos três vezes durante o período considerado da série de vazões, refletindo-se nos maiores volumes escoados para a duração de 10 dias.

Sob estacionariedade, a partir da distribuição de Gumbel ajustada aos dados de chuva, expressa pelo modelo GUM0 na Tabela 7.1 (cujo parâmetro de escala é o parâmetro gradex) foram obtidos os parâmetros de escala e posição, para o volume de cheias com duração de 10 dias. De acordo com as premissas basais do método, o parâmetro de escala, o gradex do volume de cheias com duração de 10 dias, é igual ao parâmetro de escala da distribuição ajustada para a série de chuva, ou seja, $a = 27,84$. Por sua vez, o parâmetro de posição, $K = 0,31$, foi obtido por meio da distribuição ajustada aos dados de chuva, facilmente determinado com a utilização do valor do quantil de cheia associado ao tempo de retorno de 20 anos (parágrafo anterior) e o parâmetro de escala mencionado.

A Figura 7.7 exibe a distribuição dos volumes de cheia de 10 de duração e sua cauda superior, para a bacia do alto rio Tarauacá. Também é mostrada, na referida figura, a cauda superior da distribuição de chuvas, para o mesmo período, sob estacionariedade.

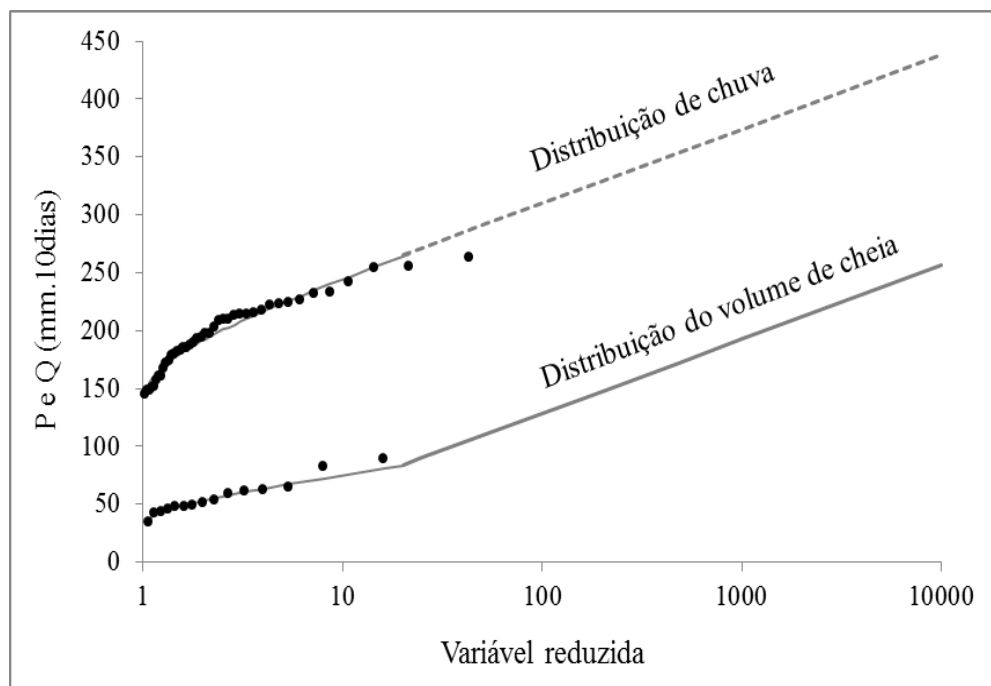


Figura 7.7 – Distribuição do volume de cheias e de precipitação, com duração de 10 dias, para a bacia do alto rio Tarauacá, sob estacionariedade.

A partir daí, estimam-se os valores do volume de cheias para a duração de 10 dias associados a um determinado tempo de retorno para a bacia hidrográfica em estudo. Na Tabela 7.2 exibem-se os valores de tal volume, expressos em mm, associados aos principais tempos de retorno, bem como os valores das vazões de pico (dados em m^3/s) obtidos a partir da relação expressa na Figura 7.6.

Tabela 7.2 – Volume de cheia de 10 dias e vazão de pico associados aos principais tempos de retorno para a bacia hidrográfica do alto rio Tarauacá.

T (ano)	$Q_{10 \text{ dias}}$ (mm)	Q_{pico} (m^3/s)
2	19,61	1.216,43
10	64,41	1.912,19
20	83,71	2.211,84
25	89,92	2.308,30
50	10,22	2.607,95
100	128,52	2.907,60
200	147,81	3.207,25
500	173,32	3.603,36

Com isso, observa-se, por exemplo, que sob um cenário de estacionariedade nas observações temporais, para uma empreitada em que se enseja a prática de uma medida de controle de cheias, de modo que o risco hidrológico adotado seja de 10% ($R = 0,10$), ao longo de uma vida útil de 25 anos, tem-se que a vazão de pico de referência para Tarauacá, calculada a partir da utilização da equação (4.27), de parâmetros de posição e escala dados na Tabela 7.1 (modelo GUM0) e da relação expressa na Figura 7.6, é de $3.282 \text{ m}^3/\text{s}$.

Do ponto de vista da não-estacionariedade, deve-se observar que o parâmetro de escala, o gradex, varia ano a ano durante o período de vida útil considerado, de acordo com a curva ajustada para os valores de chuva. No caso da bacia hidrográfica do alto Tarauacá, o valor do parâmetro gradex comporta-se de modo temporalmente descendente, tal como se exhibe na Figura 7.8.

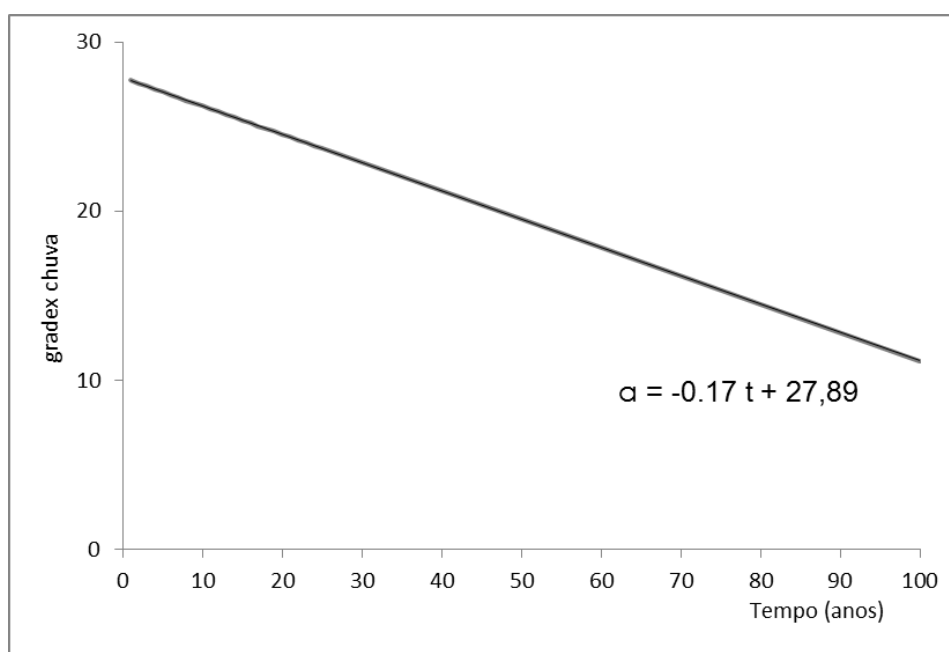


Figura 7.8 – Comportamento do parâmetro de escala (gradex) durante um período de vida útil, em Tarauacá.

Uma vez que as informações do volume precipitado podem ser incorporadas aos valores do volume escoado, ter-se-ão, conseqüentemente, os valores do parâmetro de posição seguindo tendência idêntica àquela apresentada pelos dados de chuva durante o período de vida útil

planejado. No caso da bacia hidrográfica em questão, tal tendência é linearmente ascendente ao longo do tempo.

É importante notar que, de acordo com as premissas estabelecidas pelo método gradex, é plausível ponderar que uma variação no parâmetro de escala acarrete variação, também, no ponto de referência a partir do qual as curvas das distribuições dos volumes de cheia e de chuva estejam paralelamente separadas por uma determinada distância, ou seja, o ponto de saturação da bacia hidrográfica na forma da primeira premissa basal do Método Gradex. No caso de Tarauacá, tal comportamento é temporalmente ascendente segundo a equação apresentada na Figura 7.9.

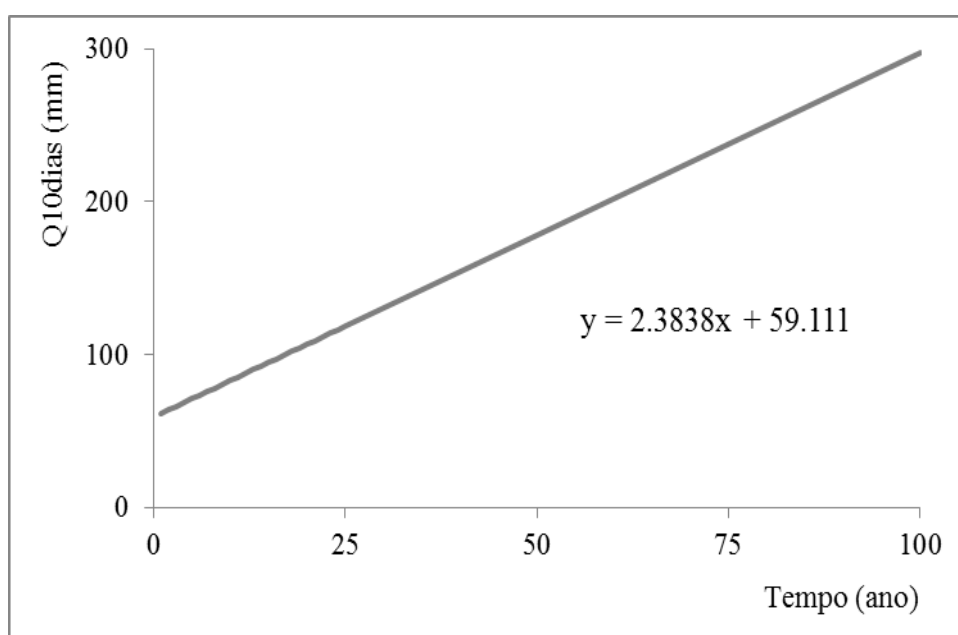


Figura 7.9 – Comportamento do ponto de saturação da bacia hidrográfica do alto rio Tarauacá.

Nesse sentido, torna-se evidente, também, variação nos quantis de cheias associados à suas devidas probabilidades de ocorrência para determinado período de vida útil num horizonte de planejamento para o controle de cheias. Para a bacia hidrográfica do alto Tarauacá, tal variação é temporalmente ascendente, tal como se exhibe na Figura 7.10, que mostra o comportamento dos valores dos quantis de cheia de 10 dias, associados a diferentes probabilidades de ocorrência ($P=1/T'$), ao longo do tempo de vida útil. Observa-se, por

exemplo, na referida figura, que o quantil de cheia de 10 dias para a probabilidade de ocorrência associada ao tempo de recorrência de 50 anos, durante um período de vida útil de 25 anos é de 139,50 mm, equivalente à vazão de pico 3.078,10 m³/s. Já a vazão de pico associada ao tempo de recorrência 100 anos é equivalente a 3.331, para o mesmo tempo de vida útil.

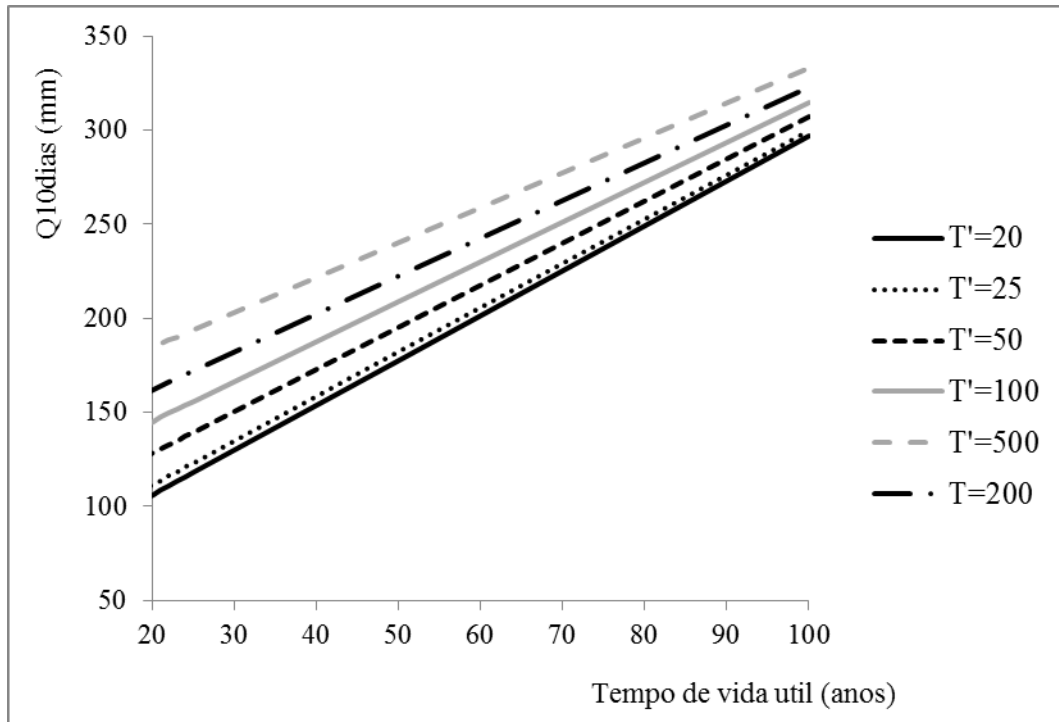


Figura 7.10 – Quantis de cheia de 10 dias para diferentes probabilidades de ocorrência, em Tarauacá.

