



UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

JOÃO VITOR MELCHIOR

VAZÕES DE PROJETO SOB CONDIÇÕES NÃO ESTACIONÁRIAS: UMA
APLICAÇÃO PARA USINAS HIDRELÉTRICAS NO BRASIL

CURITIBA

2022

JOÃO VITOR MELCHIOR

VAZÕES DE PROJETO SOB CONDIÇÕES NÃO ESTACIONÁRIAS: UMA
APLICAÇÃO PARA USINAS HIDRELÉTRICAS NO BRASIL

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

Orientador: Prof. Dr. Daniel Henrique Marco Detzel

CURITIBA

2022

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SISTEMA DE BIBLIOTECAS – BIBLIOTECA DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA

Melchior, João Vítor

Vazões de projeto sob condições não estacionárias : uma aplicação para usinas hidrelétricas no Brasil / João Vítor Melchior. – Curitiba, 2022.

1 recurso on-line : PDF.

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

Orientador: Daniel Henrique Marco Detzel

1. Usinas hidrelétricas – Brasil. 2. Hidrologia. 3. Balanço hidrológico. I. Universidade Federal do Paraná. II. Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental. III. Detzel, Daniel Henrique Marco. IV. Título.

Bibliotecário: Elias Barbosa da Silva CRB-9/1894

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação ENGENHARIA DE RECURSOS HÍDRICOS E AMBIENTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **JOÃO VITOR MELCHIOR** intitulada: **Vazões de Projeto sob Condições Não Estacionárias: uma aplicação para usinas hidrelétricas no Brasil**, sob orientação do Prof. Dr. DANIEL HENRIQUE MARCO DETZEL, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 05 de Setembro de 2022.

Assinatura Eletrônica

06/09/2022 09:57:40.0

DANIEL HENRIQUE MARCO DETZEL
Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

06/09/2022 21:03:14.0

DANIEL BARTIKO
Avaliador Externo (ITAIPU BINACIONAL)

Assinatura Eletrônica

07/09/2022 10:57:02.0

ELOY KAVISKI
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Assinatura Eletrônica

09/09/2022 07:04:17.0

CRISTOVÃO VICENTE SCAPULATEMPO FERNANDES
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais e meu irmão, que me ajudaram e me apoiaram nos momentos mais difíceis e estiveram comigo durante todo o processo.

Aos amigos, pelas palavras de incentivo e apoio que com certeza foram cruciais para seguir em frente.

Ao meu orientador Prof. Daniel Henrique Marco Detzel, por confiar no meu trabalho e pela paciência em me guiar no desenvolvimento da pesquisa.

Aos professores Eloy Kaviski, Cristóvão Vicente Scapulatempo Fernandes e Daniel Bartiko, por aceitarem compor a banca de avaliação e pelas contribuições e sugestões feitas para a elaboração da dissertação.

À Universidade Federal do Paraná e ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental, pela oportunidade de me desenvolver como profissional, pesquisador e pessoa.

À CAPES, pela bolsa de mestrado fornecida durante doze meses do curso.

Ao Sistema de Tecnologia e Monitoramento Ambiental do Paraná, pela bolsa de pesquisa e pela oportunidade de aplicar conhecimentos na prática, auxiliando o meu desenvolvimento como engenheiro e pesquisador.

Aos colegas de trabalho e mestrado, pelas sugestões e companhia durante os dois anos de curso.

A Deus, por ouvir minhas orações e me fortalecer nos momentos mais importantes.

RESUMO

No Brasil, as usinas hidrelétricas (UHE's) possuem forte presença na matriz elétrica nacional. O dimensionamento de vertedouros, assim como de outras estruturas hidráulicas, parte do pressuposto que o observado no passado, seguirá ocorrendo no futuro. Porém, diversos estudos no Brasil e ao redor do mundo vêm identificando tendências de crescimento em séries de vazões, o que pode levar a crer que as estruturas existentes podem estar ameaçadas. Desta forma, é necessário avaliar se as tendências identificadas apresentam algum risco às estruturas instaladas no Brasil e se é possível modelá-las de maneira confiável. Portanto, este trabalho tem como objetivo comparar cheias de projeto obtidas sob condições estacionárias com valores determinados por modelos não estacionários para identificar potenciais situações de alerta. Para esse fim, são analisadas séries de vazões máximas anuais de 142 UHE's espalhadas pelo território brasileiro através do teste de Mann-Kendall *Trend-Free Prewhitening* (MK-TFPW). Os empreendimentos com indícios de tendência de crescimento são submetidos a ajustes de distribuições estacionárias de Gumbel e Log-Normal de 2 parâmetros e a ajustes de modelos aditivos generalizados de posição, escala e forma (GAMLSS) com as mesmas distribuições. As amostras foram definidas com base em anos hidrológicos, os quais foram determinados através de um método heurístico para análise de cheias. Comparando as vazões de projeto, existem algumas usinas que apresentaram situações de alerta, as quais devem ser melhor investigadas, porém em termos médios as vazões estacionárias são mais conservadoras para todos os empreendimentos analisados e, portanto, não é possível afirmar que as tendências observadas comprometem a segurança destes locais. Além do estudo nas UHE's, realizou-se um estudo de caso em Fluvópolis, no qual foi possível concluir que modelos construídos com dados de precipitação retornam ajustes mais satisfatórios do que aqueles variando apenas em função do tempo. Este estudo de caso também permitiu analisar os conceitos de período de retorno e risco hidrológicos sob condições não estacionárias. Percebe-se que é necessário cautela antes de tomar quaisquer conclusões, pois a incerteza dos resultados e os obstáculos em sua aplicabilidade prática tornam a utilização destes conceitos difícil em projetos reais, podendo levar a estimativas significativamente irreais. Em relação à aplicabilidade do GAMLSS, nota-se que ele é uma boa ferramenta para compreender a evolução temporal e identificar períodos críticos, porém para aplicações práticas (e.g. dimensionamento de vertedouros) ele possui dificuldades por conta da variabilidade dos resultados e a necessidade de extrapolações. Finalmente, é válido ressaltar que antes de adotar modelos muito complexos, talvez seja mais importante avaliar as causas dos comportamentos não estacionários, como as tendências evoluem e qual a melhor maneira de incorporar essas informações a procedimentos práticos de dimensionamento.

Palavras-chave: Não estacionariedade; Análise de frequência de cheias; Vazão de projeto; GAMLSS; Período de retorno; Risco Hidrológico.

ABSTRACT

In Brazil, hydropower plants (HPPs) are strongly present in the national electricity matrix. Spillways' design, as well as other hydraulic structures, assumes that the observed in the past will continue to occur in the future. However, several studies in Brazil and worldwide have identified increasing trends in observed flows, which may lead to the belief that existing structures may be at risk. Thus, it is necessary to assess whether the identified trends present any risks to the plants installed in Brazil and whether it is possible to model them reliably. Therefore, this study aims to compare design floods obtained under stationary conditions and values determined by nonstationary models to identify potential alert situations. For this purpose, the series of annual maxima streamflows of 142 HPPs spread across the Brazilian territory are analyzed using the Mann-Kendall Trend-Free Prewhitening (MK-TFPW) test. Places' time series with increasing trend signs were adjusted to stationary distributions of Gumbel and Log-Normal with two parameters and generalized additive models of position, scale, and shape (GAMLSS) based on the equivalent distributions. The samples were defined based on hydrological years obtained through a heuristic method for flood analysis. Comparing the design discharges, some plants presented alert situations which should be better investigated. However, in average terms, stationary values are more conservative for all projects analyzed. Therefore, it is not possible to say that the observed trends compromise the security of these locations. In addition to the study at the HPPs, a case study in Fluvópolis was carried out, which made it possible to conclude that nonstationary models with precipitation as a covariate provide better results than the time-varying ones. This study case also made possible the evaluation of the return period and hydrological risk concepts under nonstationary conditions. Notably, caution is necessary before taking any conclusions because the uncertainty of the results and the obstacles in their practical usage make the application of these concepts hard in real-life projects and could lead to significantly unrealistic estimates. Regarding the applicability of GAMLSS, the approach presents as a good tool for understanding temporal evolution and identifying critical periods. However, in practical applications, like spillways designing, it has difficulties due to the variability of results and the need for extrapolations. Finally, it is relevant to highlight that before adopting models too complex, it may be more interesting to evaluate the observed trends' causes, how these evolve and which is the best way to incorporate this information into practical designing procedures.

Palavras-chave: Nonstationarity; Flood frequency analysis; Design discharge; GAMLSS; Return Period; Hydrological Risk.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – COMPOSIÇÃO HIDROGRÁFICA ATUAL	21
FIGURA 2 – COMPOSIÇÃO HIDROGRÁFICA PROPOSTA COM UGRH'S	21
FIGURA 3 – PRECIPITAÇÃO MÉDIA ANUAL DAS UGRH'S	23
FIGURA 4 – VAZÃO MÉDIA ANUAL DAS UGRH'S	24
FIGURA 5 – DIMENSÕES DA SEGURANÇA HÍDRICA	27
FIGURA 6 – METODOLOGIA APLICADA PARA ANÁLISE NAS UHE'S	48
FIGURA 7 – METODOLOGIA APLICADA PARA ESTUDO DE CASO EM FLUVIÓPOLIS.....	49
FIGURA 8 – UHES DO SISTEMA INTERLIGADO NACIONAL ANALISADAS	50
FIGURA 9 – LOCALIZAÇÃO DE FLUVIÓPOLIS E PLUVIÔMETROS CONSIDERADOS	52
FIGURA 10 – PADRÕES SAZONAIS DE VAZÕES MÉDIAS EM DIFERENTES REGIÕES BRASILEIRAS	53
FIGURA 11 – METODOLOGIA PARA DEFINIÇÃO DOS ANOS HIDROLÓGICOS NAS UHES.....	55
FIGURA 12 – ITERAÇÃO EXTERNA DO ALGORITMO RS	68
FIGURA 13 – ITERAÇÃO INTERNA DO ALGORITMO RS	69
FIGURA 14 – ALGORITMO MODIFICADO DE BACKFITTING DO ALGORITMO RS	70
FIGURA 15 – EXEMPLO DE GRÁFICOS DOS RESÍDUOS DE UM MODELO GAMLSS	75
FIGURA 16 – EXEMPLO DE WORMPLOT DE UM MODELO GAMLSS.....	76
FIGURA 17 – HISTOGRAMAS DAS MÉDIAS DE VAZÕES MÁXIMAS MENSAIS (ANO CIVIL).....	81
FIGURA 18 – ANOS HIDROLÓGICOS DAS UHES.....	82
FIGURA 19 - HISTOGRAMAS DAS MÉDIAS DE VAZÕES MÁXIMAS MENSAIS (ANO HIDROLÓGICO)	84
FIGURA 20 – RESULTADOS DO TESTE DE MK-TFPW PARA AS UHE'S DO SIN CONSIDERANDO AMOSTRAGEM COM ANO CIVIL	87
FIGURA 21 – RESULTADOS DO TESTE DE MK-TFPW PARA AS UHE'S DO SIN CONSIDERANDO AMOSTRAGEM COM ANO HIDROLÓGICO.....	87
FIGURA 22 – CONTAGEM DE MELHORES MODELOS GAMLSS POR UHE	93

FIGURA 23 – CLASSIFICAÇÃO (AIC) DOS MODELOS GAMLSS AJUSTADOS COM LN2	94
FIGURA 24 – CLASSIFICAÇÃO (AIC) DOS MODELOS GAMLSS AJUSTADOS COM GUMBEL.....	94
FIGURA 25 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETO PARA UHE CAMPOS NOVOS	98
FIGURA 26 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETO PARA UHE SÃO DOMINGOS	98
FIGURA 27 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETOS PARA UHE ITAÚBA....	99
FIGURA 28 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETOS PARA UHE ROSANA .	99
FIGURA 29 – Q10000 CALCULADOS PARA UHE ITAIPU	101
FIGURA 30 – Q100 E QOBS PARA UHE ITAIPU.....	102
FIGURA 31 – Q100-GUM PADRONIZADOS ANO A ANO	104
FIGURA 32 – Q100-LN2 PADRONIZADOS ANO A ANO.....	105
FIGURA 33 – Q10000-GUM PADRONIZADOS ANO A ANO	105
FIGURA 34 – Q10000-LN2 PADRONIZADOS ANO A ANO	106
FIGURA 35 – HISTOGRAMAS DAS VAZÕES MENSAIS EM FLUVIÓPOLIS.....	109
FIGURA 36 – PARÂMETROS OBTIDOS NAS JANELAS TEMPORAIS EM FLUVIÓPOLIS.....	111
FIGURA 37 – PROBABILIDADES DE EXCEDÊNCIA ANUAL DE Q10000-GUM EM FLUVIÓPOLIS.....	114
FIGURA 38 – PROBABILIDADES DE EXCEDÊNCIA ANUAL DE Q10000-LN2 EM FLUVIÓPOLIS.....	115

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – PLUVIÔMETROS UTILIZADOS PARA O ESTUDO DE CASO DE FLUVIÓPOLIS.....	52
TABELA 2 – VALORES CRÍTICOS $r_{crít}$, 0,05 PARA AS POSIÇÕES DE PLOTAGEM DE GRINGORTEN E BLOM	63
TABELA 3 – VARIAÇÕES DO GAMLSS ANALISADAS	78
TABELA 4 – ANOS HIDROLÓGICOS POR SUBSISTEMA.....	83
TABELA 5 – QUANTIDADE DE UHE’S COM TENDÊNCIA SIGNIFICATIVA EM TERMOS DE MK-TFPW POR SUBSISTEMA	88
TABELA 6 – UHES COM TENDÊNCIA CRESCENTE SIGNIFICATIVA EM TERMOS DE MK-TFPW	89
TABELA 7 – RESULTADOS DO TESTE PPCC PARA OS AJUSTES ESTACIONÁRIOS.....	91
TABELA 8 – VAZÕES DE PROJETO ESTACIONÁRIAS	96
TABELA 9 – QUANTIS DE PROJETO PADRONIZADOS MÉDIOS	103
TABELA 10 – RESULTADOS MK-TFPW EM FLUVIÓPOLIS	110
TABELA 11 – MODELOS AJUSTADOS PARA FLUVIÓPOLIS	113

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC – Critério de Informação Akaike;

AD – Anderson-Darling;

ANA – Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico;

CGH – Central Geradora Hidrelétrica;

CNRH – Conselho Nacional de Recursos Hídricos;

COPEL – Companhia Paranaense de Energia;

DLL – *Design Life Level*, ou quantil de vida útil;

PCH – Pequena Central Hidrelétrica;

FAP – Função Acumulada de Probabilidade;

FDP – Função Densidade de Probabilidade;

GAM – *Generalized Additive Model*;

GAMLSS – *Generalized Additive Models for Location, Scale and Shape*;

GEV – *Generalized Extreme Values*;

GLM – *Generalized Linear Model*;

GUM – Distribuição de Gumbel para máximos;

KS – Kolmogorov-Smirnov;

LN2 – Distribuição Log-Normal de 2 parâmetros;

MA – Máximos Anuais;

MK – Mann-Kendall;

MK-TFPW – Adaptação *Trend-Free Prewhitening* do teste Mann-Kendall;

ML – Momentos-L;

MLE – Máxima Verossimilhança;

MQPP – Mínimos quadrados ponderados penalizados;

ONS – Operador Nacional do Sistema Elétrico;

ONU – Organização das Nações Unidas;

P7 – Precipitações acumuladas de 7 dias anteriores à cheia anual;

P15 – Precipitações acumuladas de 15 dias anteriores à cheia anual;

P30 – Precipitações acumuladas de 30 dias anteriores à cheia anual;

Pmax – Precipitações máximas anuais;

POT – *Peaks Over Threshold*;

PPCC – *Probability Plot Correlation Coefficient*;

PNRH – Plano Nacional de Recursos Hídricos;

PNSB – Política Nacional de Segurança de Barragens
PNSH – Plano Nacional de Segurança Hídrica;
PW – *Prewhitening*;
Q100 – Quantil de projeto com recorrência de 100 anos;
Q10000 – Quantil de projeto com recorrência de 10000 anos;
Qmax – Vazões máximas anuais;
QP-ES – Quantil de projeto estacionário;
QPM-NS – Quantil de projeto médio não estacionário;
QP-NS – Quantil de projeto não estacionário;
RS – Algoritmo de calibração dos modelos GAMLSS;
RSB – Relatório de Segurança de Barragens;
Rh – Risco Hidrológico;
SIN – Sistema Interligado Nacional;
SNISB – Sistema Nacional de Informações sobre Segurança de Barragens;
TFPW – *Trend-free prewhitening*
Tr – Período de Retorno;
UGRH – Unidade de Gestão de Recursos Hídricos;
UHE – Usina Hidrelétrica;

LISTA DE SÍMBOLOS

- θ – Conjunto de parâmetros de uma distribuição de probabilidades;
- X – Covariáveis lineares de modelos generalizados;
- $\frac{\partial Q}{\partial \theta}$ – Derivada parcial;
- $F_Y(y)$ – Função acumulada de probabilidades;
- $f_Y(y)$ – Função densidade de probabilidades;
- $l(\theta)$ – Função de log-verossimilhança;
- $y(F)$ – Função de quantis;
- u_k – Função escore;
- l_p – Função log-verossimilhança penalizada;
- $g(\cdot)$ – Funções de ligação de modelos generalizados;
- $s(\cdot)$ – Funções de suavização não paramétricas de modelos generalizados;
- λ – Hiperparâmetro de suavização de modelos generalizados;
- μ – Parâmetro de posição;
- ϕ – Parâmetro de dispersão de modelos GLM e GAM;
- σ – Parâmetro de escala;
- β – Parâmetros lineares ou de efeitos fixos de modelos generalizados;
- γ – Parâmetros não lineares ou de efeitos aleatórios de modelos generalizados;
- η – Preditor dos parâmetros θ ;
- q_m – Probabilidades empíricas obtidas por posição de plotagem;
- \circ – Produto de Hadamard;
- ε – Resíduos parciais;
- $tr(\cdot)$ – Traço de uma matriz;
- E – Uma distribuição da família exponencial de distribuições de probabilidades;
- \mathcal{N} – Uma distribuição normal;
- z_k – Variável de resposta modificada;
- w_k – Vetor de pesos iterativos;

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	16
1 REVISÃO DE LITERATURA	20
1.1 CONSIDERAÇÕES SOBRE RECURSOS HÍDRICOS NO BRASIL	20
1.1.1 Composição Hidrográfica e Rede Hidrometeorológica Nacional	20
1.1.2 Usos Múltiplos e Gestão de Recursos Hídricos	25
1.1.3 Segurança Hídrica	26
1.2 ESTACIONARIEDADE E TENDÊNCIAS EM SÉRIES HIDROLÓGICAS	28
1.3 ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS	31
1.3.1 Diferenciação de análises de frequência	32
1.3.2 Período de Retorno e Risco Hidrológico	34
1.3.3 Não estacionariedade associada a extremos hidrológicos	38
1.3.4 Estimação de parâmetros	42
1.3.5 Avaliação quanto à qualidade dos modelos	44
1.4 MODELOS GENERALIZADOS	45
1.4.1 Modelo Linear Generalizado (GLM)	45
1.4.2 Modelo Aditivo Generalizado (GAM)	46
2 MATERIAIS E MÉTODOS	48
2.1 ÁREA DE ESTUDO	49
2.1.1 Sistema Interligado Nacional	50
2.1.2 Fluviópolis	51
2.2 DEFINIÇÃO DE ANOS HIDROLÓGICOS	53
2.3 VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE	55
2.4 AJUSTES DAS DISTRIBUIÇÕES	59
2.4.1 Método da máxima verossimilhança	60
2.4.2 Validação dos ajustes	62
2.5 MODELOS ADITIVOS GENERALIZADOS PARA POSIÇÃO, ESCALA E FORMA – GAMLSS	63
2.5.1 Definição do modelo	64
2.5.2 Distribuições de probabilidade	65
2.5.3 Ajuste dos modelos	66
2.5.4 Qualidade e seleção do modelo	74
2.5.5 Estruturação e formulação dos modelos	77

2.6 CÁLCULO E COMPARAÇÃO DOS QUANTIS DE PROJETO.....	78
3 RESULTADOS.....	80
3.1 DEFINIÇÃO DO ANO HIDROLÓGICO	80
3.2 VERIFICAÇÃO DE ESTACIONARIEDADE.....	85
3.3 AJUSTES DOS MODELOS.....	90
3.3.1 Modelos estacionários.....	90
3.3.2 Modelos não estacionários.....	92
3.4 CÁLCULO E COMPARAÇÃO DAS VAZÕES DE PROJETO.....	95
3.5 ESTUDO DE CASO EM FLUVIÓPOLIS.....	108
CONCLUSÕES	118
REFERÊNCIAS.....	124
APÊNDICE A – NOMES E ESTATÍSTICAS ANUAIS DAS UGRH’S.....	135
APÊNDICE B – LISTA DAS UHES ESTUDADAS	137
APÊNDICE C – ANOS HIDROLÓGICOS DAS UHES	141
APÊNDICE D – AIC PARA OS MODELOS GAMLSS	144
APÊNDICE E – WORMPLOTS DOS GAMLSS ESCOLHIDOS	146
APÊNDICE F – QUANTIS DE PROJETO CALCULADOS.....	150

INTRODUÇÃO

As usinas hidrelétricas no Brasil possuem grande importância do ponto de vista energético, haja vista que elas compõem cerca de 65% da matriz elétrica brasileira (EPE, 2021). Além disso, uma parte delas podem ser fundamentais para a segurança hídrica do país, se considerada a possibilidade de usos múltiplos do volume em reservatórios com capacidade de regularização.

Em geral, os usos mais comuns para reservatórios são para geração de energia elétrica, controle e mitigação de cheias, armazenamento para períodos de seca, abastecimento de água, atendimento a demandas industriais, navegação, conservação ambiental, irrigação, atividades recreacionais e de turismo (BEKRI *et al.*, 2021; MENDES *et. al.*, 2015; SIQUEIRA; SANTOS, 2021).

Segundo relatório de 2018 apresentado pela *International Hydropower Association* (IHA, 2018), a geração hidrelétrica contribui com cerca de 60% da produção de energia elétrica renovável do mundo. Entretanto, apenas 22% do potencial hidroelétrico mundial é explorado atualmente (ICOLD, 2011, apud. ZARFL *et al.*, 2014). Diante deste contexto, Mulligan, Soesbergen e Sáenz (2020) afirmam que, sob previsões de aumento da demanda de energia em cerca de 56% entre 2010 e 2040, e sob a necessidade de que a maior parcela disto venha de fontes renováveis, é provável que mais e maiores barragens, dentre elas barragens para hidrelétricas, sejam construídas nas décadas futuras.

No Brasil, conforme citado anteriormente, a maioria de sua matriz elétrica é composta por geração hidrelétrica. Segundo a Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL, 2021), ao todo, são 731 centrais geradoras hidrelétricas - CGH'S, 425 pequenas centrais hidrelétricas - PCH's e 218 usinas hidrelétricas - UHE's em operação, totalizando quase 110 GW de potência fiscalizada e outorgada, sendo aproximadamente 103 GW destes gerados por UHE's, o que aponta a relevância e importância dessas unidades para o desenvolvimento socioeconômico brasileiro e planejamento energético local.

Considerando todas estas informações, percebe-se uma grande necessidade de se estudar e entender como é o processo de dimensionamento, manutenção e garantia à segurança destas estruturas, haja vista que são elementos de grande porte, com importantes papéis e interesses socioeconômicos, e com grande potencial destrutivo em caso de falhas, podendo causar episódios catastróficos com perdas

humanas e danos ambientais severos. Em 2020, cerca de 800 mil pessoas foram afetadas por episódios de cheias e 139 acidentes ou incidentes envolvendo barragens foram registrados, sendo a maior parte destes ocasionados por galgamento das estruturas (ANA, 2021a; 2021b).

Somando-se todos estes fatores com as incertezas causadas por mudanças climáticas e as alterações no uso e ocupação de solo, faz-se necessário analisar e estudar a segurança de estruturas hidráulicas do ponto de vista hidrológico. Isso porque suas vazões de projeto são tradicionalmente estimadas a partir da premissa de estacionariedade, a qual permite considerar que as condições observadas no passado serão as mesmas no futuro. Porém, essas incertezas podem ameaçar tal presunção, pois elas podem alterar o regime hidrológico de determinadas regiões, causando um aumento ou decréscimo na magnitude e/ou frequência das vazões e chuvas, o que impossibilitaria a consideração de constância nas condições inicialmente estabelecidas no dimensionamento.

O debate quanto a consideração ou não da estacionariedade no âmbito da gestão de recursos hídricos se popularizou nos últimos anos a partir do trabalho desenvolvido por Milly *et al.* (2008), em que os autores defendem que a estacionariedade não deve ser mais assumida nas análises por conta das alterações climáticas causadas por efeitos antrópicos, e que modelos probabilísticos não estacionários devem ser utilizados.

Entretanto, outros trabalhos questionam se a presunção da estacionariedade realmente deve ser descartada (LINS; COHN, 2011; MONTANARI; KOUTSOYIANNIS, 2014; KOUTSOYIANNIS; MONTANARI, 2015; SERINALDI; KILSBY, 2015). Resumidamente, esses trabalhos defendem que abordagens não estacionárias aumentam a incerteza e complexidade dos modelos, e que há grandes dificuldades em se definir e identificar tendências sem as confundir com fenômenos de persistência, sendo recomendável considerar a estacionariedade nas análises, a não ser que as previsões possam ser realizadas em termos determinísticos.

Portanto, é importante verificar se as usinas existentes apresentam tendências em suas séries hidrológicas registradas e se as mesmas podem colocar em risco as estruturas construídas. Adicionalmente, se faz necessário investigar o comportamento não estacionário das mesmas, com o intuito de compreender os riscos e identificar soluções, avaliando a viabilidade e aplicabilidade de conceitos e modelos não estacionários.

Uma maneira de se realizar essa verificação é através de testes estatísticos de hipótese e a consideração da não estacionariedade na modelagem de eventos extremos. Logo, o principal objetivo dessa dissertação é avaliar se tendências observadas em séries de vazões apresentam riscos a barragens em operação, quantificando vazões de projeto sob condições não estacionárias, e comparando-as com resultados obtidos por modelos estacionários.

Quanto aos objetivos específicos, são eles:

- 1) Definição dos anos hidrológicos de vazões máximas nos 4 subsistemas do Sistema Interligado Nacional;
- 2) Identificar a presença ou não de tendências em séries de vazões máximas anuais de usinas hidrelétricas do Sistema Interligado Nacional e a influência da consideração de anos hidrológicos nesta análise;
- 3) Avaliar diferentes formulações de Modelos Generalizados Aditivos para Posição, Escala e Forma e sua aplicabilidade para análises de frequência de cheias não estacionárias em usinas hidrelétricas do Sistema Interligado Nacional;
- 4) Analisar se modelos não estacionários com covariáveis de significado físico apresentam resultados mais satisfatórios que os modelos que consideram apenas o tempo por meio de um estudo de caso;

No contexto deste trabalho, é importante destacar dois dos objetivos definidos pela Política Nacional de Recursos Hídricos instituída pela Lei nº 9433/1997 (BRASIL, 1997), sendo eles:

“I - assegurar à atual e às futuras gerações a necessária disponibilidade de água, em padrões de qualidade adequados aos respectivos usos; III - a prevenção e a defesa contra eventos hidrológicos críticos de origem natural ou decorrentes do uso inadequado dos recursos naturais”.

O primeiro é relevante para esta pesquisa por conta da possibilidade de armazenamento de água nos reservatórios e suas barragens, sendo instrumentos interessantes para assecuração de disponibilidade hídrica no futuro. O outro é ressaltado pela preocupação em se analisar eventos de grandes cheias e seus

impactos em usinas hidrelétricas, a fim de mitigar danos oriundos desses eventos e avaliar a segurança dessas estruturas sob as condições atuais.

1 REVISÃO DE LITERATURA

Neste item são apresentados os principais trabalhos e conceitos encontrados na literatura que sustentaram o desenvolvimento desta dissertação.

Inicialmente abordam-se algumas informações e considerações referentes aos recursos hídricos no Brasil. Na sequência, é elucidado o conceito de estacionariedade e alguns resultados de análises de tendências hidrológicas obtidos nacionalmente e ao redor do mundo. Depois, discorre-se sobre a análise de frequência de cheias, seus principais conceitos e variações, e alguns trabalhos relevantes encontrados na literatura considerando condições não estacionárias. Por fim, são conceituados modelos generalizados consolidados na literatura.

1.1 CONSIDERAÇÕES SOBRE RECURSOS HÍDRICOS NO BRASIL

Neste subcapítulo apresenta-se um panorama geral sobre os recursos hídricos brasileiros, abordando a composição e divisão hidrográfica nacional, a rede de monitoramento hidrometeorológica do país, os usos múltiplos da água, alguns comentários sobre gestão de recursos hídricos e, por fim, observações quanto à segurança hídrica no país.

A principal referência para elaboração deste item, é o relatório conjuntura de recursos hídricos de 2021, desenvolvido pela Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA, 2021a), o qual é um relatório lançado anualmente pela instituição e cumpre importante papel no acompanhamento da implementação do Plano Nacional de Recursos Hídricos (PNRH) em vigor atualmente, além de subsidiar a elaboração do novo PNRH que será lançado ainda em 2022.

1.1.1 Composição Hidrográfica e Rede Hidrometeorológica Nacional

A hidrografia no Brasil é composta por 12 regiões hidrográficas (FIGURA 1) definidas pela resolução nº 32 de 2003 (CNRH, 2003), do Conselho Nacional dos Recursos Hídricos (CNRH). Contudo, a Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA, 2020a), apresentou uma proposta de nova organização territorial como parte da elaboração do novo PNRH, o qual compreenderá os anos entre 2022 e 2040. Nesta nova divisão (FIGURA 2), são delimitadas e identificadas 47 Unidades de

Gestão de Recursos Hídricos (UGRH's) de bacias hidrográficas interestaduais e 17 Unidades de Gestão de bacias estaduais.

FIGURA 1 – COMPOSIÇÃO HIDROGRÁFICA ATUAL



FONTE: CNRH (2003).

FIGURA 2 – COMPOSIÇÃO HIDROGRÁFICA PROPOSTA COM UGRH'S



FONTE: ANA (2020).

Segundo Porto e Porto (2008), a divisão tradicional da FIGURA 1 se justifica pelas diferenças econômicas, sociais, culturais e ecossistêmicas existentes no país. Contudo, ao se analisar a composição proposta considerando as UGRH's, percebe-se um maior detalhamento dos elementos territoriais, o que de certa maneira pode facilitar a gestão dos recursos hídricos dessas unidades, permitindo agregar cada UGRH de forma mais eficiente com base em suas características e particularidades regionais.

Em relação à rede hidrometeorológica nacional, existiam, em 2020, quase 23 mil estações de monitoramento no país (ANA, 2021a). Uma parcela destas estações é destinada a um sistema de monitoramento hidrológico específico para o setor elétrico brasileiro. Atualmente, este monitoramento específico é realizado por 692 empresas concessionárias e proprietárias de 955 empreendimentos de aproveitamento hidrelétrico, sendo 94 Centrais Geradoras Hidrelétricas (CGH's), 674 Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCH's) e 187 Usinas Hidrelétricas (UHE's) (ANA, 2021a).

O monitoramento hidrometeorológico possui extrema importância para a gestão de recursos hídricos e planejamento hidrológico e energético do país, haja vista que é por meio das estações de monitoramento que se acompanha a situação hídrica de cada região, e é possível elencar quais as melhores alternativas e soluções a serem adotadas frente a diferentes contextos.

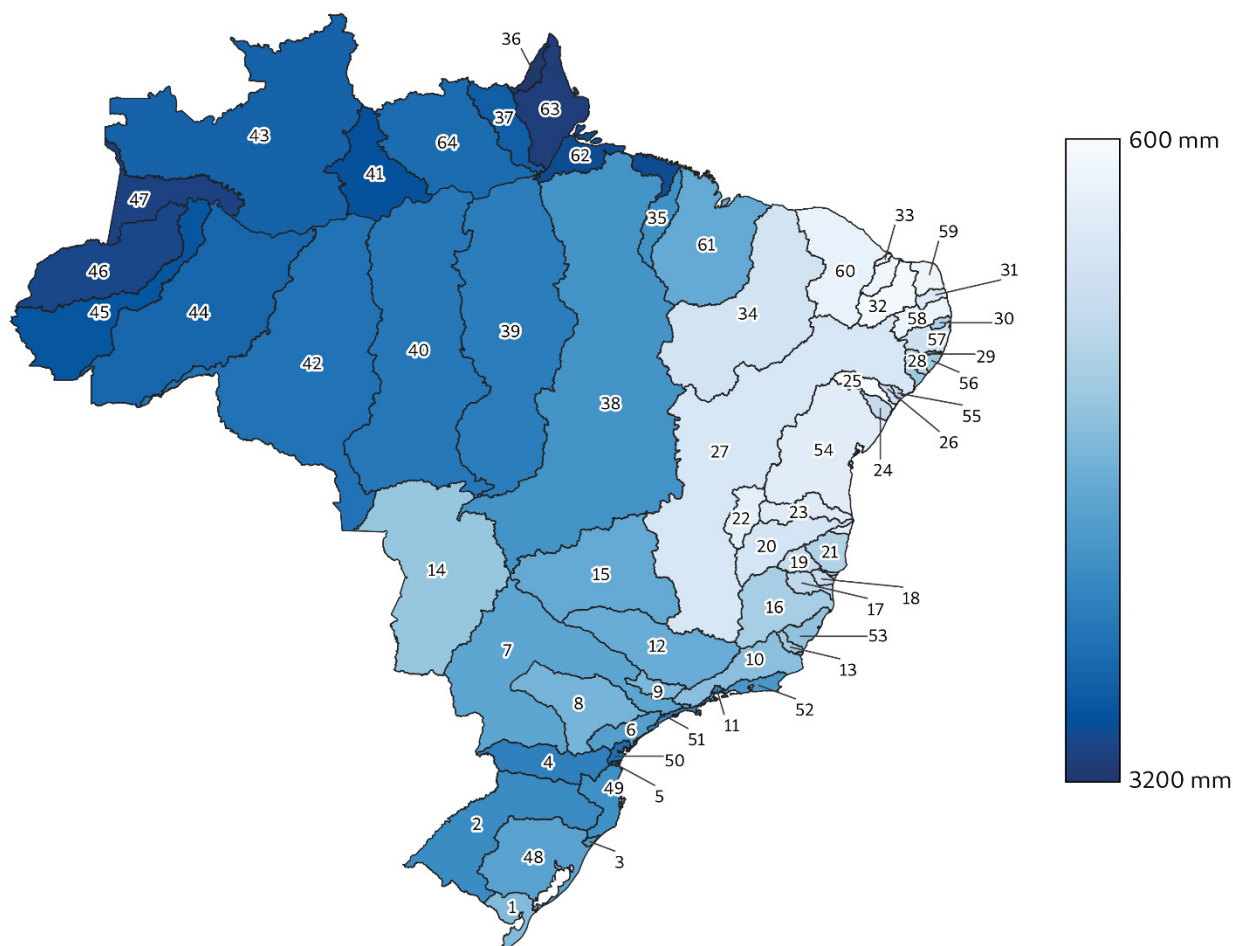
Além disso, os valores observados em estações hidrometeorológicas podem servir como dados de entrada para modelos hidrológicos, que são fundamentais para se entender a alta complexidade associada às variáveis hidrológicas e podem servir como importantes ferramentas de suporte à tomada de decisão. Segundo Beven (2012), dentre os principais motivos de se modelar processos hidrológicos, destacam-se as simulações para previsão de variáveis hidrológicas e a extrapolação dos valores observados para regiões não monitoradas.

A FIGURA 3 e a FIGURA 4 apresentam as vazões e precipitações médias anuais por UGRH, segundo dados da ANA (2021a). Como se pode observar, os maiores valores de precipitação são registrados na região amazônica e no Sul do país, enquanto os menores no Nordeste.

Também se percebe que o padrão espacial das chuvas é mais uniforme por região hidrográfica, enquanto as vazões médias apresentam maior variabilidade para UGRH's relativamente próximas.

Uma UGRH a ser destacada é a Paraná, com vazão e precipitação médias anuais de aproximadamente 10.900 m³/s e 1500 mm, respectivamente. Esta unidade possui grande importância no setor elétrico brasileiro, abrangendo diversos empreendimentos hidrelétricos, dentre eles a Usina Binacional de Itaipu.

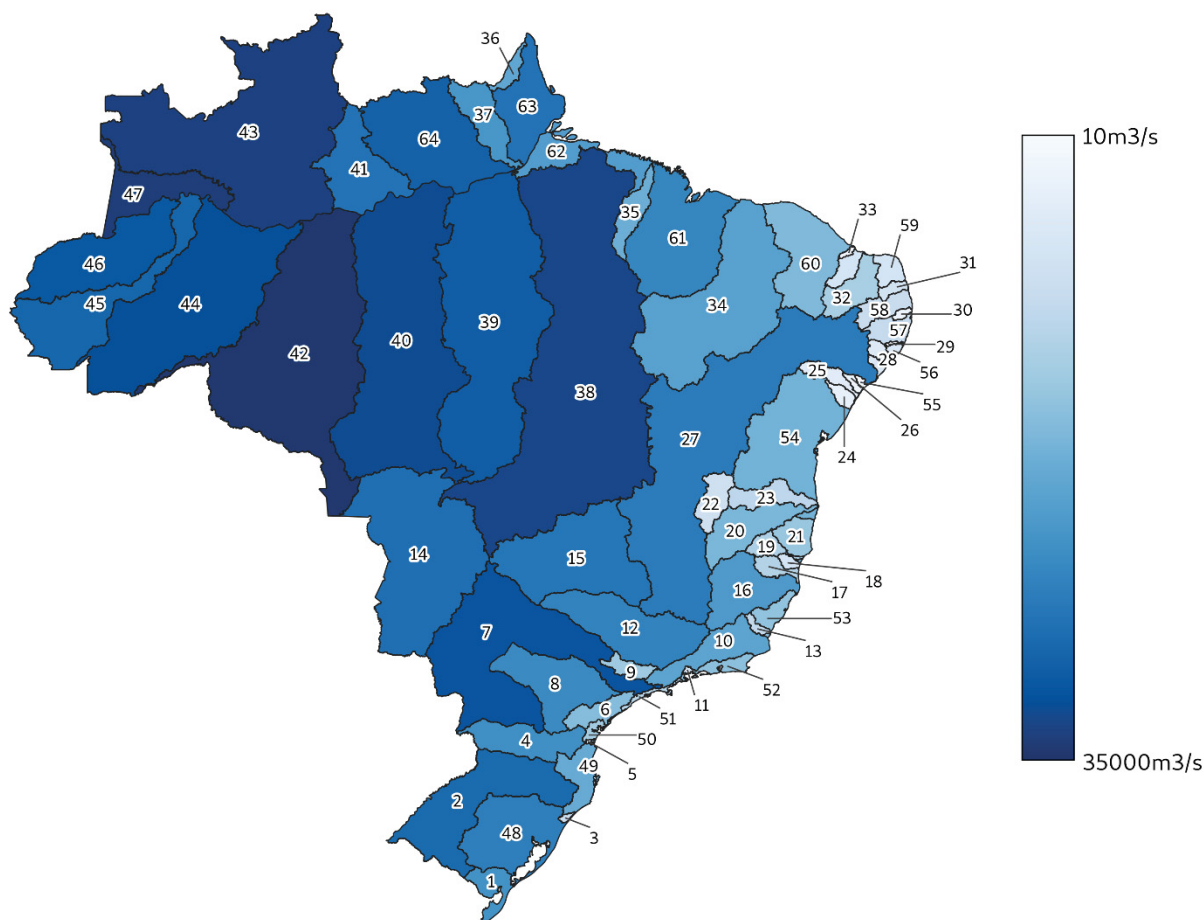
FIGURA 3 – PRECIPITAÇÃO MÉDIA ANUAL DAS UGRH'S



FONTE: Adaptado de ANA (2021a).

A nomenclatura das UGRH's juntamente com os valores de precipitação e vazões anuais podem ser vistos em maiores detalhes no APÊNDICE A. Os identificadores associados a cada UGRH são os definidos no catálogo de metadados da ANA (ANA, 2020b).

FIGURA 4 – VAZÃO MÉDIA ANUAL DAS UGRH'S



FONTE: Adaptado de ANA (2021a).

Outro tipo de monitoramento hidrológico realizado é o de reservatórios, que servem como importantes estruturas de armazenamento de água, reservando recursos em períodos de cheias para suprir as demandas de épocas mais secas, sendo instrumentos fundamentais para a segurança hídrica nacional.

Segundo dados da ANA (2021a), cerca de 3.661 reservatórios possuem informação de capacidade total de armazenamento registrada no Brasil, o que somados correspondem a 630,2 bilhões de m³, sendo 92,7% destes representados pelos reservatórios destinados à geração de energia hidrelétrica. A maior capacidade de armazenamento de água encontra-se em UGRHs da bacia do Paraná, Tocantins-Araguaia e São Francisco, totalizando mais de 266 bilhões de m³. Em 2020 eram monitorados pela ANA um total de 713 reservatórios, por meio do Sistema de Acompanhamento de Reservatórios (SAR).

1.1.2 Usos Múltiplos e Gestão de Recursos Hídricos

Os recursos hídricos são de extrema importância para o desenvolvimento socioeconômico de qualquer país, possuindo múltiplos usos que atendem diferentes demandas da sociedade.

Os usos da água podem ser classificados em dois grupos, os consuntivos e não consuntivos. Os usos consuntivos consistem naqueles onde há retirada de água para consumo, sendo os principais aqueles destinados para abastecimento humano, dessedentação de animais, irrigação, atendimento de demandas industriais e mineração. Por outro lado, os usos não consuntivos não consomem o recurso, sendo seus principais exemplos a geração de energia hidrelétrica, navegação, pesca e atividades recreacionais.

A demanda de água no Brasil vem crescendo ao longo dos últimos anos, sendo estimado um crescimento de 42% de retiradas de água nos próximos 20 anos (2020-2040), o que corresponde a um aumento de cerca de 26 trilhões de litros por ano extraídos dos mananciais. Tal informação reforça a necessidade de ações de planejamento que garantam os usos múltiplos da água, mesmo sob efeitos das mudanças climáticas, garantindo uma segurança hídrica sólida e bem desenvolvida (ANA, 2021a).

Sendo assim, é possível pelo menos considerar a possibilidade de construção de novos reservatórios e barragens no futuro, com o objetivo de lidar mais eficientemente com as incertezas causadas pelas mudanças climáticas e desenvolver a segurança hídrica do país, haja vista que estas estruturas permitem armazenar água para demandas futuras dos diversos usos e garantir o atendimento em momentos de escassez. Desta forma, fica evidente a necessidade de se avaliar as vazões de projetos e riscos destas estruturas, analisando se a maneira como estes são definidos é coerente com a realidade atual, a qual possui incertezas relacionadas às mudanças climáticas e os seus efeitos na disponibilidade hídrica e na ocorrência de eventos hidrológicos extremos.

A gestão dos recursos hídricos no Brasil foi instituída pela Política Nacional de Recursos Hídricos (PolNRH) através da Lei 9433/1997 (BRASIL, 1997), onde são definidos os objetivos, diretrizes, fundamentos, instrumentos e a estruturação do Sistema Nacional de Recursos Hídricos.

Para este presente trabalho, é válido elucidar os objetivos da PolNRH, que são os seguintes:

- 1) Assegurar à atual e às futuras gerações a necessária disponibilidade de água, em padrões de qualidade adequados aos respectivos usos;
- 2) A utilização racional e integrada dos recursos hídricos, incluindo o transporte aquaviário, com vistas ao desenvolvimento sustentável;
- 3) A prevenção e a defesa contra eventos hidrológicos críticos de origem natural ou decorrentes do uso inadequado dos recursos naturais;
- 4) Incentivar e promover a captação, a preservação e o aproveitamento de águas pluviais.

Dentre os objetivos listados acima, destacam-se, dentro do contexto desta dissertação, o primeiro e o terceiro. O primeiro por conta da possibilidade de armazenamento de água nos reservatórios e suas barragens, sendo instrumentos interessantes para asseguar a disponibilidade hídrica, principalmente quando se considera múltiplos usos para os mesmos e, sendo assim, se faz necessário compreender os procedimentos associados ao dimensionamento destas estruturas. O outro pela preocupação em se analisar o risco hidrológico e as vazões de projeto de barragens, mais especificamente de usinas hidrelétricas, a fim de avaliar e compreender os efeitos de um possível comportamento não estacionário, em séries de vazões, na segurança destas estruturas frente a eventos de grandes cheias.

1.1.3 Segurança Hídrica

As definições de segurança hídrica são altamente diversas e variáveis, dependendo do contexto e perspectivas disciplinares sobre os usos da água. Contudo, apesar dessa diversidade, existem alguns temas que são comuns em publicações que abordam o assunto, sendo os quatro dominantes a disponibilidade hídrica, vulnerabilidade humana a catástrofes, necessidades humanas relacionadas ao desenvolvimento, e sustentabilidade (COOK; BAKKER, 2013).

A ANA desenvolveu, em 2019, o Plano Nacional de Segurança Hídrica (PNSH), no qual considerou o conceito de segurança hídrica definido pela Organização das Nações Unidas (ONU).

Tal conceito afirma que a segurança hídrica existe quando há disponibilidade de água em quantidade e qualidade suficientes para o atendimento às necessidades

humanas, à prática das atividades econômicas e à conservação dos ecossistemas aquáticos, acompanhada de um nível aceitável de risco relacionado a secas e cheias, devendo ser consideradas as suas quatro dimensões, destacadas na FIGURA 5, como balizadoras do planejamento da oferta e do uso da água em um país (ANA, 2019).

FIGURA 5 – DIMENSÕES DA SEGURANÇA HÍDRICA



FONTE: ANA (2019).

Levando em conta as hipóteses e objetivos considerados neste presente trabalho, destaca-se a dimensão relacionada a eventos extremos e a resiliência ao lidar com os mesmos, o que aponta novamente o alinhamento da pesquisa com o planejamento de recursos hídricos do país e a sua relevância no que tange a segurança hídrica.

Entre 2003 e 2016, um total de 47,5% dos municípios brasileiros (2.641), sendo a maioria localizada nas Regiões Sul e Sudeste, decretaram, pelo menos uma vez, Situação de Emergência ou Estado de Calamidade Pública devido a cheias, totalizando 7,7 milhões de pessoas atingidas por estes eventos neste período (ANA, 2019). Em 2020, mais de 800 mil pessoas foram afetadas por cheias (alagamentos, enxurradas e inundações) no Brasil (ANA, 2021a).

Outro ponto fundamental relacionado à segurança hídrica do Brasil é a segurança de barragens, por conta da grande presença destas estruturas no país.

Além disso, há a possibilidade de novas construções, as quais serão instrumentos para enfrentar os impactos causados pelas mudanças climáticas e aumentar a segurança hídrica, conforme discorrido anteriormente.

Segundo o Relatório de Segurança de Barragens (RSB) de 2020, desenvolvido por ANA (2021b), existiam, em 2020, 21.953 barragens cadastradas no Sistema Nacional de Informações sobre Segurança de Barragens (SNISB), sendo 5.591 (25%) submetidas à Política Nacional de Segurança de Barragens (PNSB), estabelecida pela Lei nº 12.334/2010 (BRASIL, 2010). Destas 5.591 barragens, 66% apresentam um dano potencial associado alto, 26% categoria de risco alto e 21% (1.161) com ambos, dano potencial associado e categoria de risco, altos. O dano potencial associado é relacionado ao potencial de perdas de vidas humanas e impactos econômicos, sociais e ambientais, enquanto a categoria de risco é referente às características técnicas da estrutura, ao estado de conservação do empreendimento e atendimento ao plano de segurança da barragem.

Em 2020, foram relatados 44 acidentes e 95 incidentes envolvendo barragens, sendo a maioria deles causados por galgamento das estruturas ocasionado por chuvas intensas (ANA, 2021b). Tais episódios podem caracterizar um erro no dimensionamento destas barragens ou em como este procedimento é realizado, haja vista que falharam ao receber grandes quantidades de água em eventos extremos, sendo importante rever como é feito este processo de dimensionamento e avaliar o que pode ser otimizado nesse processo, a fim de evitar tragédias e mitigar danos.

1.2 ESTACIONARIEDADE E TENDÊNCIAS EM SÉRIES HIDROLÓGICAS

A premissa de estacionariedade está presente em diversos estudos relacionados à hidrologia e à gestão de recursos hídricos. No contexto de frequência de cheias, ela possui importância para os ajustes de distribuições de probabilidade a uma série hidrológica, cujos resultados podem servir como valores de referência para o dimensionamento de estruturas hidráulicas. Os dados devem ser estacionários para que os modelos sejam construídos, pois são feitas extrapolações com base em conceitos probabilísticos que consideram os momentos estatísticos amostrais constantes no tempo e, portanto, presume-se que o ocorrido no passado seguirá o mesmo comportamento no futuro.

Contudo, com a observação de mudanças climáticas e alterações antrópicas nas bacias hidrográficas essa premissa pode não ser mais respeitada. Portanto, é de grande importância a verificação dessas condições, de modo a identificar e quantificar possíveis tendências existentes, que fornecem mais informação quanto à segurança de estruturas que foram dimensionadas sob a consideração de estacionariedade. Isso se justifica pelo fato de que caso exista uma tendência de crescimento em uma série de vazões máximas, por exemplo, existe o risco de a vazão de projeto associada à construção de um vertedouro não ter sido estimada de maneira adequada levando em conta as situações atuais.

Logo, este item tem como objetivo apresentar o conceito formal da estacionariedade e trazer uma revisão com alguns trabalhos desenvolvidos neste âmbito ao redor do mundo.

Um processo é dito estacionário quando suas propriedades estatísticas não variam temporalmente. Por exemplo, se um processo sob estudo, definido como Z_t , é descrito por uma função densidade de probabilidade (FDP) $f_z(z; \theta)$, onde θ corresponde a um conjunto de parâmetros constantes ao longo do tempo e Z_1, Z_2, \dots, Z_t são independentes, então o processo é considerado estacionário. Adicionalmente, se Z_t possui a mesma FDP em qualquer instante t , e $\text{cov}(Z_y, Z_{y-k}) = \sigma^2 \rho(k)$, onde σ^2 é a variância e $\rho(k)$ é a autocorrelação para uma defasagem k , então Z_t é estacionário, pois a covariância depende apenas da defasagem, sem variação no tempo. A estacionariedade pode ser classificada como de primeira ou segunda ordem, dependendo de quais momentos estatísticos (média e/ou variância) são constantes no tempo (HIPEL; MCLEOD, 1994; DETZEL, 2015; SALAS; OBEYSEKERA, 2018).

É importante ressaltar que a definição anterior é associada a processos estocásticos. Ao se avaliar uma série temporal, que é o caso de uma série hidrológica observada em um posto de monitoramento por exemplo, o correto seria afirmar que a série apresenta um comportamento estacionário se os seus momentos estatísticos não variam com o tempo, e não que a série é estacionária de fato (DETZEL, 2015). A razão é que a série é apenas uma amostra finita de uma realização do processo estocástico e, portanto, não permite com que sejam tiradas conclusões sobre todo o processo.

A verificação da estacionariedade em séries hidrológicas geralmente é feita através de testes estatísticos de hipótese. Tais testes partem da hipótese nula que os dados são estacionários, ou seja, não apresentam tendência.

Diversos estudos aplicaram o teste de Mann-Kendall (MANN, 1945; KENDALL, 1975) e o de Pettitt (PETTITT, 1979) para analisar tendências em séries hidrológicas. Ahn e Palmer (2016) e Villarini *et al.* (2009a) analisaram tendências em séries hidrológicas nos Estados Unidos utilizando ambos os testes. Ahn e Palmer encontraram tendências significativas de crescimento nas vazões máximas anuais em 10% dos pontos analisados; além disso quase metade das séries apresentaram pontos de mudanças abruptas. Villarini *et al.* detectaram pontos de mudanças abruptas em praticamente metade das 50 séries de vazões máximas anuais estudadas.

Do, Westra e Leonard (2017) analisaram séries de 9213 estações ao redor do mundo com o teste de Mann-Kendall. Em geral, os autores encontraram tendências crescentes no Sul e Norte do Brasil, na Europa Ocidental e em algumas regiões da Rússia e no leste dos Estados Unidos. Em contrapartida, identificou-se tendências decrescentes no Nordeste brasileiro, em algumas regiões da África e Oceania, e na porção oeste dos Estados Unidos. O trabalho ainda mostra a variabilidade nos resultados do Mann-Kendall conforme o tamanho da série se altera, atestando a influência dessa característica para realização de análises de tendência.

Zhang *et al.* (2014) e Zhang *et al.* (2018) avaliaram tendências hidrológicas de cheias no Sul da China. Em geral, identificou-se presença de tendências crescentes significativas em uma menor parcela de séries avaliadas, mas os autores apresentam a diferença entre se aplicar o teste de Mann-Kendall à série integral e à série separada no ano de mudança definido pelo teste de Pettitt, observando-se maior probabilidade de identificação de tendências ao submeter o teste à série em sua extensão total.

Madsen *et al.* (2014) apresentam uma revisão de trabalhos desenvolvidos na Europa com séries de cheias e precipitações extremas. Em geral, os autores concluem que existe evidência de um aumento nas observações de precipitação extrema, mas que não há indícios claros de aumento significativo das vazões máximas considerando escalas maiores como regionais e/ou nacionais.

No Brasil, Detzel *et al.* (2011) avaliaram a estacionariedade de 146 séries de afluências às usinas hidrelétricas brasileiras, das quais 75 apresentaram indícios de comportamento não estacionário. Bartiko *et al.* (2019) aplicaram os testes de Mann-Kendall e de Pettitt para analisar tendências e pontos de alterações abruptas de 738 séries temporais, de vazões máximas, registradas por estações de monitoramento

espalhadas por todo o território nacional. Dessas estações, uma quantidade considerável apresentou tendências, com uma predominância de tendências decrescentes na região Nordeste e crescentes na região Sul, na Amazônia e em partes do Sudeste. Mais recentemente Isensee *et al.* (2021a) estudaram 108 séries de vazões máximas anuais observadas nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste e concluíram que boa parte destas apresentam tendências crescentes. Estes resultados chamam atenção pois diversas usinas tiveram seus vertedouros dimensionados sob a premissa de estacionariedade das séries de vazões e, portanto, é importante avaliar quais os impactos que essas tendências podem causar nas estruturas, assim como analisar os graus de segurança considerando os cenários atuais.

Isensee *et al.* (2022) avaliaram mais de cem séries de vazões máximas e mínimas no Brasil por meio de diferentes testes estatísticos, dentre eles o de Mann-Kendall e o de Pettitt, a fim de identificar possíveis efeitos da persistência e do tamanho amostral na identificação de tendências. Os autores identificaram uma forte influência da extensão da série nos resultados, com um aumento na quantidade de tendências conforme se varia o período analisado. Além disso, o trabalho aponta que a escolha do método resulta em diferentes conclusões quanto à existência ou não de tendências significativas em séries de vazões extremas.

Gudmundsson *et al.* (2019) analisaram tendências em séries de vazões sob diferentes premissas, incluindo vazões máximas, mínimas e médias, registradas em estações espalhadas pelo mundo. Neste estudo nota-se uma maior quantidade de tendências positivas para períodos mais antigos (1951-1990) do que para períodos mais recentes (1971-2010), inclusive com a identificação de séries com alteração do sinal da tendência, ou seja, no início dos registros é observada uma tendência positiva que passa a ser negativa nos últimos anos. Tais resultados corroboram com o forte impacto do tamanho e período amostral em análises de tendências em séries hidrológicas.

1.3 ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS

A magnitude de um evento extremo é inversamente relacionada à sua frequência de ocorrência, haja vista que eventos muito severos ocorrem com menor frequência do que os mais moderados. O objetivo da análise de frequência de cheias é relacionar a intensidade destes eventos com sua frequência de ocorrência através

de ajustes de distribuições de probabilidade, considerando-se as probabilidades de excedência dos valores, sendo os resultados deste tipo de abordagem extremamente importantes para aplicações práticas como, por exemplo, dimensionamento de barragens, vertedouros, pontes e estruturas de controle de cheias, assim como avaliação do risco de inundações causadas por eventos de cheias (NAGHETTINI; PINTO, 2007; KHALIQ *et al.*, 2006; ODRY; ARNAUD, 2017; WU; XUE; LIU, 2019). Além disso, estimar cheias é fundamental para mitigar e prevenir danos, e evitar os custos sociais decorrentes de tragédias causadas por cheias (STEDINGER, 2017).

Segundo Serinaldi e Kilsby (2015), a análise de frequência tradicional e estacionária parte do pressuposto que uma série de vazões máximas anuais observadas é um conjunto de realizações independentes e identicamente distribuídas de uma variável aleatória Y , com uma função acumulada de probabilidade (FAP) $F_Y(y; \theta)$, sendo θ um vetor de parâmetros. Dentre o conjunto de distribuições conhecidas, as mais utilizadas para análises de máximos hidrológicos são as distribuições log-Pearson 3 (LP3), log-normal de 2 (LN2) e de 3 parâmetros (LN3) e a generalizada de valores extremos, ou *Generalized Extreme Values* (GEV) (STEDINGER; VOGEL; FOUFOULA-GEORGIU, 1993; STEDINGER, 2017; SALAS; OBEYSEKERA; VOGEL, 2018).

No Brasil, a ELETROBRAS recomenda a adoção da distribuição Gumbel caso a assimetria amostral seja inferior a 1,5 e da distribuição exponencial de dois parâmetros caso a assimetria seja superior a 1,5, para projetos de pequenas centrais hidrelétricas (ELETROBRAS, 1999a). Para usinas maiores, recomenda-se calcular a vazão a partir da precipitação máxima provável ou com a cheia decamilenar obtida de ajustes de distribuições de probabilidades (ELETROBRAS, 1999b).

1.3.1 Diferenciação de análises de frequência

A análise de frequência pode ser realizada de diferentes maneiras. Uma variação de abordagem é referente à abrangência espacial da área de estudo, podendo ser realizada a análise de frequência local ou regional. A análise local considera dados observados em apenas uma estação de monitoramento, enquanto a análise regional utiliza dados de várias estações de uma região com características fisiográficas, climáticas e/ou estatísticas semelhantes (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Geralmente, a análise de frequência regional é realizada para determinação de vazões de cheia em locais com pouco ou nenhum monitoramento (CUNNANE, 1988; OUARDA, 2017). Entretanto, também pode ser aplicada para aumentar a confiabilidade das estimativas dos parâmetros de uma distribuição de probabilidade e verificar a consistência de séries hidrológicas (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Outra maneira de se classificar análises de frequência de extremos hidrológicos, é relacionada ao tipo de amostra a ser avaliada no estudo, ou seja, se serão utilizadas séries de duração anual ou de duração parcial. A utilização de séries de duração anual é mais comum, nas quais cada observação do conjunto de dados corresponde ao máximo anual, ou seja, para uma série com N anos registrados, haverá N valores (TABARI, 2021). Por outro lado, as séries de duração parcial consideram todos os valores que ultrapassam determinado limite, possibilitando, portanto, uma quantidade de observações maior que o número de anos de uma determinada série histórica (LANG; OUARDA; BOBÉE, 1999). Análises com séries de duração parcial também são definidas como análises *Peaks Over Threshold* (POT), ou picos acima do limite.

A utilização de séries de máximos anuais, pode acarretar uma perda de informação (BACOVÁ-MITKOVÁ; ONDERKA, 2010), haja vista que considerar apenas uma observação por ano limita o tamanho da série, e este é um fator fundamental para estudos estatísticos como análises de frequência de cheias, impossibilitando trabalhos em locais com um período de observações menos extenso.

Além disso, ao se considerar apenas um dado anual, é possível que valores consideravelmente altos sejam excluídos da análise, ou seja, valores com a segunda ou terceira maior magnitude em um ano, e maiores que o máximo anual de outros anos, sejam negligenciados da análise, ou então, valores relativamente baixos sejam incorporados (CHOW; MAIDMENT; MAYS, 1988; BEZAK; BRILLY; SRAJ, 2014).

Em contrapartida, para lidar com as limitações das séries de máximos anuais, existem as séries POT, que permitem uma seleção de mais observações e a garantia da consideração de todos os eventos definidos a partir do limiar. Contudo, essa abordagem também apresenta alguns desafios em sua utilização, sendo os principais a dificuldade em garantir a independência dos dados e a subjetividade e complexidade na escolha de um limite apropriado (LANGBEIN, 1949; BEZAK; BRILLY; SRAJ, 2014; NAGY; MOHSSEN; HUGHEY, 2017).

O problema da independência se dá pelo fato de que, ao se considerar todos os valores acima de um determinado limiar, é possível que dados referentes a dias consecutivos durante uma cheia possam distorcer a análise. Ou seja, existe a possibilidade de uma mesma cheia ser considerada múltiplas vezes, não havendo unanimidade quanto a um critério que garanta essa característica em séries hidrológicas neste contexto. Durante a pesquisa, os dois critérios mais citados foram os propostos por USWRC (1976) e por Cunnane (1979). O primeiro deles sugere considerar vazões que estejam separadas por um intervalo de 5 dias mais o logaritmo natural da área da bacia hidrográfica. O segundo defende que duas observações consecutivas serão inseridas somente se a vazão entre elas cair a dois terços da magnitude da primeira, e se o intervalo entre elas superar o triplo do tempo médio para pico dos primeiros 5 hidrogramas “limpos” registrados.

Em relação à determinação do limite para definição das cheias, também há discussão sobre qual a melhor abordagem para estipulá-lo. Entretanto, encontra-se maior diversidade de metodologias para este problema. Dentre os métodos encontrados, destacam-se o de Langbein (1949), no qual sugere-se adotar o limiar como sendo o mínimo valor dos máximos anuais observados, e o de Cunnane (1973), que afirma ser necessário 1,65 eventos por ano, sendo o limite definido pelo valor que garanta esta condição.

Para mais métodos e critérios referentes à independência e limiar de séries de duração parcial, recomenda-se consultar Campenhout *et al.* (2020).

1.3.2 Período de Retorno e Risco Hidrológico

Conforme comentado anteriormente, as probabilidades de excedência são diretamente relacionadas com os quantis obtidos no estudo. Neste contexto, existe o conceito de período de retorno, cuja definição consiste em: para uma probabilidade de excedência q associada a uma determinada vazão, haverá um período de retorno médio $Tr = 1/q$ ou, então, $Tr = 1/(1-p)$, se p for considerada igual à probabilidade de não excedência (cumulativa) (GUMBEL, 1941).

Esta relação é obtida a partir da consideração de que os dados apresentam comportamento estacionário e são independentes e identicamente distribuídos, possuindo uma probabilidade de excedência q constante. Desta forma, o período de retorno segue uma distribuição geométrica com função massa de probabilidade

descrita pela equação (1), sendo o seu valor esperado igual ao período de retorno (SALAS; OBEYSEKERA, 2014).

$$f(x) = P(X = x) = (1 - q)^{x-1}q$$

$$Tr = E[X] = \frac{1}{q} \quad (1)$$

Em outras palavras, o período de retorno pode ser definido como o tempo até a primeira ocorrência de um evento com magnitude superior ao quantil crítico considerado (FERNÁNDEZ; SALAS, 1999). De acordo com Read e Vogel (2015), essa definição é a mais comum em âmbitos práticos, apesar de ser sensível à persistência hidrológica.

Tal denominação pode levar a crer que, por exemplo, uma vazão com período de retorno igual a 100 anos só poderá ocorrer uma única vez durante este período. Contudo isto não é necessariamente verdade e pode levar a conclusões precipitadas, sendo mais coerente afirmar que a probabilidade desta vazão ocorrer é de 0,01 (1/100) em qualquer ano, ou seja, uma probabilidade de excedência anual (STEDINGER; VOGEL; FOUFOULA-GEORGIU, 1993; SERINALDI, 2014; VOLPI *et al.*, 2015).

Outro ponto importante a ser ressaltado, é a diferença da conceituação do período de retorno para as séries de durações distintas. A definição apresentada nos parágrafos anteriores é referente a séries com duração anual, haja vista que o número de observações corresponde ao número de anos observados, atribuindo-se uma probabilidade e, conseqüentemente, um período de retorno para cada valor.

Contudo, para análises com séries de duração parcial, ou POT, a quantidade de dados utilizados, geralmente, difere-se do número de anos registrados, dificultando a determinação do período de retorno em anos. Sendo assim, o cálculo do tempo de recorrência neste caso é realizado com base em uma taxa média de eventos anuais acima do limiar estabelecido (STEDINGER; VOGEL; FOUFOULA-GEORGIU, 1993; NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Segundo Bezak, Brilly e Sraj (2014), o período de retorno de uma vazão Q para modelos com séries anuais, é o intervalo médio entre os anos nos quais ocorram uma cheia com vazão igual ou maior a Q. Por sua vez, para modelos com séries de

duração parcial, o período de retorno é o tempo médio entre duas cheias que excedam o limite estabelecido.

No cenário nacional, os tempos de recorrência são relevantes parâmetros na classificação de categoria de risco de barragens, estabelecida pela resolução nº 143/2012 do CNRH (CNRH, 2012). Além disso, com os períodos de retorno e as respectivas probabilidades de excedência, é possível obter as vazões ou quantis de retorno, os quais são importantes parâmetros de projeto de estruturas hidráulicas, variando em vazões de projeto com recorrência entre 500 e 10.000 anos (CNRH, 2012; ELETROBRÁS, 2003).

Um importante conceito relacionado ao período de retorno e análises de frequência é o risco hidrológico (R_h), o qual consiste em quantificar a probabilidade de ocorrer ao menos uma vazão acima do quantil de projeto durante o seu horizonte, podendo ser calculado por (CHOW; MAIDMENT; MAYS, 1988):

$$R_h = 1 - (1 - q)^n \quad (2)$$

Onde n é a vida útil em anos e q a probabilidade de excedência do quantil crítico. Considerando que q é igual a $1/Tr$, também pode-se calcular o risco por:

$$R_h = 1 - \left(1 - \frac{1}{Tr}\right)^n \quad (3)$$

Segundo Read e Vogel (2015), dentro do contexto de dimensionamento de estruturas hidráulicas, a probabilidade de falha durante a vida útil de projeto é talvez a informação mais valiosa que um engenheiro pode comunicar aos gestores e sociedade.

Outra maneira de se expressar o risco é através do termo confiabilidade, o qual é definido pela probabilidade de um sistema permanecer em um estado satisfatório durante sua vida útil, ou seja, que não haverá eventos excedentes no horizonte de projeto (HASHIMOTO *et al.*, 1982; CHOW; MAIDMENT; MAYS, 1988; SALAS; OBEYSEKERA, 2014; READ; VOGEL, 2015).

Sendo assim, é possível afirmar que a confiabilidade do sistema corresponde ao complemento do risco hidrológico (probabilidade de falha) e, portanto, a

confiabilidade C de uma estrutura, cuja vazão de projeto associa-se a um determinado período de retorno Tr , é dada por:

$$C = \left(1 - \frac{1}{Tr}\right)^n \quad (4)$$

Entretanto, é importante ressaltar que todos os conceitos apresentados até aqui partem da premissa que as séries hidrológicas são estacionárias. Sob um contexto não estacionário, alguns estudos apresentam adaptações desses conceitos e introduzem outros para permitir uma melhor comunicação e interpretação de resultados obtidos. Isso porque ao se identificar uma tendência em uma série de vazões máximas, a probabilidade de ocorrência de um determinado evento extremo irá aumentar, caso a tendência seja crescente, ou diminuir, caso a tendência seja decrescente (SALAS; OBEYSEKERA, 2014; READ; VOGEL, 2015; SALAS *et al.*, 2018).

Salas *et al.* (2018) apresentam algumas abordagens para definir risco e período de retorno sob condições não estacionárias com estruturas similares das elucidadas nas equações (1) a (4). Contudo, a diferença para este caso é que as probabilidades associadas a estes conceitos variam temporalmente.

Uma maneira de se determinar o período de retorno para séries temporais com tendências significativas é definir um quantil de referência (e. g. vazão decamilenar de uma distribuição estacionária) e determinar o tempo esperado para que este valor seja superado. Desta forma, a probabilidade do quantil de referência ser excedido pela primeira vez no tempo x é:

$$f(x) = q_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - q_t) \quad , \quad x = 1, 2, \dots, x_{max} \quad (5)$$

Onde x_{max} é o momento em que a probabilidade de excedência q_t é igual a 1.

O período de retorno então pode ser estimado através do valor esperado de (5):

$$Tr^* = E[X] = 1 + \sum_{x=1}^{x_{max}} \prod_{t=1}^x (1 - q_t) \quad (6)$$

Seguindo o mesmo raciocínio, é possível determinar o risco hidrológico e a confiabilidade, sob condições não estacionárias, através das equações (7) e (8), respectivamente (SALAS *et al.*, 2018).

$$R_h^* = 1 - \prod_{t=1}^n 1 - q_t \quad (7)$$

$$C^* = \prod_{t=1}^n 1 - q_t \quad (8)$$

1.3.3 Não estacionariedade associada a extremos hidrológicos

A seguir, discorre-se sobre o conceito de não estacionariedade, suas possíveis causas, impactos e como trabalhar com dados hidrológicos não estacionários para dimensionamento de sistemas de recursos hídricos.

Em Milly *et al.* (2008), iniciou-se um debate quanto à existência de estacionariedade em processos hidrológicos, levantando questões quanto à “mortalidade” ou “imortalidade” desta propriedade. Nesse estudo, os autores afirmam que a estacionariedade está “morta” por conta das mudanças climáticas causadas por atividades antrópicas, sendo necessário, portanto, identificar e desenvolver modelos probabilísticos não estacionários para otimizar sistemas de recursos hídricos.

Tais conclusões influenciaram o desenvolvimento de outros estudos, nos quais discutiu-se a “mortalidade” da estacionariedade. Lins e Cohn (2011) reconhecem que a não estacionariedade existe, contudo, a maneira como o clima interfere nesta característica é de grande incerteza. Além disso, os autores discorrem sobre como análises de tendências podem ser subjetivas e variáveis a depender da forma como a amostra é analisada e quais testes estatísticos são aplicados, assim como podem ser afetadas quando os processos analisados são persistentes.

Montanari e Koutsoyiannis (2014) acreditam que o foco deve ser identificar soluções efetivas e tecnicamente sólidas, buscando compreender as causas das alterações e como estimar valores de projeto sob estas condições. Os autores afirmam que modelos não estacionários aumentam a incerteza das estimativas e suas estruturas devem ser capazes de descrever relações determinísticas nos processos. Além disso, a sua utilização em aplicações práticas necessita de justificativas apropriadas e conhecimento da evolução temporal. Por fim, os pesquisadores defendem que a estacionariedade é um conceito necessário para o dimensionamento de projetos de engenharia e que o mais importante é prover soluções confiáveis para problemas da vida real.

Koutsoyiannis e Montanari (2015) definem que para um processo ser não estacionário suas propriedades estatísticas devem sofrer alterações de acordo com uma função determinística do tempo e a utilização de modelos não estacionários deve ser devidamente justificada, analogamente ao trabalho citado no parágrafo anterior.

Serinaldi e Kilsby (2015) alertam que modelos não estacionários necessitam de extrapolações e, para computar o quantil de projeto para um determinado horizonte de projeto, é necessário assumir que a tendência incorporada ao modelo seguirá durante todo o período, adicionando um fator de incerteza na análise. Adicionalmente, os autores comentam que os resultados destes modelos apresentam dificuldades para aplicações práticas, com a possibilidade de obtenção de quantis irreais fisicamente. Também é recomendado que a abordagem estacionária seja a alternativa padrão.

Conforme citado anteriormente, a análise de frequência tradicional e estacionária parte da premissa que os valores observados da variável de estudo são realizações independentes e igualmente distribuídas. De outra maneira, a análise não estacionária assume que as observações são realizações independentes, mas não necessariamente identicamente distribuídas, sendo descritas por uma distribuição $Fy(y; \theta(X))$, onde os parâmetros θ não são constantes e variam em função de X , o qual é um vetor de covariáveis. (SERINALDI; KILSBY, 2015; SALAS et al, 2018).

Sendo assim, sob condições não estacionárias, uma distribuição GEV para uma série de máximos anuais variando no tempo poderia apresentar uma FAP com a seguinte estrutura:

$$Fy(y; \theta(X)) = F_Y(y; k, \alpha(t), \xi(t)) = \exp \left\{ - \left[1 - k \left(\frac{y - (\xi_0 + \xi_1 t)}{(\alpha_0 + \alpha_1 t)} \right) \right]^{1/k} \right\} \quad (9)$$

Onde X é representado pelo tempo t , e k , α e ξ são o conjunto de parâmetros θ . Neste exemplo, apenas os parâmetros α e ξ são impactados pela covariável t , contudo é possível realizar diferentes combinações para estimação de parâmetros e utilizar múltiplas covariáveis. Também é possível adotar outras distribuições, porém a GEV é a mais aplicada na literatura. Apesar de qualquer um dos três parâmetros da GEV poder variar com o tempo, o parâmetro de forma (k) é difícil de ser estimado e geralmente é considerado constante (SRAJ *et al.*, 2016; SALAS *et al.*, 2018;)

Diferentes covariáveis e distribuições foram consideradas em uma extensa gama de estudos hidrológicos não estacionários. Alguns trabalhos consideraram parâmetros variando em função do tempo (VILLARINI *et al.*, 2009b; VOGEL; YAINDL; WALTER, 2011; KATZ 2012; COOLEY 2012; SILVA; PORTELLA; NAGHETTINI, 2013; READ; VOGEL, 2015; BARTIKO; CHAFFE; BONUMÁ, 2017). Contudo, ao se adotar o tempo como covariável, o modelo está presumindo que a tendência será a mesma no futuro, o que pode resultar em valores irrealis e imprecisos. Portanto, é mais interessante utilizar covariáveis com significado físico, fornecendo maior quantidade de informação ao modelo (READ; VOGEL, 2015; HESARKAZAZI *et al.*, 2021).