Assim, a partir da incorporação de informações de chuva, a forma distributiva não-estacionária que melhor conforma-se ao volume de cheias para a duração dez dias em Tarauacá é a distribuição de Gumbel, cujos parâmetros de posição e escala são expressos, respectivamente, da seguinte forma:

$$\text{posição: } \mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t = -25,79 + 2,89t$$

$$\text{escala: } \sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 t = 27,89 - 0,17t$$

A partir de tal forma distributiva é possível, entre outros, determinar os quantis de cheia associados a determinado risco e tempo de vida útil por meio do conceito de *Design Life Level*.

Na Figura 7.11 são exibidos os valores dos quantis de cheia de 10 dias (DLL) em função do horizonte de tempo para projeto ou planejamento, em diferentes níveis de risco (1%, 5%, 10% e 20%). Verifica-se que à medida que se aumenta o período de vida útil os valores dos quantis de referência também se elevam. Verifica-se, ainda, por meio da referida figura, que os valores de tais quantis se elevam à medida que se diminui o risco. Tal entendimento estende-se ao cenário de estacionariedade.

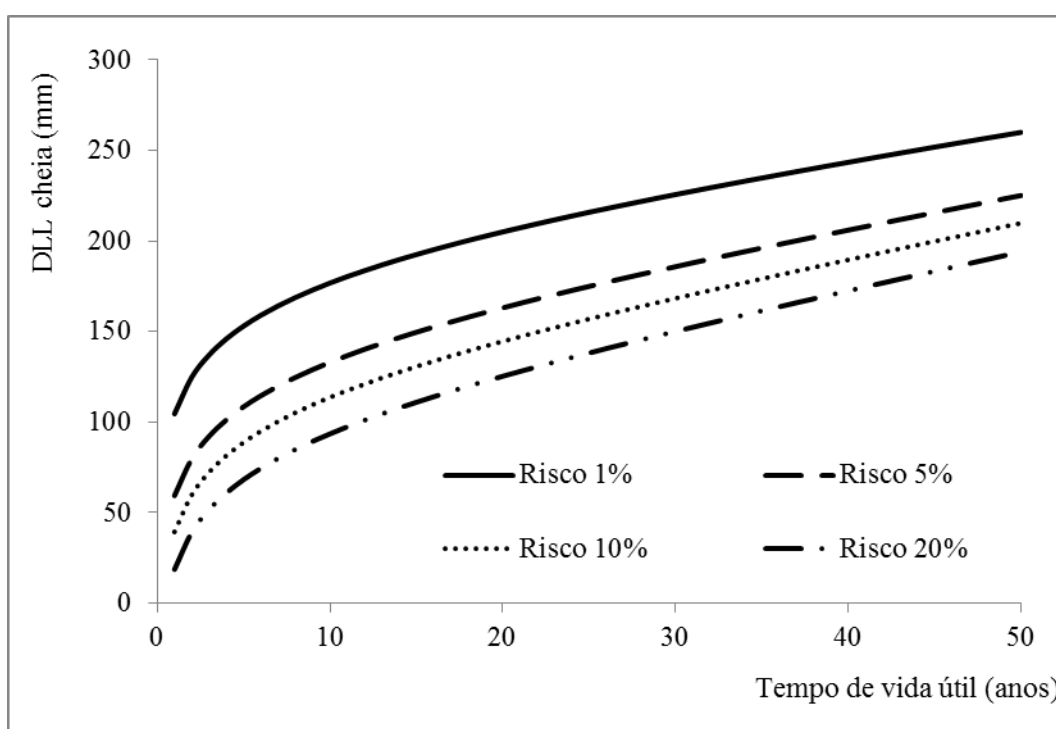


Figura 7.11 – Quantil de cheia de 10 dias (mm), em Tarauacá, em função do tempo de vida útil para diferentes níveis de risco, sob não-estacionariedade.

Desse modo, sob um cenário de não-estacionariedade para um projeto de 25 anos de vida útil, associado ao risco de 10%, deve-se basear em valores dos quantis de cheia de 10 dias (mm), em Tarauacá, de aproximadamente 156,95 mm, cuja vazão de pico equivalente é de 3.349 m³/s, tal qual se pode observar na Figura 7.12. Adicionalmente, observa-se na referida figura,

que para a região em estudo os valores dos quantis não-estacionários são superiores àqueles sob cenário de estacionariedade na medida em que se aumenta o risco. Observa-se comportamento contrário para baixos valores do risco (inferior a 3%).

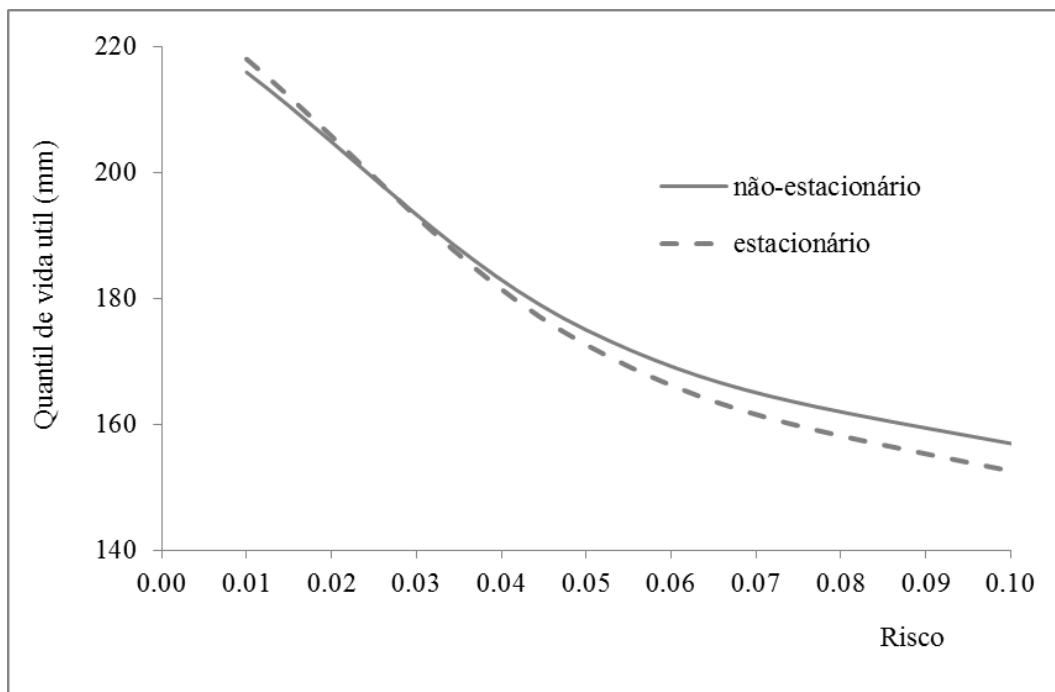


Figura 7.12 – Risco associado ao quantil de vida útil de cheia de 10 dias (mm), em Tarauacá.

Logo adiante são apresentados os resultados concernentes à ferramenta de auxílio à decisão para a gestão de cheias com base nos erros de sub e sobre-preparação.

7.6 Auxílio à decisão com base no risco

Para a aplicação da metodologia proposta neste trabalho, no que concerne à tomada de decisão sobre medidas de proteção contra os impactos de cheias, supõe-se que se planeja executar uma medida estrutural focada em proteger a cidade de Tarauacá contra tais impactos ao longo de um período de vida útil de 25 anos, como um muro de contenção, por exemplo.

Tal estrutura seria capaz de proteger a cidade de uma cheia de referência com cota de 12 m, associada a uma vazão de aproximadamente 3.710 m³/s que, por sua vez, corresponde um tempo de recorrência superior a 500 anos. Quanto ao tempo de vida útil, poder-se-ia ter

adotado períodos mais longos, mas por se tratar de mera aplicação metodológica, optou-se pelo período de 25 anos.

O município de Tarauacá tem sido alvo dos impactos de pretéritas cheias registradas e as consequências de tais eventos podem ser influenciadas por sua localização, defronte ao ponto de confluência do rio Tarauacá com o rio Murú, conforme exibido na Figura 7.13. Com isso, a implementação de uma medida estrutural segundo as características hipoteticamente propostas certamente seria capaz de atenuar os impactos associados aos eventos extremos de cheias gravados no município em evidência.



Figura 7.13 – Localização do município de Tarauacá (Fonte: Google Earth, 2016).

A partir do que foi exposto, existem dois cenários possíveis: o primeiro concernente à condição de estacionariedade, enquanto o segundo versa sobre a premissa de não-estacionariedade, considerada neste estudo por uma tendência linear constante, ao longo do período de vida útil adotado. Para cada um dos cenários, tem-se, então, um valor diferente para a probabilidade de superação ao quantil de referência adotado. Daí, a partir dos valores de custos dos danos e dos custos de capital (custos de adaptação), obtém-se o custo total da empreitada.

Os custos de danos associados aos quantis de cheia utilizados no presente estudo, para fins de pesquisa mediante a aplicação do método proposto, foram estimados por meio da equação $[\text{Danos}] = 997.974,91 \ln(Q) - 6.981.510,73$, tal como se exibe na Figura 7.14, cujos danos são dados em reais e Q é expressa em m^3/s . A referida curva foi obtida a partir da modelagem hidrológica e hidráulica e do mapeamento de enchentes nas áreas inundáveis de Tarauacá, além da aplicação das curvas destacadas em Machado et al. (2005), cujos valores foram atualizados pelo Índice Nacional de Custo da Construção (INCC). Os procedimentos e os métodos utilizados para a obtenção da referida curva, na forma do que foi exposto no item 6.4.1, encontram-se descritos no apêndice A.

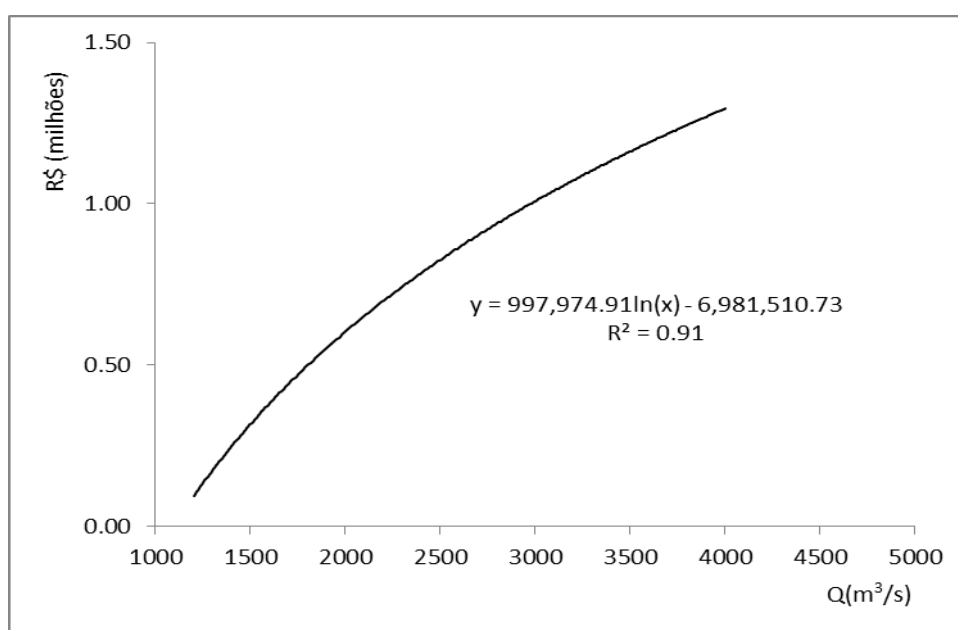


Figura 7.14 – Estimativa dos custos dos danos de inundação associados aos quantis de cheias em Tarauacá, Acre.

No que concerne aos custos de adaptação, destaca-se que não foi realizado estudo hidráulico e/ou econômico para a determinação do valor da obra hipoteticamente proposta. Por isso, lançou-se mão dos valores dos Custos Unitários Básicos de Construção (CUB), com base no mês de novembro de 2015, igual a R\$ 992,51 e uma obra com 50 metros de extensão. Com isso, o valor estimado a ser considerado neste trabalho é de R\$ 14.884.394, 72 (quatorze milhões, oitocentos e oitenta e quatro mil, trezentos e noventa e quatro reais e setenta e dois centavos). O referido valor foi obtido a partir de enquete informal com integrantes do corpo

técnico do Departamento Estadual de Estradas de Rodagem, Hidrovias e Infraestrutura do Acre – DERACRE, e estimado grosseiramente do valor de uma obra baseada na maior cheia registrada em novembro de 2014, não contemplando, portanto, análise hidrológica ou hidráulica para a construção da mesma, uma vez que o interesse, aqui, é meramente para fins de aplicação da metodologia proposta nesta tese.

De acordo com a metodologia proposta no presente trabalho, do ponto de vista da não-estacionariedade, a decisão deve ser pautada nos valores associados ao custo do arrependimento, obtidos por meio das equações apresentadas na Figura 6.2, a partir dos valores dos danos decorrentes de um evento de cheia, bem como dos custos de adaptação e dos valores expressos na Tabela 7.3 e na Tabela 7.4, construídas a partir da metodologia referida em Chow et al. (1988). Os valores das probabilidades relacionadas aos erros do tipo I e do tipo II, cujas probabilidades são dadas por α e β também são considerados na determinação dos referidos valores.

Para o estudo de caso em tela, os custos estimados do arrependimento associado à sub-preparação e à sobre-preparação são, respectivamente R\$ 140,5 mil e R\$ 38,5 mil, os quais foram obtidos da seguinte forma:

$$\begin{array}{l} \text{Custo do} \\ \text{arrependimento} \\ \text{por sobre-} \\ \text{preparação} \end{array} = \frac{(14.884.394,72 + 77.201,83 - 5.567.054,49)}{(M) \quad (D_2) \quad (D_4)} \cdot 0,0041 = \text{R\$ } 38.517,62 \quad (\alpha)$$

$$\begin{array}{l} \text{Custo do} \\ \text{arrependimento} \\ \text{por sub-} \\ \text{preparação} \end{array} = \frac{(18.459.966,75 - 1.246.112,04 - 14.884.394,75)}{(D_3) \quad (D_1) \quad (M)} \cdot 0,0603 = \text{R\$ } 140.466,44 \quad (\beta)$$

Neste caso, observa-se que os valores referem-se, respectivamente:

- Custo total de adaptação (M): valor destinado à obra de adaptação, estimado em R\$ 14.884.394, 72;

- Custo total esperado dos danos sem tendências e com adaptação (D_2): valor obtido pela multiplicação do período de vida útil pelo valor esperado do dano sem tendências (Tabela 7.4), ou seja, $D_2 = R\$ 3.088,07 * 25 = R\$ 77.201,83$;
- Custo total esperado dos danos sem tendências e sem adaptação (D_4): valor estimado a partir da multiplicação do período de vida útil pelo valor esperado do dano sem tendências (Tabela 7.3), isto é, $D_4 = R\$ 222.682,18 * 25 = R\$ 5.567.054,49$;
- Custo total esperado dos danos com tendência e sem adaptação (D_3): valor obtido a partir da multiplicação do período de vida útil pelo dano anual sem adaptação (Tabela 7.3), ou seja, $D_3 = R\$ 738.398,67 * 25 = R\$ 18.459.966,75$;
- Custo total dos danos esperados com tendência e com adaptação (D_1): valor estimado a partir da multiplicação do período de vida útil pelo dano anual esperado com adaptação e com tendência (Tabela 7.3), ou seja, $D_1 = 49.844,48 * 25 = R\$ 1.246.112,04$;
- Já os valores de α e β , expressos por 0,0041 e 0,0603, respectivamente, representam as probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II, conforme apresentados na Figura 7.4.

Na Figura 7.15 exibe-se a árvore de auxílio à decisão referente ao presente estudo de caso na qual são destacados os valores estimados para os custos associados à sub-preparação e à sobre-preparação, ambos do ponto de vista da não-estacionariedade.

Os resultados convergem, portanto, que sob um cenário de não-estacionariedade, a decisão mais lógica é optar pela implementação da medida estrutural hipoteticamente proposta para fins de proteção contra cheias extremas em Tarauacá, visto que o custo do arrependimento associado à sub-preparação é maior do que o custo do arrependimento referente à sobre-preparação.

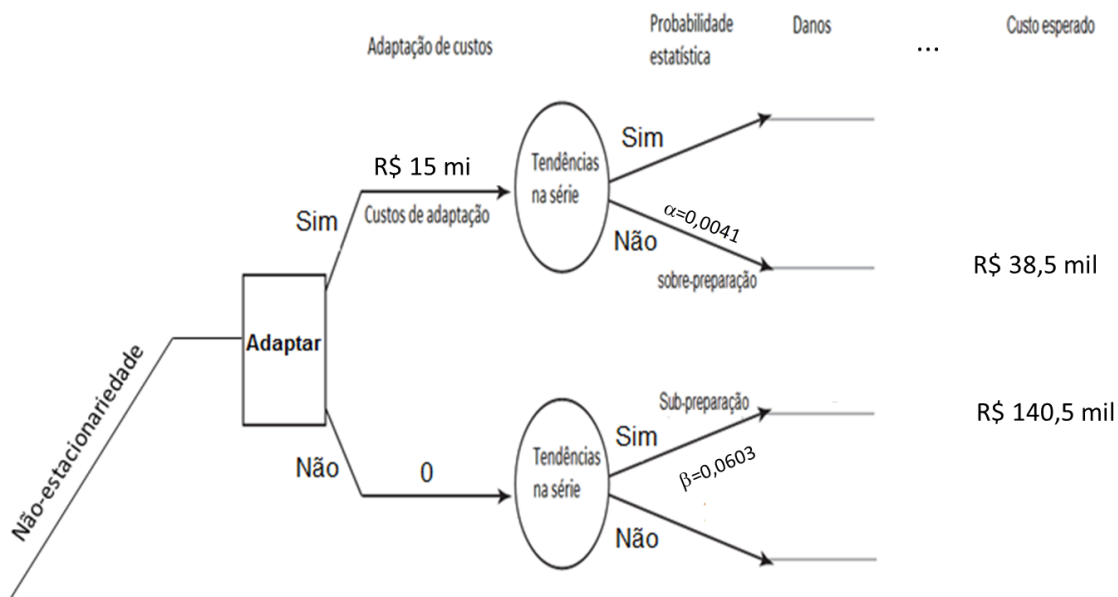


Figura 7.15 – Árvore de auxílio à decisão baseada no custo, sob não-estacionariedade, referente a estudo de caso em Tarauacá, Acre.

Por outro lado, caso fosse pautada no âmbito da análise estacionária, a decisão certamente seria de não recomendação da medida estrutural hipoteticamente proposta, uma vez que o custo anual dos danos de cheia é inferior ao custo de adaptação, estimados, respectivamente, em R\$ 222,6 mil e R\$ 595,4 mil.

A decisão argumentada a partir dos resultados obtidos no presente estudo se assemelha àquela apresentada por Rosner et al. (2014), em estudo de caso realizado para a região de Mystic, tendo a decisão de implementar ou não um medida de proteção frente aos impactos de eventos extremos de cheias influenciada quando a análise é pautada no contexto de não-estacionariedade.

Os demais valores relacionados à análise de decisão tanto no cenário de não-estacionariedade quanto no contexto estacionário encontram-se mais detalhadamente apresentados na Tabela 7.3 e na Tabela 7.4, respectivamente, em que são destacados os valores referentes à implementação de uma medida estrutural capaz de proteger dos impactos de uma cheia com cota de 12 m, hipoteticamente proposta. Observa-se, neste caso, os valores relacionados à

implementação de medidas referentes a diferentes cotas e, conseqüentemente, valores diferentes de vazões de pico, dependendo do nível de proteção atribuído.

É importante esclarecer que a escolha da cota de 12 m, hipoteticamente proposta para o presente estudo de caso foi definida a partir da comunicação informal com integrantes da Defesa Civil do município de Tarauacá, tendo como base maior cheia registrada em novembro de 2014. Como já mencionado, o estudo não contemplou análise hidrológica ou hidráulica para a construção da obra proposta, pois se trata de mera aplicação metodológica.

A partir dos dados expostos na Tabela 7.3 é possível concluir, por exemplo, que para uma análise sob o resguardo da não-estacionariedade, o custo total anual referente à implementação da medida proposta, qual seja aquela relacionada à cota de 12 m, é de aproximadamente R\$ 645 mil, enquanto o valor próximo de R\$ 668 mil se refere ao custo anual relacionado à implementação de uma medida para proteger de uma cheia com vazão de pico de $4.273 \text{ m}^3/\text{s}$, associada à cota de 13,24 m. Já num contexto estacionário, observa-se na Tabela 7.4, que o custo anual referente à cota de 12 m é de aproximadamente R\$ 596 mil, enquanto que o valor próximo de R\$ 616 mil é o custo total anual referente à vazão de pico $3.903 \text{ m}^3/\text{s}$, associada à cota de 12,42 m.

No capítulo logo adiante são apresentadas as conclusões do presente trabalho, além das análises gerais e as recomendações necessárias ao desenvolvimento de novas pesquisas, sobretudo sobre os fenômenos hidrológicos extremos.

Tabela 7.3 – Valores de custos totais para a análise de decisão sobre medidas contra impactos de cheias extremas, sob não-estacionariedade

Incremento i	Cota (m)	Prob. de excedência anual	Q _{10 dias} (mm)	Q _{pico} (m ³ /s)	Dano (R\$)	Dano incremental esperado (\$/ano)	Custo do dano do risco (\$/ano)	Custo econômico (\$/ano)	Custo Total (\$)
	6.48	1	18.548	1200.00	R\$ 0.00		R\$ 738,398.67		R\$ 738,398.67
1	9.74	0.500	114.037	2682.74	R\$ 897,095.63	R\$ 224,273.91	R\$ 514,124.76	R\$ 483,234.57	R\$ 997,359.33
2	10.56	0.200	138.034	3055.37	R\$ 1,026,896.14	R\$ 288,598.77	R\$ 225,526.00	R\$ 523,917.46	R\$ 749,443.46
3	11.06	0.100	152.600	3281.55	R\$ 1,098,166.00	R\$ 106,253.11	R\$ 119,272.89	R\$ 548,610.70	R\$ 667,883.59
4	11.54	0.067	166.807	3502.16	R\$ 1,163,096.45	R\$ 37,687.71	R\$ 81,585.18	R\$ 572,695.36	R\$ 654,280.54
5	11.80	0.050	174.341	3619.15	R\$ 1,195,890.33	R\$ 19,658.22	R\$ 61,926.96	R\$ 585,468.31	R\$ 647,395.27
6	12.00	0.040	180.185	3709.90	R\$ 1,220,605.27	R\$ 12,082.48	R\$ 49,844.48	R\$ 595,375.79	R\$ 645,220.27
7	12.62	0.020	198.339	3991.79	R\$ 1,293,691.31	R\$ 25,142.97	R\$ 24,701.52	R\$ 626,151.21	R\$ 650,852.73
8	13.24	0.010	216.492	4273.67	R\$ 1,361,788.23	R\$ 13,277.40	R\$ 11,424.12	R\$ 656,926.64	R\$ 668,350.76
9	14.01	0.005	239.202	4626.31	R\$ 1,440,912.28	R\$ 7,006.75	R\$ 4,417.37	R\$ 695,425.51	R\$ 699,842.88
10	14.68	0.002	258.644	4928.20	R\$ 1,503,999.08	R\$ 4,417.37	R\$ 0.00	R\$ 728,384.96	R\$ 728,384.96
						R\$ 738,398.67		R\$ 6,016,190.53	

Tabela 7.4 – Valores de custos totais para a análise de decisão sobre medidas contra impactos de cheias extremas, sob estacionariedade