Sendo assim, diversos estudos optaram por adotar modelos com covariáveis físicas, tanto combinadas com o tempo, quanto utilizadas isoladamente. Alguns autores incorporaram aos modelos dados hidrometeorológicos como precipitação e/ou temperatura anuais, por exemplo. (PROSDOCIMI; KJELDSEN; SVENSSON, 2014; SRAJ *et al.*, 2016b; SRAJ; BEZAK, 2020; HESARKAZAZI *et al.*, 2021). Outros utilizaram dados de urbanização, desmatamento e/ou uso e ocupação do solo, combinados ou não com outras covariáveis (PROSDOCIMI; KJELDSEN; MILLER, 2015; DONG; AGILAN; JAYAKUMAR, 2019; SINGH; CHINNASAMY, 2021).

Outro conjunto de covariáveis que podem ser modeladas com os parâmetros de modelos não estacionários é o que abrange informações relacionadas a mudanças climáticas e índices climáticos de grande escala (SERINALDI; KILSBY, 2015; SALAS; OBEYSEKERA; VOGEL, 2018). Griffis e Stedinger (2007), Lima *et al.* (2015), Hounkpé *et al.* (2015) e Machado *et al.* (2015) são alguns dos trabalhos que abordaram fenômenos climáticos em modelos não estacionários.

Em geral, dentre os trabalhos citados nos parágrafos anteriores, nos quais os extremos são modelados em função de covariáveis físicas, os modelos desenvolvidos com estas covariáveis tendem a retornar melhores ajustes do que os modelos

variando apenas em função do tempo. Da mesma maneira, modelos não estacionários majoritariamente fornecem ajustes mais adequados em relação aos modelos estacionários quando comparados com base nas métricas adotadas.

Apesar da possibilidade de diferentes covariáveis serem utilizadas em modelos não estacionários e as mesmas poderem resultar em uma maior confiabilidade nas inferências, Serinaldi e Kilsby (2015) afirmam que a relação entre os parâmetros e covariáveis devem refletir mecanismos físicos previsíveis e razoáveis, a fim de garantir que o comportamento identificado no período registrado não consista em efeitos advindos de flutuações de processos estacionários que evoluem através de escalas de tempo maiores.

Após ajustar modelos não estacionários, é possível calcular os quantis de projeto associados a determinados períodos de retorno e probabilidade de excedência, permitindo comparações com valores obtidos com modelos estacionários convencionais. Diferentemente de uma distribuição estacionária, os quantis são variáveis em função dos parâmetros estimados e, sendo assim, é necessário utilizar metodologias que levem tal característica em conta.

Salas *et al.* (2018) apresentam algumas abordagens para quantificar estas vazões em um contexto não estacionário. Uma delas é denominada por tempo médio esperado, ou *Expected Waiting Time* (EWT), e se baseia nos conceitos de período de retorno e das probabilidades de excedência, elucidados pelas equações (5) e (6), em que se calcula o quantil para um determinado período de retorno. Outra abordagem destacada pelos autores é o método do quantil de vida útil, ou *design life level* (DLL), que calcula o quantil com base em um risco e um horizonte de projeto específico. Estas duas alternativas podem ser interessantes para verificação de vazões relacionadas a estruturas já existentes e com quantis de projeto estabelecidos, permitindo avaliar potenciais riscos às mesmas.

Yan *et al.* (2017) realizam uma comparação de quatro métodos diferentes para dimensionamento sob condições não estacionárias, sendo eles o número esperado de excedências, ou *Expected Number of Exceedances* (ENE), o DLL, a confiabilidade equivalente, ou *Equivalent Reliability* (ER) e o quantil de vida útil médio, ou *Average Design Life Level* (ADLL). Neste caso, os autores realizam e utilizam projeções futuras das covariáveis (precipitação e população) para se obter estimativas das vazões de projetos durante a vida útil definida, o que gera maior grau de incerteza, pois este tipo de projeção pode ser altamente complexo e desafiador.

Outra maneira de determinar vazões de projeto sob condições não estacionárias é através do conceito de níveis de retorno efetivos (CHENG *et al.* 2014), o qual consiste em calcular quantis variando temporalmente mantendo a probabilidade de excedência anual constante. Esta alternativa é interessante pelo fato de possibilitar comparações entre modelos estacionários e não estacionários sem necessariamente realizar extrapolações com projeções futuras.

1.3.4 Estimação de parâmetros

Conforme discutido anteriormente, para realizar análises de frequência de variáveis hidrológicas é necessário ajustar uma distribuição de probabilidade às séries temporais sob estudo. Este ajuste é feito através de um conjunto de parâmetros.

Em condições estacionárias, alguns dos principais métodos para estimar os parâmetros das distribuições são o método dos momentos L (ML) e o método da máxima verossimilhança (MLE – *Maximum Likelihood Estimates*) (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

De acordo com Naghettini e Pinto (2007), o método ML consiste em uma combinação dos momentos ponderados por probabilidade ou *Probability Weighted Moments – PWM* introduzidos por Greenwood *et al.* (1979). Além disso, esta metodologia apresenta a vantagem de não demandar altos esforços computacionais.

O método da máxima verossimilhança (MLE) também é amplamente utilizado em ajustes de distribuições de probabilidade em amostras de dados. Ele é conhecido por produzir estimadores de menor variância e assintoticamente não enviesados. Entretanto, para amostras pequenas os resultados podem ser impactados negativamente. Além disso, O MLE apresenta uma demanda computacional maior que o método ML (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Sob condições não estacionárias, o processo de parametrização é diferente, haja vista que os parâmetros variam temporalmente. Dentre os métodos aplicados na literatura recente, alguns deles se destacam.

Um é o método da máxima verossimilhança (MLE), no qual o ajuste é feito de maneira análoga ao procedimento realizado para séries estacionárias, porém com os parâmetros sendo descritos por uma função de alguma covariável no tempo. Coles (2001) apresenta a formulação do MLE não estacionário.

Wilcox *et al.* (2018), Sraj e Bezak (2020), Isensee *et al.* (2021a) e Hesarkazzazi *et al.* (2021) foram alguns dos estudos que aplicaram MLE para modelagem não estacionária de vazões máximas anuais. Dentre estes, o primeiro e o último ainda realizaram análises através de janelas móveis para compreender melhor a evolução dos parâmetros temporalmente, o que facilitou o processo de escolha das funções utilizadas para descrever os parâmetros.

Griffin *et al.* (2019) também adotaram janelas móveis em suas análises. Os autores utilizaram janelas movendo-se ano a ano, e janelas iniciando-se nos primeiros anos da série, e aumentando de tamanho até se obter uma janela com o tamanho integral da amostra. Neste caso, os autores ajustaram uma distribuição estacionária para cada janela e avaliaram o comportamento dos parâmetros durante o período de observações. Além disso, estimou-se parâmetros não estacionários para todo o período de observação. Quando comparados, alguns locais apresentaram quantis para um período de retorno de 50 anos com magnitudes 2 vezes maiores do que os obtidos sob condições não estacionárias.

Outro trabalho em que se abordou o conceito de janelas móveis foi o de Sraj *et al.* (2016). Contudo, neste caso os autores utilizaram janelas de 30 anos variando de dez em dez anos, nas quais foram ajustadas diversas distribuições de probabilidade com parâmetros estacionários. Cerca de 50% das estações analisadas apresentaram vazões superiores quando calculadas com dados mais recentes.

Serago e Vogel (2018) apresentam um modelo baseado em regressões simples e momentos estatísticos condicionados a covariáveis consideradas no modelo não estacionário. Os resultados obtidos pelos autores aparentam ser promissores, com alguns modelos não estacionários demonstrando melhores ajustes do que os estacionários, em termos de PPCC (*Probability Plot Correlation Coefficient*).

Salas *et al.* (2018) apontam a utilidade de se aplicar métodos de regressão em análises de frequência não estacionárias, principalmente para caracterização do comportamento não estacionário de cheias e modelagem de tendências, além de serem alternativas parcimoniosas.

Outra abordagem presente em diversos estudos não estacionários é a aplicação dos denominados modelos aditivos generalizados para localização, escala e forma – *Generalized Additive Models for Local, Scale e Shape* (GAMLSS), apresentados por Rigby e Stasinopoulos (2005). Nesses modelos, os parâmetros podem ser modelados através de funções lineares, não lineares e não paramétricas

das covariáveis adotadas, sendo possível utilizar o pacote *gamlss* no *software Rstudio* (STASINOPOULOS; RIGBY, 2007), no qual realiza-se o procedimento de estimação através de um método de verossimilhança penalizado (SALAS *et al.*, 2018).

Villarini *et al.* (2009b), Yan *et al.* (2019), Yan *et al.* (2020) e Chen *et al.* (2021) são alguns trabalhos que aplicaram GAMLSS em suas análises. Contudo, Strupczewski *et al.* (2016) alertam quanto ao uso desses modelos pela complexidade e a dificuldade em se avaliar a efetividade dos mesmos, apesar de Serinaldi e Kislby (2015) afirmarem que estes modelos podem se tornar ferramentas para hidrólogos cumprirem protocolos de adaptação no futuro.

Debele *et al.* (2017) apresentam um panorama sobre aplicações de GAMLSS para análises de frequência de cheias não estacionárias. Os autores advertem quanto algumas restrições da implementação amplamente utilizada para os ajustes destes modelos (STASINOPOULOS; RIGBY, 2007). Dentre elas, destaca-se a disponibilidade de poucas distribuições com três parâmetros frequentemente consideradas em análises de frequência de cheias. O pacote *gamlss*, apesar de permitir parametrização de novas distribuições, pode apresentar dificuldades na estimação de parâmetros de distribuições como a GEV e Log-Normal de 3 parâmetros.

1.3.5 Avaliação quanto à qualidade dos modelos

No âmbito de análises de frequência de variáveis hidrológicas existem algumas técnicas que permitem avaliar a qualidade quanto ao ajuste dos modelos implementados e se os mesmos são adequados para descrever um conjunto de dados. Naghettini e Pinto (2007) apresentam alguns testes de aderência que permitem realizar essa avaliação, comparando as probabilidades obtidas com os ajustes feitos através de distribuições teóricas como Gumbel ou GEV e as correspondentes probabilidades com que determinados valores são observados, sendo estas últimas geralmente obtidas por distribuições empíricas.

Dentre os testes de aderência abordados por Naghettini e Pinto (2007), destacam-se os testes de Anderson-Darling (AD) (ANDERSON; DARLING, 1952, 1954), de Kolmogorov-Smirnov (KS) (MASSEY, 1951) e de Filliben ou *Probability Plot Correlation Coefficient* (PPCC) (FILLIBEN, 1975).

O teste KS é não paramétrico e consiste em determinar a máxima diferença entre as funções de probabilidades empírica e teórica. Entretanto, o KS perde força ao se analisar caudas inferiores e superiores, sendo o teste AD uma alternativa para este problema. Isso se explica por ele também se basear na diferença entre as probabilidades empíricas e teóricas, mas atribuindo um peso maior às caudas da distribuição, o que é relevante no contexto de modelagem probabilística de eventos extremos (CASSALHO *et al.*, 2018). O teste PPCC, assim como o KS e o AD, relaciona distribuições empíricas e teóricas, sendo sua estatística igual ao coeficiente de correlação linear entre os dados observados e os quantis teóricos referentes às probabilidades empíricas definidas por posições de plotagem. (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Além dos testes de aderência, é possível aplicar outros métodos que possibilitam auxiliar na escolha do melhor modelo entre diferentes opções consideradas. Dentre estes métodos destacam-se o critério de informação de Akaike (AKAIKE, 1973) e o critério de informação bayesiano (SCHWARZ, 1978), pois permitem avaliar modelos não estacionários (SERINALDI; KILSBY, 2015; SALAS *et al.*, 2018). Os valores são calculados com base na função de verossimilhança, no tamanho da amostra e na quantidade de parâmetros do modelo. A metodologia mais adequada é aquela que resulta nos menores critérios de informação. Diversos estudos aplicaram estes métodos para comparação de modelos estacionários e/ou não estacionários no âmbito de análise de frequência de cheias (RAHMAN *et al.*, 2013; RAZMI *et al.*, 2017; SRAJ; BEZAK, 2020; YAN *et al.*, 2020; ISENSEE *et al.*, 2021a; HESARKAZAZI *et al.*, 2021).

1.4 MODELOS GENERALIZADOS

Neste sub-capítulo são apresentados alguns modelos generalizados utilizados para modelagem de distribuições não estacionárias e regressões univariadas consolidados na literatura.

1.4.1 Modelo Linear Generalizado (GLM)

Na literatura, existem alguns modelos bem consolidados para descrever variáveis cujo comportamento é não estacionário. De acordo com Serinaldi e Kilsby

(2015), o modelo não estacionário mais simples que existe é o modelo generalizado linear, ou *Generalized Linear Model* (GLM). O GLM permite modelar a família exponencial de distribuições, através de uma função de ligação $g(\cdot)$ que relaciona o valor esperado de uma variável independente Y com variáveis explicativas.

Em termos matemáticos, o GLM pode ser escrito da seguinte forma (STASINOPOULOS *et al.*, 2017):

$$Y \sim E(\mu, \phi)$$

$$g(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_r x_{ir} \quad , \text{para } i = 1, 2, \dots, n \quad (10)$$

Onde E é uma distribuição da família exponencial, ϕ é o parâmetro de dispersão, o qual é constante, β 's são os parâmetros, r é a quantidade de covariáveis x adotadas e $g(\mu_i)$ é a função de ligação para modelar o parâmetro μ . É possível reescrever a segunda equação de (10) em formato vetorial, obtendo $\eta = g(\mu) = \mathbf{X}\beta$, onde η é chamado de preditor linear (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

Sendo assim, o GLM permite modelar a média de uma distribuição de probabilidade da família exponencial de modo que $E[Y] = g^{-1}(\eta)$.

Também pode-se dizer que o GLM possui estrutura semelhante a uma regressão linear, simples ou múltipla, mas com uma função de ligação que transforma a variável de resposta.

1.4.2 Modelo Aditivo Generalizado (GAM)

Com o intuito de flexibilizar e determinar o comportamento entre a variável independente e as variáveis explicativas, em vez de apenas forçar uma relação linear, surgiram os modelos aditivos generalizados, *Generalized Additive Models* (GAM) (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

Sua estrutura adiciona funções suavizadoras (s_j) não paramétricas ao GLM, podendo ser escrito da seguinte maneira:

$$Y \sim E(\mu, \phi)$$

$$\eta = g(\mu) = \mathbf{X}\beta + s_1(x_1) + \dots + s_J(x_J) \quad (11)$$

As funções suavizadoras permitem obter relações não lineares entre as variáveis de estudo, o que pode resultar em um melhor desempenho e qualidade dos

ajustes. Nota-se também que o modelo aceita somente distribuições E que compõem a família exponencial.

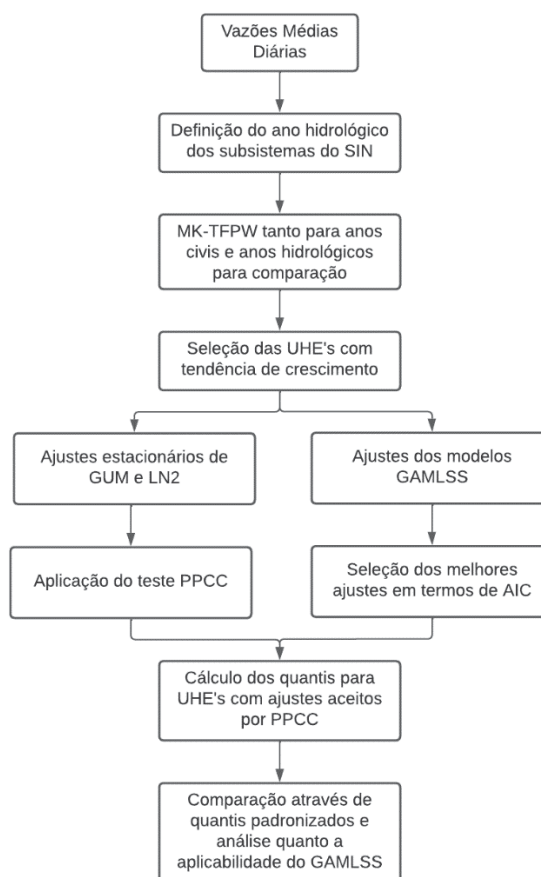
Serinaldi e Kilsby (2015) ainda destacam outros modelos generalizados existentes na literatura, como modelos lineares generalizados mistos, ou *Generalized Linear Mixed Models* (GLMM), modelos aditivos generalizados mistos, ou *Generalized Additive Mixed Models* (GAMM), modelos lineares/aditivos generalizados vetoriais, ou *Vector Generalized Linear/Additive Models* (VGLM/VGAM) e por fim o GAMLSS. Estes modelos possibilitam lidar com algumas limitações do GLM e GAM, como a utilização de distribuições que não sejam da família exponencial e a modelagem de variância, assimetria e curtose. Os autores afirmam que os modelos VGLM, VGAM e GAMLSS são os que apresentam as estruturas mais completas para trabalhar sob condições não estacionárias.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

Neste capítulo são abordados os métodos utilizados no trabalho. Inicialmente apresenta-se a área de estudo e os dados utilizados na dissertação. Depois discorre-se sobre a determinação de anos hidrológicos, seguida pela conceituação do teste de Mann-Kendall *Trend Free Pre-Whitening* (MK-TFPW), que é utilizado para verificação da estacionariedade e identificação de tendências nas séries de vazões máximas. Após isto, é elucidada a formulação das distribuições de Gumbel e LN2 e o método MLE que é aplicado para estimação de seus parâmetros. Depois, explica-se o teste PPCC, o qual permite verificar a adequação dos ajustes às séries hidrológicas. Finalmente, o modelo GAMLSS é descrito juntamente com o AIC, o qual é utilizado para selecionar o melhor modelo dentre as diferentes alternativas.

Para ilustrar e facilitar o entendimento dos métodos aplicados, construiu-se fluxogramas tanto para a análise nas UHE's (FIGURA 6) quanto para o estudo de caso em Fluviópolis (FIGURA 7), os quais são apresentados a seguir.

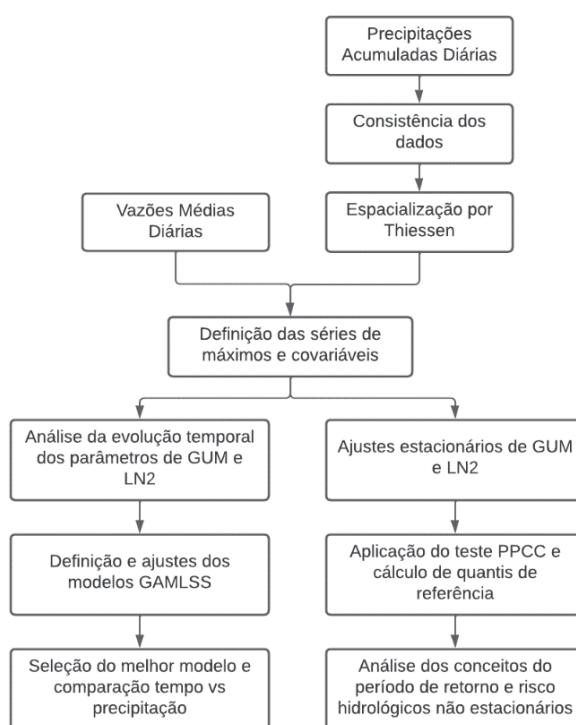
FIGURA 6 – METODOLOGIA APLICADA PARA ANÁLISE NAS UHE'S



FONTE: O autor (2022).

Nota-se que neste trabalho os modelos não estacionários foram ajustados somente para as UHE's com tendência de crescimento (FIGURA 6), tal escolha foi feita para avaliar potenciais cenários de alertas em que vazões de projeto originalmente definidas possam estar comprometidas. Contudo, o método é aplicável em casos de tendência de decrescimento também.

FIGURA 7 – METODOLOGIA APLICADA PARA ESTUDO DE CASO EM FLUVIÓPOLIS



FONTE: O autor (2022).

2.1 ÁREA DE ESTUDO

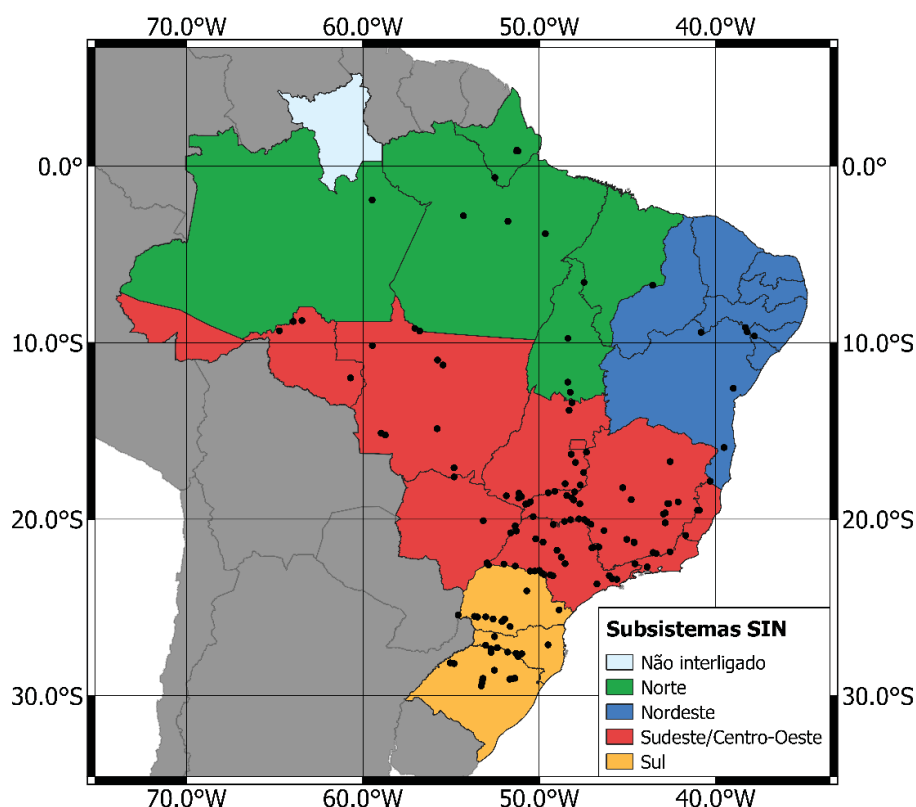
Esta dissertação é composta por duas análises diferentes. A primeira delas compreende Usinas Hidrelétricas (UHE's) que compõem o Sistema Interligado Nacional (SIN), enquanto a segunda consiste em um estudo de caso na bacia de Fluvópolis, localizada no rio Iguaçu, Paraná. Logo, este sub-capítulo descreve brevemente o SIN e apresenta a localização das UHE's estudadas, assim como introduz informações gerais de Fluvópolis.

2.1.1 Sistema Interligado Nacional

O SIN é o sistema hidro-térmico-eólico de produção e transmissão de energia elétrica do Brasil, no qual cerca de 63% de sua capacidade instalada é dada por hidrelétricas (ONS, 2020). O SIN é composto por quatro subsistemas: Sul, Sudeste/Centro-Oeste, Nordeste e Norte.

Neste estudo foram utilizados dados de vazões médias diárias naturais de 142 usinas espalhadas pelo território nacional (FIGURA 8). As séries históricas foram obtidas do Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS) e o período de observação abrange um período máximo de 1931 a 2020. Mais informações relacionadas às séries consideradas podem ser encontradas no APÊNDICE B.

FIGURA 8 – UHES DO SISTEMA INTERLIGADO NACIONAL ANALISADAS



FONTE: O Autor (2022).

As vazões naturais definidas pelo ONS retiram os efeitos advindos da operação de reservatórios. Sua obtenção se inicia com o cálculo de vazões afluentes a partir de balanços hídricos que as relacionam com vazões defluentes, vazões derivadas e variações de volume em um intervalo de tempo. Após determinar as

vazões afluentes, é calculada a vazão incremental, para uma UHE qualquer, através da diferença entre a vazão afluente e a vazão defluente de aproveitamentos a montante, somada às vazões de usos consuntivos, vazões evaporadas e vazões derivadas de outros locais ou fontes. Finalmente, as vazões naturais são determinadas somando-se as vazões naturais a montante com a vazão incremental calculada. Mais detalhes quanto ao cálculo das vazões naturais podem ser encontrados em ONS (2007).

Para definição das séries de máximos anuais, selecionou-se as vazões máximas diárias de cada ano para todos os pontos analisados.

2.1.2 Fluviópolis

Além da investigação nas UHE's, realizou-se um estudo de caso da série temporal do posto fluviométrico de Fluviópolis com o intuito de analisar em maiores detalhes a frequência de cheias em um contexto não estacionário. Isso permitiu avaliar características que não foram abordadas na análise das séries temporais das usinas, como a evolução temporal dos parâmetros através de janelas temporais, a consideração de covariáveis físicas na construção dos modelos não estacionários e a análise de conceitos de período de retorno e risco hidrológico em um contexto não estacionário.

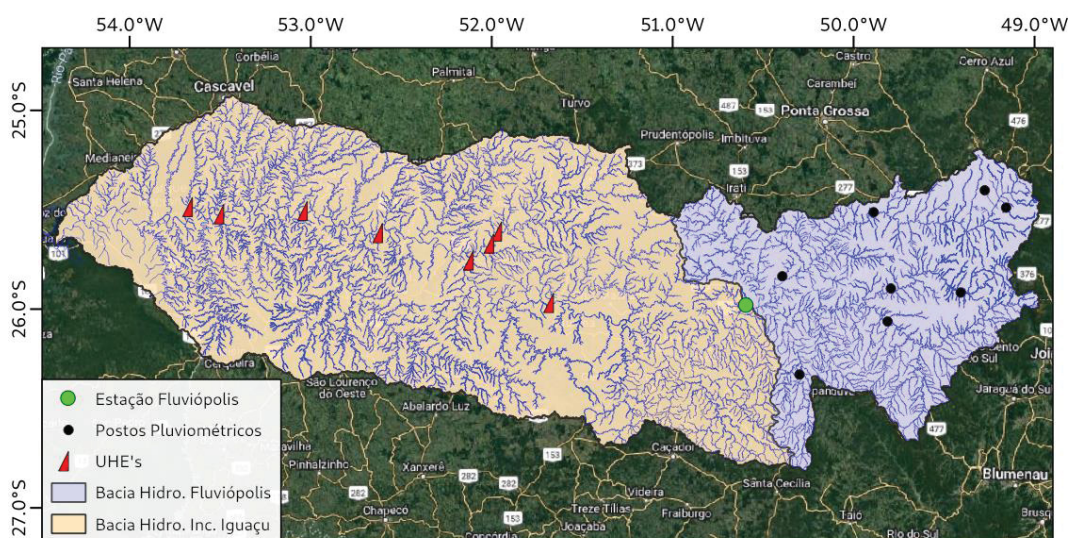
A escolha deste local foi motivada por estar em uma região com indícios de não estacionariedade nos registros de vazões máximas anuais e se localizar a montante de uma série de UHE's em cascata. Adicionalmente, os dados fluviométricos locais possibilitam análise com uma série composta por vazões observadas sem procedimentos de cálculos prévios, diferentemente das séries dispostas pelo ONS.

A série de vazões considerada compreende o período entre 1966 e 2015 e foi obtida através do Hidroweb (ANA, 2022), registrada pela estação de monitoramento com código 65220000, a qual compreende uma área de drenagem de 18584 km². Para analisar covariáveis de sentido físico, foram compiladas séries de chuvas diárias de nove pluviômetros na bacia hidrográfica de Fluviópolis (FIGURA 9), os quais compreendem o mesmo período dos registros fluviométricos. As séries pluviométricas também foram obtidas do Hidroweb, porém para lidar com eventuais falhas e aumentar a confiabilidade dos dados, uma análise de consistência foi feita com séries consultadas do Sistema de Informações Hidrológicas do Instituto Água e Terra (IAT,

2022). Para dias em que falhas foram registradas para as duas fontes de informação, as mesmas foram preenchidas com a média aritmética dos outros pluviômetros considerados.

Após o preenchimento das falhas presentes, realizou-se a espacialização da chuva através de polígonos de Thiessen, permitindo obter a série de precipitação média espacial na bacia de Fluviópolis, a qual foi utilizada para ajustes dos modelos não estacionários. Mais informações referentes aos postos pluviométricos utilizados podem ser encontradas na TABELA 1.

FIGURA 9 – LOCALIZAÇÃO DE FLUVIÓPOLIS E PLUVIÔMETROS CONSIDERADOS



FONTE: O autor (2022).

TABELA 1 – PLUVIÔMETROS UTILIZADOS PARA O ESTUDO DE CASO DE FLUVIÓPOLIS

Nome	Código	Latitude	Longitude	% de falhas	Áreas Thiessen (km ²)
Curitiba	02549006	-25,43	-49,27	2,00%	1343
Fazendinha	02549017	-25,52	-49,15	0,33%	1113
Fluviópolis	02650006	-26,02	-50,59	0,00%	1691
Porto Amazonas	02549001	-25,55	-49,88	0,00%	1744
Rio da Várzea dos Lima	02549003	-25,95	-49,39	0,00%	2960
Rio Negro	02649006	-26,10	-49,80	0,00%	3176
Salto Canoinhas	02650000	-26,37	-50,29	0,24%	2249
São Bento	02549000	-25,93	-49,78	0,17%	1503
São Mateus do Sul	02550001	-25,88	-50,39	0,13%	2805

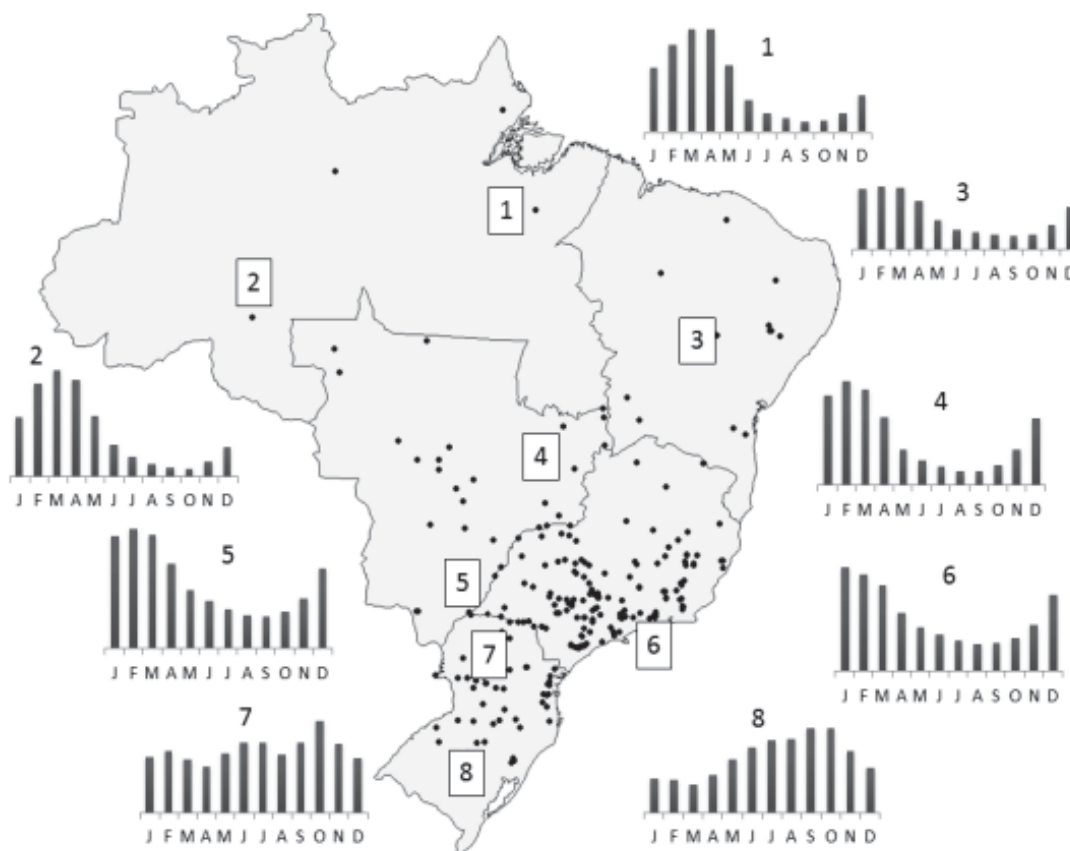
FONTE: O autor (2022).

2.2 DEFINIÇÃO DE ANOS HIDROLÓGICOS

O SIN compreende praticamente toda a extensão territorial brasileira, na qual se observa grande variabilidade climática (ALVARES *et al.*, 2013, apud. DA SILVA, 2021). Por conta desta característica, também se verifica uma grande variabilidade no comportamento hidrológico do país, com regiões apresentando padrões sazonais distintos uma das outras.

Como se pode observar nos histogramas de vazões médias mensais da FIGURA 10, para as usinas localizadas na região Sul percebe-se um padrão diferente do restante do país, com um local sem períodos seco e chuvoso bem definidos, e o outro com vazões maiores durante os meses entre julho e novembro, os quais compreendem o período mais seco nas outras regiões.

FIGURA 10 – PADRÕES SAZONAIS DE VAZÕES MÉDIAS EM DIFERENTES REGIÕES BRASILEIRAS



FONTE: Detzel *et al.* (2014).

Trazendo para o contexto deste trabalho, é constatada uma vazão mensal no mês de dezembro relativamente alta nas áreas 4, 5 e 6 (FIGURA 10), o que pode acarretar a consideração de cheias em dezembro de um ano e em janeiro do ano subsequente, havendo possibilidade da contagem duplicada de um mesmo evento caso sejam considerados anos civis na análise. Além disso, Isensee *et al.* (2021b) alertam que a descon sideração do ano hidrológico pode levar a erros nas estimativas de vazões de projeto. Sendo assim, optou-se por determinar e considerar os anos hidrológicos ao definir as séries de máximos anuais, visando uma contabilização de cheias mais eficaz.

Os anos hidrológicos são definidos com base nas vazões médias mensais e nas médias das vazões máximas mensais, nos quais o início e o fim são baseados nos períodos seco e chuvoso identificados por análises exploratórias e heurísticas, de maneira análoga à realizada por Santos (2012). Entretanto, Santos ainda considerou a ocorrência de cheias anuais ao longo dos meses em sua análise e aplicou testes estatísticos para validar os períodos sazonais determinados, pois o seu objetivo foi a aplicação de distribuições sazonais.

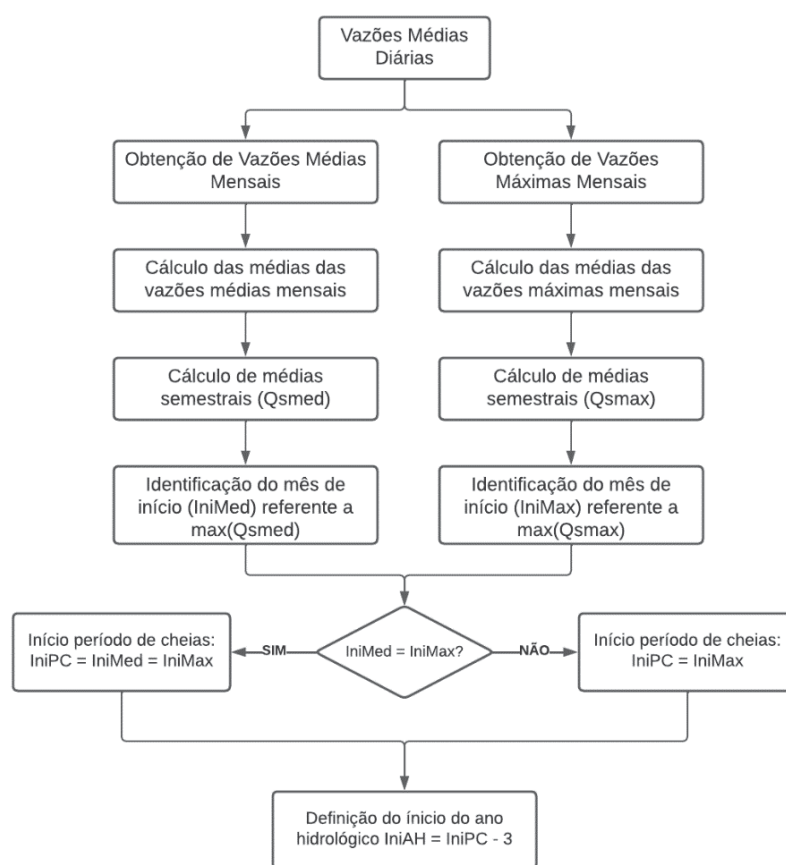
Como a proposta desta dissertação são análises de máximos anuais, julgou-se suficiente utilizar apenas as análises exploratórias e heurísticas. Tais procedimentos são aplicados a todas as usinas consideradas neste trabalho, para depois definir os anos hidrológicos dos quatro subsistemas do SIN.

É importante salientar que Santos (2012) determina o início do ano hidrológico coincidindo com o início do período de maiores vazões, porém neste trabalho realizou-se uma adaptação, com o ano hidrológico iniciando três meses antes do início do semestre com maiores vazões. Tal presunção foi feita a fim de estabelecer o semestre de vazões mais elevadas no centro do período anual, reduzindo assim a probabilidade de consideração de cheias consecutivas no fim de um ano e no começo do ano posterior. Além disso, como um dos objetivos aqui propostos é a definição dos anos hidrológicos para os subsistemas do SIN, se faz necessário realizar uma generalização dos resultados obtidos para cada usina. Sendo assim, se o início coincidissem com o do período de comportamento fluviométrico mais elevado, algumas usinas poderiam ter sua análise prejudicada, com anos hidrológicos terminando em meses com médias elevadas de vazões observadas.

A FIGURA 11 apresenta um fluxograma que ilustra a metodologia aplicada para obtenção dos anos hidrológicos. Como se pode observar, quando os semestres

com as maiores médias semestrais de vazões médias e máximas mensais possuem inícios distintos, leva-se em conta o início referente à análise de máximos, haja vista que este estudo consiste em análises de frequência de cheias. Por fim, após a definição dos anos hidrológicos para cada usina, determina-se a configuração a ser utilizada nos subsistemas com base na maioria observada, ou seja, o ano hidrológico do subsistema é o mais frequente dentre as usinas nele instaladas.

FIGURA 11 – METODOLOGIA PARA DEFINIÇÃO DOS ANOS HIDROLÓGICOS NAS UHES



Fonte: O autor (2022).

2.3 VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE

Para identificar possíveis tendências e um comportamento não estacionário nas séries, aplicou-se o teste não paramétrico de Mann-Kendall (MK) (MANN, 1945; KENDALL, 1975). Segundo Bayazit (2015), o teste de MK é o mais utilizado em análises de tendências hidrológicas. Com ele é possível identificar tendências monotônicas, as quais consistem em alterações graduais ao longo do tempo.

A estrutura do teste de MK se baseia em quantificar sinais de crescimento ou decréscimo em uma série de observações, realizando todas as comparações possíveis entre determinados valores e os seus dados posteriores. O resultado do teste é obtido através do seguinte procedimento (YUE; PILON; CAVADIAS, 2002; DETZEL, 2015), que é iniciado pelo cálculo da estatística S_{MK} dada pelas equações (12 e (13):

$$S_{MK} = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}[z_j - z_i] \quad (12)$$

$$\text{sgn}[z_j - z_i] = \begin{cases} 1, & \text{se } (z_j - z_i) > 0 \\ 0, & \text{se } (z_j - z_i) = 0 \\ -1, & \text{se } (z_j - z_i) < 0 \end{cases} \quad (13)$$

Onde n é o tamanho da amostra e $\text{sgn}[z_j - z_i]$ é a operação que compara as observações. Para amostras com tamanho superior a oito elementos, têm-se que S_{MK} apresenta uma distribuição normal com média $E[S_{MK}] = 0$ e variância determinada por (14):

$$\text{Var}[S_{MK}] = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{m=1}^M t_m(t_m-1)(2t_m+5)}{18} \quad (14)$$

Onde M é o número de grupos empatados e t_m é a quantidade de valores do m -ésimo grupo empatado (NAGHETTINI, 2017).

Finalmente, com a variância é possível determinar a estatística padronizada Z_{MK} através da equação (15):

$$Z_{MK} = f(x) = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}[S_{MK}]}} , & \text{se } S_{MK} > 0 \\ 0, & \text{se } S_{MK} = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}[S_{MK}]}} , & \text{se } S_{MK} < 0 \end{cases} \quad (15)$$

Caso Z_{MK} seja superior ao valor crítico $Z_{1-\alpha/2}$, onde α é o nível de significância considerado, rejeita-se a hipótese nula de estacionariedade, caracterizando presença de tendência na série temporal em análise.

Entretanto, Bayazit (2015) alerta que o teste de Mann-Kendall pode sofrer com séries que apresentam autocorrelação, aumentando a probabilidade de identificar tendências que na verdade são causadas por uma certa dependência dos dados, ou seja, rejeitar a hipótese nula quando na realidade ela é verdadeira. Uma maneira de se eliminar esse efeito da correlação serial é através do procedimento *prewhitening* (PW), proposto por von Storch (1995). Tal procedimento consiste em remover a correlação serial e aplicar o teste estatístico aos resíduos de um modelo autorregressivo de ordem 1, os quais podem ser calculadas pela equação (16):

$$x_t = y_t - \hat{\rho} \cdot y_{t-1} \quad (16)$$

Onde y_t e y_{t-1} são as observações nos instantes de tempo t e $t - 1$ respectivamente, $\hat{\rho}$ é o coeficiente de autocorrelação amostral e x_t são os valores a serem submetidos ao teste de MK.

Yue *et al.* (2002b) investigaram os efeitos da autocorrelação e da presença de tendência nos resultados do teste de MK, observando possíveis impactos após procedimentos de remoção da tendência e PW. Os autores concluíram que a remoção da autocorrelação por PW resulta também na remoção de parte da tendência, podendo subestimar sua significância estatística e magnitude. Sendo assim, com o intuito de se obter uma melhor estimativa da significância da tendência, os autores propuseram o método *trend-free prewhitening* (MK-TFPW), que consiste em remover a tendência da série, realizar o *prewhitening* (PW) e devolver a tendência aos dados para, então, aplicar o teste.

O TFPW se inicia com a definição da inclinação de uma tendência linear (β) através do método de estimação de Sen (SEN, 1968), que consiste em calcular as inclinações entre todos os pares da série e quantificar a mediana destas:

$$\beta = \text{Mediana} \left(\frac{y_j - y_i}{j - i} \right) \forall i < j \quad (17)$$

Onde y_j e y_i são as observações nos anos j e i .

Feito isto, retira-se a tendência β da série:

$$y'_t = y_t - \beta t \quad (18)$$

Com a tendência removida, calcula-se a autocorrelação de ordem 1 ($\hat{\rho}'$) referente aos dados obtidos por (18) e verifica-se a sua significância; caso não seja estatisticamente significativa o MK é aplicado diretamente à série original, caso contrário, ela é removida de maneira análoga à equação (16) obtendo-se x'_t (PETROW; MERZ, 2009; YUE; PILON; PHINNEY, 2003).

A verificação da significância da correlação serial é feita através de um teste bilateral t-Student com a hipótese nula de independência serial, ou seja, a autocorrelação é igual a zero. Portanto, para a rejeição da hipótese nula e continuação do TFPW é necessário que a seguinte condição seja observada:

$$t = \frac{\hat{\rho}'\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-\hat{\rho}'^2}} \quad (19)$$

$$|t| > t_{\alpha/2, (n-2)}$$

Sendo α o nível de significância adotado, n o tamanho da amostra e $n-2$ o número de graus de liberdade. Tomando como exemplo um nível de significância de 5% e um tamanho amostral de 40, o valor crítico $t_{\alpha/2, (n-2)}$ é 2,024 e, portanto, o módulo de t deve ser maior que 2,024 para que os dados sejam considerados como dependentes entre si e com uma autocorrelação estatisticamente significativa, sendo necessária a aplicação de PW.

Finalmente, para séries com autocorrelação significativa, aplica-se o PW para eliminar efeitos de dependência e devolve-se a tendência aos dados:

$$x'_t = y'_t - \hat{\rho}' \cdot y'_{t-1} \quad (20)$$

$$y''_t = x'_t + \beta t \quad (21)$$

A série descrita por y''_t possui uma tendência referente aos dados originais, mas sem efeitos de correlação serial, sendo ela submetida ao teste de MK e permitindo concluir sobre a estacionariedade ou não das séries temporais em análise.

2.4 AJUSTES DAS DISTRIBUIÇÕES

Para realizar as análises de frequência e determinar os quantis e probabilidades de excedência sob a hipótese de estacionariedade, são ajustadas distribuições de Gumbel (GUM) e Log-Normal de 2 parâmetros (LN2), com parâmetros estimados pelo método da máxima verossimilhança (MLE).

A escolha das distribuições de Gumbel e LN2 é justificada pela facilidade de ambas descreverem amostras com assimetria positiva, como é o caso de séries de vazões máximas anuais. Além disso, o fato de possuírem apenas dois parâmetros (posição e escala), resulta em um processo de inferência mais parcimonioso, anulando restrições identificadas em outras distribuições, como a sensibilidade e instabilidade do parâmetro de forma da distribuição GEV (KOSBIERSKA; *et al.*, 2018.). Além disso, o fato de a GEV possuir um domínio limitado acaba dificultando ajustes de múltiplas séries temporais.

A função densidade da distribuição de Gumbel é definida por (22):

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sigma} \exp \left[-\frac{y - \mu}{\sigma} - \exp \left(-\frac{y - \mu}{\sigma} \right) \right] \quad (22)$$

A FAP de uma distribuição de Gumbel pode ser descrita pela seguinte equação (NAGHETTINI; PINTO, 2007):

$$F_Y(y) = \exp \left[-\exp \left(-\frac{y - \mu}{\sigma} \right) \right] \quad (23)$$

Onde σ é o parâmetro de escala e μ o parâmetro de posição. Os momentos estatísticos da distribuição Gumbel são calculados pelas equações presentes no conjunto (24) (NAGHETTINI; PINTO, 2007):

$$\begin{aligned} E[Y] &= \mu + 0,5772\sigma \\ \text{Var}[Y] &= \frac{\pi^2 \sigma^2}{6} \\ \gamma &= 1,1396 \end{aligned} \quad (24)$$

Invertendo-se a FAP, é possível obter a função de quantis de Gumbel (25):

$$\begin{aligned} y(F) &= \mu - \sigma \ln [-\ln (F)] \\ y(F) &= \mu - \sigma \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{Tr} \right) \right] \end{aligned} \quad (25)$$

Sendo F a probabilidade de não excedência e Tr o período de retorno.

Para o caso da LN2, assume-se que os logaritmos naturais de vazões máximas anuais podem ser descritos por uma distribuição normal, sendo a função densidade de probabilidade definida por (NAGHETTINI, 2017):

$$f_Y(y) = \frac{1}{y\sigma_{\ln(Y)}\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln(Y) - \mu_{\ln(Y)}}{\sigma_{\ln(Y)}} \right]^2 \right\} \text{ para } y > 0 \quad (26)$$

As probabilidades acumuladas de LN2 podem ser obtidas a partir da transformação linear:

$$Z = \frac{\ln(Y) - \mu_{\ln(Y)}}{\sigma_{\ln(Y)}} \quad (27)$$

Finalmente, é definida a FAP em função de Z :

$$F_Z(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{z^2}{2} \right) dz \quad (28)$$

Os dois primeiros momentos estatísticos de uma variável descrita por LN2 podem ser calculados por (29) (NAGHETTINI, PINTO, 2007):

$$\begin{aligned} E[Y] &= \mu_Y = \exp \left[\mu_{\ln(Y)} + \frac{\sigma_{\ln(Y)}^2}{2} \right] \\ Var[Y] &= \sigma_Y^2 = \mu_Y^2 [\exp(\sigma_{\ln(Y)}^2) - 1] \end{aligned} \quad (29)$$

2.4.1 Método da máxima verossimilhança

O método da máxima verossimilhança é considerado o método mais eficiente por produzir estimadores de menor variância. Contudo, em amostras reduzidas o seu desempenho pode ser equivalente ou inferior a outros métodos. Seus estimadores

são suficientes, consistentes e assintoticamente sem viés (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Segundo Coles (2001), o método da máxima verossimilhança (MLE) consiste em encontrar o conjunto de parâmetros θ que maximiza a função de verossimilhança $L(\theta)$ denotada por (30). Ou seja, testam-se diferentes modelos até encontrar aquele cujos parâmetros apresentem a maior probabilidade de descrever os dados observados.

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(y_i; \theta) \quad (30)$$

Entretanto, é mais conveniente aplicar a função log-verossimilhança $l(\theta)$ descrita por (31) em vez da função dada por (30). Isso é feito por conta de a função logaritmo ser uma função contínua, monótona e crescente e, portanto, maximizar o logaritmo de uma função é o mesmo que maximizar a própria função (NAGHETTINI, 2017).

$$l(\theta) = \log L(\theta) = \sum_{i=1}^n \log f(y_i; \theta) \quad (31)$$

Para uma amostra com n valores independentes, descrita por uma distribuição Gumbel, a sua função log-verossimilhança é dada pela equação (32).

$$l(\theta) = l(\mu, \sigma) = -n \log \sigma - \frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu) - \sum_{i=1}^n \exp\left(-\frac{y_i - \mu}{\sigma}\right) \quad (32)$$

Portanto, os parâmetros podem finalmente ser obtidos através da resolução do sistema de equações dado pelas primeiras derivadas parciais de (32) em relação aos parâmetros μ e σ .

No caso da LN2, os parâmetros são obtidos a partir das equações presentes em (33).

$$\begin{aligned} \widehat{\mu}_X &= \bar{X} \\ \widehat{\sigma}_X &= \sqrt{\frac{n-1}{n}} s_X \end{aligned} \quad (33)$$

Onde n é o tamanho da amostra, $X = \ln(y)$, \bar{X} é a média amostral e s_X o desvio padrão amostral.

2.4.2 Validação dos ajustes

Para validar os resultados obtidos com as distribuições ajustadas, é aplicado o teste de aderência de Filliben (FILLIBEN, 1975) com o intuito de avaliar se os modelos utilizados são adequados para descrever as séries históricas consideradas no estudo.

Dada uma amostra de dados $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ de uma variável aleatória Y e assumindo a hipótese nula de que essa amostra foi retirada de uma população cuja distribuição de probabilidade é $F_Y(y)$, a estatística do teste PPCC é determinada através do coeficiente de correlação linear r entre os valores ordenados de modo decrescente e os quantis teóricos definidos por $w_m = F_Y^{-1}(1 - q_m)$, sendo q_m probabilidades empíricas denominadas como posições de plotagem que podem ser calculadas por diferentes formulações (STEDINGER *et al.*, 1993).

Neste trabalho, as probabilidades empíricas q_m para as distribuições GUM e LN2 são obtidas através das equações de posição de plotagem de Gringorten, definida pela equação (34), e de Blom, definida pela equação (35), respectivamente, onde m é o índice de ordem e N o tamanho da amostra. Tais posições de plotagem foram escolhidas por conta da fórmula de Gringorten ser otimizada para Gumbel e a fórmula de Blom resultar em quantis normais não enviesados (NAGHETTINI, 2017; STEDINGER *et al.*, 1993).

$$q_m = \frac{m - 0,44}{N + 0,12} \quad (34)$$

$$q_m = \frac{m - 0,375}{N + 0,25} \quad (35)$$

Após definir as probabilidades empíricas q_m e os seus quantis teóricos w_m correspondentes, é possível calcular a estatística do teste através da equação (36).

$$r = \frac{\sum_{m=1}^N (y_m - \bar{y})(w_m - \bar{w})}{\sqrt{\sum_{m=1}^N (y_m - \bar{y})^2 \sum_{m=1}^N (w_m - \bar{w})^2}} \quad (36)$$

O teste de PPCC é unicaudal e, portanto, se o coeficiente de correlação obtido por (36) for inferior aos valores críticos presentes na TABELA 2, ou seja, se $r < r_{crít,\alpha}$, rejeita-se a hipótese nula de que os dados da amostra são descritos por uma distribuição de probabilidades de Gumbel e/ou LN2. O nível de significância α adotado foi 0,05.

TABELA 2 – VALORES CRÍTICOS $r_{crít,0,05}$ PARA AS POSIÇÕES DE PLOTAGEM DE GRINGORTEN E BLOM

Gringorten		Blom	
N	$r_{crít,0,05}$	N	$r_{crít,0,05}$
10	0,9084	10	0,9180
20	0,9390	15	0,9383
30	0,9526	20	0,9503
40	0,9594	30	0,9639
50	0,9646	40	0,9715
60	0,9685	50	0,9764
70	0,9720	60	0,9799
80	0,9747	75	0,9835
100	0,9779	100	0,9870

FONTE: Adaptado de Naghettini (2017) e Stedinger *et al.* (1993).

2.5 MODELOS ADITIVOS GENERALIZADOS PARA POSIÇÃO, ESCALA E FORMA – GAMLSS

Dentre os modelos de regressões univariadas consolidados na literatura, o GLM e o GAM possuem grande destaque. Ambos assumem uma distribuição da família exponencial para uma variável independente y em que a média μ é modelada em função de variáveis explicativas e sua variância depende de um parâmetro de dispersão e sua média. Além disso, em distribuições da família exponencial, a assimetria e curtose são modeladas, geralmente, em função da média e o parâmetro de dispersão. Conseqüentemente, nestes dois modelos, a variância, assimetria e curtose não são modeladas diretamente por variáveis explicativas, mas sim de maneira implícita por sua dependência com a média (RIGBY; STASINOPOULOS, 2005).

Rigby e Stasinopoulos (2005) também comentam sobre modelos generalizados mistos, como o GLMM e o GAMM. Entretanto, os autores afirmam que, apesar de serem mais flexíveis que o GLM e o GAM, os modelos também assumem

uma distribuição da família exponencial e dificilmente permitem modelar parâmetros que não sejam a média em função de variáveis explicativas.

Diante destes fatores, surgiu a classe de modelos aditivos generalizados para posição, escala e forma, ou *Generalized Additive Models for Location, Scale and Shape* (GAMLSS), que permite considerar uma gama maior de distribuições e modelar a variância, assimetria e curtose. Proposto por Rigby e Stasinopoulos (2005), o modelo realiza ajustes das distribuições através de funções paramétricas e/ou suavizadoras não paramétricas aditivas de variáveis explicativas, combinadas ou não com termos de efeitos aleatórios.

Sua aplicação é difundida em diversas áreas de pesquisa e trabalho, inclusive na hidrologia, em que é frequentemente utilizado para análises de frequência de cheias não estacionárias (VILLARINI *et al.*, 2009; YAN *et al.*, 2020; CHEN *et al.*, 2021).

2.5.1 Definição do modelo

O conjunto de parâmetros θ de uma FDP $f(y|\theta)$ é modelado pelo GAMLSS através de termos aditivos. Especificamente, o modelo assume que as $i = 1, 2, \dots, n$ observações de y são condicionalmente independentes em θ^i , com FDP $f(y|\theta^i)$, onde $\theta^{iT} = (\theta_{ik})$ é um vetor de $k = 1, 2, 3$, ou 4 parâmetros relacionados a variáveis explicativas e efeitos aleatórios (RIGBY; STASINOPOULOS, 2005).

Portanto, sejam Y_1, Y_2, \dots, Y_n observações independentes de uma variável resposta com $Y_i \sim D(\mu_i, \sigma_i, \nu_i, \tau_i)$, para $i = 1, 2, \dots, n$, onde D é uma distribuição de um a quatro parâmetros (RIGBY *et al.*, 2020), tem-se:

$$Y \sim D(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\sigma}, \boldsymbol{\nu}, \boldsymbol{\tau}) \quad (37)$$

Onde:

$$\begin{aligned} g_1(\boldsymbol{\mu}) &= \boldsymbol{\eta}_1 = \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + s_{11}(x_{11}) + \dots + s_{1J_1}(x_{1J_1}) \\ g_2(\boldsymbol{\sigma}) &= \boldsymbol{\eta}_2 = \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 + s_{21}(x_{21}) + \dots + s_{2J_2}(x_{2J_2}) \\ g_3(\boldsymbol{\nu}) &= \boldsymbol{\eta}_3 = \mathbf{X}_3\boldsymbol{\beta}_3 + s_{31}(x_{31}) + \dots + s_{3J_3}(x_{3J_3}) \\ g_4(\boldsymbol{\tau}) &= \boldsymbol{\eta}_4 = \mathbf{X}_4\boldsymbol{\beta}_4 + s_{41}(x_{41}) + \dots + s_{4J_4}(x_{4J_4}) \end{aligned} \quad (38)$$

Os vetores $\boldsymbol{\eta}_1$, $\boldsymbol{\eta}_2$, $\boldsymbol{\eta}_3$ e $\boldsymbol{\eta}_4$ são chamados de preditores de $\boldsymbol{\mu}$, $\boldsymbol{\sigma}$, $\boldsymbol{\nu}$ e $\boldsymbol{\tau}$, respectivamente, os quais compõem o vetor de parâmetros $\boldsymbol{\theta}_k$ da distribuição de probabilidade. $g_k(\cdot)$ referem-se a funções monotônicas de ligação para $k = 1, 2, 3, 4$.

X_k representam matrizes de variáveis explicativas que incorporam os termos aditivos lineares do modelo e β_k são os parâmetros lineares a serem estimados. $s_{kJ_k}(x_{kJ_k})$ são funções de suavização, para variáveis explicativas x_{kJ_k} , as quais podem ser as mesmas ou diferentes das consideradas nos termos lineares (X_k) (RIGBY *et al.*, 2020).

A maioria das funções de suavização disponíveis para o GAMLSS podem ser reescritas no formato $s(x) = Z\gamma$, onde Z é a base da matriz que depende das variáveis explicativas x . γ é um vetor de parâmetros a serem estimados, sujeitos a uma penalidade quadrática no formato $\lambda\gamma^T G\gamma$, onde $G = D^T D$ é uma matriz conhecida e o hiperparâmetro λ regula a quantidade necessária de suavização para o ajuste. Rigby *et al.* (2020) chamam essas funções como funções de suavização penalizadas e citam o capítulo 9 de Stasinopoulos *et al.* (2017) para maior detalhamento das mesmas.

Sendo assim, o modelo descrito por (38) pode ser generalizado da seguinte forma:

$$g_k(\theta_k) = \eta_k = X_k \beta_k + \sum_{j=1}^{J_k} Z_{jk} \gamma_{jk} \quad (39)$$

Onde β_k são os parâmetros de efeitos fixos e γ_{jk} são os parâmetros de efeitos aleatórios. Se o modelo compreender tanto efeitos fixos quanto aleatórios ele é considerado não paramétrico e permite modelar relações não lineares, caso existam somente efeitos fixos ele é considerado paramétrico e a relação é linear (RIGBY *et al.*, 2020).

2.5.2 Distribuições de probabilidade

O pacote *gamlss* (STASINOPOULOS; RIGBY, 2007) conta com uma gama extensa distribuições de probabilidades disponíveis para ajustes, as quais podem ser contínuas, discretas e mistas (Tabelas 3.2 a 3.4 de Rigby *et al.*, 2020). Para cada distribuição, diferentes funções de ligação são pré-definidas para cada parâmetro existente.

Nesta dissertação, são utilizadas as distribuições Gumbel reversa, que é equivalente à Gumbel para máximos descrita pelas equações (22) e (23), e log-normal de 2 parâmetros descrita pela equação (26). As funções de ligação serão as pré-estabelecidas para ambas (Tabela 3.2, p. 43 de Rigby *et al.*, 2020), as quais são a

função identidade e logarítmica para os parâmetros de posição e escala da Gumbel, respectivamente, e logarítmica tanto para posição quanto para escala da LN2.

As distribuições não estacionárias ajustadas pelo GAMLSS utilizaram como covariável o ano da observação em questão, a fim de avaliar a evolução temporal das vazões das UHE's.

Além disso, realizou-se um estudo de caso para Fluiopólis, considerando como covariáveis, ou variáveis explicativas, o tempo (t), a precipitação acumulada máxima diária (Pmax), e as precipitações acumuladas em sete (P7), quinze (P15) e trinta dias (P30) anteriores à cheia anual.

Mais informações quanto à definição e formulação dos modelos não estacionários desenvolvidos pode ser encontrado no item 2.5.5.

2.5.3 Ajuste dos modelos

Conforme discutido anteriormente, o GAMLSS pode ser paramétrico, quando são considerados apenas parâmetros de efeitos fixos, ou não-paramétrico, em que são considerados parâmetros de efeitos aleatórios adicionais ajustados por funções de suavização não lineares. Para o primeiro caso, seus parâmetros são ajustados através da função de log-verossimilhança, de maneira análoga à equação (31), porém com o conjunto de parâmetros θ variando para as n observações de y de acordo com a equação (40), o que torna o procedimento de inferência mais complexo. No segundo caso, os parâmetros são estimados pela função log-verossimilhança penalizada definida pela equação (41) (STASINOPOULOS *et al.*, 2017):

$$l(\theta_i) = \sum_{i=1}^n \log f(y_i | \mu_i, \sigma_i, \nu_i, \tau_i) \quad (40)$$

$$l_p = l(\theta) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^4 \sum_{j=1}^{J_k} \gamma_{kj}^T \mathbf{G}_{kj}(\lambda_{kj}) \gamma_{kj} \quad (41)$$

Portanto, a parametrização feita pela equação (40) retorna estimativas dos parâmetros de efeitos fixos (β_k), e o procedimento em (41) retorna estimativas tanto

para os parâmetros de efeitos fixos quanto para os parâmetros de efeitos aleatórios (γ_{kj}) considerando valores fixos de λ_{kj} .

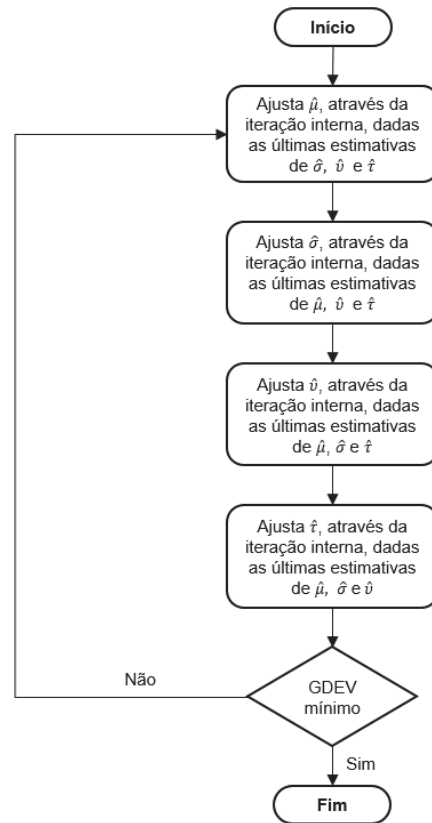
Para maximizar a função log-verossimilhança penalizada (41), Stasinopoulos *et al.* (capítulo 3, 2017) citam dois algoritmos destinados para este fim, o algoritmo RS e o algoritmo CG, cujos nomes fazem referência aos autores que os desenvolveram. Neste livro, os autores avaliam que o algoritmo RS é mais estável e na maioria dos casos mais rápido, sendo a configuração padrão na implementação feita por eles. Logo, para os ajustes feitos nesta dissertação, optou-se por utilizar o algoritmo RS da mesma maneira.

O algoritmo RS é composto por três componentes aninhados. A iteração externa chama repetidamente a iteração interna, que chama o algoritmo modificado de *backfitting* repetidamente até que os três elementos convirjam (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

A iteração externa parte de valores iniciais para os parâmetros $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$, \hat{v} e \hat{t} que podem ser configurados manualmente ou automaticamente com base em definições padrões do pacote *gamlss*. Para este estudo, a escolha dos valores iniciais parte do padrão já definido, porém, caso seja necessário, o conjunto de valores de partida é equivalente aos parâmetros estimados para as distribuições estacionárias. O processo de convergência da otimização é ditado pela minimização do desvio global, ou *Global Deviance* (GDEV), onde $GDEV = -2l$, sendo l a log-verossimilhança calculada no momento. Logo, com a minimização de GDEV tem-se a maximização de l . Na FIGURA 12 pode ser observado um esquema da estruturação da iteração externa do algoritmo RS.

Conforme exposto na FIGURA 12, a iteração interna é utilizada no ajuste de todos os parâmetros da distribuição considerada. Seu procedimento de cálculo é um algoritmo similar ao utilizado para ajustes de GLM's chamado *local scoring algorithm*, cujo objetivo é realizar ajustes ponderados repetidos a uma variável de resposta modificada, utilizando pesos modificados, até atingir o mínimo de GDEV (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

FIGURA 12 – ITERAÇÃO EXTERNA DO ALGORITMO RS



FONTE: Adaptado de Stasinopoulos *et al.* (p. 65, 2017)

Considerando que os parâmetros $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$, \hat{v} e $\hat{\tau}$ correspondem a θ_k para $k = 1, 2, 3$ e 4 , respectivamente. A variável de resposta modificada submetida às iterações para ajustar o parâmetro θ_k é dada por:

$$\mathbf{z}_k = \boldsymbol{\eta}_k + \mathbf{w}_k^{-1} \circ \mathbf{u}_k \quad (42)$$

Onde \mathbf{z}_k , $\boldsymbol{\eta}_k$, \mathbf{w}_k e \mathbf{u}_k são vetores de tamanho n . $\mathbf{w}_k^{-1} \circ \mathbf{u}_k = (w_{k1}^{-1}u_{k1}, w_{k2}^{-1}u_{k2}, \dots, w_{kn}^{-1}u_{kn})^T$, $\boldsymbol{\eta}_k = g_k(\boldsymbol{\theta}_k)$ é o vetor referente ao preditor do k -ésimo parâmetro $\boldsymbol{\theta}_k$, e \mathbf{u}_k corresponde à função escore, que equivale à primeira derivada da log-verossimilhança em relação ao preditor, sendo escrita por (STASINOPOULOS *et al.*, 2017):

$$\mathbf{u}_k = \frac{\partial l}{\partial \boldsymbol{\eta}_k} = \left(\frac{\partial l}{\partial \boldsymbol{\theta}_k} \right) \circ \left(\frac{d\boldsymbol{\theta}_k}{d\boldsymbol{\eta}_k} \right) \quad (43)$$

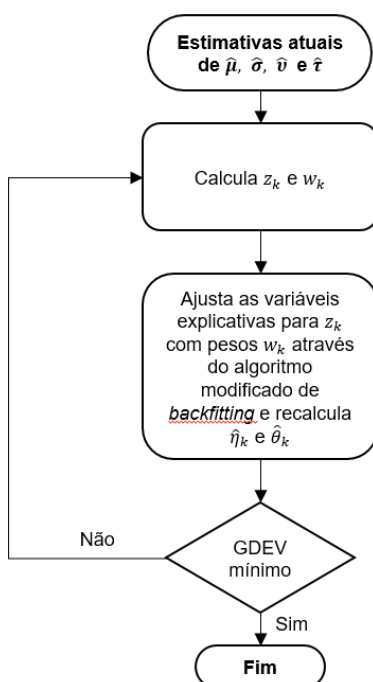
O vetor de pesos iterativos \mathbf{w}_k pode ser calculado através de:

$$\mathbf{w}_k = -\mathbf{f}_k \circ \left(\frac{d\boldsymbol{\theta}_k}{d\boldsymbol{\eta}_k} \right) \circ \left(\frac{d\boldsymbol{\theta}_k}{d\boldsymbol{\eta}_k} \right) \quad (44)$$

f_k pode ser definida de três diferentes maneiras, a depender das informações disponíveis para uma distribuição específica, podendo ser um algoritmo escore de Fisher, um algoritmo escore de Newton-Raphson ou um algoritmo escore quase-Newton (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

A FIGURA 13 descreve o procedimento de calibração durante a iteração interna do algoritmo RS. Como se pode observar, com base nas estimativas atuais de todos os vetores de parâmetros da distribuição de probabilidade, os pesos iterativos (w_k) e a variável de resposta modificada (z_k) para o parâmetro θ_k a ser modelado são recalculados e submetidos a um ajuste ponderado frente todas as variáveis explicativas relacionadas a este parâmetro. Este processo é repetido até que não haja alterações no GDEV. É importante salientar que as estimativas dos outros parâmetros θ_s , onde $s \neq k$, são constantes durante toda a iteração interna para θ_k .

FIGURA 13 – ITERAÇÃO INTERNA DO ALGORITMO RS

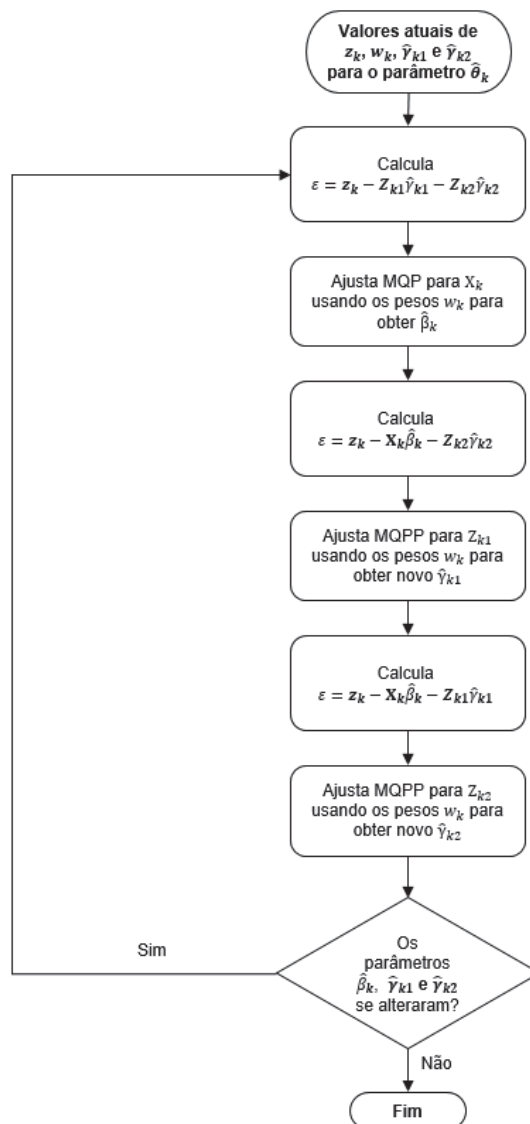


FONTE: Adaptado de Stasinopoulos *et al.* (p. 67, 2017).

Como visto na FIGURA 13, o algoritmo modificado de *backfitting* é aplicado durante a iteração interna do RS. É ele que permite estimar os parâmetros $\hat{\beta}$'s e $\hat{\gamma}$'s do modelo.

Stasinopoulos *et al.* (2017) ilustram um exemplo de como um algoritmo modificado de *backfitting* funciona (FIGURA 14). O procedimento tem como objetivo ajustar variáveis explicativas e suavizadores para z_k , utilizando os pesos w_k , a fim de obter uma estimativa do parâmetro θ_k . No exemplo, os autores consideram X_k como a matriz modelo, que depende das variáveis explicativas consideradas, do componente linear, que possui coeficientes β_k . Além disso, são adotados dois suavizadores com conjuntos de parâmetros γ_{k1} e γ_{k2} com bases Z_{k1} e Z_{k1} , respectivamente.

FIGURA 14 – ALGORITMO MODIFICADO DE BACKFITTING DO ALGORITMO RS



FONTE: Adaptado de Stasinopoulos *et al.* (p. 69, 2017).

Para pesos iterativos w_k , variável modificada z_k e as estimativas iniciais ou anteriores dos coeficientes de γ_{k1} e γ_{k2} , calculam-se resíduos parciais (ε) para os parâmetros β_k e submete-se um algoritmo de mínimos quadrados ponderados (MQP) aos resíduos para definição de uma nova estimativa para $\hat{\beta}_k$. Feito isto, são determinados os resíduos parciais em relação à γ_{k1} , nos quais aplica-se um algoritmo de mínimos quadrados ponderados penalizados (MQPP) e estima-se um novo γ_{k1} . Finalmente, obtém-se os resíduos parciais referentes ao outro suavizador γ_{k2} e, de maneira análoga ao feito para o primeiro suavizador, uma nova estimativa $\hat{\gamma}_{k2}$ é calculada utilizando MQPP. Este procedimento se repete até que β_k , γ_{k1} e γ_{k2} não se alterem (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

O algoritmo RS discutido nos parágrafos anteriores e elucidado nas FIGURAS 12 a 14, estima β e γ com base em valores fixados dos hiperparâmetros λ . De acordo com Stasinopoulos *et al.* (2017), é preferível que λ sejam estimados automaticamente, os quais podem ser definidos globalmente, modelando-os externamente ao algoritmo RS, e localmente, modelando-os através das iterações do algoritmo modificado de *backfitting* do algoritmo RS. Os autores afirmam que a estimação local é mais rápida e frequentemente apresenta resultados semelhantes aos métodos globais. Alguns métodos globais e locais para esse fim podem ser encontrados na tabela 3.1 desta mesma referência.

Voltando para o modelo em (39), assume-se que os seus parâmetros de efeitos aleatórios γ_{kj} 's são independentes entre si, cada um com distribuição $\gamma_{kj} \sim \mathcal{N}\left(0, [\mathbf{G}_{kj}(\lambda_{kj})]^{-1}\right)$, onde $[\mathbf{G}_{kj}(\lambda_{kj})]^{-1}$ é o inverso de uma matriz simétrica $\mathbf{q}_{jk} \times \mathbf{q}_{kj}$ $\mathbf{G}_{kj}(\lambda_{kj})$, a qual pode depender de um vetor de hiperparâmetros. Se $\mathbf{G}_{kj}(\lambda_{kj})$ for singular, então entende-se que γ_{kj} possui uma função densidade imprópria proporcional a $\exp\left(-\frac{1}{2}\boldsymbol{\gamma}^T \mathbf{G}_{kj}(\lambda_{kj})\boldsymbol{\gamma}\right)$. Um caso especial deste comportamento é dado quando $\mathbf{G}_{kj}(\lambda_{kj}) = \lambda_{kj}\mathbf{G}_{kj}$ e \mathbf{G}_{kj} é uma matriz conhecida para todos os k e j (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

Para estimação local dos hiperparâmetros λ_{kj} , assume-se que o modelo GAMLSS apresenta a condição especial discorrida no parágrafo anterior e que durante a estimação de γ_{kj} no algoritmo modificado de *backfitting* os resíduos parciais ε_{kj} se comportam como uma variável aleatória normalmente distribuída.