Incremento i	Cota (m)	Prob. de excedência anual	Q _{10 dias} (mm)	Q _{pico} (m ³ /s)	Dano (R\$)	Dano incremental esperado (\$/ano)	Custo do dano do risco (\$/ano)	Custo econômico (\$/ano)	Custo Total (\$)
	6.48	1	18.548	1200.00	R\$ 0.00		R\$ 222,682.18		R\$ 222,682.18
1	6.51	0.500	19.607	1216.43	R\$ 107,782.13	R\$ 26,945.53	R\$ 195,736.65	R\$ 323,149.03	R\$ 518,885.67
2	7.38	0.200	45.120	1612.60	R\$ 389,137.90	R\$ 74,538.00	R\$ 121,198.64	R\$ 366,401.31	R\$ 487,599.96
3	8.04	0.100	64.410	1912.14	R\$ 559,165.25	R\$ 47,415.16	R\$ 73,783.49	R\$ 399,103.39	R\$ 472,886.88
4	8.43	0.067	75.700	2087.45	R\$ 646,708.41	R\$ 20,097.89	R\$ 53,685.59	R\$ 418,243.17	R\$ 471,928.77
5	8.70	0.050	83.710	2211.83	R\$ 704,467.89	R\$ 11,259.80	R\$ 42,425.79	R\$ 431,822.42	R\$ 474,248.21
6	8.91	0.040	89.920	2308.26	R\$ 747,054.77	R\$ 7,257.61	R\$ 35,168.18	R\$ 442,350.15	R\$ 477,518.32
7	9.57	0.020	109.220	2607.95	R\$ 868,878.31	R\$ 16,159.33	R\$ 19,008.84	R\$ 475,069.18	R\$ 494,078.02
8	10.23	0.010	128.520	2907.64	R\$ 977,435.52	R\$ 9,231.57	R\$ 9,777.28	R\$ 507,788.21	R\$ 517,565.48
9	11.06	0.004	152.660	3282.48	R\$ 1,098,449.30	R\$ 6,018.32	R\$ 3,758.95	R\$ 548,712.42	R\$ 552,471.38
10	12.00	0.002	180.185	3709.89	R\$ 1,220,603.77	R\$ 3,088.07	R\$ 670.88	R\$ 595,375.18	R\$ 596,046.06
11	12.42	0.001	192.620	3902.98	R\$ 1,271,239.30	R\$ 670.88	-R\$ 0.00	R\$ 616,456.07	R\$ 616,456.07
						R\$ 222,682.18		R\$ 5,124,470.53	R\$ 5,902,366.99

8 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O presente trabalho teve como objetivo principal o desenvolvimento de uma metodologia de auxílio à decisão para a gestão de cheias, com base no risco, sob a condição de não-estacionariedade. Colocou-se em contexto alguns métodos correntes de inferência estatística para séries não-estacionárias, especialmente em relação à transferência da informação hidrometeorológica para dados de cheias por meio do método Gradex. O trabalho pôs em tela, ainda, outros temas relevantes para o estudo dos processos hidrológicos, como é o caso da verificação da ruptura da premissa de estacionariedade em séries temporais, evidenciando-se o método baseado nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II de significância estatística, além da utilização desses como instrumento de auxílio numa árvore de decisão para a gestão de cheias. A análise de frequência de variáveis aleatórias e do risco hidrológico também recebeu destaque, sobretudo para a condição de não-estacionariedade, expressa aqui na forma de uma tendência monotônica linear ao longo da escala de tempo.

A respeito do teste de verificação de tendências monotônicas temporais com base nos erros do tipo I e do tipo II, a discussão aqui posta permitiu concluir que existe coerência com os testes usuais que, diferentemente, se baseiam geralmente na lógica dos NHST e se limitam tão somente à verificação de tendências na série analisada. Dentre as vantagens do referido método está a possível associação dos erros α e β à gestão de cheias, sobretudo no contexto de metodologias voltadas à busca de níveis adequados de proteção da sociedade frente aos impactos desses eventos, de modo a se evitar custos desnecessários.

O método proposto no presente trabalho permitiu incluir o ajustamento de distribuições de probabilidades em séries temporais hidrológicas para condições de não-estacionariedade e buscou utilizar-se de técnicas específicas para a estimação dos parâmetros das distribuições, especialmente àqueles pertinentes ao modelo GEV não-estacionário. Foi dado destaque à distribuição de Gumbel não-estacionária como um caso particular da GEV. No tocante à escolha da distribuição que melhor conforma os dados observados, deu-se ênfase à análise por meio do diagrama *Q-Q plot*, além do teste da razão de verossimilhança (LRT) e ao Critério da Informação de Akaike (AIC).

Ainda no contexto da análise de frequência e do risco de variáveis hidrológicas sob não-estacionariedade, advertiu-se, no presente trabalho, sobre a possibilidade de certos conceitos importantes sob a premissa de estacionariedade não serem diretamente aplicáveis, como é o caso das definições de tempo de retorno e risco hidrológico. Neste sentido, foram discutidos os avanços obtidos, especialmente no tocante ao conceito de *Design Life Level*, o DLL.

Em relação à transferência da informação hidrometeorológica à análise de frequência e de gestão do risco de cheias, já está evidente na literatura da especialidade que os dados de observações pluviométricas são mais abundantes e, em geral, apresentados em séries mais longas, interpondo a necessidade da utilização de métodos já difundidos, como o Gradex. Todavia, o presente trabalho dedicou-se a demonstrar a aplicabilidade do referido método em condições de não-estacionariedade a partir de suas premissas fundamentais, obtendo resultados satisfatórios, cuja rotina encontra-se descrita no item 4.5.2.

Contemplou-se, ainda, no presente trabalho, a aplicação do método desenvolvido em um estudo de caso a partir de séries pluviométricas e fluviométricas da bacia hidrográfica do alto rio Tarauacá, localizada na região central do estado do Acre. Em Tarauacá, verificou-se uma tendência significativamente ascendente nos valores máximos anuais do volume acumulado de chuva para a duração de 10 dias, em mm, confirmada por meio do teste de Mann-Kendall e pela abordagem baseada nas probabilidades dos erros α e β .

Em seguida, foi realizada a análise de frequência na referida série, utilizando-se oito modelos distributivos como candidatos, tendo em todos eles o tempo como a covariável, contemplando as distribuições extremas GEV e de Gumbel. A partir da aplicação dos critérios de discriminação de modelos, dados pelas medidas de Akaike (AIC) e da razão de máxima verossimilhança (LRT), decidiu-se pela escolha da distribuição de Gumbel não-estacionária com tendência linear tanto no parâmetro de posição como de escala, iguais a $\mu(t) = 161,04 + 1,03t$ e $\sigma(t) = 27,89 - 0,17t$, respectivamente, como a que melhor conforma os dados de chuva analisados. Tal ajuste foi ratificado por meio da técnica do *Q-Q plot*.

Após a seleção do modelo distributivo que melhor se ajusta às observações pluviométricas, procedeu-se ao ajustamento dos dados de vazão com o uso do método Gradex sob não-

estacionariedade, tendo a distribuição de Gumbel não-estacionária, com parâmetro de posição igual a $\mu(t) = -25,79 + 2,89t$ e parâmetro de escala igual a $\sigma(t) = 27,89 - 0,17t$, a que melhor se ajusta ao volume de cheias para a duração de 10 dias. A tendência decrescente para o parâmetro de escala indica que a variabilidade está diminuindo ao longo do tempo e o parâmetro de posição, por sua vez, sugere crescimento temporal da média, evidenciado por sua inclinação positiva.

A partir daí, foi aplicada a metodologia de auxílio à decisão baseada nas probabilidades dos erros α e β , cuja decisão foi pela recomendação de implementar uma medida estrutural de controle de cheias hipoteticamente proposta, uma vez que o custo do arrependimento associado à sub-preparação se mostrou superior ao custo do arrependimento referente à sobre-preparação.

Assim, os resultados obtidos permitiram concluir que a decisão de se recomendar a implementação de uma medida de controle de cheias, pautada na análise de frequência e de gestão do risco de ocorrência de tais eventos, pode ser influenciada pela análise que considera possíveis tendências ou outras não-estacionariedades na série de observações, especialmente no que concerne à transferência de informações dos dados de chuva para a análise de frequência de cheias.

De modo geral, os objetivos almejados a partir da realização deste trabalho foram alcançados com a apresentação da metodologia de auxílio à decisão proposta, partindo-se de informação hidrometeorológica. Além disso, outras conclusões importantes são destacadas:

- A abordagem baseada nas probabilidades dos erros do tipo I e do tipo II para verificação de tendências em séries hidrológicas mostrou-se atraente, cujas vantagens englobam a associação de tais probabilidades na análise do risco de cheias;
- Apesar da ausência de uma teoria geral assintótica de valores extremos sob não-estacionariedade, é possível utilizar-se de técnicas específicas para estimar os parâmetros das distribuições, especialmente àquelas pertinentes ao modelo GEV e à distribuição de Gumbel não-estacionária. Entre tais técnicas, estão o critério da informação de Akaike (AIC) e o teste da razão de verossimilhança (LRT), relatados neste trabalho;

- A transferência de informações hidrometeorológicas na análise de frequência de cheias sob não-estacionariedade mostrou-se como uma importante ferramenta posta em favor da gestão dos impactos associados a eventos hidrológicos de cheias, sobretudo na determinação do custo do arrependimento associado à sub e à sobre-preparação da sociedade frente às consequências de tais eventos e na decisão de se implantar ou não uma medida de controle.

Embora os resultados obtidos neste trabalho, a partir da aplicação da metodologia proposta, tenham-se mostrado favoráveis à tomada de decisão sobre a implementação de medidas de redução dos impactos das cheias, é importante salientar que não se pretende findar tal discussão. Pelo contrário, o intuito é que os pontos envolvidos na metodologia proposta, utilizados em conjunto ou separadamente, sejam explorados em diferentes contextos e que estejam presentes em novas abordagens, constituindo, assim, em instrumentos de estudos futuros, especialmente no contexto de não-estacionariedade, permitindo melhor compreensão dos processos envolvidos nos fenômenos hidrológicos e a interação desses com a sociedade.

Em um contexto mais amplo, buscou-se uma reflexão sobre o avanço dos métodos de auxílio à decisão que, complementados com os métodos tradicionalmente utilizados, já são de grande aceitação na área das ciências hidrológicas e de recursos hídricos, especialmente na prática da gestão dos impactos relacionados a eventos extremos.

Portanto, espera-se que a realização do trabalho tenha contribuído para o avanço das técnicas de gestão de cheias, especialmente aquelas inseridas no campo das aplicações da teoria estatística aos processos hidrológicos.

REFERÊNCIAS

ABAURRE, M. G. B.; CARVALHO, P. T.; EMERY, G. M.; FEITOSA, V. M. N. *Relatório do grupo de trabalho cheias do rio Doce*. Comitê da bacia hidrográfica do rio Doce, 2005. Disponível em: <<http://www.riodoce.cbh.gov.br/comite/gt-cheias/imprimir.htm>>. Acesso em: 02 dez. 2014.

ACRE (Estado). Governo do Estado do Acre. *Zoneamento Ecológico-Econômico do Estado do Acre, Fase II – Escala 1:250.000: Documento Síntese*. Rio Branco: SEMA, 2010a.

ACRE (Estado). Governo do Estado do Acre. *Recursos naturais: geologia, geomorfologia e solos do Acre. ZEE/AC, fase II, escala 1:250.000/Programa de zoneamento ecológico-econômico do Estado do Acre*. Rio Branco: SEMA, 2010b. 100 p. (Coleção temática do ZEE, v.2).

ACRE (Estado). Governo do Estado do Acre. *Plano Estadual de Recursos Hídricos*. Rio Branco: SEMA, 2012.

ACRE (Estado). Agência de Notícias do Acre. Governo federal reconhece calamidade pública em Tarauacá. 2014. Disponível em: <<http://www.agencia.ac.gov.br/noticias/acre/governo-federal-reconhece-calamidade-publica-em-tarauaca>>. Acesso em: 7 dez. 2014.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEE Transactions on Automatic Control*, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974.

AL-FUTAISI, A.; STEDINGER, J. Hydrologic and Economic Uncertainties and Flood-Risk Project Design. *Journal of Water Resources Planning and Management*, v. 125, n. 6, p. 314–324, 1999.

ALEXANDRE, G. R.; BAPTISTA, M. B.; NAGHETTINI, M. C. Estudo para identificação de tendências do regime pluvial na Região Metropolitana de Belo Horizonte a partir de métodos estatísticos. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 15, n. 2, p. 115-136, 2010.

ALMEIDA, A. B. Prevenção contra inundações naturais na União Europeia. Conceitos-chave no contexto de uma gestão de risco. *Revista de Gestão de Água da América Latina*, v. 4, n. 1, p. 53-62, 2007.

AMARAL, R.; RIBEIRO, R. R. Inundações e enchentes. In: TOMINAGA, L. K.; SANTORO, J.; AMARAL, R. (org.). *Desastres naturais: conhecer e prevenir*. São Paulo: Instituto Geológico, 2009, p. 39-52.

BARBOSA, F. A. R.; *Medidas de proteção e controle de inundações urbanas na bacia do rio Mamanguape-PB*. 2006. 114 f. dissertação de Mestrado, Programa de Pós-graduação em Engenharia Urbana, Centro de Tecnologia/Universidade Federal da Paraíba–UFPB, João Pessoa, 2006.

BARTH, R. T. *Planos diretores em drenagem urbana: proposição de medidas para sua implementação*. 1997. 250 f. Tese (Doutorado em Engenharia) – Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo, 1997.

BRANCH, M. Malignant side effects of null-hypothesis significance testing. *Theory & Psychology*, v. 24, n. 2, p. 256-277, 2014.

BERZ, G. Flood disasters: Lessons of a new theory of the measurement for the future. *Inst. Civil Eng. Water Maritime Eng.*, v. 142, n. 1, p. 3-8, 2000.

BUBECK, P.; BOTZEN, W. J. W.; AERTS, J. C. J. H. A review of risk perceptions and other factors that influence flood mitigation behavior. *Risk Analysis*, vol. 32, n. 9, p. 1481-1495, 2012.

C. T. G. R. E. F. L’application de la méthode du gradex à l’estimation des crues de faible fréquence, Centre Technique de Génie Rural, des Eaux et des Forêts, Ministère de l’Agriculture, Paris, França, 1972.

CANÇADO, V. L. *Consequências econômicas das inundações e vulnerabilidade: Desenvolvimento de metodologia para avaliação do impacto nos domicílios e na cidade*.

2009. 394 f. Tese de Doutorado, Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos – UFMG, Belo Horizonte, 2009.

CARSELL, K. M.; PINGEL, N. D.; FORD, D. T. Quantifying the benefit of a flood warning system. *Natural Hazards*, v. 5, n. 3, p. 131-140.

CARVALHO, C. S.; MACEDO, E. S.; OGURA, A. T. (org.). *Mapeamento de riscos em encostas e margem dos rios*. Brasília, IPT, 2007.

CAVALCANTE, L. M. *Zoneamento geológico e geomorfológico entre Feijó e Mâncio Lima – Acre*. Rio Branco: Embrapa Acre, 2005.

CHARNET, R.; FREIRE, C. A. L.; CHARNET, E. M. R.; BONVINO, H. *Análise de modelos de regressão linear*. Campinas: Editora Unicamp, 2008.

CHEBANA, F.; OUARDA, T. B. M. J.; DUONG, T. C. Testing for multivariate trends in hydrologic frequency analysis. *Journal of Hydrology*, v. 486, p. 519-530, 2013.

CHENG, L.; KOUCHAK, A. A.; GILLELAND, E.; KATZ, R. W. Non-stationary extreme value analysis in a changing climate. *Climatic change*, v. 127, n. 2, p. 353-369, 2014.

CHOU, S. C.; ROZANTE, J. R.; BUSTAMENTE, J. F. Eta Model forecasts for the Venezuela flood of december 1999. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 19, 99-112, 2004.

CHOW, V. T.; MAIDMENT, D. R.; MAYS, L. W. *Applied Hydrology*. New York: McGraw-Hill, 1988, 588p.

CLARKE, R. T. Estimating time trends in Gumbel-distributed data by means of generalized linear models. *Water Resources Research*, v. 38, n. 7, p. 25.1-25.10, 2002.

CLARKE, R. T. O ajuste e teste de significância de tendências lineares em dados com distribuição Gumbel. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 8, n. 1, p. 71-79, 2003.

CLARKE, R. T. Hydrological prediction in a non-stationary world. *Hydrology and Earth System Sciences*, v. 11, p. 408-414, 2007.

COHN, T. A.; LINS, H. F. Nature's style: Naturally trendy. *Geophysical Research letters*, v. 32, p. 1-5, 2005.

COLES, S. *An introduction to statistical modeling of extreme values*. London: Springer, 2001.

COOLEY, D. Return periods and return levels under climate change. In: AGHAKOUCHAK, A.; EASTERLING, D.; HSU, K.; SCHUBERT, S.; SOROOSHIAN, S. (eds.). *Extreme in Climate Change: Detection, analysis and uncertainty*. New York: Springer, 2013, Vol. 65, p. 97-114.

COSTA, F. S.; AMARAL, E. F.; BUTZKE, A. G.; NASCIMENTO, S. S. (org.). *Inventário de emissões antrópicas e sumidouros de gases do efeito estufa do estado do Acre: ano base-2010*. Rio Branco: EMBRAPA, 2012.

CRICHTON, D. The triangle risk. In: INGLETON, J. (ed.). *Natural disaster management*. Tudor Rose Holdings Limited. England: Leicester, 1999, p. 102-103.

CRUZ, M. A. S.; TUCCI, C. E. M. Otimização das obras de controle de cheias em uma bacia urbana. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 12, n. 2, p. 63-80, 2007.

CUMMING, G. The New Statistics: Why and How. *Psychological Science*, v. 25, n. 1, p. 7-29, 2014.

CUNHA, M. I. R. *Aspectos socioeconômicos e ambientais das inundações no Brasil no período de 2003 a 2006*. 2007. 189 f. dissertação de Mestrado, Centro de Desenvolvimento Sustentável da Universidade de Brasília, Brasília, 2007.

DELGADO, R. C.; SOUZA, L. P.; RODRIGUES, R. A.; OLIVEIRA, E. C.; SANTOS, R. S. Tendência climática de aumento da temperatura mínima e da pressão de saturação do vapor de água na Amazônia ocidental. *Enciclopédia Biosfera*, v. 8, n. 15, p. 2584-2598, 2012.

DU, T.; XIONG, L.; CHU, C. Y.; GIPPEL, C. J.; GUO, S.; LIU, P. Return period and risk analysis of nonstationary low-flow series under climate change. *Journal of Hydrology*, v. 527, p. 234-250, 2015.

DUARTE, A. F. Aspectos da climatologia do Acre, Brasil, com base no intervalo 1971-2000. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 21, n. 3b, 308-317, 2006.

ELEUTÉRIO, J. *Flood risk Analysis: impact of uncertainty in hazard modelling and vulnerability assessments on damage estimations*. 2012. 243 f. Thesis (Doctor of Philosophy in Water Science and Environmental Economics) – University of Strasbourg Civil Engineering, Strasbourg, 2012.

EMILIANO, P. C. *Fundamentos e aplicações dos critérios de informação: Akaike e bayesiano*. 2009. 92 f. dissertação de Mestrado, Programa de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agrícola – UFLA, Lavras, 2009.

ESTRELA, T.; MENÉNDEZ, M.; DIMAS, M.; MARCUELLO, C.; REES, G.; COLE, G.; WEBER, K.; GRATH, J.; LEONARD, J.; OVESEN, N. B.; FEHPER, J.; CONSULT, V. *Sustainable water use in Europe. Part 3: Extreme Hydrological events: floods and droughts*. Copenhagen: EEA, 2001.

FARIA, D. G. M.; SANTORO, J. Gerenciamento de desastres naturais. In: TOMINAGA, L. K.; SANTORO, J.; AMARAL, R. (org.). *Desastres naturais: conhecer e prevenir*. São Paulo: Instituto Geológico, 2009, p. 161-178.

FERNANDES, W. S. *Metodologia unificada para análise de frequências de vazões máximas anuais a partir da agregação da informação hidrometeorológica regionalizada*. 2005. 145 f. dissertação de Mestrado, Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos – UFMG, Belo Horizonte, 2005.

FERNANDES, W. S. *Método para a estimação de quantis de enchentes extremas com o emprego conjunto de análise bayesiana, de informações não sistemáticas e de distribuições limitadas superiormente*. 2009. 202 f. Tese de Doutorado, Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos – UFMG, Belo Horizonte, 2009.

FERNANDES, W. S.; NAGHETTINI, M. Metodologia integrada para análise de frequência de pico e volumes de cheia com a incorporação da informação hidrometeorológica regionalizada. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 12, n. 4, p. 135-145, 2007.

FISHER, R. A. *Statistical methods and scientific inference*. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1956.

FORTUNATO, I.; NETO, J. F. Risco ambiental à luz dos princípios da precaução e da prevenção. In: GUIMARÃES, S. T. L.; JÚNIOR, S. C.; GODOY, M. B. R. B.; TAVARES, A. C. (Org.). *Gestão de áreas de riscos e desastres naturais*. Rio Claro: IGCE/UNESP/RIO CLARO, 2012, p. 12-31.

GILLELAND, E.; RIBATET, M.; STEPHENSON, A. G. A software review for extreme value analysis. *Extremes*, v. 16, p. 103-119, 2013.

GOERL, R. F.; KOBIYAMA, M. Considerações sobre as inundações no Brasil. In: *XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos*, ABRH, 2005.

GOMES, E. R. B.; CAVALCANTE, A. C. S. Desastres naturais: perdas e reações psicológicas de vítimas de enchentes em Teresina-PI. *Psicologia & Sociedade*, v. 24, n. 3, p. 720-728, 2012.

GOOGLE EARTH. *Localização do município de Tarauacá*. 2016. Mapa Geográfico. Escala 1 km. Disponível em: <<http://earth.google.com>>. Acesso em: 26 out. 2016.

GRACIOSA, M. C. P. *Modelo de Seguro para riscos hidrológicos com base em simulação hidráulico-hidrológica como ferramenta de gestão do risco de inundações*. 2010. 163 f. Tese (Doutorado em Hidráulica e Saneamento) – Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo, São Carlos, 2010.

GREENWOOD, J. A.; LANDWEHR, J. M. MATALAS, N. C.; WALLIS, J. R. Probability weight moments: definition and relation to parameters expressible in inverse form. *Water Resources Research*, v. 15, n. 5, p. 1049-1054, 1979.

GREENPEACE BRASIL. *Cheia histórica do rio Madeira*, 2014. Disponível em: <<http://www.greenpeace.org/brasil/pt/Noticias/Cheia-historica-no-rio-Madeira-desaloja-familias/>>. Acesso em: 02 dez. 2014.

GUILLOT, P.; DUBAND, D. La méthode du gradex pour le calcul de la probabilité des crues à partir des pluies. In: International Association of hydrological sciences (org.). *Floods and their computations*. Publication 84. London: IAHS, p. 560-569, 1967.

HORA, S. B.; GOMES, R. L. Mapeamento e avaliação do risco a inundaç o do rio Cachoeira em trecho da  rea urbana do munic pio de Itabuna/BA. *Sociedade & Natureza*, v. 21, n. 2, p. 57-75, 2009.

HOSKING, J. R. M. The theory of probability weight moments. *IBM Research Report RC 12210*, Yorktown Heights (NY): IBM Research, 1986.

HUANG, Y.; YU, X. Risk based design of level system. In: GeoCongress 2008: Geosustainability and Geohazard mitigation. *ASCE*, p. 852-858, 2008.

IOANNIDIS, J. P. A.; HOZO, I.; DJULBEGOVIC, B. Optimal type I and type II error pairs when the available sample size is fixed. *Journal of clinical epidemiology*, v. 66, p. 903-910, 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTAT STICA – IBGE. *Manual t cnico de geomorfologia*. Coordena o de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS. *Casos significativos do m s de abril de 2014*, 2014. Dispon vel em: <http://www.cptec.inpe.br/~rupload/arquivo/caso_sig_abril_2014.pdf>. Acesso em: 02 dez. 2014.

ISHAK, E. H.; RAHMAN, A.; WESTRA, S.; SHARMA, A.; KUCZERA, G. Evaluating the non-stationarity of Australian annual maximum flood. *Journal of Hydrology*, v. 494, p. 134-145, 2013.

JHA, A. K.; BLOCH, R. LAMOND, J. *Cidades e inunda es. Um guia para a Gest o Integrada do Risco de inunda o urbana para o s culo XXI: Um resumo para os formuladores de pol ticas*. Washington: The World Bank, 2012.

JOHNSON, D. H. The insignificance of statistical significance testing. *Journal of wildlife management*, v. 63, n. 3, 763-772, 1999.

JOJAS, R.; FEYEN, L.; WATKISS, P. Climate change and river floods in the European Union: Socio-economic consequences and the costs and benefits of adaptation. *Global Environmental Change*, v. 23, p. 1737-1751, 2013.

KATZ, R. W.; PARLANGE, M. B.; NAVEAU, P. Statistics of extremes in Hydrology. *Advances in Water Resources*, v. 25, p. 1287-1304, 2002.