Um dos métodos locais a serem aplicados para estimação de λ é o da máxima verossimilhança, no qual aplica-se um modelo interno de efeitos aleatórios com base em informações da iteração atual do modelo modificado de *backfitting*, durante a etapa de ajuste de γ . A estrutura desse modelo assume o seguinte formato:

$$\begin{aligned}\varepsilon &= \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{e}; \\ \mathbf{e} &\sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma_e^2 \mathbf{W}^{-1}); \\ \boldsymbol{\gamma} &\sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma_b^2 \mathbf{G}^{-1})\end{aligned}\quad (45)$$

Onde ε são os resíduos parciais da atual iteração no *backfitting*, \mathbf{Z} é a base para suavizar a atual variável explicativa, $\mathbf{W} = \text{diag}(w)$ é uma matriz diagonal com pesos iterativos w , e \mathbf{G} é uma matriz conhecida definida a partir do método de suavização utilizado (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

O modelo de (45) possui três variáveis desconhecidas a serem determinadas, que são σ_e^2 , σ_b^2 e γ . O parâmetro λ para suavização da variável exploratória x é dado pela relação entre as variâncias desconhecidas, ou seja, $\lambda = \sigma_e^2 / \sigma_b^2$. Para estimar as variáveis desconhecidas, Stasinopoulos *et al.* (2017) apresentam um método composto por três etapas.

A primeira etapa consiste em, utilizando o atual $\hat{\lambda}$, estimar γ através de MQP:

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{W} \mathbf{Z} + \hat{\lambda} \mathbf{G})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{W} \boldsymbol{\varepsilon} \quad (46)$$

Feito isto, calculam-se:

$$\begin{aligned}\hat{\boldsymbol{\varepsilon}} &= \mathbf{Z} \hat{\boldsymbol{\gamma}} \\ \hat{\sigma}_e^2 &= (\boldsymbol{\varepsilon} - \hat{\boldsymbol{\varepsilon}})^T (\boldsymbol{\varepsilon} - \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}) / (n - \text{tr}(\mathbf{S})) \\ \hat{\sigma}_b^2 &= \hat{\boldsymbol{\gamma}}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}} / \text{tr}(\mathbf{S}) \\ \hat{\lambda} &= \hat{\sigma}_e^2 / \hat{\sigma}_b^2\end{aligned}\quad (47)$$

Onde $\mathbf{S} = \mathbf{Z}(\mathbf{Z}^T \mathbf{W} \mathbf{Z} + \hat{\lambda} \mathbf{G})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{W}$ é a matriz de suavização e $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}} = \mathbf{S} \boldsymbol{\varepsilon}$.

Finalmente, verifica-se se houve alterações em $\hat{\lambda}$, caso sim repete-se o procedimento de (46) e (47), caso contrário o procedimento é finalizado.

Conforme a definição geral do GAMLSS, são levados em conta componentes lineares e não lineares. Para construir relações não lineares entre as variáveis explicativas e a variável de resposta são utilizadas funções de suavização, ou *smoothing functions*. Desta forma, dentro da estrutura implementada para o GAMLSS, as funções de suavização podem ser classificadas de diferentes maneiras, podendo

ser univariadas ou multivariadas, e com penalizações quadráticas ou não (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

No contexto da implementação do GAMLSS, as funções de suavização penalizadas são as mais importantes para este fim, por conta de sua flexibilidade e aplicabilidade em diferentes problemas. A obtenção delas pode ser feita através de uma minimização de mínimos quadrados com uma penalidade quadrática em seus parâmetros.

Sejam \mathbf{Z} uma base $n \times p$, $\boldsymbol{\gamma}$ um vetor de parâmetros $p \times 1$, \mathbf{W} uma matriz diagonal de pesos $n \times n$, \mathbf{G} uma matriz de penalidade $n \times n$, λ um parâmetro de suavização e y a variável de resposta. Os suavizadores penalizados são determinados a partir da minimização de Q em relação à $\boldsymbol{\gamma}$, descrita pela equação (48), cuja solução é dada em (49) (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

$$Q = (y - \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma})^T \mathbf{W}(y - \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma}) + \lambda \boldsymbol{\gamma}^T \mathbf{G}\boldsymbol{\gamma} \quad (48)$$

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{W} \mathbf{Z} + \lambda \mathbf{G})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{W} y \quad (49)$$

Sendo assim, os valores ajustados para y são dados por:

$$\begin{aligned} \hat{y} &= \mathbf{Z}(\mathbf{Z}^T \mathbf{W} \mathbf{Z} + \lambda \mathbf{G})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{W} y \\ \hat{y} &= \mathbf{S} y \end{aligned} \quad (50)$$

Onde \mathbf{S} é a matriz de suavização. Além de influenciar a estimativa da variável de resposta \hat{y} , a matriz de suavização permite determinar os graus de liberdade efetivos do suavizador através do seu traço $tr(\mathbf{S})$.

A matriz de penalidade \mathbf{G} equivale a $\mathbf{D}_k^T \mathbf{D}_k$, sendo \mathbf{D}_k uma matriz diferença $(p - k) \times p$ de ordem k (lembrando que p é relacionado à quantidade de parâmetros $\boldsymbol{\gamma}$).

Dentre as funções de suavização disponíveis para construção dos modelos GAMLSS, destacam-se as funções baseadas em *splines* penalizadas e *splines* cúbicas. Após experimentos prévios observou-se problemas de convergência ao se utilizar as *splines* penalizadas. Por outro lado, as *splines* cúbicas se mostraram mais interessantes, sem grandes problemas durante o procedimento de parametrização.

Sendo assim, para modelos GAMLSS com termos aditivos não lineares, optou-se por considerar funções de suavização com *splines* cúbicas.

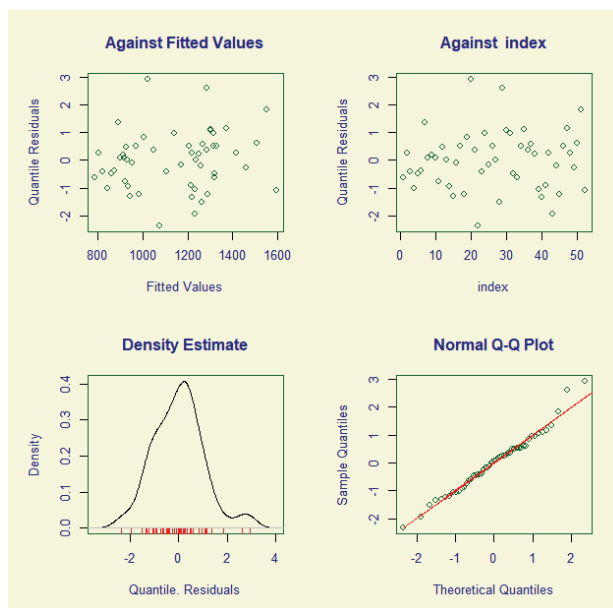
2.5.4 Qualidade e seleção do modelo

As distribuições estacionárias têm seu ajuste avaliado através do teste de aderência de PPCC (sub-capítulo 2.4.2). No caso dos modelos não estacionários, a qualidade pode ser avaliada através de análises relacionadas aos resíduos normalizados do modelo ajustado. Stasinopoulos *et al.* (2017) apresentam gráficos gerados a partir de um determinado modelo, que permitem avaliar o quão satisfatório o ajuste realizado está.

A FIGURA 15 mostra um exemplo destes gráficos para a estação fluviométrica de Fluiopólis. Neste caso, o modelo GAMLSS foi ajustado com uma distribuição GUM e *splines* cúbicas de suavização, considerando o tempo como covariável para descrever o parâmetro de posição. Como se pode observar, são gerados quatro gráficos distintos. O primeiro deles (esquerda superior) busca analisar a variabilidade dos resíduos com base na magnitude dos valores ajustados, permitindo identificar se os resíduos apresentam ou não a condição de homocedasticidade. O segundo (direita superior) verifica se os resíduos são independentes os plotando com base no índice de cada observação considerada. O terceiro (esquerda inferior) plota a estimativa de densidade kernel dos resíduos normalizados, a fim de verificar a condição de normalidade dos mesmos. Por fim, é gerado um QQ-plot (direita inferior) que compara os valores da amostra e valores teóricos.

Em geral, o exemplo da FIGURA 15 apresenta um bom ajuste, haja vista que não se observa heteroscedasticidade nem dependência dos resíduos, assim como o QQ-plot é satisfatório, com exceção dos dois maiores valores da amostra. Quanto à normalidade, os resíduos também respeitam essa condição para quase toda a amostra.

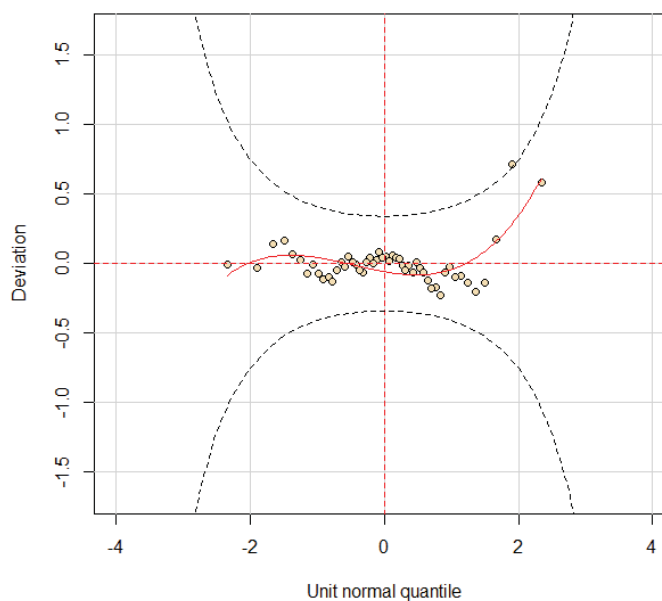
FIGURA 15 – EXEMPLO DE GRÁFICOS DOS RESÍDUOS DE UM MODELO GAMLSS



FONTE: O autor (2022).

Outra análise interessante que pode ser feita é através dos chamados gráficos de minhoca, ou *wormplots*, que consistem em um QQ-plot sem tendência e flexibiliza a conclusão, variando os desvios máximos a depender se a observação em questão se encontra mais ao centro ou aos extremos da distribuição. A FIGURA 16 elucida o *wormplot* para o mesmo modelo dos gráficos apresentados na FIGURA 15. Olhando para o exemplo, quanto mais próximos os pontos (observações) estiverem da linha horizontal vermelha, melhor é o ajuste. As duas curvas elípticas pontilhadas sustentam a conclusão de adequação do modelo e, portanto, se o modelo for adequado é esperado que 95% dos pontos estejam entre estas curvas, caso contrário o modelo é considerado inadequado para descrever a variável de resposta em questão. Por fim, a curva cúbica ajustada aos pontos permite avaliar algumas características específicas do modelo referentes aos momentos estatísticos da distribuição ajustada (STASINOPOULOS *et al.*, 2017).

FIGURA 16 – EXEMPLO DE WORMPLOT DE UM MODELO GAMLSS



FONTE: O autor (2022).

Sendo assim, para o modelo ajustado para Fluviopólis ilustrado na FIGURA 16, pode-se dizer que o ajuste é adequado, uma vez que apenas um quantil ficou fora da região aceitável entre as curvas elípticas. Contudo, o comportamento da curva para os maiores quantis (lado direito) pode representar parâmetros de posição e escala subestimados para descrever esta faixa de valores (para mais informações quanto a subestimação ou superestimação de parâmetros, consultar tabela 12.1 de Stasinopoulos *et al.*, 2017).

Apesar dos gráficos apresentados na FIGURA 15 e FIGURA 16 se mostrarem bons indicadores da qualidade dos ajustes, a análise de comparação com base neles pode se tornar subjetiva ao se considerar múltiplos modelos. Portanto, é necessário adotar um critério mais objetivo para selecionar o modelo que melhor descreve as séries temporais estudadas.

Um método apropriado para realizar este tipo de comparação é o critério de informação Akaike generalizado, ou *Generalized Akaike Information Criterion* (GAIC), que depende do desvio global (GDEV), da quantidade de graus de liberdade (df) e um grau de penalização (k):

$$GAIC(k) = GDEV + k * df \quad (51)$$

Duas variações de GAIC consolidadas na literatura, inclusive na área de recursos hídricos, é o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC), cujos valores de k são iguais a 2 e $\log n$, respectivamente. Logo, o AIC é mais brando e o BIC é mais conservador. Conseqüentemente, modelos escolhidos pelo AIC costumam apresentar níveis altos de complexidade e uma tendência de *overfitting* e parâmetro instáveis, enquanto modelos selecionados pelo BIC geralmente são muito simples e possuem parâmetros enviesados. Portanto, uma forma de lidar com este problema é adotando um valor intermediário para k , em que se recomenda a utilização de valores entre 2,5 e 4 (RIBGY *et al.*, 2020).

A fim de avaliar diferentes penalizações para o cálculo de GAIC, realizou-se uma análise de sensibilidade com valores de k iguais a 2,5, 3, 3,5 e 4, além de 2 e $\log n$ correspondentes a AIC e BIC, respectivamente. Durante as simulações algumas dificuldades foram notadas, com os resultados apresentando uma alta variabilidade e considerável complexidade para definir padrões de qualidade, com base nas diferentes penalizações. Sendo assim, optou-se por adotar o AIC como critério de seleção entre os modelos ajustados, conforme realizado por outros estudos na literatura (YAN *et al.*, 2019; HESARKAZAZI *et al.*, 2021). Além disso, a escolha do melhor modelo é validada após avaliação dos *wormplots* referentes aos ajustes desenvolvidos (FIGURA 16).

2.5.5 Estruturação e formulação dos modelos

Conforme discorrido nos subcapítulos anteriores, o GAMLSS pode modelar tanto relações lineares quanto não lineares. A princípio, modelos que consideram comportamentos não lineares podem apresentar maior flexibilidade para descrever a variável de resposta, entretanto, sua complexidade também aumenta.

Na literatura, a metodologia vem sendo amplamente utilizada no âmbito de frequência de cheias, porém as funções intrínsecas ao modelo são variáveis e não há um consenso sobre qual a melhor estrutura a ser utilizada. Villarini *et al.* (2009a) definem os parâmetros através de funções lineares dependentes do tempo. Chen *et al.* (2021) definem os parâmetros das distribuições através de funções com *splines* cúbicas que modelam o comportamento entre a variável de resposta e um conjunto de variáveis explicativas, as quais são consideradas separadamente ou não para cada modelo. Yan *et al.* (2019) comparam diversas combinações com diferentes

distribuições, covariáveis e funções de parametrização com o objetivo de identificar qual a melhor alternativa em termos de AIC.

A fim de identificar a aplicabilidade do GAMLSS para análises de frequência de cheias em UHE's do SIN, optou-se por ajustar diferentes formulações, comparando-os através do AIC. Identificou-se aqueles mais frequentes dentre os empreendimentos analisados e os impactos na estimação dos quantis de projeto a partir dos modelos selecionados.

As denominações associadas aos diferentes modelos são apresentadas na TABELA 3, onde $L(.)$ refere-se a funções lineares, $S(.)$ refere-se a funções suavizadoras baseadas em *splines* cúbicas, e $const(.)$ refere-se a parâmetros constantes. No total, foram doze variações do GAMLSS analisadas em termos de AIC, sendo seis com a distribuição GUM e seis com a distribuição LN2.

TABELA 3 – VARIAÇÕES DO GAMLSS ANALISADAS

Modelo	Estrutura
M1-GUM	$L(\mu); const(\sigma)$
M2-GUM	$S(\mu); const(\sigma)$
M3-GUM	$L(\mu); L(\sigma)$
M4-GUM	$S(\mu); S(\sigma)$
M5-GUM	$L(\mu); S(\sigma)$
M6-GUM	$S(\mu); L(\sigma)$
M1-LN2	$L(\mu); const(\sigma)$
M2-LN2	$S(\mu); const(\sigma)$
M3-LN2	$L(\mu); L(\sigma)$
M4-LN2	$S(\mu); S(\sigma)$
M5-LN2	$L(\mu); S(\sigma)$
M6-LN2	$S(\mu); L(\sigma)$

FONTE: O autor (2022).

2.6 CÁLCULO E COMPARAÇÃO DOS QUANTIS DE PROJETO

Conforme discorrido anteriormente, em um contexto estacionário os parâmetros de uma distribuição de probabilidades são constantes no tempo. Portanto, sob estas condições determina-se apenas um valor para diferentes períodos de retorno através das funções inversas das FAP's das distribuições GUM e LN2.

Em contrapartida, sob condições não estacionárias, os modelos possuem parâmetros para cada observação considerada e, sendo assim, é possível definir um valor para cada uma delas. Para calcular os quantis neste caso, considerou-se o conceito de níveis de retorno efetivos (CHENG *et al.*, 2014), os quais são obtidos mantendo-se a probabilidade de excedência anual associada um determinado período de retorno constante. Portanto, para um período de retorno de 100 anos, por exemplo, a probabilidade de excedência anual é 0,01 e, sendo assim, o nível de retorno de 100 anos dos modelos não estacionários em um determinado momento é dado pelo valor cuja probabilidade de excedência anual é 0,01 com os correspondentes parâmetros estimados.

Os períodos de retorno considerados foram 50, 100, 1000 e 10000 anos, e para comparar os resultados de ambas as abordagens, calcularam-se quantis de projeto padronizados (WILCOX *et al.*, 2018), que são dados pela relação entre o quantil não estacionário dividido sobre o quantil estacionário.

Para analisar o risco associado a estruturas construídas, assumiu-se que a vazão de projeto do empreendimento é dada pelo ajuste estacionário, com base na recomendação dos órgãos competentes no Brasil. Optou-se por tal escolha pois dificilmente se tem acesso a qual distribuição e metodologia foi utilizada para definir as vazões de projeto reais. Desta maneira, o risco das usinas é analisado com base nos quantis padronizados, calculando-os com base nas médias das vazões não estacionárias e na evolução temporal destas. Portanto, quantis padronizados abaixo de 1 indicam um cenário de segurança e acima de 1 cenário de alerta.

3 RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados os resultados obtidos na dissertação. Iniciando pela definição dos anos hidrológicos dos subsistemas do SIN, que serviram de suporte para definição das amostras de vazões máximas anuais. Depois, são elucidados os valores obtidos com o teste de MK considerando tanto anos civis quanto anos hidrológicos, o que possibilita visualizar as regiões do Brasil com tendências crescentes e decrescentes e o impacto de considerar anos hidrológicos neste tipo de análise. Feito isto, discutem-se os ajustes estacionários e não estacionários para os empreendimentos com indícios não estacionários. Com os ajustes finalizados, discorre-se sobre a comparação dos quantis estacionários e a aplicabilidade do GAMLSS para as UHE's do SIN. Finalmente, apresenta-se o estudo de caso realizado em Fluvíópolis.

3.1 DEFINIÇÃO DO ANO HIDROLÓGICO

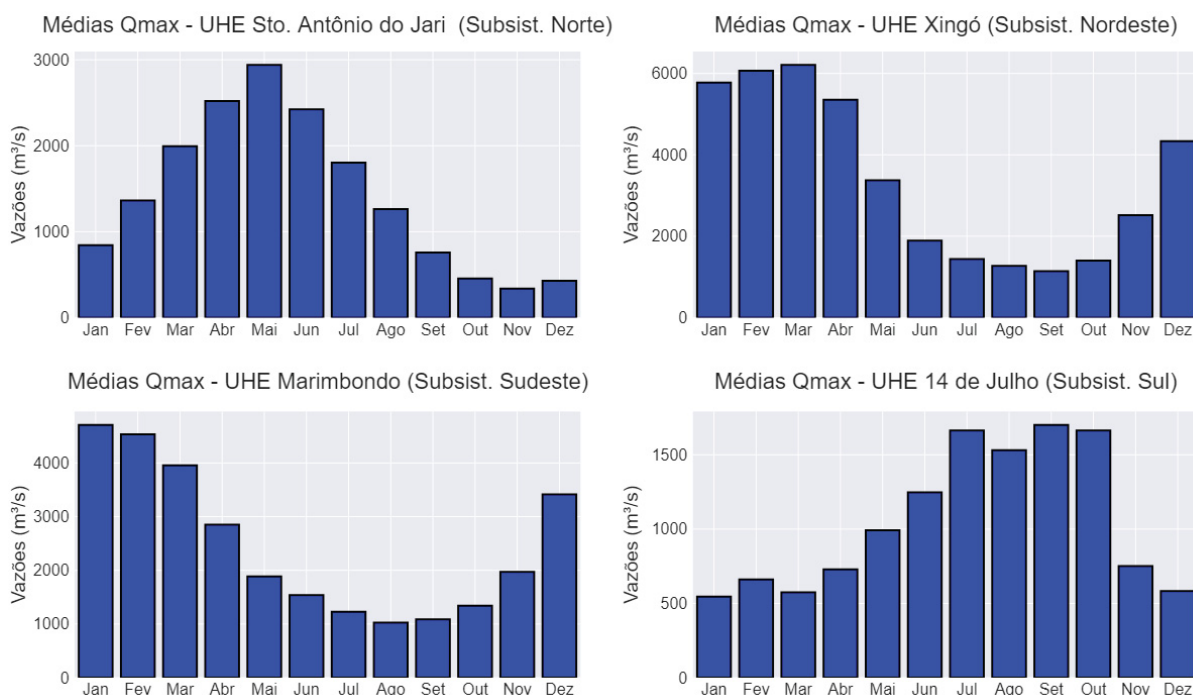
Para definição do ano hidrológico das UHE's isoladas, utilizou-se o procedimento presente na FIGURA 11. A fim de verificar os resultados e fornecer suporte para análises exploratórias, plotou-se histogramas com médias de vazões médias e máximas mensais. Em geral, os gráficos desenvolvidos com vazões médias são coerentes com os histogramas apresentados por Detzel *et al.* (2014) para as oito regiões elucidadas na FIGURA 10.

As vazões máximas se mostraram semelhantes ao comportamento observado com as vazões médias. Contudo, percebeu-se que em 73 das 142 (51%) das UHE's estudadas o semestre úmido não é o mesmo para as vazões máximas e médias, com a análise feita com vazões máximas retornando um semestre com início, geralmente, um mês antes do definido com vazões médias. Estas discrepâncias são predominantes nos empreendimentos localizados nos subsistemas Sul e Sudeste, indicando, para estes locais, maior probabilidade de ocorrência de cheias, ou de cheias mais intensas, em momentos de transição entre estações seca e úmida do que no caso inverso. No subsistema Norte apenas duas de nove usinas apresentaram diferença entre os períodos de cheias obtidos com vazões máximas e médias, e no subsistema Nordeste nenhum empreendimento foi evidenciado com essa condição, o que também pode indicar um padrão espacial e/ou regional deste comportamento.

Enfim, quando esta discrepância entre as duas análises foi observada, concluiu-se sobre o semestre úmido com base nas vazões máximas, haja vista que este estudo visa a análise de cheias. A FIGURA 17 traz alguns exemplos de gráficos desenvolvidos para definição dos anos hidrológicos em quatro UHE's localizadas nos quatro diferentes subsistemas do SIN.

Como é possível observar, a UHE de Santo Antônio do Jari localizada no subsistema Norte apresenta um regime de maiores vazões durante os meses entre fevereiro em julho, enquanto para a UHE Xingó no subsistema Nordeste, o semestre úmido compreende o período entre dezembro e maio. Já para a UHE Marimbondo no Sudeste percebe-se que o semestre de cheias vai de novembro a abril. Em contrapartida, a UHE de 14 de Julho no subsistema Sul, apresenta vazões mais elevadas no período entre maio e outubro, meses nos quais as vazões são menores nas UHE's do Nordeste e Sudeste. Tais evidências corroboram com o exposto por outros estudos (DETZEL *et al.*, 2014; BARTIKO *et al.*, 2019), observando-se nítida variabilidade no comportamento fluviométrico para diferentes regiões no país (ver FIGURA 18).

FIGURA 17 – HISTOGRAMAS DAS MÉDIAS DE VAZÕES MÁXIMAS MENSAIS (ANO CIVIL)



FONTE: O Autor (2022).

Adicionalmente, vale destacar que nas UHE's Xingó e Marimbondo (FIGURA 17) se observa médias de vazões máximas mensais elevadas nos meses de dezembro e janeiro, e, no contexto deste trabalho, tal condição pode acarretar na consideração de um mesmo episódio de cheia em dois anos consecutivos. Sendo assim, tal situação é a principal justificativa de se definir anos hidrológicos, tendo como objetivo identificar o impacto de considerá-los nas análises referentes à identificação de tendências.

Utilizando a metodologia presente na FIGURA 11 e realizando análises exploratórias com base em gráficos semelhantes aos da FIGURA 17, determinou-se os anos hidrológicos para cada uma das 142 usinas analisadas.



FONTE: O autor (2022).

De acordo com a FIGURA 18, é possível identificar alguns padrões nos quatro subsistemas que compõem o SIN. Nos empreendimentos instalados na região Sul, percebe-se a predominância de anos hidrológicos com início em fevereiro e término em janeiro. Considerando o subsistema Sudeste, há uma maior variabilidade no início dos anos hidrológicos, com quatro configurações distintas, mas a maioria com início

em agosto e final em julho. No Nordeste, quatro das seis usinas apresentaram um ano hidrológico indo de setembro a agosto. Por fim, as UHE's do subsistema Norte apresentaram um maior equilíbrio em relação às outras regiões, com três configurações diferentes e nenhuma delas com uma frequência muito superior às outras, contudo o ano hidrológico começando em novembro e finalizando em outubro foi determinado em cinco de nove usinas. Os semestres com maiores vazões e os anos hidrológicos definidos para cada UHE podem ser encontrados no APÊNDICE C. O resumo dos resultados com a quantidade de cada configuração obtida nos subsistemas pode ser encontrado na TABELA 4.

TABELA 4 – ANOS HIDROLÓGICOS POR SUBSISTEMA

	Fev-Jan	Mar-Fev	Jul-Jun	Ago-Jul	Set-Ago	Out-Set	Nov-Out
Norte	0	0	0	0	2	2	5
Nordeste	0	0	0	2	4	0	0
Sudeste	0	0	5	65	24	2	0
Sul	28	2	1	0	0	0	0

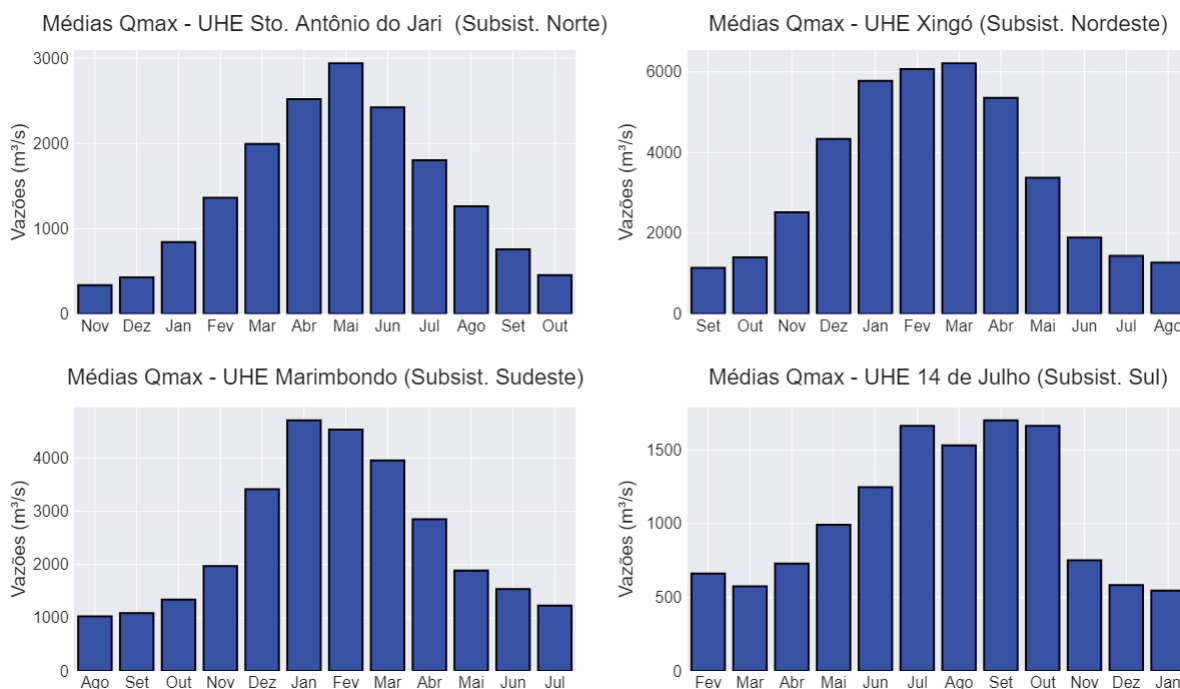
FONTE: O autor (2022).

Sendo assim, os anos hidrológicos definidos para cada subsistema são:

- De novembro a outubro no subsistema Norte;
- De setembro a agosto no subsistema Nordeste;
- De agosto a julho no subsistema Sudeste;
- De fevereiro a janeiro no subsistema Sul.

Após a definição dos anos hidrológicos, plotou-se histogramas com as médias das vazões máximas mensais com os resultados. A FIGURA 19 contém os histogramas em anos hidrológicos para as mesmas usinas abordadas na FIGURA 17. Como se pode perceber, a metodologia utilizada permite centralizar os meses com incidência de maiores vazões durante o ano, o que pode reduzir a possibilidade de se considerar uma mesma cheia, para dois anos consecutivos, em locais cujos meses de janeiro e dezembro são caracterizados com um regime de vazões elevadas, como é o caso das UHE's Xingó e Marimbondo.

FIGURA 19 - HISTOGRAMAS DAS MÉDIAS DE VAZÕES MÁXIMAS MENSAIS (ANO HIDROLÓGICO)



FONTE: O autor (2022).

Enfim, é importante ressaltar que a definição de anos hidrológicos é uma tarefa complexa e que depende de diversos fatores hidrometeorológicos e geológicos/geográficos. A metodologia aplicada nessa dissertação e os resultados obtidos aqui são indicados para realizar estudos de máximos anuais, haja vista que os procedimentos aplicados levaram em conta apenas registros fluviométricos e com maior peso para vazões máximas em detrimento às vazões médias.

De qualquer maneira, as amostras determinadas a partir dos anos hidrológicos apresentaram resultados satisfatórios em geral. Apenas três empreendimentos (UHE's Gov. Parigot de Souza, Mauá e Salto Pilão), todos localizados no subsistema Sul, indicaram dificuldades, com vazões médias altas no início e/ou fim dos anos hidrológicos estabelecidos. Tal fenômeno pode ser explicado pelo próprio comportamento fluviométrico da região, onde não há estações sazonais bem definidas como nos outros subsistemas. Além disso, a generalização do ano hidrológico para todo o subsistema acaba, inevitavelmente, afetando a amostragem nessas três usinas. Destas, a principal afetada é a Gov. Parigot de Souza, cujo ano hidrológico local foi definido entre julho e junho, sendo praticamente o inverso do estabelecido para o subsistema Sul. Logo, para estudos relacionados a estes três

empreendimentos em específico, recomenda-se a utilização de anos hidrológicos definidos localmente.

Também é importante salientar que alguns empreendimentos, apesar de graficamente estarem coerentes, resultaram em amostras com maiores autocorrelações quando considerado o ano hidrológico do que com o ano civil, o que demanda atenção para possíveis investigações no futuro, a fim de identificar as possíveis causas deste aumento na autocorrelação. Tal fenômeno foi observado em 52 das 142 UHE's analisadas, o que equivale a uma parcela considerável de 36,6% das séries. Destas 52, a grande maioria está instalada nos subsistemas Sul e Sudeste, com 16 no primeiro e 33 no segundo, o que mostra possível padrão regional do problema, indicando dificuldade na definição do ano hidrológico, principalmente para a região Sul, onde há não estações sazonais bem estabelecidas e mais da metade das UHE's analisadas do subsistema apresentaram este problema.

Contudo, em apenas duas UHE's constatou-se uma autocorrelação significativa com amostragem por anos hidrológicos quando a mesma não existia sob a consideração de anos civis. Estas foram as UHE's Itumbiara e Cachoeira Dourada, ambas instaladas no subsistema Sudeste, e, apesar desta característica, a análise exploratória indicou bons resultados, com o semestre de cheias centralizado nos seus respectivos histogramas. Não obstante, recomenda-se cuidado com a consideração de anos hidrológicos para esses dois empreendimentos

Enfim, como o objetivo principal desta dissertação não é a definição de anos hidrológicos e o TFPW leva em conta a exclusão de autocorrelações significativas para identificação de tendências, mantém-se a conclusão de que os anos hidrológicos definidos, em geral, cumpriram com o proposto pelas análises exploratórias realizadas e se apresentaram como satisfatórios. Entretanto, sugere-se que investigações quanto ao efeito da autocorrelação neste tipo de metodologia sejam feitas mais detalhadamente em estudos futuros.

3.2 VERIFICAÇÃO DE ESTACIONARIEDADE

Após definir os anos hidrológicos para os quatro subsistemas do SIN, determinou-se as amostras de máximos anuais para dois casos distintos, considerando anos civis e hidrológicos, tomando-se a vazão máxima diária de cada ano em todas as UHE's estudadas.

Séries que iniciam em meses diferentes de janeiro ou daqueles que estabelecem o começo do ano hidrológico no subsistema, tiveram seu primeiro valor anual excluído da análise, haja vista que o mesmo foi obtido a partir de um período anual incompleto. Da mesma forma, o último valor da amostra baseada em ano hidrológico foi removido.

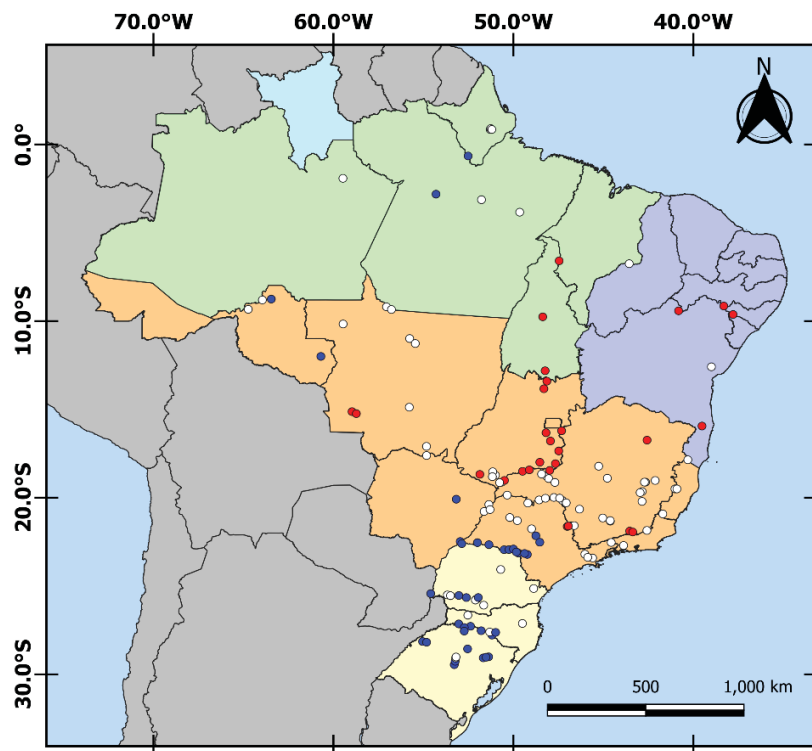
Conforme discutido no capítulo anterior, a análise quanto à estacionariedade das séries de vazões máximas anuais é feita através da adaptação TFPW do teste de MK (MK-TFPW). Tal procedimento realiza uma verificação quanto à autocorrelação da série temporal após a remoção de sua tendência, para então decidir se o teste original ou sua adaptação é submetido.

Portanto, com as séries de vazões máximas anuais determinadas, aplicou-se o TFPW para as 142 UHE's consideradas neste estudo. Ao todo, após a remoção da tendência das vazões máximas anuais, 29 empreendimentos foram identificados com autocorrelação significativa ao se considerar anos civis, e 28 ao se considerar anos hidrológicos. Destes, 27 UHE's foram submetidas ao TFPW em ambas as abordagens, enquanto duas (Corumbá III e Xingó) apresentaram redução da autocorrelação ao se considerar anos hidrológicos e uma (Queimado) aumentou sua correlação serial a ponto de ser significativa.