KATZ, R. W. Statistics of extremes in climate change. *Climate change*, v. 100, p. 71-76, 2010.

KATZ, R. W. Statistical methods for nonstationary extremes. In: SOROOSHIAN S.; EASTERLING, D.; AGHAKOUCHAK, A.; SCHUBERT, S.; HSU, K. (eds.). *Extremes in a changing climate*. Springer, v. 65, p. 15-37, 2013.

KENDALL, M. G. *Rank correlation Methods*. 4.ed. Londres: Charles Griffin, 1975.

KHALIQ, M. N.; OUARDA, T. B. M. J.; ONDO, J. C.; GACHON, P.; BOBÉE, B. Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. *Journal of Hydrology*, v. 329, p. 534-552, 2006.

KOBIYAMA, M.; MENDONÇA, M.; MORENO, D. A.; MARCELINO, I. P. V. O.; MARCELINO, E. V.; GONÇALVES, E. F.; BRAZETTI, L. L. P.; GOERL, R. F.; MOLLERI, G. S. F.; RUDORFF, F. M. *Previsão de desastres naturais: conceitos básicos*. Curitiba: Ed. Organic Trading, 2006.

KOBIYAMA, M.; MOTA, A. A.; CORSEUIL, C. W. *Recursos hídricos e saneamento*. Curitiba: Organic Trading, 2008.

LANNA, A. E. Elementos de estatística e probabilidades. In: TUCCI, C. E. M (org.). *Hidrologia: Ciência e aplicação*. 4. ed. Porto Alegre: UFRGS, 2012, p.79-176.

LEZCANO, L. M. *Análise do efeito do risco de cheia no valor de imóveis pelo método dos preços hedônicos*. 2004. 166 f. dissertação de Mestrado, Programa de Pós-graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental da Universidade Federal do Paraná – UFPR, Curitiba, 2004.

LIMA, F. N. *Avaliação das probabilidades de falhas em barragens, associadas eventos de naturezas hidráulica e hidrológicas: estudo de caso na PCH Cajuru*. 2014. 147 f. dissertação de Mestrado, Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos – UFMG, Belo Horizonte, 2014.

LINSLEY, R. K.; KOHLER, M. A.; PAULHUS, J. L. H. *Hydrology for Engineers*. 2. ed. New York: McGraw-Hill, 1975.

LOPÉZ, J.; FRANCÉS, F. Non-Stationary flood frequency analysis in continental Spanish rivers, using climate and reservoir indexes as external covariates. *Hydrology and Earth System Sciences*, v. 17, p. 3189-3203, 2013.

MACÊDO, M. N. C.; DIAS, H. C. T.; COELHO, F. M. G.; ARAÚJO, E. A. SOUZA, M. L. H.; SILVA, E. Precipitação pluviométrica e vazão da bacia hidrográfica do Riozinho do Rôla, Amazônia Ocidental. *Ambi-Água*, v. 8, n. 1, p. 206-221, 2013.

MACHADO, M. L.; NASCIMENTO, N.; BAPTISTA, M.; GONÇALVES, M.; SILVA, A.; LIMA, J. C.; DIAS, R.; SILVA, A.; MACHADO, E.; FERNANDES, W. Curvas de danos de inundação versus profundidade de submersão: desenvolvimento de metodologia. *REGA*, v. 2, n.1, p. 35-52, 2005.

MANN, H. B. Non-parametric tests against trend. *Econometria*, v. 13, p. 245-259, 1945.

MARCELINO, E. V. *Desastres naturais e geotecnologias: conceitos básicos*. Santa Maria: CRS/INPE, 2008.

MARCELINO, E. V.; NUNES, L. H.; KOBAYAMA, M. Banco de dados de desastres naturais: análise de dados globais e regionais. *Caminhos da Geografia*, v. 6, n. 19, p. 130-149, 2006.

MARENGO, J. A.; SCHAEFFER, R.; PINTO, H. S.; ZEE, D. M. W. *Mudanças climáticas e eventos extremos no Brasil*. Rio de Janeiro: FBDS, 2009.

MAZZORANA, B.; LEVAGGI, L.; FORMAGGIONI, O.; VOLCAN, C. Physical vulnerability assessment based on fluid and classical mechanics to support cost-benefit analysis of flood risk mitigation strategies. *Water*, v. 4, p. 196-218, 2012.

MEMÓRIA, J. M. P. *Breve história da estatística*. Brasília: EMPRAPA, 2004.

MILLY, P. C. D.; BETANCOURT, J.; FALKENMARK, M.; HIRSCH, R. M.; KUNDZEWICZ, Z. W., LETTENMAIER, D. P.; STOUFFER, R. J. Stationarity is dead: Whither water management?. *Science*, v. 319, p. 573-574, 2008.

MOGIE, M. In support of null hypothesis significance testing. *Proceedings of the royal society B*, v. 271, p. S82-S84, 2004.

MOREIRA, J. G. V.; NAGHETTINI, M. Detecção de tendências monotônicas temporais e relação com erros do tipo I e II: estudo de caso em séries de precipitações diárias máximas anuais do estado do Acre. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 31, n. 4, p. 1-9, 2016.

MOREIRA, J. G. V.; NAGHETTINI, M.; ELEUTÉRIO, J. C. Frequência e risco sob não-estacionariedade em registros pluviométricos da bacia do alto rio Tarauacá, Acre. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 21, n. 1, p. 232-241, 2016.

MOSQUERA, R. O. O.; LANCHEROS, J.; HURTADO, J. Aplicación del método Gradex. *Revista Ingeniería e Investigación*, v. 46, p. 28-34, 2000.

NAGHETTINI, M. C. Methodology for estimating the upper tail of flood-peak frequency distribution using hydrometeorological information. 1994. PHD thesis, Colorado University, Colorado, 1994.

NAGHETTINI, M. Mananciais superficiais: aspectos quantitativos. In: HELLER, L.; PÁDUA, V. L. (org.). *Abastecimento de água para consume humano*. Belo Horizonte: UFMG, 2006, p. 223-274.

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

NAGHETTINI, M.; GONTIJO, N.; PORTELA, M. Investigação sobre as propriedades da relação entre volumes raros e extremos de precipitação de cheia, sob certas condições distributivas. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 17, n. 4, p. 65-81, 2012.

NAGHETTINI, M.; GONTIJO, N.; PORTELA, M. Investigation on the properties of the relationship between rare and extreme rainfall and flood volumes, under some distributional restrictions. *Stoch Environ Res Risk Asses*, v. 26, p. 859-872, 2012.

NASCIMENTO, R. A. Impactos pluviais: o caso de Piranga-MG. *Revista de C. Humanas*, vol. 10, p. 94-110, 2010.

NICHOLLS, N. Atmospheric and climatic hazards: improved monitoring and prediction for disaster mitigation. *Natural Hazards*, v. 23, p. 137-155, 2001.

NOGAJ, M.; PAREY, S.; DACUNHA-CASTELLE, D. Non-stationary extreme models and a climate application. *Nonlin. Processes Geophys.*, v. 14, p. 305-316, 2007.

NOGUEIRA, F. R. Gestão dos riscos nos municípios. In: CARVALHO, C. S.; GALVÃO, T. (org.). *Prevenção de riscos de deslizamentos em encostas: Guia para a elaboração de políticas municipais*. Brasília: Ministério das Cidades; Cities Alliance, 2006.

OBEYSEKERA, J.; SALAS, J. D. Quantifying the uncertainty of design floods under nonstationary conditions. *Journal of Hydrologic Engineering*, v. 19, n. 3, p. 1438-1446, 2014.

OSTROWSKY, M. S. B. *Sistemática integrada para controle de inundações em sub-bacias hidrográficas urbanas. Estudo de caso: a bacia do córrego Pirajuçara, sob o enfoque da integração de obras com ações de educação e percepção ambiental*. 2000. 228 f. Tese de Doutorado em Arquitetura e Urbanismo, Universidade de São Paulo, 2000.

PAIVA, C. S. M.; FREIRE, D. M. C.; CECATTI, J. G. Modelos aditivos generalizados de posição, escala e forma (GAMLSS) na modelagem de curvas de referência. *Revista Brasileira de Ciências da Saúde*, v. 12, n. 3, p. 289-310, 2008.

- PAPALEXIOU, S. M. e KOUTSOYIANNIS, D. The battle of extreme distributions: a global survey on the extreme daily rainfall. *Water Resources Research*, v. 49, n. 1, p. 187-201, 2013.
- PEARSON, E. S. The Neyman-Pearson story (1926-1934). In: PEARSON, E. S.; KENDALL, M. G. *Studies in the history of statistics and probability*. London: Charles Griffin, 1970, p. 455-477.
- PEREIRA, S. M. C.; LESLIE, G. Hypotesis Testing. *Australian Critical Care*, v. 22, p. 187-191, 2009.
- PETTIT, A. N. A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, v. 28, n. 2, p. 126-135.
- PINHEIRO, M. M. G.; NAGHETTINI, M. Análise regional de frequência e distribuição temporal das tempestades na região metropolitana de Belo Horizonte-RMBH. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 4, p. 73-88, 1998.
- PORTELA, M. M.; QUINTELA, A. C.; SANTOS, J. F.; VAZ, C; MARTINS, C. Tendências em séries temporais de variáveis hidrológicas. *Associação Portuguesa de Recursos Hídricos (APRH)*, v. 32, n. 1, p. 43-60, 2011.
- POVEDA, G.; ÁLVAREZ, D. M. El colapso de la hipótesis de estacionariedad por cambio y variabilidad climática: implicaciones para el diseño hidrológico en ingeniería. *Revista de Ingeniería*, v. 36, p. 65-76, 2012.
- REGAZZI, A. J.; SILVA, C. H. O. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear I, dados no delineamento inteiramente casualizado. *Revista Matemática e Estatística*, v. 22, n. 3, p. 33-45, 2004.
- RESENDE, M. D. V. *Matemática e estatística na análise de experimentos e no melhoramento genético*. Colombo: Empraba Florestas, 2007.
- ROOTZÉN, H.; KATZ, R. W. Design life level: Quantifying risk in a changing climate. *Water Resources Research*, v. 49, n. 9, p. 5964-5972, 2013.

ROSNER, A.; VOGEL, R. M.; KIRSHEN, P. H. A risk-based approach to flood management decisions in a nonstationary world. *Water Resources Research*, v. 50; p. 1928-1942, 2014.

SALAS, J. D.; HEO, J. H.; LEE, D.J.; BURLANDO, P. Quantifying the uncertainty of return period and risk in Hydrologic Design. *Journal of Hydrologic Engineering*, v. 18, p. 518-526, 2013.

SALAS, J. D.; OBEYSEKERA, J. Revisiting the concepts of return period and risk for nonstationary hydrologic extreme events. *Journal of Hydrologic Engineering*, v. 19, n. 3, p. 554-568, 2014.

SANTOS, F. A. Inundações na cidade de São Paulo: uma construção social. *Histórica*, v. 10, n. 62, p. 15-22, 2014. Disponível em: <<http://www.arquivoestado.sp.gov.br/historica/materia.php?id=2&edicao=62>>. Acesso em: 29 abr. 2015.

SANTOS, C. A. C.; BRITO, J. I. B.; RAO, T. V. R.; MENEZES, H. E. A. Tendências de índices extremos climáticos para a região de Manaus-AM. *Acta Amazônica*, v. 42, n. 3, p. 329-336, 2012.

SANTOS, D. C.; MEDEIROS, R. M.; CORREIA SANTOS, D.; BRITO, J. I. B. Variabilidade climática de regiões pluviometricamente homogêneas na Amazônia Ocidental. *Revista Brasileira de Geografia Física*, v. 6, n. 4, p. 903-918, 2013.

SARAIVA, M. G.; CORREIA, F. N.; CARMO, V. Avaliação ex-post de medidas não-estruturais de defesa contra cheias na bacia hidrográfica da Ribeira da Lage. In: 4º Congresso da Água, APBRH, 1998.

SAREWITZ, D.; PIELKE JR, R. Vulnerability and risk: some thoughts from a political and policy perspective. *Risk Analysis*, v. 23, n. 4, p. 805-810, 2003.

SEN, P. K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau, *J. Am. Stat. Association*, v. 63, p. 1379-1389, 1968.

SERINALDI, F.; KILSBY, C. G. Stationarity is undead: Uncertainty dominates the distribution of extremes. *Advances in Water Resources*, v. 77, p. 17-36, 2015.

SERVIÇO GEOLÓGICO DO BRASIL – CPRM. *Relatório da cheia 2012: Cheia 2012 em Manaus*. Manaus: CPRM, 2012.