A FIGURA 20 e a FIGURA 21 apresentam os resultados do MK-TFPW para as séries com anos civis e anos hidrológicos, respectivamente. Como se pode observar, para ambas as abordagens os resultados são bem semelhantes, com a predominância de tendências crescentes (pontos azuis) no subsistema Sul e em partes do subsistema Norte (estado do Pará) e Sudeste/Centro Oeste (estado de São Paulo próximo à divisa com o Paraná e Rondônia, e de tendências decrescentes (pontos vermelhos) no subsistema Nordeste e em parcelas do subsistema Norte (estado de Tocantins) e Sudeste/Centro Oeste (estados de Minas Gerais e Goiás). Os pontos brancos correspondem a séries em que não se observaram tendências estatisticamente significativas após aplicação do MK-TFPW.

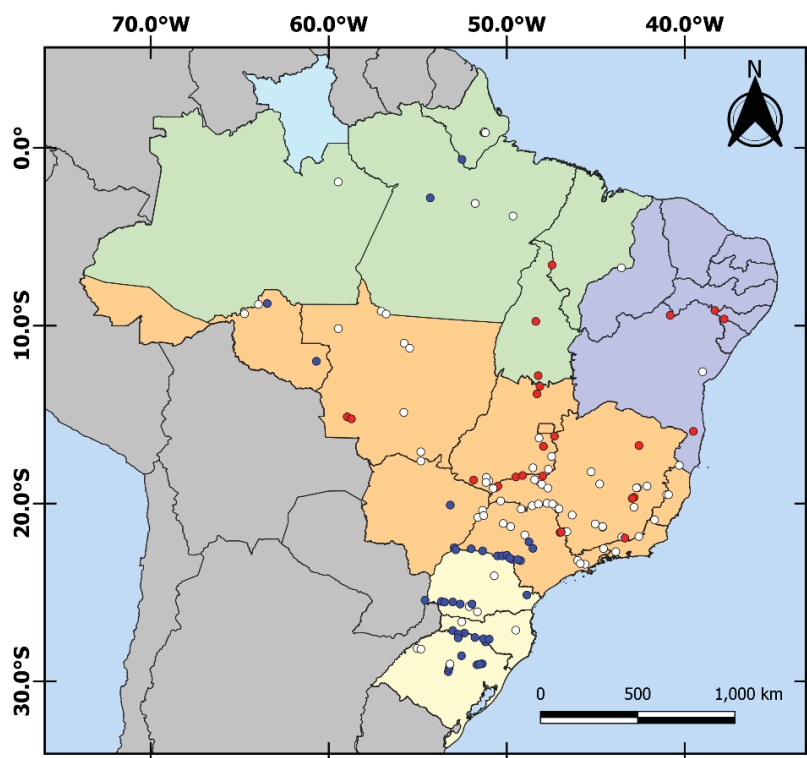
Os resultados são coerentes com os obtidos por Bartiko *et al.* (2019) e Do *et al.* (2017), em que os mesmos padrões regionais foram observados, com tendências crescentes ao Sul do Brasil e nas regiões próximas à Amazônia e tendências decrescentes no Nordeste e em partes do Sudeste.

FIGURA 20 – RESULTADOS DO TESTE DE MK-TFPW PARA AS UHE'S DO SIN CONSIDERANDO AMOSTRAGEM COM ANO CIVIL



FONTE: O autor (2022).

FIGURA 21 – RESULTADOS DO TESTE DE MK-TFPW PARA AS UHE'S DO SIN CONSIDERANDO AMOSTRAGEM COM ANO HIDROLÓGICO



FONTE: O autor (2022).

A fim de avaliar e quantificar as diferenças por subsistema, os resultados MK-TFPW foram compilados na TABELA 5, que mostra a quantidade de empreendimentos com tendências estatisticamente significativas e a porcentagem das mesmas em relação ao total de cada subsistema. Novamente percebe-se poucas diferenças entre as amostras com anos civis e anos hidrológicos, com discrepâncias apenas nos subsistemas Sul e Sudeste, o que é natural pela maior quantidade de usinas instaladas nessas regiões. No total, 66 (46,5%) das 142 UHE's apresentaram tendências significativas, crescentes ou decrescentes, ao se considerar anos civis, enquanto com os anos hidrológicos observou-se tendências em 67 (47,2%), apenas uma a mais.

TABELA 5 – QUANTIDADE DE UHE'S COM TENDÊNCIA SIGNIFICATIVA EM TERMOS DE MK-TFPW POR SUBSISTEMA

Subsistema	Ano Civil		Ano Hidrológico	
	$ Z > Z_{\text{crítico}}$	%	$ Z > Z_{\text{crítico}}$	%
Sul	19	61,3	22	71,0
Sudeste	40	41,6	38	39,6
Nordeste	4	66,6	4	66,6
Norte	3	33,3	3	33,3
Total	66	46,5	67	47,2

FONTE: O autor (2022).

As UHE's que apresentaram tendências significativas crescentes, assim como os seus resultados do MK-TFPW são listadas na TABELA 6.

Em geral, percebe-se que, tanto pela diferenciação das UHE's com autocorrelação significativa no MK-TFPW quanto pelos resultados da FIGURA 20, FIGURA 21 e TABELA 5, a consideração do ano hidrológico pouco influencia na identificação de tendência em vazões máximas anuais. Isso provavelmente seja justificado pela escala das séries utilizadas, uma vez que vazões máximas anuais dificilmente apresentam variações que possam causar uma oscilação alta na maneira como a amostra é obtida, ou seja, por mais que se altere o início e o fim anual da amostragem, dias com vazões bem elevadas tendem a serem considerados de qualquer modo.

TABELA 6 – UHES COM TENDÊNCIA CRESCENTE SIGNIFICATIVA EM TERMOS DE MK-TFPW

UHE	Subsistema	Z (MK-TFPW)	p-valor (MK-TFPW)	UHE	Subsistema	Z (MK-TFPW)	p-valor (MK-TFPW)
14 de Julho	Sul	3,062	2,20E-03	Itaúba	Sul	2,011	4,44E-02
A. A. Laydner (Jurumirim)	Sudeste	4,387	1,15E-05	Jordão	Sul	2,104	3,54E-02
A. S. Lima (Bariri)	Sudeste	3,891	9,98E-05	L. N. Garcez (Salto Grande)	Sudeste	4,511	6,44E-06
Baixo Iguaçu	Sul	2,183	2,91E-02	Machadinho	Sul	2,771	5,59E-03
Barra Bonita	Sudeste	4,759	1,94E-06	Monjolinho	Sul	3,184	1,45E-03
Barra Grande	Sul	4,250	2,14E-05	Monte Claro	Sul	3,033	2,42E-03
Campos Novos	Sul	2,079	3,77E-02	Ourinhos	Sudeste	4,809	1,52E-06
Canoas I	Sudeste	4,572	4,84E-06	Porto Primavera	Sudeste	2,576	9,98E-03
Canoas II	Sudeste	4,515	6,34E-06	Passo Fundo	Sul	2,687	7,21E-03
Capivara	Sudeste	3,590	3,31E-04	Piraju	Sudeste	4,207	2,59E-05
Castro Alves	Sul	4,849	1,24E-06	Rondon II	Sudeste	4,154	3,26E-05
Chavantes	Sudeste	5,022	5,12E-07	Rosana	Sudeste	2,768	5,64E-03
Curuá-Una	Norte	2,200	2,78E-02	Salto Caxias	Sul	2,171	2,99E-02
D. Francisca	Sul	2,741	6,13E-03	Salto Osório	Sul	2,811	4,94E-03
Ernestina	Sul	5,297	1,18E-07	Samuel	Sudeste	4,241	2,22E-05
Foz Chapecó	Sul	2,942	3,27E-03	São Domingos	Sudeste	3,095	1,97E-03
Fundão	Sul	2,291	2,19E-02	Salto Santiago	Sul	3,497	4,71E-04
G. P. Souza (Capivari-Cachoeira)	Sul	2,384	1,71E-02	Santa Clara - PR	Sul	2,195	2,81E-02
Garibaldi	Sul	2,294	2,18E-02	Sto Antônio Jari	Norte	2,179	2,94E-02
Itá	Sul	2,414	1,58E-02	Taquaraçu	Sudeste	3,282	1,03E-03
Itaipu	Sudeste	5,256	1,48E-07				

3.3 AJUSTES DOS MODELOS

Após aplicação do MK-TFPW, ajustou-se os modelos para 40 dos 41 empreendimentos com indícios de comportamento não estacionário em suas séries de vazões máximas anuais, os quais são listados na TABELA 6. Chama-se atenção para a UHE G. P. Souza por conta dos empecilhos encontrados na amostragem por anos hidrológicos, conforme discorrido anteriormente. Portanto, desconsiderou-se este empreendimento da análise.

3.3.1 Modelos estacionários

Inicialmente, foram ajustadas as distribuições GUM e LN2 considerando condições estacionárias, de acordo com os procedimentos abordados no item 2.4. Os ajustes foram feitos com auxílio do pacote *gam/ss* disponível para a linguagem de programação R.

Com os parâmetros estimados, o teste PPCC foi submetido para avaliar a qualidade e adequação dos ajustes definidos. A TABELA 7 apresenta os resultados obtidos, assim como os tamanhos amostrais (n), os valores críticos e a conclusão do teste de aderência.

Os resultados apontam uma dificuldade razoável nos ajustes das distribuições para os dados de vazões máximas anuais das UHE's analisadas, sendo a hipótese nula (H_0), de que os dados podem ser descritos pela distribuição em questão, não rejeitada para 25 (62,5%) distribuições de GUM e 21 distribuições LN2 (52,5%). Adicionalmente, poucas diferenças podem ser notadas entre os ajustes, haja vista que em praticamente todas as UHE's a conclusão do PPCC foi a mesma, tanto para a não rejeição quanto para a rejeição, observando-se disparidades em apenas quatro locais (Curuá-Una, Ernestina, Passo Fundo e Rondon II), nos quais somente a distribuição de Gumbel se mostrou adequada.

TABELA 7 – RESULTADOS DO TESTE PPCC PARA OS AJUSTES ESTACIONÁRIOS

UHE	n	PPCC - Gumbel	Valor Crítico - Gumbel	Conclusão - Gumbel	PPCC - LN2	Valor Crítico - LN2	Conclusão - LN2
14 de Julho	80	0,98879	0,9747	H0	0,98946	0,9842	H0
A. A. Laydner (Jurumirim)	89	0,96669	0,97614	H1	0,97784	0,98546	H1
A. S. Lima (Bariri)	89	0,99504	0,97614	H0	0,99357	0,98546	H0
Baixo Iguaçu	63	0,96110	0,96955	H1	0,97027	0,98062	H1
Barra Bonita	89	0,99546	0,97614	H0	0,99376	0,98546	H0
Barra Grande	79	0,99117	0,97443	H0	0,99698	0,98406	H0
Campos Novos	79	0,99200	0,97443	H0	0,99275	0,98406	H0
Canoas I	89	0,96515	0,97614	H1	0,97810	0,98546	H1
Canoas II	89	0,96578	0,97614	H1	0,97865	0,98546	H1
Capivara	89	0,99064	0,97614	H0	0,99322	0,98546	H0
Castro Alves	80	0,98845	0,9747	H0	0,98450	0,9842	H0
Chavantes	89	0,97252	0,97614	H1	0,98499	0,98546	H1
Curuá-Una	42	0,96681	0,96044	H0	0,94702	0,97248	H1
D. Francisca	81	0,99268	0,97486	H0	0,98894	0,98434	H0
Ernestina	80	0,98755	0,9747	H0	0,97804	0,9842	H1
Foz Chapecó	80	0,99097	0,9747	H0	0,98664	0,9842	H0
Fundão	70	0,89116	0,972	H1	0,92109	0,9823	H1
Garibaldi	79	0,98791	0,97443	H0	0,99032	0,98406	H0
Itá	80	0,99613	0,9747	H0	0,99298	0,9842	H0
Itaipu	89	0,99070	0,97614	H0	0,98655	0,98546	H0
Itaúba	81	0,99633	0,97486	H0	0,99190	0,98434	H0
Jordão	70	0,90503	0,972	H1	0,93705	0,9823	H1
L. N. Garcez (Salto Grande)	89	0,96618	0,97614	H1	0,97937	0,98546	H1
Machadinho	80	0,99319	0,9747	H0	0,98823	0,9842	H0
Monjolinho	71	0,99202	0,97227	H0	0,98320	0,98254	H0
Monte Claro	80	0,99171	0,9747	H0	0,99297	0,9842	H0
Ourinhos	89	0,97077	0,97614	H1	0,98332	0,98546	H1
Porto Primavera	89	0,98107	0,97614	H0	0,98747	0,98546	H0
Passo Fundo	71	0,97750	0,97227	H0	0,95077	0,98254	H1
Piraju	89	0,96725	0,97614	H1	0,97765	0,98546	H1
Rondon II	37	0,96066	0,95736	H0	0,95096	0,96922	H1
Rosana	89	0,98966	0,97614	H0	0,99400	0,98546	H0
Salto Caxias	63	0,96096	0,96955	H1	0,97014	0,98062	H1
Salto Osório	79	0,96166	0,97443	H1	0,97132	0,98406	H1
Samuel	50	0,95929	0,9646	H1	0,97404	0,9764	H1
São Domingos	44	0,99341	0,96148	H0	0,98085	0,97346	H0
Salto Santiago	79	0,95624	0,97443	H1	0,96738	0,98406	H1
Santa Clara - PR	70	0,89853	0,972	H1	0,92707	0,9823	H1
Sto. Antônio Jari	40	0,98388	0,9594	H0	0,98634	0,9715	H0
Taquaraçu	89	0,99223	0,97614	H0	0,99527	0,98546	H0

FONTE: O autor (2022).

Esta dificuldade nos ajustes de algumas séries pode ser explicada pela estrutura das distribuições aplicadas, pois as mesmas permitem modelar apenas os parâmetros de posição e escala, sem levar em conta a assimetria e curtose. Possivelmente, a adoção de distribuições com 3 ou até mais parâmetros podem resultar em ajustes com maior flexibilidade e aderência. De acordo com Cassalho *et al.* (2018), distribuições com uma maior quantidade de parâmetros resultam em melhores ajustes para séries de vazões máximas anuais. Beskow *et al.* (2015) também afirmam que distribuições com mais parâmetros podem resultar em uma maior precisão nos ajustes, porém neste trabalho os autores abordaram séries de precipitação. Sendo assim, uma investigação futura neste sentido é válida para identificar quais são as melhores distribuições para descrever as vazões máximas anuais das UHE's integrantes do SIN.

3.3.2 Modelos não estacionários

Modelos GAMLSS foram ajustados para as mesmas UHE's da TABELA 7. As estruturas consideradas foram as expostas na TABELA 3 e a comparação foi feita com base no AIC, sendo o melhor aquele com o menor AIC. O apêndice D traz os valores dos critérios de informação calculados, sendo marcado em negrito o valor do modelo escolhido dentre as opções para a mesma distribuição e o nome da distribuição que descreve a melhor opção dentre todas as avaliadas.

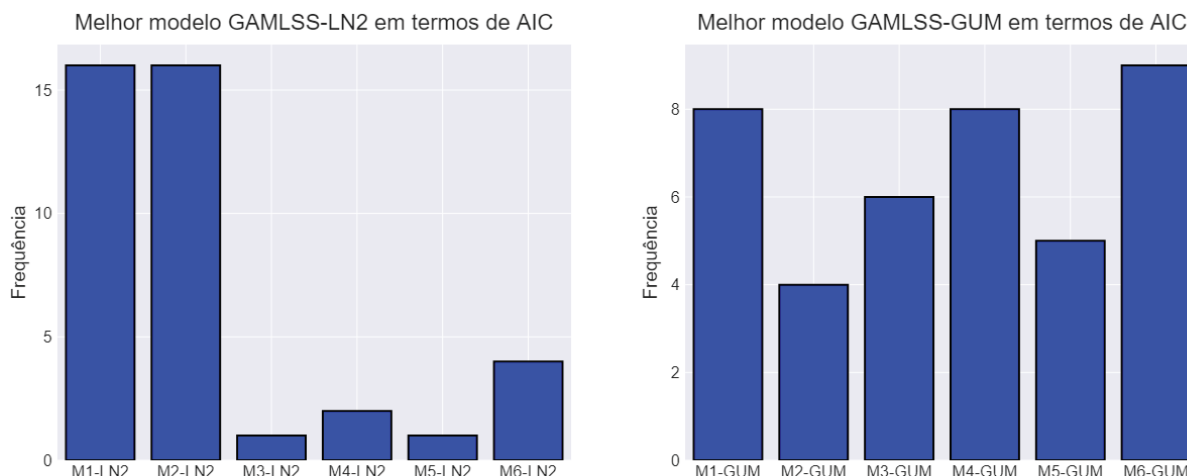
Em outras palavras, para cada uma das 40 UHE's analisadas, destacam-se dois modelos, os quais correspondem à melhor opção dos conjuntos de modelos referentes às distribuições de GUM e LN2, sendo destacada a distribuição cujo modelo teve o melhor desempenho, em termos de AIC, dentre todas as doze opções ajustadas.

Na maioria dos casos (32 das 40 séries analisadas), nota-se preferência para modelos ajustados com LN2 em detrimento daqueles ajustados com Gumbel.

Em relação aos termos que compuseram os modelos GAMLSS e o tipo de relação (linear ou não linear) entre as variáveis, percebe-se um padrão mais estabelecido para os ajustes feitos com LN2, enquanto para Gumbel há uma variação maior de qual estrutura é mais adequada para as séries dos locais analisados. Tal comportamento é elucidado na FIGURA 22, onde percebe-se que os modelos M1-LN2 e M2-LN2 são os melhores na maioria das usinas analisadas a partir de

distribuições LN2. Por outro lado, considerando a distribuição GUM a variabilidade é maior, com todas as variações sendo escolhidas ao menos quatro vezes, e os modelos M1-GUM, M4-GUM e M6-GUM sendo os mais frequentes.

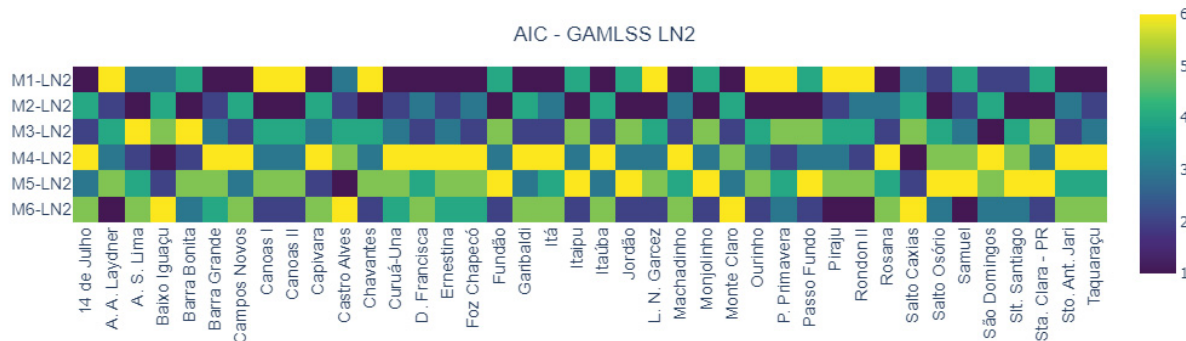
FIGURA 22 – CONTAGEM DE MELHORES MODELOS GAMLSS POR UHE



FONTE: O autor (2022).

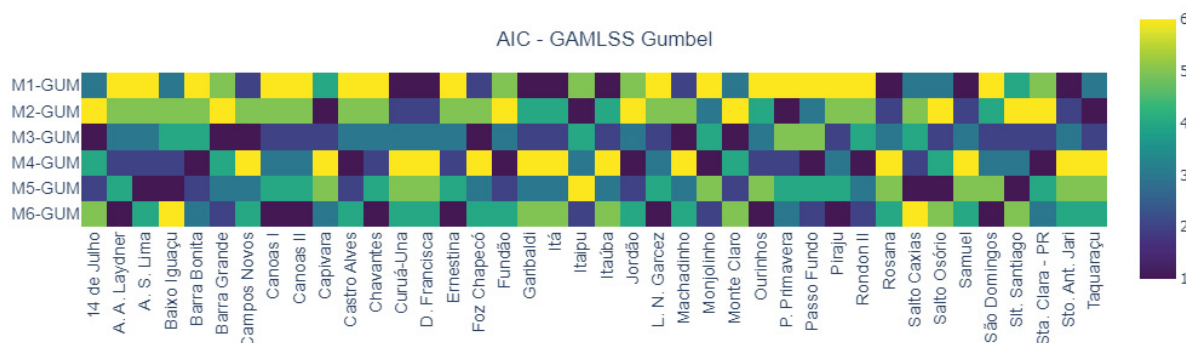
Para ter uma noção da ordem de classificação dos modelos ajustados, a FIGURA 23 e a FIGURA 24 apresentam a ordem dos modelos definidos a partir da distribuição LN2 e GUM, respectivamente, nas quais 1 corresponde às opções com os menores valores de AIC e 6 às opções com os maiores. Como se pode observar, apesar de alguns modelos serem mais adequados para uma maior quantidade de usinas, a variabilidade quanto à ordem de classificação é alta tanto para LN2 quanto para Gumbel, o que indica a complexidade do problema e a inexistência de unanimidades quanto à melhor estrutura GAMLSS a ser utilizada. Tal característica de certo modo é coerente, uma vez que cada bacia hidrográfica possui suas particularidades geográficas, geológicas e climatológicas, e padrões de uso e ocupação do solo distintos. Olhando para empreendimentos instalados no mesmo corpo hídrico, como é caso de Canoas I e Canoas II instaladas no rio Paranapanema, e Jordão, Fundão e Santa Clara - PR instaladas no rio Jordão, nota-se um padrão bem similar quanto à ordem de adequação dos diferentes modelos considerados.

FIGURA 23 – CLASSIFICAÇÃO (AIC) DOS MODELOS GAMLSS AJUSTADOS COM LN2



FONTE: O autor (2022).

FIGURA 24 – CLASSIFICAÇÃO (AIC) DOS MODELOS GAMLSS AJUSTADOS COM GUMBEL



FONTE: O autor (2022).

Após o cálculo dos critérios de informação e seleção dos melhores modelos para cada UHE, foram analisados os *wormplots* dos ajustes destacados no APÊNDICE D a fim de validá-los e verificar se eles realmente apresentam uma qualidade satisfatória.

Em geral, os modelos apresentam um bom nível de qualidade, com a maioria deles possuindo seus desvios dentro dos limites considerados aceitáveis nos *wormplots* (APÊNDICE E). Sete dos quarenta empreendimentos analisados tiveram os dois modelos não estacionários escolhidos com pelo menos um desvio excedendo os limiares críticos. Destes sete, cinco também tiveram os ajustes estacionários rejeitados e classificados como inadequados, sendo eles as UHE's Baixo Iguaçu, Salto Caxias, Fundão, Jordão e Santa Clara – PR. Salienta-se que as duas primeiras estão instaladas no rio Iguaçu e as três últimas no rio Jordão, ou seja, todas

localizadas no estado do Paraná, o que indica dificuldades de se modelar séries de máximos anuais das usinas na região através de modelos baseados nas distribuições GUM e LN2, tanto sob condições estacionárias quanto sob condições não estacionárias.

Outro aspecto importante a ser destacado é que, para os locais em que somente um modelo não estacionário apresentou *wormplot* satisfatório, prevaleceu aquele com o menor AIC, apontando a solidez da utilização do AIC para escolha dos modelos desenvolvidos. Tal característica foi identificada em dez UHE's.

Consequentemente, 23 usinas apresentaram ambos os modelos GAMLSS selecionados com boa qualidade. Cinco destas tiveram seus ajustes estacionários rejeitados em termos de PPCC, sendo elas as UHE's A. A. Laydner, Chavantes, Ourinhos, Piraju e Samuel (ver TABELA 7). Portanto, modelos GAMLSS podem ser boas alternativas em comparação às abordagens tradicionais quando se opta por utilizar as distribuições Gumbel e LN2 nestes locais.

3.4 CÁLCULO E COMPARAÇÃO DAS VAZÕES DE PROJETO

Inicialmente, foram calculadas as vazões com as distribuições estacionárias e para as UHE's cujos ajustes foram considerados adequados após o teste PPCC. Portanto, determinou-se vazões de projeto com recorrência de 50, 100, 1000 e 10000 anos para 25 empreendimentos com a distribuição Gumbel e 21 com a distribuição LN2.

Os quantis calculados são apresentados na TABELA 8. Em geral, percebe-se que a distribuição LN2 retorna valores de vazão de projeto mais elevados em relação à distribuição GUM. Tal característica é evidenciada em 17 dos 21 empreendimentos em que se obteve vazões de projeto através de ambas as distribuições.

Outro ponto importante a ser ressaltado é a diferença entre vazões com mesmo período de retorno. Nota-se que conforme se aumenta a recorrência, maior é a discrepância entre as vazões das duas distribuições, e consequentemente, maior é a incerteza associada a estes períodos de retorno. Portanto, mesmo sob a premissa de estacionariedade considerada nos procedimentos tradicionais, é perceptível a complexidade do problema e a importância de se definir um método adequado para descrever séries de vazões máximas anuais, haja vista que dependendo da escolha,

a vazão de projeto decamilenar pode retornar valores muito discrepantes, como é o caso da UHE Foz Chapecó, em que a diferença observada foi de quase 21.000 m³/s.

TABELA 8 – VAZÕES DE PROJETO ESTACIONÁRIAS

UHE	Q50 GUM	Q100 GUM	Q1000 GUM	Q10000 GUM	Q50 LN2	Q100 LN2	Q1000 LN2	Q10000 LN2
14 de Julho	7532	8401	11272	14138	8214	9366	13526	18305
A. S. Lima	3870	4285	5658	7028	3934	4382	5929	7604
Barra Bonita	3759	4165	5509	6851	3849	4298	5853	7547
Barra Grande	6164	6894	9308	11717	6994	8071	12055	16773
Campos Novos	4996	5603	7610	9613	5829	6800	10469	14933
Capivara	10685	11924	16017	20103	11773	13461	19591	26683
Castro Alves	4442	4966	6701	8432	4952	5693	8419	11617
Curuá-Una	1387	1548	2079	2610	-	-	-	-
D. Francisca	5667	6311	8438	10562	6069	6886	9810	13128
Ernestina	717	807	1105	1403	-	-	-	-
Foz Chapecó	23384	26172	35385	44581	26757	30965	46629	65311
Garibaldi	4441	4979	6757	8532	5168	6021	9239	13144
Itá	20401	22854	30960	39051	23450	27216	41308	58237
Itaipu	38179	41362	51880	62379	35826	38158	45534	52663
Itaúba	4607	5141	6905	8666	5027	5741	8330	11318
Machadinho	13695	15328	20725	26113	15551	17979	26995	37723
Monjolinho	2096	2359	3228	4096	2581	3062	4941	7326
Monte Claro	8153	9100	12229	15353	8952	10233	14883	20258
P. Primavera	30603	33328	42331	51318	27744	29645	35696	41594
Passo Fundo	1378	1555	2139	2722	-	-	-	-
Rondon II	317	344	431	517	-	-	-	-
Rosana	11569	12899	17292	21677	12706	14488	20926	28322
São Domingos	305	324	387	450	294	307	348	385
Sto. Ant. Jari	5868	6433	8301	10165	5497	5956	7459	8975
Taquaraçu	10877	12138	16303	20460	11976	13689	19910	27100

FONTE: O autor (2022).

Com as vazões estacionárias calculadas, determinou-se os valores de projeto através dos modelos não estacionários ajustados. Para poder comparar os quantis calculados com as duas abordagens diferentes, considerou-se o conceito de níveis de retorno efetivos, em que as vazões para uma determinada recorrência são calculadas com base nas respectivas probabilidades de excedência anual. Portanto, para os modelos não estacionários, as vazões decamilenares são equivalentes aos valores cuja probabilidade de excedência é igual 0,0001 e, como os parâmetros variam

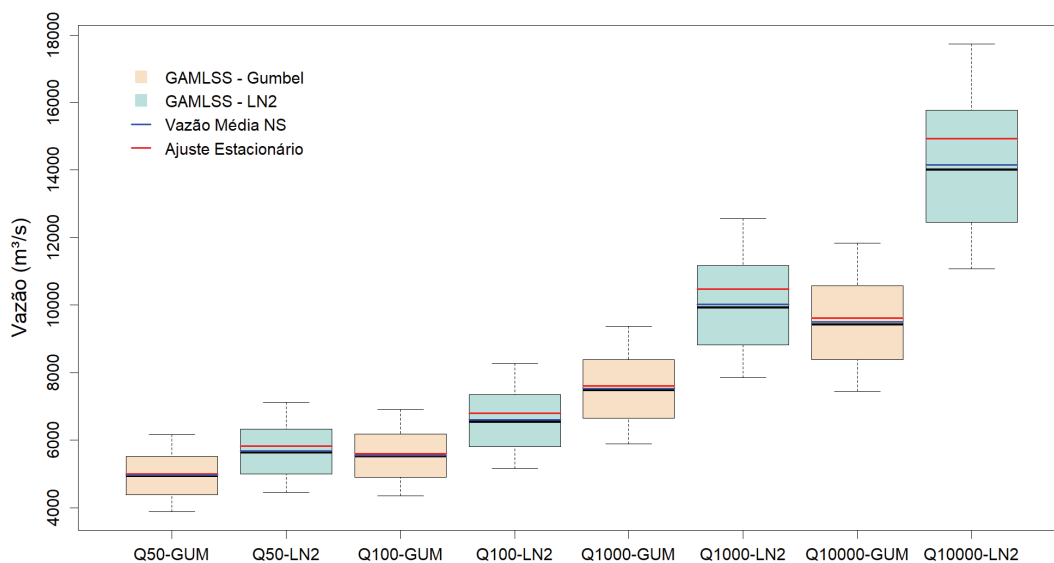
temporalmente, existe um quantil para cada ano considerado. O mesmo é válido para as vazões associadas aos outros períodos de retorno.

As vazões calculadas para níveis de retorno de 50, 100, 1000 e 10000 anos são apresentadas por meio de *boxplots* dispostos no APÊNDICE F. Nestes gráficos também estão presentes as médias das vazões não estacionárias e os valores obtidos pelas distribuições estacionárias. Para avaliação quanto à segurança das estruturas existentes, considerou-se como quantil de referência de projeto a vazão estacionária, e como valores comparativos a vazão média e a evolução temporal dos quantis determinados por modelos não estacionários, a fim de identificar empreendimentos que possam estar com suas estruturas comprometidas.

Analisando os *boxplots* do APÊNDICE F, alguns fatores relevantes podem ser identificados. O primeiro deles é referente ao já observado nos modelos estacionários, com as discrepâncias entre as distribuições de GUM e LN2 crescendo conforme o aumento o período de retorno considerado. Tal comportamento é evidenciado em boa parcela dos empreendimentos e, com o intuito de ilustrá-lo, a FIGURA 25 e a FIGURA 26 apresentam os valores determinados para as UHE's Campos Novos e São Domingos. Nota-se que tanto para a primeira, em que os maiores valores são dados pelo GAMLSS descrito com a distribuição LN2, quanto para a segunda, cujos maiores quantis são dados pelo modelo com a distribuição GUM, as vazões vão se distanciando conforme se aumenta a recorrência de análise.

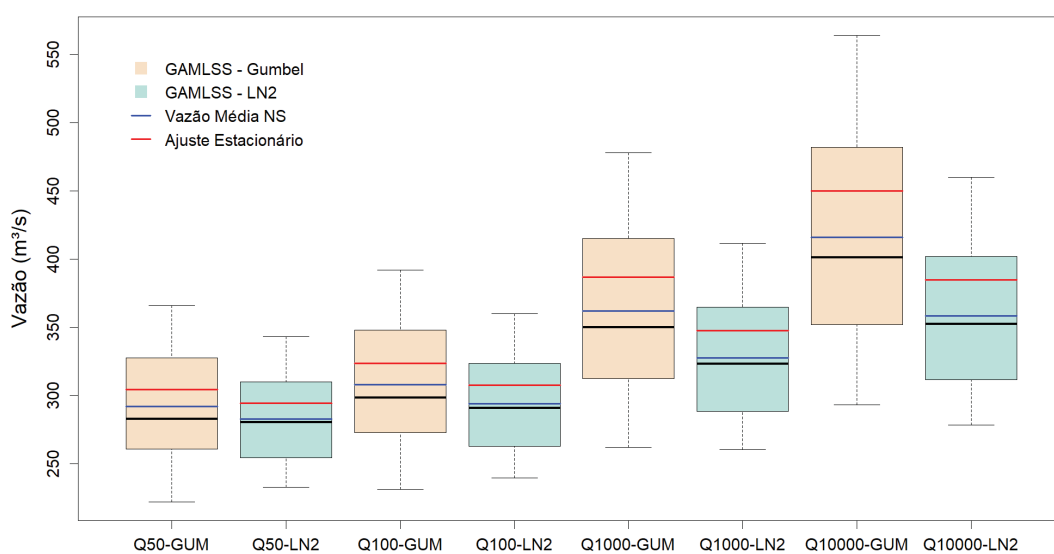
Portanto, este fenômeno indica o elevado grau de incerteza ao se investigar valores com probabilidades de excedência muito baixas, pois a variação dos quantis determinados por modelos diferentes são muito distintos, o que dificulta o processo de tomada de decisão e escolha da melhor alternativa para dimensionamento. Adicionalmente, as vazões em Campos Novos (FIGURA 25) com período de retorno milenar obtidas através de modelos definidos com LN2 são, em geral, maiores que as vazões decamilenares definidas por distribuições Gumbel. A mesma característica é identificada em São Domingos (FIGURA 26), porém com as maiores vazões determinadas por modelos construídos com Gumbel, reforçando a complexidade do problema.

FIGURA 25 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETO PARA UHE CAMPOS NOVOS



FONTE: O autor (2022).

FIGURA 26 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETO PARA UHE SÃO DOMINGOS



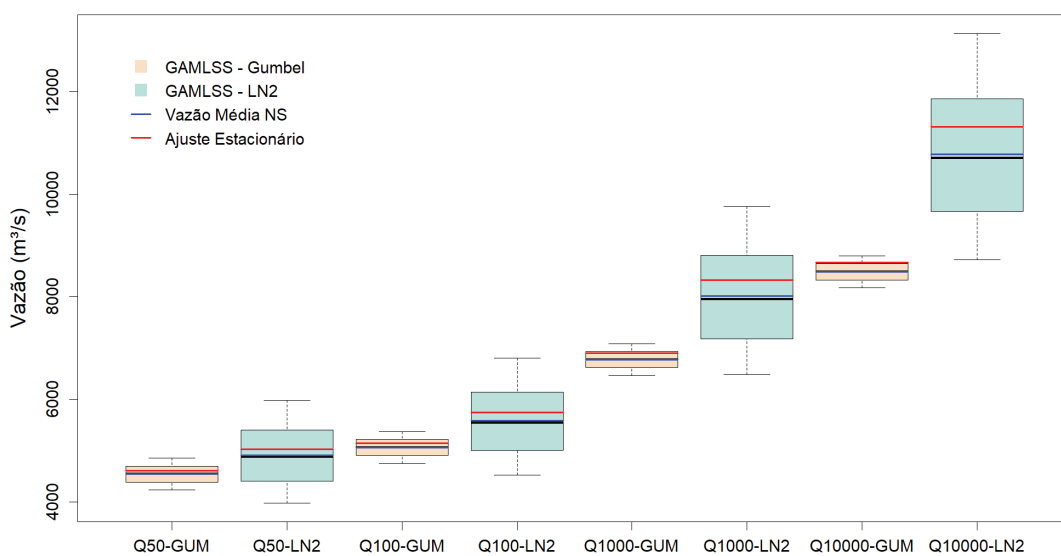
FONTE: O autor (2022).

Outro aspecto importante evidenciado relaciona-se com a amplitude dos limites e quartis dos *boxplots* construídos. Em geral, modelos desenvolvidos com LN2 possuem maior variabilidade do que aqueles definidos com Gumbel. Para locais cujos melhores modelos são lineares a diferença é ainda mais perceptível, como se pode observar nos *boxplots* dos quantis calculados para as UHE's Itaúba (FIGURA 27) e Rosana (FIGURA 28).

Apesar da menor variabilidade poder ser considerada um fator positivo nos modelos baseados em Gumbel, eles foram preteridos por ajustes com LN2, em termos de AIC, na maioria dos locais estudados, conforme apontado anteriormente.