SERVIÇO GEOLÓGICO DO BRASIL – CPRM. *Informe semana I: cheia 2014 – Rio Madeira*, 2014. Disponível em: <http://www.cprm.gov.br/rehi/rondonia/pdf/alerta29_14.pdf>. Acesso em: 04 mai. 2015.

SHADMANI, M.; MAROFI, S.; ROKNIAN, M. Trend Analysis in Reference Evapotranspiration Using Mann-Kendall and Spearman's Rho Tests in Arid Regions of Iran. *Water Resources Management*, v. 26, p. 211-224, 2012.

SILVA, A. T.; PORTELA, M. M.; NAGHETTINI, M. Nonstationarities in the occurrence rates of flood events in Portuguese watersheds. *Hydrology and Earth System Sciences*, v. 16, p. 241-254, 2012.

SILVEIRA, W. N.; KOBIYAMA, M.; GOERL, R. B.; BRENDENBURG, B. *História das Inundações em Joinville: 1851-2008*. Curitiba: Organic Trading, 2009.

SISTEMA INTEGRADO DE INFORMAÇÕES SOBRE DESASTRES – S2ID. Disponível em: <<http://150.162.127.14:8080/bdrd/bdrd.html>>. Acesso em: 02 dez. 2014.

SONALI, P.; KUMAR, D. N. Review of trend detection methods and their application to detect temperature changes in India. *Journal of Hydrology*, v. 476, p. 212-227, 2013.

SU, H. T.; TUNG, Y. K. Flood-Damage-Reduction project evaluation with explicit consideration of damage cost uncertainty. *Journal of Water Resources Planning and Management*, v. 139, p. 704-711, 2013.

SUDERSHA. Manual de drenagem urbana. Plano Diretor de Drenagem Urbana da Região Metropolitana de Curitiba. Curitiba: CH2MHILL, 2002.

TAO, H.; FRAEDERICH, K.; MENZ, C.; ZHAI, J. Trends in extreme temperature indices in the Poyang Lake Basin, China. *Scoth. Environ. Res. Risk Asses*, v. 28, p. 1543-1553, 2014.

TEEGAVARAPU, R. S. V. Modeling climate change uncertainties in water resources management models. *Environmental modelling & software*, v. 25, p. 1261-1265, 2010.

TOMINAGA, L. K. Análise e mapeamento de risco. In: TOMINAGA, L. K.; SANTORO, J.; AMARAL, R. (org.). *Desastres naturais: conhecer e prevenir*. São Paulo: Instituto Geológico, 2009, p. 147-160.

TRAVASSOS, L. Inundações urbanas: uma questão socioambiental. *Revista de gestão ambiental e sustentabilidade*, vol. 1, n. 1, p. 88-105, 2012.

TUCCI, C. E. M.. Águas urbanas. *Estudos Avançados* [online], v. 22, n. 63, p. 97-112, 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142008000200007&lng=en&nrm=iso>. Acesso em 20 Nov. 2014.

TUCCI, C. E. M. Controle de enchentes. In: TUCCI, C. E. M (org.). *Hidrologia: Ciência e aplicação*. 4. ed. Porto Alegre: UFRGS, 2012, p.621-658.

TUCCI, C. E. M. Gerenciamento integrado das inundações urbanas no Brasil. *Revista de Gestão de Água da América Latina*, v. 1, n. 1, p. 59-73, 2004.

TUNG, Y. K. Keynote lecture: Risk-based design od floof defense systems. *Flood defence*, v.1, p. 71-81, 2002.

ULIANA, E. M.; SILVA, D. D.; MORGAN ULIANA, E.; RODRIGUES, B. S.; CORREDO, L. P. Análise de tendências em series históricas de vazão e precipitação: uso de teste estatístico nao paramétrico. *Revista Ambiente e Água*, v. 10, n. 1, 82-88, 2015.

UN-ISDR. United Nations Inter-Agency Secretariat of the International Strategy for Disaster Reduction. *Living with risk. A global review of disaster reduction initiatives*. Geneva: Switzerland, 2004, vol. 2. Disponível em: <<http://www.unisdr.org/we/inform/publications/657>>. Acesso em: 15 dez. 2014.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA. CENTRO UNIVERSITÁRIO DE ESTUDOS E PESQUISAS SOBRE DESASTRES. *Atlas brasileiro de desastres naturais: 1991 a 2012*. 2. ed. Florianópolis: CEDEP UFSC, 2013a. Volume Brasil.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA. CENTRO UNIVERSITÁRIO DE ESTUDOS E PESQUISAS SOBRE DESASTRES. *Atlas brasileiro de desastres naturais: 1991 a 2012*. 2. ed. Florianópolis: CEDEP UFSC, 2013b. Volume Acre.

VILLARINI G.; SMITH J. A.; SERINALDI F.; BALES J.; BATES P. D.; KRAJEWSKI W. F. Flood frequency analysis for nonstationary annual peak records in an urban drainage basin. *Advances in Water Resources*, v. 32, p. 1255-1266, 2009.

VILLARINI, G.; SMITH, J. A.; NAPOLITANO, F. Nonstationary modeling of a long record of rainfall and temperature over Rome. *Advances in Water Resources*, v. 33, p. 1256-1267, 2010.

VILLARINI, G.; SMITH, J. A.; NTELECOS, A. A.; SCHWARZ, U. Annual maximum and peaks-over-threshold analysis of daily rainfall accumulations for Austria, *Journal of Geophysical Research*, v. 116, p. D05103, 2011.

VOGEL, R. M.; ROSNER, A.; KIRSCHEN, P. H. Brief communication: Likelihood of societal preparedness for global change: trend detection. *Natural Hazards and Earths System Sciences*, v. 13, p. 1773-1778, 2013.

WAGESHO, N.; GOEL, N. K.; JAIN, M. K. Investigation of non-stationarity in hydro-climatic variables at Rift Valley lakes basin of Ethiopia. *Journal of Hydrology*, v. 444-445, p. 113-133, 2012.

WALD, A. Contributions to the theory of statistical estimation and testing hypothesis. *Annals of mathematical statistics*, Washington: DC, v. 10, p. 299-326, 1939.

WESTFALL, J. A.; MCWILLIANS, W. H. Detecting trend in advance tree regeneration using forest inventory data: the implications of type II error. *Environ. Monit. Assess.*, v. 184, p. 5601-5611, 2012.

WOOD, M.; COVACS, D.; BOSTROM, A.; BRIDGES, T.; LINKOV, I. Flood Risk Management: US Army Corps of Engineers and Layperson Perceptions. *Risk Analysis*, v. 21, n. 8, p. 1349-1368, 2012.

WOODWARD, M.; KAPELAN, Z.; GOULDBY, B. Adaptive flood risk management under climate change uncertainty using real options and optimization. *Risk Analysis*, v. 24, n. 1, p. 75-92, 2014.

WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION – WMO. *Atlas of mortality and economic losses from weather, climate and water extremes (1970-212)*. Geneva: WMO, n. 1123, 2014, 44 p.

YILMAZ, A. G.; PERERA, B. J. C. Extreme rainfall nonstationarity investigation and intensity-frequency-duration relationship. *Journal of Hydrologic Engineering*, v. 19, n. 6, n. 1160-1172, 2014.

YUE, S.; PILON, P.; CAVADIAS, G. Power of the Mann-Kendall and Sparman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *Journal of Hydrology*, v. 259, p. 254-271, 2002.

ZEMZAMI, M.; BENAADIBATE, L.; LAYAN, B.; DRIDRI, A. Design flood estimation in ungauged catchments and statistical characterization using principal components analysis: application of Gradex method in Upper Moulouya. *Hydrological Process*, v. 27, p. 186-195, 2013.

ZUFFO, A. C.; LEME, P. E. GRADEX e Santa Barbara: método híbrido para cálculo de vazão de projeto para macrodrenagem urbana. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 16., João Pessoa, 2005. Anais... João Pessoa, 2005.

APÊNDICE A – CONSTRUÇÃO DA CURVA CUSTOS DOS DANOS ASSOCIADOS A DIFERENTES QUANTIS DE CHEIA EM TARAUCÁ, ACRE.

O objetivo é obter uma curva de danos potenciais em residências, ocasionados por enchentes, no município de Tarauacá, Acre, tendo a cheia registrada em novembro de 2014 como referência.

A curva de danos *versus* vazão foi obtida a partir das curvas de danos *versus* probabilidade de submersão (DPS) e da metodologia apresentada em Machado et al. (2005) e Eleutério (2012), adaptadas às condições do município de Tarauacá.

Em relação à curva de danos relacionados à área construída (tipo residencial), categoria socioeconômica, profundidade hidráulica e valor dos prejuízos para o contexto da área em estudo, as curvas DPS exibidas por Machado et al. (2005) foram devidamente atualizadas pelo Índice Nacional de Custo da Construção, com base em março de 2016, cujo fator do período é igual a 2,886549. A Figura A1 apresenta as curvas de danos *versus* profundidade para a cidade de Itajubá, obtidas por Machado et al. (2005).

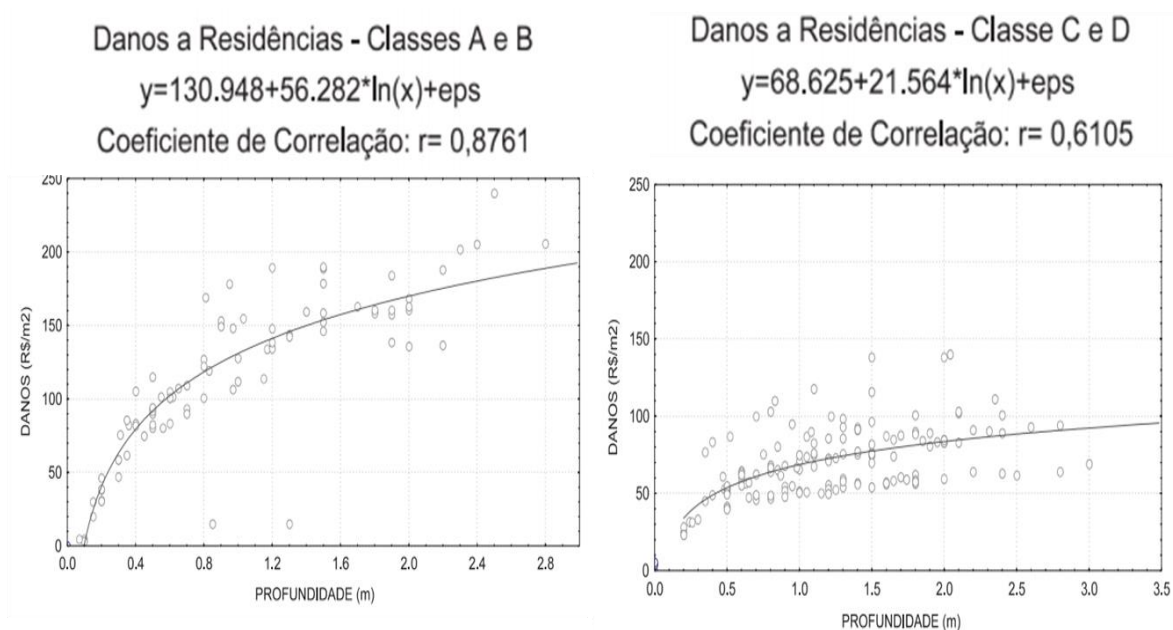


Figura A1 – Curvas de danos *versus* profundidade para o setor habitacional e classes socioeconômicas de Itajubá (Fonte: Machado et al., 2005).

Já a Figura A2 apresenta as referidas curvas, devidamente atualizadas pelo INCC.

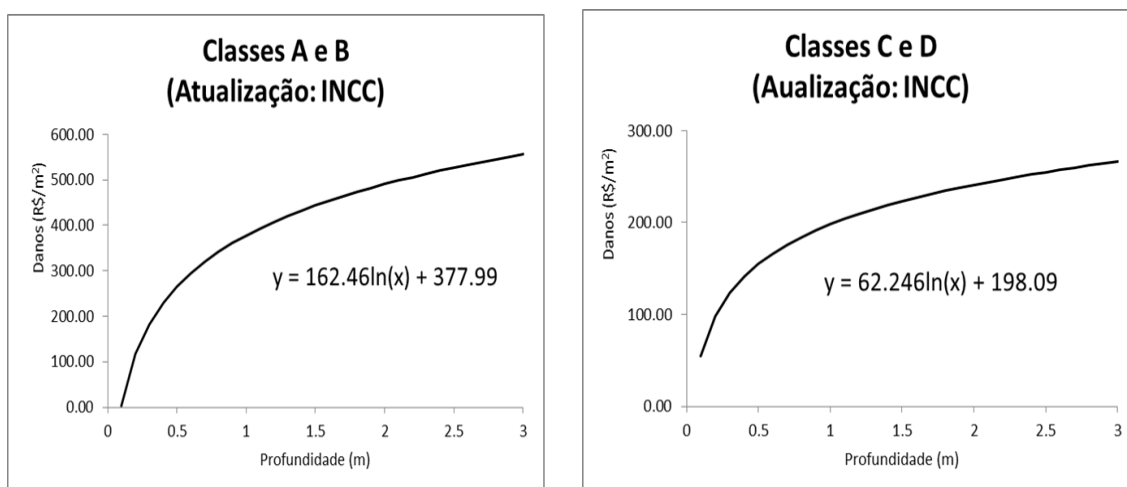


Figura A2 – Curvas de danos *versus* profundidade para o setor habitacional e classes socioeconômicas de Itajubá, atualizadas pelo INCC, com base em março de 2016 (Fonte: Adaptado de Machado et al., 2005).