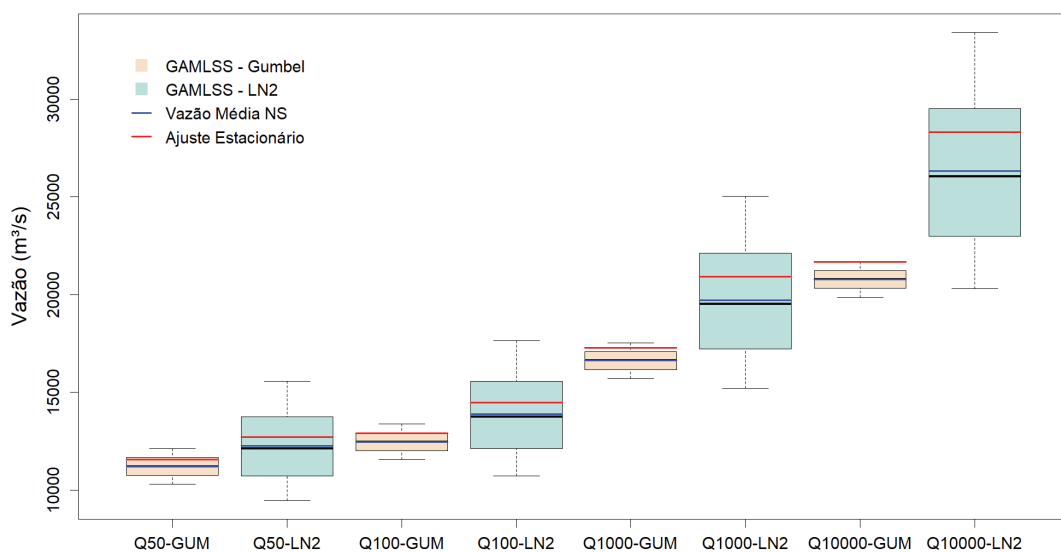
Adicionalmente, é válido ressaltar que, em geral, os ajustes estacionários retornaram quantis superiores à maioria dos valores obtidos com modelos não estacionários. Tal fenômeno será discutido mais adiante.

FIGURA 27 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETOS PARA UHE ITAÚBA



FONTE: O autor (2022).

FIGURA 28 – BOXPLOTS DOS QUANTIS DE PROJETOS PARA UHE ROSANA



FONTE: O autor (2022).

Além do aumento na discrepância entre os modelos para maiores recorrências e o comportamento dos *boxplots*, um ponto importante a ser discutido é referente à estruturação dos modelos não estacionários utilizados. Apesar de alguns estudos terem abordado parametrizações com funções de suavização (CHEN *et al.*, 2021; QU *et al.*; 2020) em modelos não estacionários, é necessário cautela ao adotar estruturas como estas, pois notou-se que para alguns empreendimentos o melhor modelo apresentou um comportamento bem variável e, de certa forma, incoerente com a premissa de não estacionariedade.

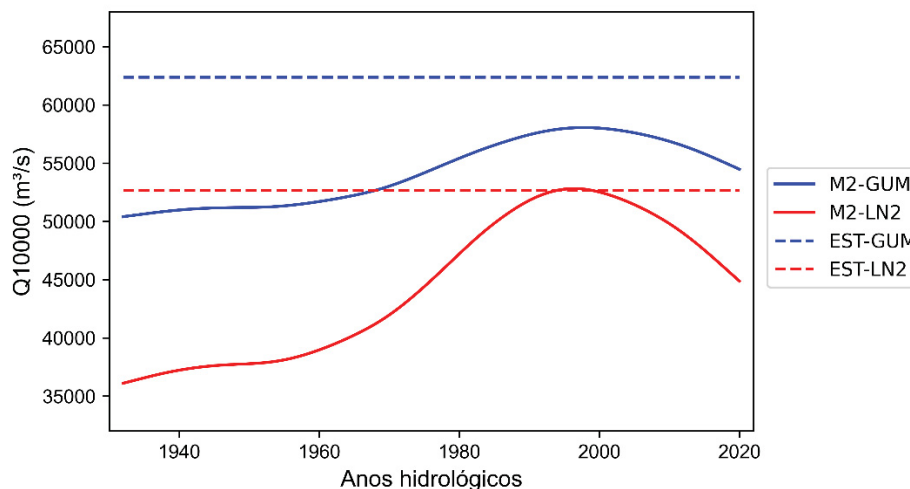
Para exemplificar este fenômeno, tomou-se a UHE de Itaipu como objeto de análise. Conforme consta no APÊNDICE D os melhores ajustes para o empreendimento são o M2-GUM e o M2-LN2, nos quais o parâmetro de posição varia de acordo com uma função de suavização e o modelo com a distribuição LN2 possui menor AIC.

De acordo com o exposto na FIGURA 29, os quantis de projeto decamilenares (Q10000) obtidos com os diferentes modelos não estacionários apresentaram um comportamento similar entre si, porém o modelo definido com GUM retorna valores de maior magnitude. Também se percebe que as vazões dos modelos estacionários são mais conservadoras que as dos modelos não estacionários, indicando que o procedimento tradicional pode ser seguro para este local.

Contudo, tal característica pode ser justificada pela tendência de queda no final do período analisado, o que de certo modo é incoerente com a premissa de não estacionariedade, pois se em um cenário no qual as vazões apresentam uma tendência de crescimento opta-se por adotar um modelo não estacionário, este deve respeitar a premissa e levar em conta a tendência durante todo o período, principalmente se a covariável de análise é o tempo. Além disso, a tendência de decréscimo observada pode dificultar e comprometer análises como as feitas por Read e Vogel (2015), Serinaldi e Kilsby (2015) e Yan *et al.* (2019, 2020), nas quais são realizadas extrapolações para quantificar riscos, períodos de retorno e vazões de projeto que levam em conta a vida útil de estruturas.

Além dos Q10000, plotou-se os quantis com período de retorno de 100 anos (Q100) em conjunto com as vazões máximas observadas em Itaipu (FIGURA 30), a fim de buscar compreender melhor o que houve nos ajustes do local.

FIGURA 29 – Q10000 CALCULADOS PARA UHE ITAIPU

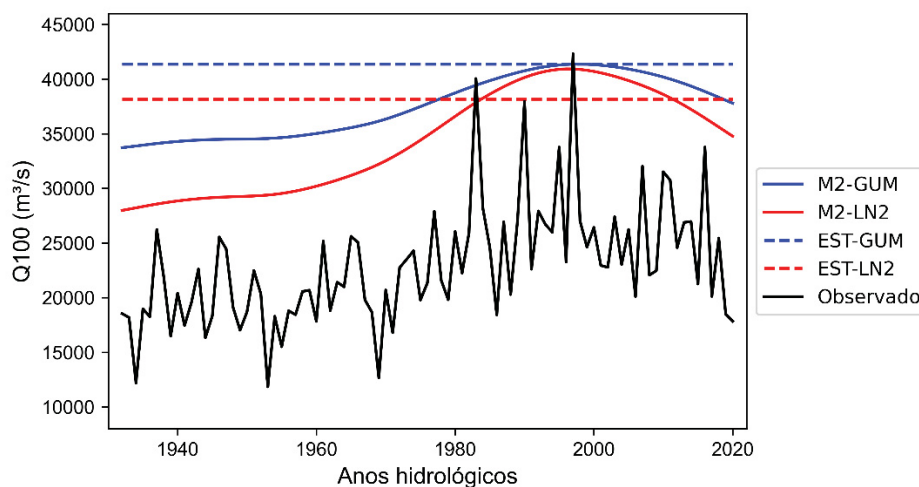


FONTE: O autor (2022).

Em geral, percebe-se que o comportamento de Q100 se assemelha ao evidenciado para Q10000, porém as curvas referentes às diferentes distribuições aplicadas estão mais próximas entre si, o que reforça novamente o aumento de incerteza para maiores recorrências. Enfim, olhando para os valores da FIGURA 30 nota-se que houve um fenômeno de possível sobreajuste (*overfitting*) dos modelos não estacionários, os quais acompanham o crescimento das vazões até o fim da década de 1990 quando se observou a maior vazão registrada, e caem até o final da amostra acompanhando a série histórica. Entretanto, o mais coerente seria evidenciar um crescimento até o fim amostral, haja vista que a série de vazões máximas anuais de Itaipu apresentou a tendência de crescimento mais estatisticamente significativa após aplicação do MK-TFPW (TABELA 6).

Isto posto, recomenda-se então que a utilização de funções de suavização com o GAMLSS seja feita de maneira cuidadosa, a fim de respeitar a premissa de não estacionariedade e considerar a tendência de crescimento de maneira correta. Portanto, o ideal possivelmente seja utilizar apenas funções lineares para o parâmetro de posição, uma vez que este é diretamente relacionado às medidas de tendência central de uma distribuição de probabilidades, mantendo a premissa de crescimento das vazões sem maiores complicações (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

FIGURA 30 – Q100 E QOBS PARA UHE ITAIPU



FONTE: O autor (2022).

Adicionalmente à discussão dos parágrafos anteriores, um ponto a ser levantado é referente ao critério de seleção dos modelos. Neste trabalho utilizou-se o AIC, o qual é frequentemente utilizado para escolha entre modelos não estacionários no âmbito de frequência de cheias. Contudo, o identificado nas FIGURA 29 e FIGURA 30 mostra que tal critério talvez não seja o mais adequado para estes fins, tendendo a escolha para modelos muito complexos e aumentando a probabilidade de sobreajustes, comprovando o apontado por Stasinopoulos *et al.* (2017).

Finalmente, após discutir sobre os aspectos relevantes encontrados nos quantis calculados, iniciou-se a comparação das vazões definidas, padronizando-as através da relação do quantil de projeto médio não estacionário (QPM-NS) e o quantil de projeto estacionário (QP-ES), ou seja, $QPM-NS/QP-ES$. Portanto, valores padronizados abaixo de 1 significam um cenário de segurança e acima de 1 cenário de alerta. Os valores padronizados são sintetizados na TABELA 9.

Como se pode observar, ao se comparar com a média dos QPM-NS, os modelos estacionários retornam estimativas de vazões de projeto mais conservadoras que os modelos não estacionários para todos os períodos de retorno e empreendimentos analisados, indicando que, apesar da existência de tendências de crescimento estatisticamente significativas, modelos que as levam em conta não retornam resultados que apontam riscos às estruturas existentes sob as premissas consideradas neste trabalho.

TABELA 9 – QUANTIS DE PROJETO PADRONIZADOS MÉDIOS

UHE	Q50 GUM	Q100 GUM	Q1000 GUM	Q10000 GUM	Q50 LN2	Q100 LN2	Q1000 LN2	Q10000 LN2
14 de Julho	0,975	0,972	0,967	0,964	0,952	0,944	0,922	0,904
A. S. Lima	0,931	0,926	0,912	0,904	0,925	0,913	0,882	0,857
Barra Bonita	0,915	0,907	0,890	0,879	0,897	0,882	0,840	0,807
Barra Grande	0,965	0,961	0,953	0,948	0,907	0,892	0,850	0,817
Campos Novos	0,992	0,991	0,989	0,988	0,975	0,970	0,958	0,947
Capivara	0,922	0,916	0,903	0,895	0,942	0,933	0,906	0,885
Castro Alves	0,895	0,886	0,866	0,855	0,840	0,817	0,759	0,716
Curuá-Una	0,972	0,969	0,964	0,960	-	-	-	-
D. Francisca	0,983	0,981	0,978	0,975	0,964	0,958	0,942	0,929
Ernestina	0,922	0,915	0,899	0,890	-	-	-	-
Foz Chapecó	0,979	0,977	0,972	0,969	0,953	0,945	0,923	0,905
Garibaldi	0,987	0,986	0,984	0,982	0,971	0,965	0,951	0,939
Itá	0,984	0,983	0,980	0,979	0,970	0,965	0,950	0,938
Itaipu	0,917	0,907	0,884	0,869	0,914	0,902	0,869	0,843
Itaúba	0,985	0,984	0,981	0,979	0,977	0,973	0,962	0,953
Machadinho	0,985	0,983	0,980	0,978	0,964	0,957	0,940	0,925
Monjolinho	0,858	0,848	0,827	0,814	0,762	0,728	0,640	0,576
Monte Claro	0,975	0,973	0,968	0,965	0,954	0,946	0,925	0,908
P. Primavera	0,968	0,964	0,956	0,951	0,963	0,958	0,943	0,932
Passo Fundo	0,857	0,847	0,827	0,816	-	-	-	-
Rondon II	0,854	0,838	0,799	0,774	-	-	-	-
Rosana	0,969	0,967	0,961	0,958	0,965	0,959	0,943	0,929
São Domingos	0,958	0,952	0,936	0,925	0,962	0,956	0,942	0,931
Sto. Ant. Jari	0,951	0,946	0,936	0,929	0,962	0,956	0,941	0,928
Taquaraçu	0,929	0,923	0,911	0,904	0,949	0,940	0,917	0,898

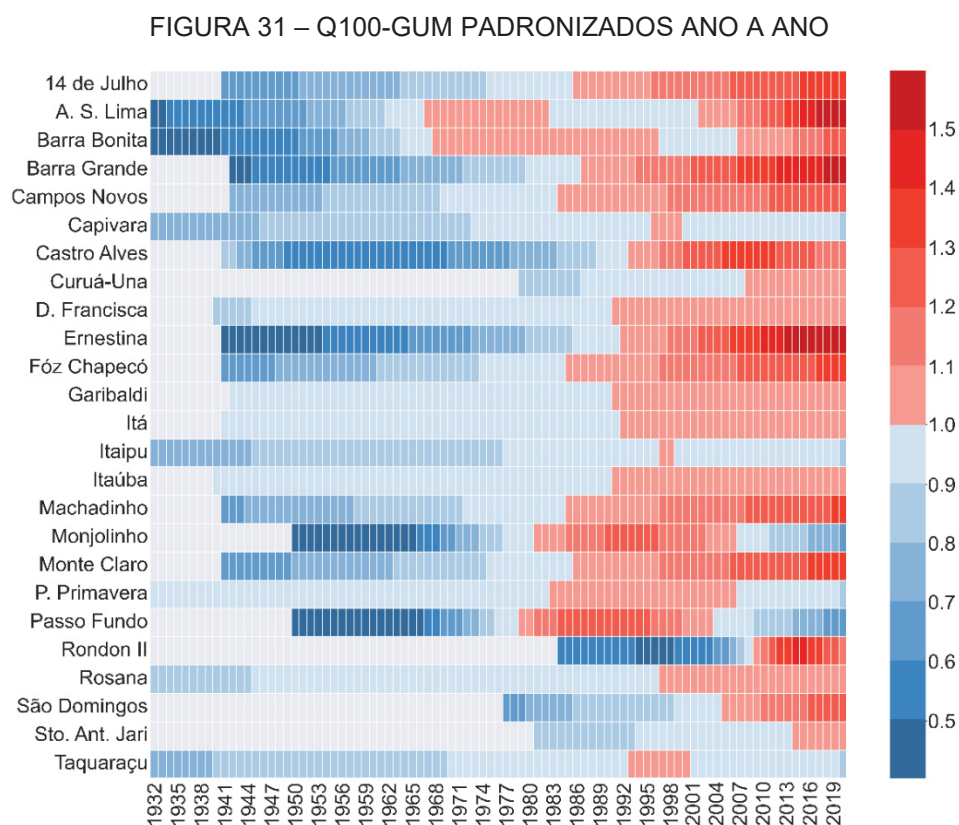
FONTE: O autor (2022).

Contudo, usar apenas a média como critério de comparação talvez não seja representativo o suficiente, haja vista que, conforme apresentado por Wilcox *et al.* (2018) e Serinaldi e Kilsby (2015), modelos não estacionários variando em função do tempo tendem a retornar vazões menores durante considerável parcela do período observado, ultrapassando as estimativas de modelos estacionários ao se aproximar dos anos mais recentes, o que é coerente, pois os modelos nestes casos leva em consideração a tendência de crescimento temporal das vazões.

Sendo assim, com o intuito de tornar a análise mais representativa, foram calculados os quantis de projeto padronizados para períodos de retorno de 100 e 10000 anos, tanto para os modelos construídos com GUM quanto os construídos com

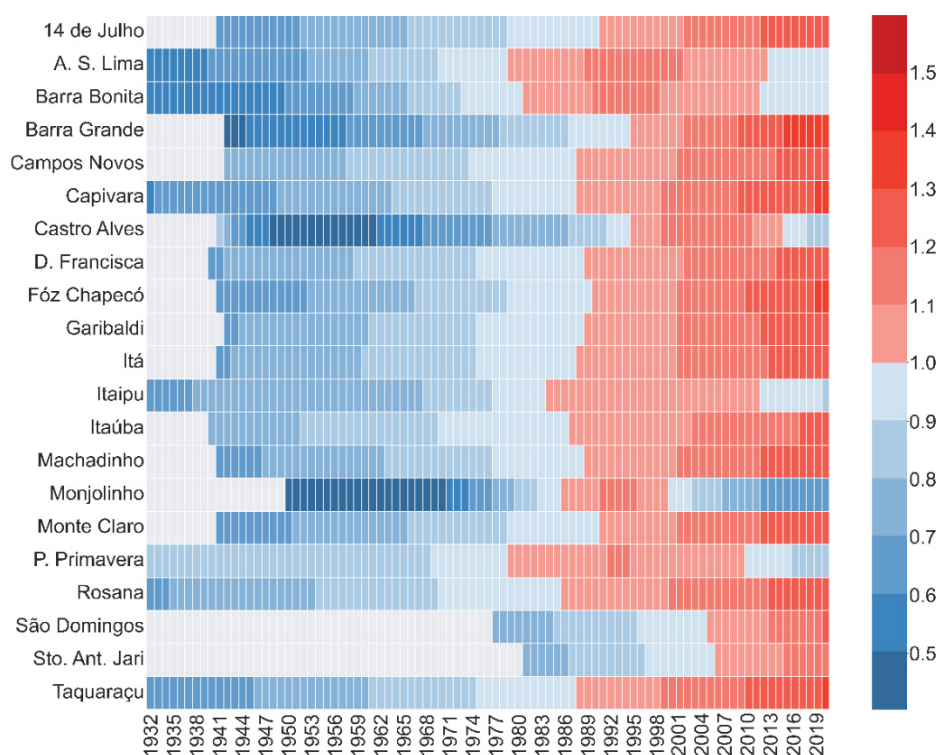
LN2, para todos os anos com dados de vazões máximas anuais, permitindo visualizar a evolução temporal das estimativas obtidas.

Analisando inicialmente os valores de Q100, nota-se que tanto para modelos com GUM (FIGURA 31) quanto para modelos com LN2 (FIGURA 32), todos os empreendimentos tiveram ao menos um quantil calculado acima da estimativa determinada a partir da distribuição estacionária. Além disso, percebe-se que as vazões obtidas pelo modelo não estacionário, para a maioria das UHE's, vão crescendo de magnitude com o decorrer do tempo, sendo este comportamento mais evidente para o caso de modelos construídos com LN2, o que era esperado, uma vez que grande parte dos modelos escolhidos com esta distribuição são lineares (FIGURA 22).



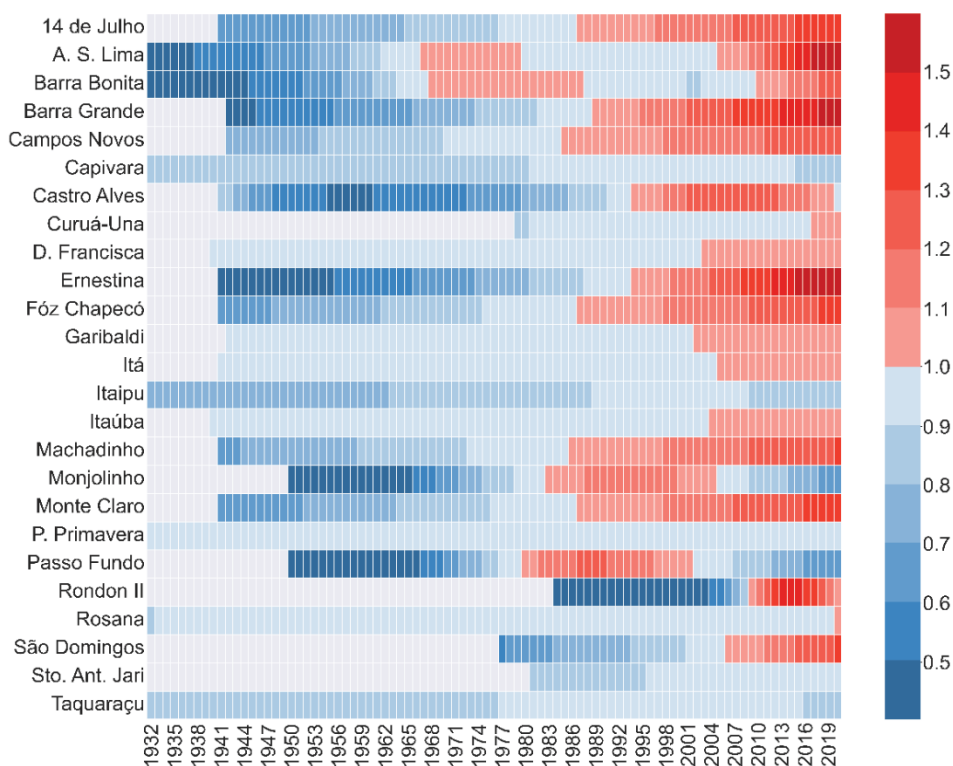
FONTE: O autor (2022).

FIGURA 32 – Q100-LN2 PADRONIZADOS ANO A ANO



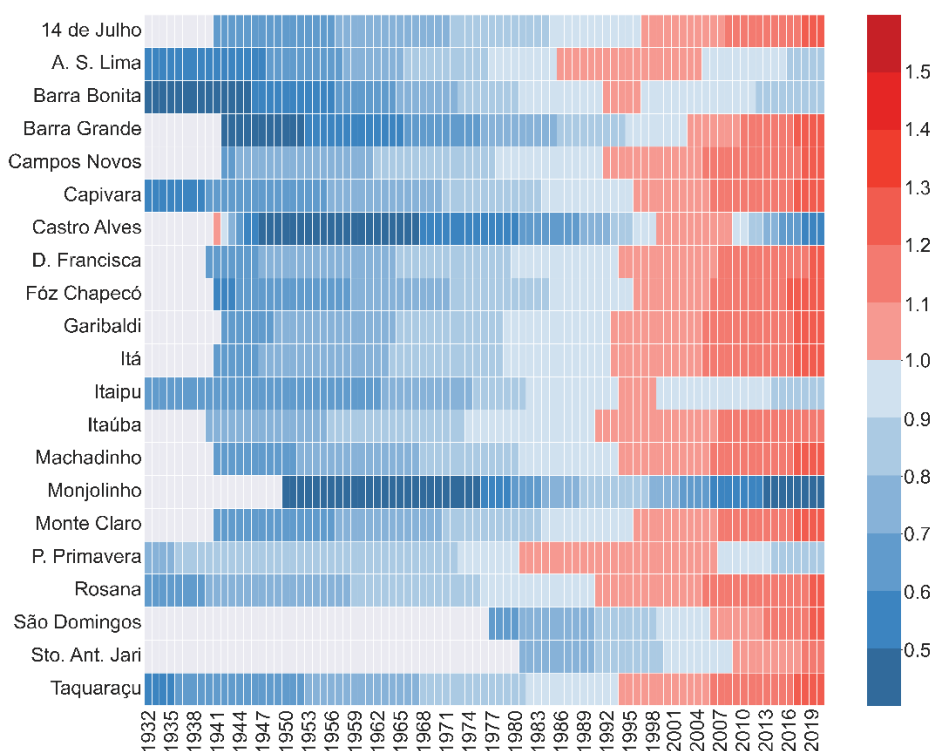
FONTE: O autor (2022).

FIGURA 33 – Q10000-GUM PADRONIZADOS ANO A ANO



FONTE: O autor (2022).

FIGURA 34 – Q10000-LN2 PADRONIZADOS ANO A ANO



FONTE: O autor (2022).

No caso das Q10000 (FIGURA 33 e FIGURA 34), nota-se uma menor quantidade de quantis padronizados acima de 1, indicando um comportamento menos conversador em comparação ao modelo estacionário e com alguns empreendimentos apresentando vazões de projeto inferiores à vazão estacionária durante todo o período analisado. Porém, as vazões não estacionárias mais críticas também prevalecem ao final da amostra em boa parte das usinas.

Por outro lado, percebe-se que para algumas UHE's cujos modelos escolhidos são não lineares, os quantis mais críticos não são os obtidos nos anos mais recentes, o que reforça a análise feita anteriormente em Itaipu (FIGURA 29 e FIGURA 30) e a recomendação de que os modelos GAMLSS utilizados devem considerar relações lineares para o parâmetro de posição, ou então, adotar com cautela funções de suavização para evitar problemas de sobreajuste, uma vez que as séries de vazões máximas anuais não estacionárias aqui analisadas apresentam, de acordo com MK-TFPW, uma tendência crescente temporal e, portanto, os quantis de projeto devem seguir o mesmo padrão, a fim de garantir a congruência desta premissa.

Finalmente, apesar de a maioria das UHE's apresentarem quantis de projeto não estacionários maiores que aqueles obtidos por ajustes estacionários em algum

momento do período analisado, eles são menores em média, indicando segurança dos seus vertedouros. Entretanto, as diferenças observadas em alguns empreendimentos não podem ser negligenciadas, haja vista que para alguns locais a vazão não estacionária é 50% maior que a vazão estacionária, como é o caso das UHE's A. S. Lima, Barra Grande e Ernestina. Outras usinas que chamam a atenção são Foz Chapecó, Monte Claro, Machadinho, Passo Fundo e Rondon II, nas quais a vazão não estacionária ficou 40% acima do valor de referência não estacionário. Adicionalmente, os cenários mais críticos foram identificados para os modelos construídos com GUM. No caso da LN2, os valores mais críticos não passaram da faixa de 40% ao se avaliar os quantis padronizados, porém ainda são identificadas situações que merecem alerta.

Contudo, é importante ressaltar a dificuldade na aplicabilidade prática desses modelos para análise de frequência de cheias e dimensionamento de vertedouros, uma vez que são calculados quantis diferentes para cada ano considerado, não havendo um consenso quanto à qual o valor a ser definido. Neste trabalho, a comparação foi feita com base na média dos quantis durante o período de análise, contudo, Hesarkazzazi *et al.* (2021) realizam a comparação com base nos últimos dois anos registrados, o que pode tornar a análise tendenciosa, haja vista que modelos não estacionários, principalmente aqueles com variações lineares crescentes em seus parâmetros, vão naturalmente retornar quantis mais conservadores conforme se avança no tempo.

Desta forma, os modelos GAMLSS se apresentam como uma boa ferramenta de verificação e entendimento do comportamento não estacionário em vazões máximas anuais, porém sua utilização isolada para dimensionamento de vertedouros não parece ser adequada, justamente pela variabilidade dos resultados e falta de um critério sólido na definição do quantil de projeto. Além disso, modelos e conceitos não estacionários, em geral, necessitam de extrapolações futuras, o que é mais uma dificuldade em âmbitos práticos.

Portanto, os ajustes estacionários usualmente utilizados ainda se mostram como ferramentas válidas e mais práticas, pois retornam estimativas com menores incertezas e, sob o princípio de parcimônia, podem ser mais atrativos para resoluções do mundo real. Não obstante, para locais com vazões máximas anuais que apresentam indícios não estacionários, é de vital importância acompanhar o avanço dessas tendências, realizando estudos periódicos de revisão dos quantis a fim de

identificar e mitigar potenciais riscos e danos, assim como buscar compreender as causas dessas tendências registradas.

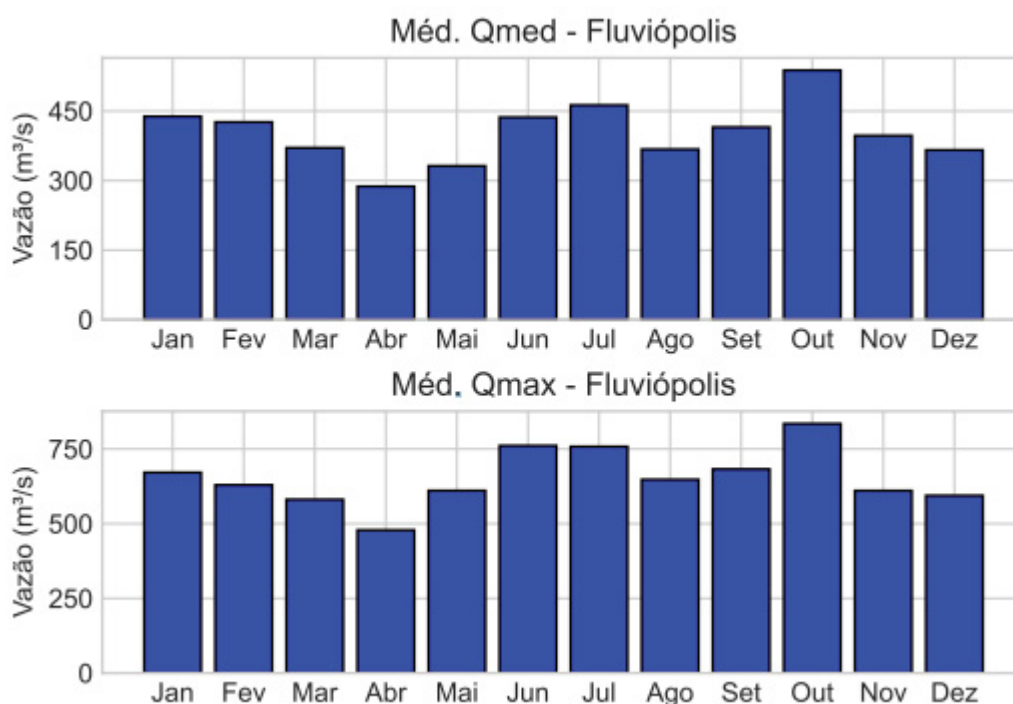
Apesar das dificuldades associadas aos modelos não estacionários, estes também não podem ser descartados, pois suas aplicações são importantes para compreender a evolução temporal dos quantis e a própria tendência observada, assim como identificar períodos de maior risco e potenciais causas do comportamento não estacionário.

3.5 ESTUDO DE CASO EM FLUVIÓPOLIS

Após a análise nas UHE's do SIN, realizou-se o estudo de caso para Fluviópolis (FIGURA 9). Inicialmente, foi analisado o possível ano hidrológico do local através do procedimento elucidado na FIGURA 11. A análise feita com base nas médias das vazões médias e máximas mensais indicou períodos seco e úmido nos semestres de junho a novembro e de maio a outubro, respectivamente. Logo, o ano hidrológico do local se iniciaria em fevereiro e terminaria em janeiro, coincidindo com o definido anteriormente para o subsistema Sul do SIN. Contudo, como é possível observar nos histogramas das vazões máximas e médias mensais (FIGURA 35), a série fluviométrica de Fluviópolis não apresenta períodos sazonais consideravelmente distintos e, portanto, optou-se por considerar os anos civis na amostragem.

Sendo assim, foram estabelecidas as séries de máximos anuais para realizar a análise de frequência. Ao todo foram definidas cinco amostras distintas, uma com as vazões e quatro com as precipitações espacializadas a partir dos pluviômetros listados na TABELA 1. A série de vazões máximas foi definida com os máximos registros diários de cada ano (Q_{max}), e as de precipitação foram definidas com os máximos diários (P_{max}), e os acumulados de 7 (P_7), 15 (P_{15}) e 30 dias (P_{30}) anteriores à cheia anual.

FIGURA 35 – HISTOGRAMAS DAS VAZÕES MENSAIS EM FLUVIÓPOLIS



FONTE: O autor (2022).

Com as amostras definidas, as mesmas foram submetidas a uma análise de estacionariedade por meio do teste MK-TFPW. De acordo com os resultados obtidos (TABELA 10), observa-se que as vazões apresentam uma tendência significativa de crescimento e, dentre as séries pluviométricas consideradas, a única com uma tendência estatisticamente significativa foi Pmax. Percebe-se que ela foi, inclusive, mais significativa que a série de Qmax, tendo como base o p-valor resultante.

Após a análise de estacionariedade, iniciou-se o procedimento de ajustes dos modelos tanto estacionários quanto não estacionários. Começando com a abordagem estacionária, as distribuições GUM e LN2 foram ajustadas à série de Qmax de maneira análoga à realizada para as UHE's. Os ajustes foram validados após aplicação do teste PPCC, o qual retornou coeficientes acima dos valores críticos presentes na TABELA 2, indicando adequação de ambas as distribuições para descrever os registros de vazões máximas do local.

TABELA 10 – RESULTADOS MK-TFPW EM FLUVIÓPOLIS

Série	Z	p-valor
Qmax	2,5680	0,0102
Pmax	3,0783	0,0021
P7	0,4517	0,6515
P15	0,8867	0,3752
P30	1,0372	0,2996

FONTE: O autor (2022).

Com os ajustes estacionários finalizados, iniciou-se a análise não estacionária. Para se ter um melhor entendimento da evolução temporal dos parâmetros das distribuições e o comportamento das vazões no local de estudo, foram ajustadas distribuições estacionárias em janelas móveis de 30 anos, de maneira análoga à feita por Isensee *et al.* (2021a) e Wilcox *et al.* (2018). Além das janelas móveis, discretizou-se a série em janelas extensíveis (GRIFFIN *et al.* 2019), das quais a primeira compreende os 30 primeiros anos registrados e o restante é aumentado progressivamente até que seja atingido o final do período observado.

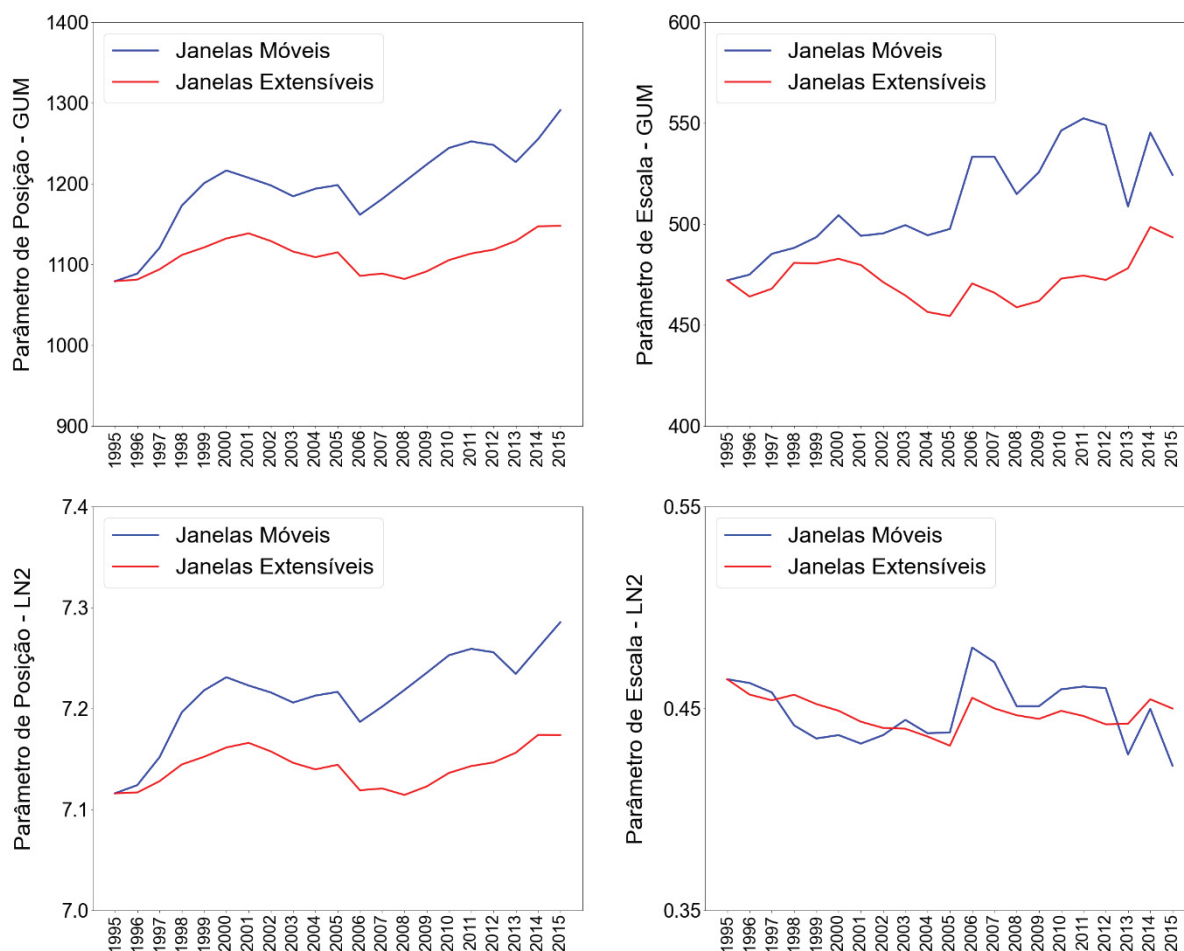
Portanto, como a amostra compreende os anos entre 1966 e 2015, foi possível realizar 21 recortes para cada tipo de janela temporal e distribuição, totalizando 84 ajustes, por meio dos quais obteve-se séries temporais dos parâmetros que compõem as distribuições GUM e LN2. Com estas séries temporais é possível avaliar o comportamento temporal do parâmetro e definir de maneira mais assertiva a formulação e estrutura de um modelo não estacionário.

Em termos de PPCC, a distribuição GUM apresentou ajustes mais satisfatórios para os dados das janelas, com apenas um caso sendo rejeitado pelo teste de aderência. Em contrapartida, a distribuição LN2 demonstrou maiores complicações, com as duas primeiras janelas móveis e 10 das 21 janelas extensíveis possuindo seus ajustes rejeitados pelo teste.