Convém ressaltar que esse trabalho não tem o intuito de representar fidedignamente a realidade relacionada aos eventos e suas consequências na área de estudo. As análises feitas são simplificadas, de maneira a apresentar tão-somente as ordens de grandeza para fins de pesquisa apenas. Isso se deve ao grande número de simplificações realizadas durante as diferentes etapas metodológicas e incertezas relacionadas ao estudo de caso e à suas restrições em termos de disponibilidade de dados.

A análise de vulnerabilidade do município de Tarauacá foi realizada através da investigação da distribuição de classes socioeconômicas, segundo o IBGE e as observação de imagens de satélite para fins de determinação das tipologias de ocupação do solo distinguindo alguns padrões urbanísticos. Considerou-se que a cidade é bastante homogênea, e de maneira simplificada, considerou-se a presença igual de diferentes classes sociais para a área de estudo, que predominantemente se insere nas classes D-E, do Critério Brasil de Classificação Econômica da Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (ABEP).

No tocante à análise hidrológica, a partir dos dados de vazão anuais registrados pela estação fluviométrica Tarauacá-Jusante (disponível no website <<http://hidroweb.ana.gov.br/>>),

localizada um pouco à jusante da confluência dos rios Tarauacá e Murú, a partir dos quais foram definidas as vazões para o trecho à jusante da confluência com os períodos de retorno de 10, 25 e 100 anos, respectivamente 1.912,19 m³/s, 2.308,30 m³/s e 2.907,60 m³/s.

Na ausência de dados sobre a repartição a montante da confluência, lançou-se mão de uma relação entre áreas de drenagem (A) e vazões (Q) de duas seções contínuas. Como os dois afluentes se localizam em regiões com características hidrológicas similares, utilizou-se a seguinte equação:

$$\left(\frac{A_1}{A_2}\right)^n = \frac{Q_1}{Q_2}$$

em que n representa o coeficiente de calibração.

Além dos dados da estação fluviométrica de Tarauacá, foram utilizados, adicionalmente, os dados da estação fluviométrica do Seringal São Luiz, localizada à montante da confluência no rio Tarauacá. Nesse caso, serviram de base os dados de vazão registrados nas duas estações, para o período de 1997 a 2010.

Assim, a partir da média das relações entre vazões foi possível calibrar a equação e encontrar o coeficiente $n = 0,810$. Sabendo-se que a área de drenagem da confluência é dividida entre 6800 km² vindos do rio Murú e 9700 km² do rio Tarauacá, obteve-se a parcela de contribuição da vazão de cada trecho. Considerando (1) a seção do rio Tarauacá logo à montante da confluência e (2) a seção do rio Muru logo à montante da confluência, tem-se:

$$\left(\frac{A_1}{A_2}\right)^n = \left(\frac{9700}{6800}\right)^{0,810} = 1,33 = \frac{Q_1}{Q_2}$$

Daí, observa-se que a parcela de vazão do rio Tarauacá é 1,33 vezes maior que a parcela do rio Murú, ou seja, 57,1% da vazão advém do rio Tarauacá contra 42,9% do Murú. A partir desse entendimento, exibem-se na Tabela A1, os dados de entrada de vazão para diferentes períodos de retorno, em um contexto de modelagem hidráulica.

Tabela A1 – Valores de vazão para diferentes tempos de retorno em pontos diferentes de confluência.

	Período de retorno (anos)		
	10	25	100
1- Rio Tarauacá à montante da confluência	1.091,86	1.318,04	1.660,24
2- Rio Murú à montante da confluência	820,33	990,26	1.247,36
3- Rio Tarauacá à jusante da confluência	1.912,19	2.308,30	2.907,60

Antes de realizar as simulações, foi criado um hidrograma de cheias hipotético para a entrada dos diferentes valores de vazão de pico no modelo hidráulico. Foram analisados os eventos de cheias ocorridos em: 1996 (29/01 a 07/02); 1999 (30/03 a 08/04); 2000 (26/03 a 04/04); 2001 (17/01 a 26/01); 2004 (20/02 a 29/02); 2006 (25/03 a 03/04); 2007 (21/01 a 30/01); 2008 (30/03 a 08/04); 2009 (16/02 a 25/02) e 2010 (19/02 a 28/02). Esses eventos foram selecionados por possuir duração semelhante ao período de duração de cheias analisados no presente trabalho (10 dias). A partir dessa análise, determinou-se um hidrograma médio, disposto na Figura A3, que vai de um valor de base estimado em 414 m³/s até os valores da vazão de pico.

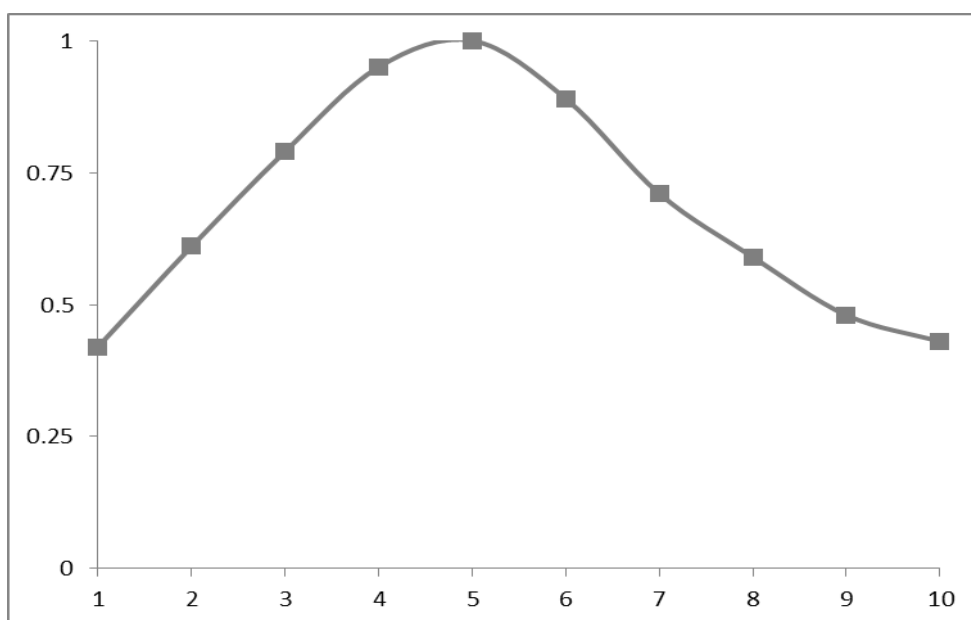


Figura A3 – Hidrograma de cheias hipotético para entrada de diferentes valores de vazão de pico no modelo hidráulico.

O software HEC-RAS (v. 5.0.1) foi utilizado para construção dos cenários a serem simulados. Para o estudo de caso em destaque foi utilizado apenas o módulo bidimensional para realização dos cenários de simulação e o método *diffusion wave* foi utilizado para realização dos cálculos. A construção do modelo 2D consistiu em 3 etapas: a) preparação do modelo digital de elevações a ser utilizado para representação da topografia e batimetria da área modelada; b) preparação do mapa de coeficientes de rugosidade para a área; c) entrada das condições iniciais e de contorno para as simulações. Através dessas análises, foram feitas simulações e construídos mapas de zonas inundáveis, dispondo a distribuição espacial de alturas de submersão para os seguintes valores: 1.500, 2.000, 2.500, 3.000 e 4.000.

Através das manchas de inundações construídas, foram determinadas as áreas edificadas das construções residenciais atingidas para cada evento simulado. Essas áreas foram determinadas por meio de uma amostragem de imagens de satélite disponível no Google (2016). Através dessa análise foi feita uma aproximação de que 20% da área urbana atingida correspondente à área edificada. Essas informações foram combinadas com as manchas de inundação e conseguiu-se, assim, determinar as áreas residenciais inundáveis para cada evento, conforme valores expressos na Tabela A2.

Tabela A2 – Área e profundidade inundáveis para cada evento de cheia em Tarauacá.

Vazão Q (m ³ /s)	Área urbana atingida A urb (ha)	Área residencial atingida A const (ha)	Profundidade média h méd (m)
1.500	80,8	16,2	1,4
2.000	97,2	19,4	1,4
2.500	104,2	20,8	1,6
3.000	117,2	23,4	1,8
3.500	166,3	33,3	1,7
4.000	199,3	39,9	2,0

Muitas incertezas envolvidas no processo impedem uma análise precisa da capacidade da calha principal dos rios envolvidos na análise implicando na evolução de um evento com detalhamento referente à saída da água da calha principal para a planície de inundações. Consequentemente, há uma incerteza considerável na análise da magnitude dos primeiros eventos que poderiam levar a enchentes.

Com isso, estimou-se que o valor associado à primeira vazão capaz de acarretar danos devido à presença da água na planície de inundação corresponde a 1.200 m³/s, obtido por meio da curva cota-vazão e da informação obtida com o pessoal da Defesa Civil do município de Tarauacá. Os demais valores dos danos relacionados a diferentes valores de vazão encontram-se descritos na Tabela A3.

Tabela A3 – Valores de danos para diferentes valores de vazões, em Tarauacá.

Q(m ³ /s)	Danos(R\$)
1.200	-
1.500	519.495,49
2.000	636.185,85
2.500	709.583,11
3.000	830.592,97
3.500	1.152.484,91
4.000	1.460.323,51

A partir daí, por meio de um modelo de regressão apropriado, obteve-se a curva de danos *versus* vazão para o município de Tarauacá, tal como se exhibe na Figura A4.

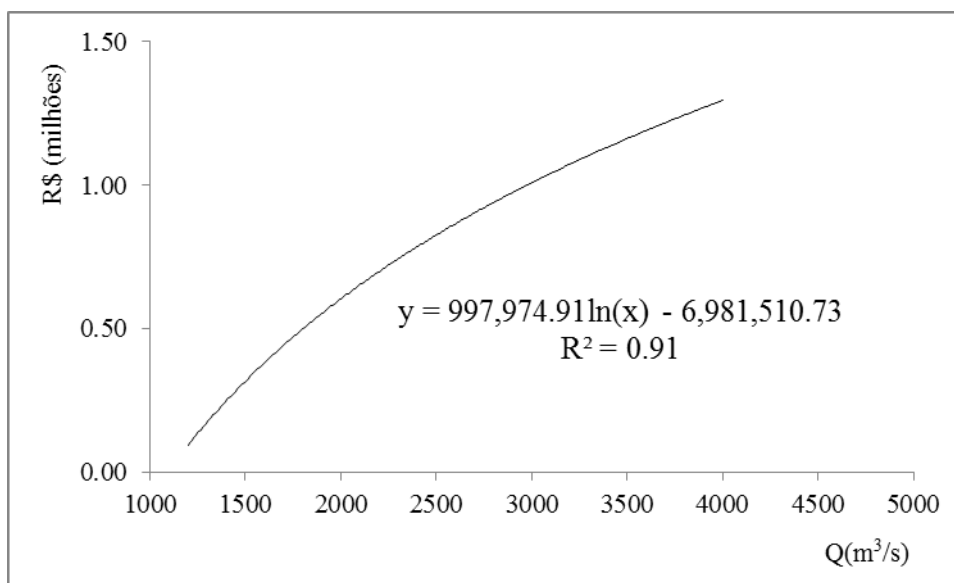


Figura A4 – Curva ajustada de danos habitacionais *versus* vazão para Tarauacá, Acre.

Ressalta-se a existência de inúmeras incertezas na composição do referido instrumento de análise, de modo que deve ser utilizada tão somente para noções sobre as ordens de grandeza para fins da presente pesquisa.

Recomenda-se ainda, que devido a incertezas relativas à calha principal do rio, o modelo não é útil para estimar enchentes pequenas, pois não se consegue identificar com precisão os limites entre a calha principal e a planície de inundação.