Os parâmetros calculados através dos recortes temporais são apresentados na FIGURA 36. Analisando primeiramente os parâmetros de GUM, percebe-se que tanto para posição quanto para escala a variabilidade é maior no caso das janelas móveis, cujas amplitudes entre os maiores e menores valores dos parâmetros de posição e escala são iguais a 212 e 80, respectivamente. Em contrapartida, as janelas extensíveis apresentaram menores variações nos parâmetros, o que é coerente, haja vista que esta abordagem leva em conta maiores informações dos registros históricos,

sem a exclusão de eventos necessária para as janelas móveis. Comportamento semelhante foi identificado por GRIFFIN *et al.* (2019). Também se nota que os parâmetros das janelas móveis são superiores aos das janelas extensíveis durante todo o período analisado.

FIGURA 36 – PARÂMETROS OBTIDOS NAS JANELAS TEMPORAIS EM FLUVIÓPOLIS



FONTE: O autor (2022).

No caso dos ajustes realizados com LN2, são identificadas algumas características semelhantes às discutidas no parágrafo anterior, com maior variabilidade nas janelas móveis e superioridade dos parâmetros de posição das mesmas em comparação aos valores calculados com janelas extensíveis. Contudo, diferentemente dos ajustes feitos com GUM, observa-se parâmetros de escala das janelas extensíveis maiores que os das janelas móveis em alguns recortes temporais.

Em relação à evolução temporal, percebe-se um comportamento praticamente idêntico nos parâmetros de posição obtidos nas duas distribuições, os

quais apresentam um crescimento linear até 2000 e 2001 (a depender do tipo de janela – móveis ou extensíveis), quando começam a decair até 2006 e 2008 e voltam a crescer até atingir os anos de 2015 e 2014. Além disso, percebe-se que os crescimentos são mais bruscos nos valores determinados pelas janelas móveis. De qualquer maneira, olhando para o período integral, é plausível concluir que o parâmetro de posição, tanto para GUM quanto para LN2, pode ter o seu comportamento descrito por uma função linear.

Já para os parâmetros de escala, nota-se evoluções temporais distintas entre as duas distribuições. Em geral, para os valores obtidos de GUM é perceptível um crescimento linear, enquanto para os parâmetros de LN2 observa-se um decréscimo. Tal fenômeno pode ser uma das justificativas da maior taxa de rejeição do PPCC para os ajustes feitos com LN2, haja vista que o parâmetro de posição evoluiu de maneira muito semelhante para ambas as distribuições e, portanto, a tendência de queda dos parâmetros de escala talvez possa ser um indicativo de erros nas estimativas feitas para as LN2 ajustadas, o que acabou comprometendo a qualidade das mesmas.

Com base nas discussões realizadas nos últimos dois parágrafos, optou-se por definir modelos GAMLSS com parâmetros de posição variando linearmente e parâmetro de escala constante. A escolha de manter o parâmetro de escala constante se deu por conta da diferença dos valores calculados através das janelas móveis e extensíveis das duas distribuições.

A formulação dos modelos desenvolvidos, assim como os valores de AIC de cada um deles são apresentados na TABELA 11. Olhando os critérios de informação obtidos, percebe-se que quase todos os modelos construídos com dados de precipitação retornaram ajustes mais satisfatórios do que aqueles feitos com apenas a consideração do tempo, corroborando com resultados obtidos por outros autores (CHEN *et al.*, 2021; HESARKAZAZI *et al.*, 2021; SRAJ; BEZAK, 2020). A única exceção foi o modelo MP7-GUM, cujo AIC é superior ao de Mt-GUM. Além disso, nota-se que os modelos ajustados com P15 e P30 foram os que retornaram os menores critérios de informação para ambas as distribuições, indicando serem bons descritores das vazões máximas anuais na região. Também se identifica que o modelo estacionário acabou retornando o maior AIC dentre os modelos construídos com ambas as distribuições.

TABELA 11 – MODELOS AJUSTADOS PARA FLUVIÓPOLIS

Modelo	Formulação	Posição	Escala	AIC
M0-GUM	$\mu = \mu_0$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 1147,816$	$\sigma_0 = 493,496$	784,35
Mt-GUM	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * t$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 937,148$ $\mu_1 = 8,785$	$\sigma_0 = 483,148$	782,76
MPMax-GUM	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * Pmax$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 186,41$ $\mu_1 = 16,525$	$\sigma_0 = 417,686$	764,13
MP7-GUM	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * P7$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 906,752$ $\mu_1 = 4,511$	$\sigma_0 = 498,004$	783,51
MP15-GUM	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * P15$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = -33,483$ $\mu_1 = 7,309$	$\sigma_0 = 367,076$	748,89
MP30-GUM	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * P30$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = -44,593$ $\mu_1 = 4,879$	$\sigma_0 = 327,788$	745,39
M0-LN2	$\mu = \mu_0$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 7,17378$	$\sigma_0 = 0,45007$	783,44
Mt-LN2	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * t$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 6,92161$ $\mu_1 = 0,009889$	$\sigma_0 = 0,42685$	780,14
MPMax-LN2	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * Pmax$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 6,43239$ $\mu_1 = 0,011892$	$\sigma_0 = 0,35205$	760,87
MP7-LN2	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * P7$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 6,89541$ $\mu_1 = 0,004885$	$\sigma_0 = 0,41121$	776,41
MP15-LN2	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * P15$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 6,11452$ $\mu_1 = 0,006019$	$\sigma_0 = 0,26784$	733,53
MP30-LN2	$\mu = \mu_0 + \mu_1 * P30$ $\sigma = \sigma_0$	$\mu_0 = 5,95449$ $\mu_1 = 0,004603$	$\sigma_0 = 0,27221$	735,15

FONTE: O autor (2022).

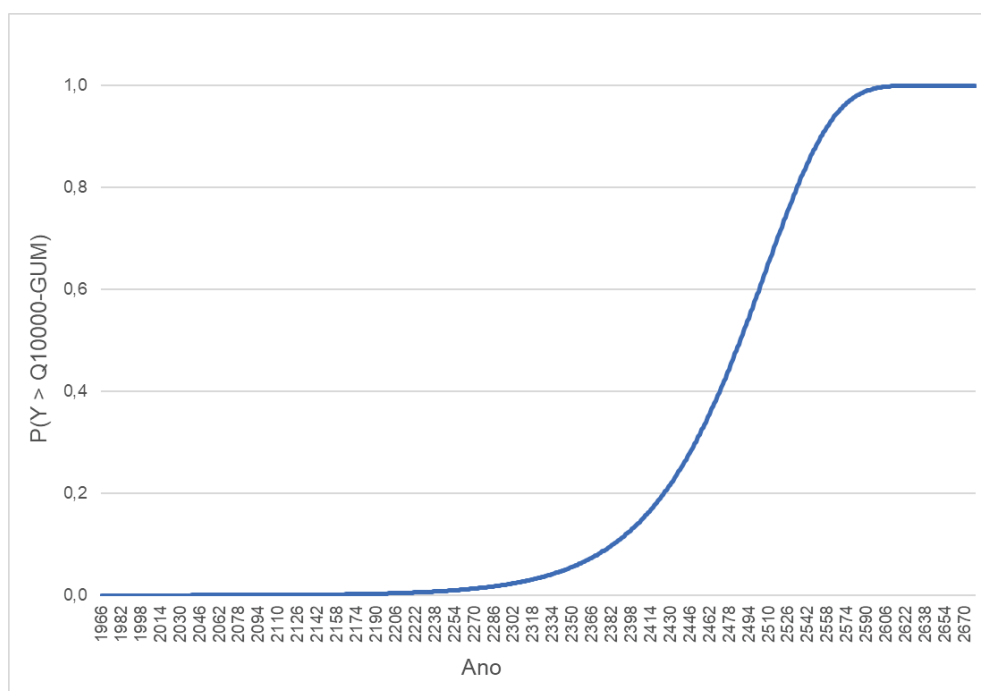
Para exemplificar a complexidade de se utilizar modelos não estacionários e avaliar a aplicabilidade dos mesmos para quantificar vazões de projetos de vertedouros, realizou-se uma análise com os conceitos de período de retorno (equação (6)) e risco hidrológico (equação (7)) sob condições não estacionárias com os modelos Mt-GUM e Mt-LN2. Apesar de não terem apresentado os menores valores de AIC, optou-se por utilizá-los pela facilidade de realizar extrapolações, as quais seriam mais complexas nos casos com precipitação.

Iniciando pelo período de retorno, considerou-se como vazões de projeto os quantis decamilenares obtidos através dos ajustes estacionários, os quais correspondem a aproximadamente 5693 m³/s para GUM e 6958 m³/s para LN2. Os gráficos das FIGURA 37 e FIGURA 38 apresentam a evolução temporal das probabilidades de excedências das vazões de projeto pré-estabelecidas. Percebe-se que para o procedimento de cálculo é necessário realizar extrapolações extensas e até mesmo inviáveis do ponto de vista prático, pois tomar conclusões com base em

resultados correspondentes a centenas de anos no futuro não é, ou não deveria ser, de maneira alguma racional. Adicionalmente, este tipo de extrapolação certamente leva a valores irrealistas quanto ao comportamento físico das vazões, haja vista que parte-se do pressuposto de que as vazões estão crescendo temporalmente.

De qualquer modo, com as probabilidades de excedência calculadas, identificou-se que x_{max} coincidiu com os anos de 2678 e 2434 para GUM e LN2, respectivamente. Logo, calculando o período de retorno através da equação (6), foi possível obter recorrências de 290 anos para GUM e 117 anos para LN2. Estes resultados podem ser extremamente alarmantes em um primeiro momento, haja vista que a vazão passou a ter um período de retorno muito inferior ao estabelecido sob a premissa de estacionariedade.

FIGURA 37 – PROBABILIDADES DE EXCEDÊNCIA ANUAL DE Q10000-GUM EM FLUVIÓPOLIS

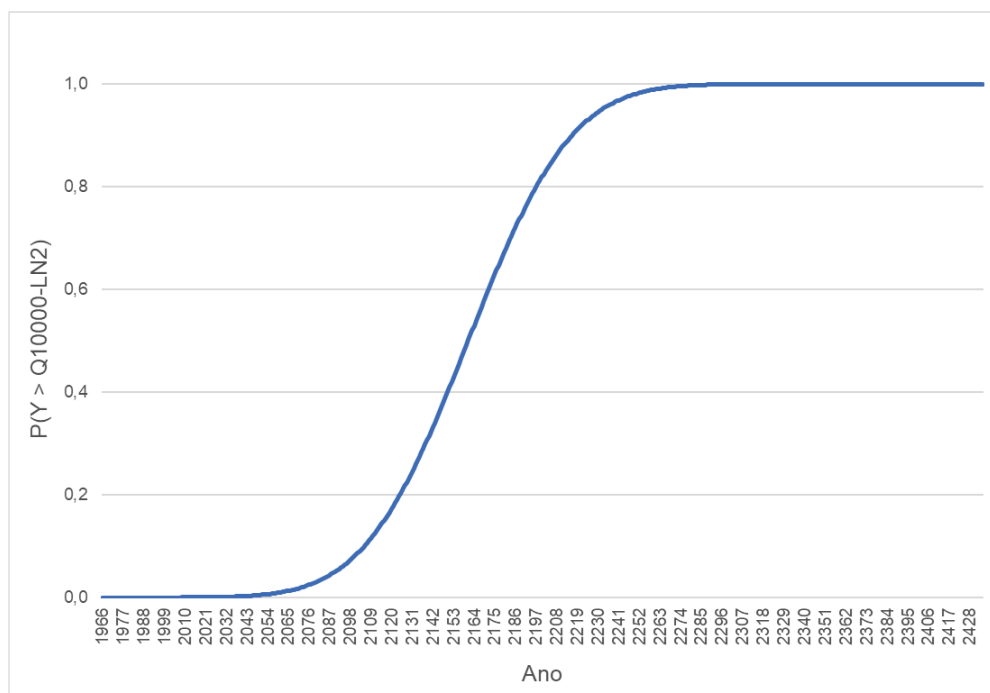


FONTE: O autor (2022).

Contudo, é importante adotar cautela na análise para evitar conclusões precipitadas. Isto porque a formulação do período de retorno utilizada necessita de extrapolações e, para recorrências muito altas como é o caso de dimensionamento de vertedouros, esta conceituação pode não ser a mais adequada quando se leva em conta a sua aplicabilidade em projetos reais. Além disso, o exemplo sendo discutido considerou um modelo com variações em função do tempo apenas, no caso da

utilização de covariáveis físicas esta análise se tornaria inviável, uma vez que extrapolações com estas informações são ainda mais difíceis de serem feitas.

FIGURA 38 – PROBABILIDADES DE EXCEDÊNCIA ANUAL DE Q10000-LN2 EM FLUVIÓPOLIS



FONTE: O autor (2022).

Com o intuito de avaliar a sensibilidade da equação (6) para diferentes recorrências, a mesma análise feita para as vazões decamilenares foi feita para as vazões com recorrências de 100 anos, as quais correspondem a 3418 m³/s e 3717 m³/s para GUM e LN2, respectivamente. Tais vazões apresentaram períodos de retorno iguais a 65 (GUM) e 54 anos (LN2), mantendo o comportamento observado anteriormente, com a distribuição GUM retornando maiores períodos de retorno. Adicionalmente, nota-se uma drástica queda das recorrências de Q100, porém não tão alta quanto a vista nos valores de Q10000 se analisadas em termos relativos. Tal comportamento é coerente com o identificado por Read e Vogel (2015), em que os autores notaram maior impacto da não estacionariedade em eventos de maiores recorrências.

Após a análise referente aos períodos de retorno, foram calculados os riscos hidrológicos correspondentes às vazões decamilenares obtidas por GUM e LN2. Sob condições estacionárias, o risco hidrológico associado a uma vazão decamilar de uma estrutura com vida útil de 100 anos pode ser calculado pela equação (2) e

equivale a aproximadamente 0,995%. Contudo, o conceito em um contexto não estacionário é diferente pois as probabilidades de excedência variam temporalmente, devendo, portanto, ser calculado com a equação (7).

Sendo assim, calculou-se os riscos hidrológicos de Q10000 de ambas as distribuições considerando um cenário hipotético em que uma estrutura em Fluiópolis teve sua operação iniciada no ano de 2016 (primeiro ano após o período utilizado nos ajustes) e possui vida útil de 100 anos. Logo, para calcular os valores foi necessário realizar extrapolações até o fim do período de 100 anos, ou seja, até 2115.

Aplicando as probabilidades de excedência da vida útil à equação (7), obteve-se um risco de 3,7% para o quantil de GUM e 97,2% para o quantil de LN2, indicando novamente a complexidade e dificuldade em se utilizar com praticidade estes conceitos sob condições não estacionárias, por conta deste alto grau de variação com a simples consideração de uma ou outra distribuição de probabilidade na construção dos modelos.

Possivelmente, este considerável aumento no risco de LN2 se dá pela própria estrutura do modelo e distribuição, haja vista que são parâmetros variando linearmente, mas em escala logarítmica, o que acaba influenciando na maneira como os níveis de retorno se comportam ao longo do tempo, pois os mesmos acabam tendendo para uma evolução exponencial após as transformações dos resultados obtidos com os modelos, diferentemente dos quantis de GUM que variam linearmente de maneira semelhante aos parâmetros de posição. Esta evolução exponencial certamente é sensível às extrapolações realizadas para a vida útil considerada neste exemplo, afetando drasticamente o valor do risco hidrológico para LN2.

Enfim, com base nos resultados dos períodos de retorno e riscos hidrológicos percorridos nos parágrafos anteriores, é nítida a complexidade do problema e a dificuldade em utilizar estes conceitos em um âmbito prático. Isto porque, apesar dos valores obtidos apontarem situações de grande alerta, a consideração de não estacionariedade na análise de frequência reflete na variação das probabilidades de excedência anuais, o que para períodos de recorrência muito altos como os 10000 anos necessários para o dimensionamento de vertedouros, pode tornar o procedimento de cálculo inviável e até mesmo levar a estimativas completamente irreais fisicamente.

Para exemplificar tal situação, realizou-se o caminho inverso do feito com os períodos de retorno não estacionários anteriormente, ou seja, por meio de um

procedimento extenso de tentativa e erro, obteve-se o valor correspondente a uma recorrência decamilenar conforme a equação (6) ao invés de calcular qual a recorrência para a Q10000 estacionária. As vazões obtidas foram de 91.002 m³/s para GUM e para LN2 não houve convergência. Apenas a título de comparação, a UHE Itaipu, maior do Brasil, possui seu vertedouro projetado para uma vazão de 62.200 m³/s e uma área de drenagem de 820.000 km² (ITAIPU, 2022), a qual é mais de 40 vezes maior que a de Fluvópolis.

Desta forma, o conceito não estacionário do período de retorno analisado, por mais importante que seja a sua discussão e a proposição de novas alternativas frente a incertezas futuras, mostra dificuldades em sua aplicabilidade principalmente para recorrência muito altas, como é o caso do dimensionamento de vertedouros. Leva-se a crer que em situações em que há um crescimento de vazões, a alternativa mais interessante seja estimar o quantil de projeto de maneira determinística, como a enchente máxima provável.

Em relação ao conceito do risco hidrológico, este se mostra mais viável por conta de menores extrapolações necessárias, e um possível indicador para verificação de estruturas existentes. Contudo, os resultados ainda apontam alta variabilidade a depender da distribuição utilizada na construção do modelo não estacionário e a incerteza associada às extrapolações necessárias para a análise.

CONCLUSÕES

Este trabalho apresenta uma investigação referente a possíveis impactos da não estacionariedade em séries de vazões máximas a quantis obtidos através de análises de frequência de cheias em 142 UHE's do SIN. O estudo se iniciou com a definição do ano hidrológico, sendo um dos objetivos específicos defini-lo para cada um dos quatro subsistemas que compõem o SIN. Em geral, os resultados foram considerados satisfatórios, com apenas algumas exceções no subsistema Sul. Entretanto, investigações referentes a efeitos de autocorrelação devem ser realizadas futuramente, uma vez que algumas séries amostradas em anos hidrológicos apresentaram uma maior correlação serial do que quando amostradas em anos civis, apesar de poucas apresentarem autocorrelação estatisticamente significativa para as duas amostragens. Adicionalmente, é importante ressaltar que os anos hidrológicos determinados são recomendados para análise de vazões máximas.

Após a definição dos anos hidrológicos, realizou-se a análise quanto à estacionariedade nas séries de vazões máximas das UHE's. Foram evidenciadas tendências de crescimento nas regiões Sul e próximas à Amazônia, assim como em algumas parcelas da região Sudeste próximas ao Sul. Em contrapartida, tendência decrescentes foram identificadas na região Nordeste e nos estados de Mato Grosso, Tocantins, Goiás e Minas Gerais. Tais resultados são consistentes com os obtidos por outros trabalhos (BARTIKO *et al.*, 2019; DO *et al.*, 2017).

Comparando os resultados do MK-TFPW com amostragens feitas com anos civis e hidrológicos, percebe-se poucas diferenças, indicando baixa influência no tipo de amostragem neste tipo de análise. Possivelmente, tal fenômeno seja explicado pelas características das séries temporais analisadas, pois cheias anuais de grande magnitude tendem a ser consideradas independentemente da forma como a amostra é definida. Um estudo similar pode ser feito com vazões médias anuais, a fim de compreender melhor os impactos da consideração de anos hidrológicos na identificação de não estacionariedade em registros fluviométricos.

Com as UHE's que apresentam tendências crescentes significativas devidamente identificadas, realizou-se os ajustes dos modelos estacionários e não estacionários. Em relação aos ajustes estacionários, notou-se relativa dificuldade em se ajustar adequadamente as distribuições GUM e LN2, em termos de PPCC. Tal característica possivelmente está associada às estruturas das distribuições, pois as

mesmas possuem apenas dois parâmetros em suas formulações. Logo, para estudos futuros sugere-se testar distribuições com maiores quantidades de parâmetros e identificar distribuições que melhor descrevem as vazões máximas anuais das UHE's do SIN.

Para os ajustes não estacionários, avaliou-se seis formulações diferentes de GAMLSS para cada distribuição considerada (GUM e LN2). Em geral, para modelos construídos com LN2, percebe-se predominância de modelos com variações somente no parâmetro de posição. Por outro lado, as alternativas ajustadas com GUM, apresentaram maior variabilidade sem unanimidades quanto à melhores formulações. Adicionalmente, os modelos construídos com LN2 foram preferidos em relação aos construídos com GUM na maioria dos empreendimentos.

De qualquer forma, após a realização de uma análise preliminar, notou-se alta variabilidade e sensibilidade quanto à escolha dos modelos ao se alterar a penalização inerente ao conceito de GAIC. Sendo assim, é válido identificar qual o grau de penalização ótimo para a análise de frequência de cheias nas UHE's do SIN, uma vez que o mesmo pode alterar significativamente a escolha do melhor modelo, ficando aqui como sugestão para trabalhos futuros.

Em relação à aplicabilidade do GAMLSS, nota-se que o critério de escolha do modelo tem forte impacto nos resultados. Nesta dissertação, o AIC foi utilizado para comparação dos modelos. Tal escolha acabou levando a alguns possíveis casos de sobreajustes que afetaram a análise, nos quais a tendência de crescimento não acompanha todo o período analisado, o que pode ser incoerente sob a premissa de não estacionariedade, ou então, significa que algumas tendências identificadas possam estar relacionadas a incertezas intrínsecas aos períodos registrados ou à estrutura do teste de MK considerado, como apontado por Lins e Cohn (2011).

Este fenômeno foi observado principalmente em modelos com funções de suavização. Além disso, este tipo de formulação pode dificultar realizações de extrapolações usualmente realizadas em análises de frequência não estacionárias, conforme exposto por Villarini *et al.* (2009b). Sendo assim, recomenda-se cautela na adoção de funções de suavização para modelagem não estacionária.

Além disso, os modelos GAMLSS se mostram como ferramentas interessantes para investigação do comportamento não estacionário em séries de vazões máximas, e possíveis verificações de estruturas existentes. Contudo, para dimensionamento de vertedouros de fato, ele não é uma alternativa tão interessante

em termos práticos, pois para cada ano analisado há um quantil de projeto distinto, não havendo um consenso sobre qual valor ser definido. Adicionalmente, alguns trabalhos, utilizam o GAMLSS como ajustes a serem extrapolados e utilizados em conjunto com outros métodos de dimensionamento. Contudo, a maioria das análises consideram períodos de retorno de 100 anos, ou no máximo 1000 anos, não havendo grandes investigações de extrapolações para recorrências decamilenares, o que certamente é inviável pelo extenso período de retorno e se mostra mais um fator que inviabiliza sua utilização em projetos da vida real.

Outro fator relevante encontrado é a limitação das distribuições disponíveis na implementação atual do GAMLSS. Apesar de possuir uma boa quantidade e permitir realizar inferências de novas alternativas, experiências no decorrer desta dissertação mostraram dificuldades da ferramenta para ajustes da distribuição GEV, usualmente utilizada na literatura. O mesmo obstáculo foi observado por Debele *et al.* (2017).

Finalizados os ajustes dos modelos, iniciou-se a comparação dos quantis de projeto obtidos sob condições estacionárias e não estacionárias, a fim de investigar potenciais cenários de alerta nas usinas estudadas. A análise foi feita para as UHE's cujos ajustes estacionários foram aceitos após o teste do PPCC e com base nos quantis de projeto padronizados, os quais permitem identificar situações de segurança ou alerta nos empreendimentos. Analisando a média dos quantis obtidos por modelos não estacionários, não foram identificados cenários de alerta em nenhuma das usinas para nenhum dos períodos de retorno avaliados, indicando que a metodologia estacionária retorna estimativas mais conservadoras e seguras.

Entretanto, ao se investigar os quantis padronizados ano a ano, são identificadas algumas ocasiões que chamam a atenção e não podem ser negligenciadas. Cenários de alerta foram mais frequentes para quantis com períodos de retorno menores e mais críticos para modelos ajustados com a distribuição GUM.

Após finalizar a análise nas UHE's, realizou-se um estudo de caso em Fluiópolis para investigar outros aspectos para complementar o encontrado para as usinas. Nesta etapa, observou-se que a utilização de janelas móveis como análise preliminar para definição da formulação dos GAMLSS pode ser útil para evitar possíveis casos de sobreajuste ocorridos nas usinas. Também observou que modelos não estacionários construídos com covariáveis físicas são preferíveis aos modelos ajustados somente com o tempo, corroborando com o concluído por outros trabalhos

(CHEN *et al.*, 2021; ISENSEE *et al.*, 2021a; HESARKAZZAZI *et al.*, 2021; SRAJ; BEZAK, 2020).

O estudo de caso também permitiu analisar conceitos de período de retorno e risco hidrológico sob condições não estacionárias. Em ambas as análises, as conclusões tendem a ser alarmantes, com reduções nas recorrências e aumentos nos riscos. Contudo, a extrapolação intrínseca a suas formulações pode tornar a análise inviável em termos práticos, sendo este efeito mais aparente no conceito do período de retorno, o qual necessita de extrapolações de centenas de anos no futuro e pode levar a estimativas completamente irrealistas do ponto de vista físico. No caso do risco hidrológico, seu conceito é mais coerente, podendo ser uma boa alternativa para verificações de estruturas existentes com base em projeções futuras, apesar destas projeções ainda serem um fator adicional de incerteza e o resultado apresentar alta variabilidade a depender da distribuição adotada.

Enfim, com base nas evidências obtidas nesta dissertação, não é possível afirmar que as tendências existentes em séries de vazões máximas anuais podem indicar riscos às usinas existentes. Apesar da identificação de cenários de alertas, na média os resultados apontam condições seguras. Contudo, é importante acompanhar os empreendimentos cujos registros apresentam tendências significativas e monitorar a evolução temporal destes possíveis comportamentos não estacionários. Além disso, recomenda-se, para estudos futuros, a incorporação de mais indicadores à análise, como a consideração de covariáveis de significado físico nos ajustes (para as séries temporais das UHE's) e a geração de séries sintéticas para validação dos resultados.

Resultados frequentes na literatura que apontam situações de alerta, muitas vezes realizam as comparações nos últimos anos das amostras ou através de extrapolações, o que pode enviesar as conclusões, pois modelos não estacionários, principalmente aqueles construídos com tendências lineares, naturalmente irão retornar maiores quantis conforme se avança no tempo.

Sendo assim, sob um ponto de vista prático, os ajustes com distribuições estacionárias ainda se mostram ferramentas adequadas e, possivelmente, ainda é uma melhor alternativa em comparação com modelos puramente não estacionários. Esta preferência, por mais paradoxal que possa parecer, se sustenta principalmente para vazões de projetos com recorrências muito altas, como é o caso do dimensionamento de vertedouros, pois procedimentos de dimensionamento sob condições não estacionárias podem levar em conta extrapolações que neste caso

precisariam ser muito extensas. Portanto, em meio às elevadas incertezas intrínsecas a projeções de longo prazo, “admitir estacionariedade pode prover uma opção de modelagem mais consistente e efetiva” (em tradução livre de KOUTSOYIANNIS; MONTANARI, 2015), assim como “um modelo simples com falhas conhecidas pode ser mais interessante que um modelo sofisticado cuja fidelidade à realidade é incerta” (em tradução livre de LINS; COHN, 2011).

Adicionalmente, adotar, em projetos práticos, um modelo em que se considera uma tendência de crescimento a persistir futuramente também não parece ser uma boa alternativa, por conta do tamanho reduzido das amostras, e por não haver conhecimento total dos fenômenos hidrológicos e como os mesmos evoluem. Contudo, é importante ressaltar que os modelos não estacionários se mostram como boas ferramentas para compreender e analisar a evolução temporal de tendências existentes.

Para locais com tendências estatisticamente significativas, uma alternativa plausível e racional é atualizar as séries temporais e realizar novos ajustes, a fim de identificar a necessidade de possíveis revisões. Logo, o monitoramento hidrológico é de suma importância para obter observações atualizadas que incorporarão as análises futuras.

Outra maneira de lidar com comportamentos não estacionários, é adotar a enchente máxima provável como um limite superior dos quantis calculados por modelos não estacionários, evitando inconsistências físicas. Portanto, investigações neste âmbito são aqui recomendadas como objeto de estudo em trabalhos futuros.

Isto posto, este trabalho não ignora a existência de riscos associados a falhas no atendimento das vazões de projeto de vertedouros e os potenciais danos. Certamente mudanças climáticas e alterações no uso do solo podem ter causado as tendências de crescimento observadas, as quais devem ser investigadas e analisadas detalhadamente, assim como novas soluções que sejam resilientes a estes fenômenos devem ser discutidas. Contudo, análises referentes a assuntos como este devem sempre tender à racionalidade e à busca de alternativas que sejam viáveis de um ponto de vista prático, haja vista que enchentes causam danos altos e muitas vezes irreversíveis mundo afora, sendo necessário que os tomadores de decisão sejam os mais assertivos possíveis.

Portanto, antes de adotar modelos muito complexos, talvez seja mais interessante avaliar as causas dos comportamentos não estacionários, como as

tendências evoluem e qual a melhor maneira de incorporar essas informações a procedimentos práticos de dimensionamento. Logicamente, estas não são tarefas fáceis e, para se obter sucesso nesse âmbito, é evidente a importância de investimentos em monitoramento hidrológico, pois as observações e registros históricos são imprescindíveis para a construção de modelos hidrológicos e para o entendimento do comportamento hidrológico e sua evolução temporal.

REFERÊNCIAS

AHN, K.; PALMER, R. N. Trend and Variability in Observed Hydrological Extremes in the United States. **Journal of Hydrological Engineering**, v. 21, n. 2, 2016.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n.6, p. 716-723, 1973.

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Koppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.

ANA. **Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil**. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico. 2020a. Disponível em: <https://www.snirh.gov.br/portal/centrais-de-conteudos/conjuntura-dos-recursos-hidricos/conjuntura-2020>. Acesso em: 17 de dez. 2021.

ANA. **Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil**. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico. 2021a. Disponível em: <https://relatorio-conjuntura-ana-2021.webflow.io/>. Acesso em: 17 de dez. 2021.

ANA. Hidroweb. 2022. Disponível em: <https://www.snirh.gov.br/hidroweb/apresentacao>. Acesso em: 02 de jul. 2022.

ANA. **Plano Nacional de Segurança Hídrica**. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico. 2019. Disponível em: <https://arquivos.ana.gov.br/pnsh/pnsh.pdf>. Acesso em: 20 de dez. 2021.

ANA. **Relatório de Segurança de Barragens**. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico. 2021b. Disponível em: <https://www.snisb.gov.br/relatorio-anual-de-seguranca-de-barragem/2020/rsb-2020.pdf>. Acesso em: 20 de dez. 2021.

ANA. **Unidades de Gestão de Recursos Hídricos (UGRHs)**. Catálogo de metadados da ANA. 2020b. Disponível em: <https://metadados.snirh.gov.br/geonetwork/srv/api/records/985f8821-2da3-4108-85a9-95985b37f3fe>. Acesso em 13 de mar. 2022.

ANEEL. **SIGA - Sistema de Informações de Geração da ANEEL**. 2021.

ANDERSON. T. W.; D. A. DARLING. Asymptotic Theory of Certain "Goodness of Fit" Criteria Based on Stochastic Processes. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 23, n.2, p. 193 - 212, 1952.

ANDERSON, T. W.; DARLING, D. A. A test of goodness of fit. **Journal of the American Statistical Association**, v. 49, n. 268, p. 765-769, 1954

BACOVÁ-MITKOVÁ, V.; ONDERKA, M. Analysis of extreme hydrological events on the Danube using the peak over threshold method. **Journal of Hydrology and Hydromechanics**, v. 58, n.2, p. 88-101, 2010.

BARTIKO, D.; CHAFFE, P. L. B.; BONUMÁ, N. B. Nonstationarity in maximum annual daily streamflow series from Southern Brazil. **Brazilian Journal of Water Resources**, v. 22, e. 48, 2017.

BARTIKO, D.; OLIVEIRA, D. Y.; BONUMÁ, N. B.; CHAFFE, P. L. B. Spatial and seasonal patterns of flood change across Brazil. **Hydrological Sciences Journal**, v. 64, n. 9, p. 1071-1079, 2019.

BAYAZIT, M. Nonstationarity of hydrological records and recent trends in trend analysis: A state-of-the-art review. **Environmental Processes**, v.2, p. 527-542, 2015.

BEKRI, E. S.; ECONOMOU, P.; YANNOPOULOS, P. C.; DEMETRACOPOULOS, A. C. Reassessing Existing Reservoir Supply Capacity and Management Resilience under Climate Change and Sediment Deposition. **Water (Switzerland)**, v13, n. 13, 2021.

BESKOW, S.; CALDEIRA, T. L.; DE MELLO, C. R.; FARIA, L. C.; GUEDES, H. A. S. Multiparameter probability distributions for heavy rainfall modeling in extreme southern Brazil. **Journal of Hydrology: Regional Studies**, v.4, p. 123-133, 2015.

BEVEN, K. J. **Rainfall-Runoff Modelling: The Primer**. 2. ed. Lancaster: John Wiley & Sons Ltd, 2012.

BEZAK, N.; BRILLY, M.; SRAJ, M. Comparison between the peaks-over-threshold method and the annual maximum method for flood frequency analysis. **Hydrological Sciences Journal**, v.59, n. 5, p. 959-977, 2014.

BRASIL. **Lei nº 9.433, de 8 de janeiro de 1997**. Institui a Política Nacional dos Recursos Hídricos. Brasília, DF. 1997. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9433.htm. Acesso em: 17 de dez. 2021.

BRASIL. **Lei nº 12.334, de 20 de setembro de 2010**. Estabelece a Política Nacional de Segurança de Barragens. Brasília, DF. 2010. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ato2007-2010/2010/lei/l12334.htm. Acesso em: 20 de dez. 2021.

CAMPENHOUT J. V.; HOUBRECHTS, G.; PEETERS, A.; PETIT, F. Return Period of Characteristic Discharges from the Comparison between Partial Duration and Annual Series, Application to the Walloon Rivers (Belgium). **Water**, v. 12, n. 3, 2020.

CASSALHO, F.; BESKOW, S.; MELLO, C. R.; MOURA, M. M.; KERSTNER, L.; ÁVILA, L. F. At-site flood frequency analysis coupled with multiparameter probability distribution. *Water Resources Management*, v. 32, p. 285-300, 2018.

CHEN, M.; PAPADIKIS, K.; JUN, C. An investigation on the non-stationarity of flood frequency across the UK. **Journal of Hydrology**, v. 597, 2021.

CHENG, L.; AGHAKOUCHAK, A.; GILLELAND E.; KATZ, R. W. Non-stationary extreme value analysis in a changing climate. **Climatic Change**, v. 127, p. 353-369, 2014.

CHOW, V. T.; MAIDMENT, D. R.; MAYS, L. W. **Applied Hydrology**. Nova York: McGraw-Hill, 1988.

CNRH. **Resolução nº 32, de 15 de outubro de 2003**. Brasília, DF: Conselho Nacional de Recursos Hídricos. 2003. Disponível em: <https://cnrh.mdr.gov.br/divisao-hidrografica-nacional/74-resolucao-n-32-de-15-de-outubro-de-2003/file>. Acesso em: 13 de dez. 2021.

CNRH. **Resolução nº 143, de 10 de julho de 2012**. Brasília, DF: Conselho Nacional de Recursos Hídricos. 2012. Disponível em: <https://cnrh.mdr.gov.br/resolucoes/1922-resolucao-n-143-de-10-de-julho-de-2012/file>. Acesso em: 30 de dez. 2021.

COLES, S. **An introduction to statistical modeling of extreme values**. London: Springer, 2001.

COOK, C.; BAKKER, K. Debating the concept of water security. In: LANKFORD, B. *et al.* **Water Security: Principles, Perspectives and Practices**. Oxford: Routledge, p.49-63, 2013.

COOLEY, D. Return Periods and Return Levels Under Climate Change. In: AghaKouchak *et al.* **Extremes in a Changing Climate**. Dordrecht: Springer, v. 65, p. 97-114, 2012.

CUNNANE, C. A note on the Poisson assumption in partial duration series models. **Water Resources Research**, v. 15, n. 2, p. 489-494, 1979.

CUNNANE, C. A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. **Journal of Hydrology**, v.18, p. 257-271, 1973.

CUNNANE, C. Methods and merits of regional flood frequency analysis. **Journal of Hydrology**, v.100, p. 269-290, 1988.

DA SILVA, N. R. **Influência do fenômeno ENOS nas vazões afluentes às usinas hidrelétricas brasileiras**. 2021. 198 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental) – Universidade Federal do Paraná, 2021.

DEBELE, S. E.; BOGDANOWICZ, E.; STRUPCZEWSKI, W. G. Around and about an application of the GAMLSS package to non-stationary flood frequency analysis. **Acta Geophysica**, v. 65, p. 885-892, 2017.

DETZEL, D. H. M. **Modelagem de séries hidrológicas: uma abordagem de múltiplas escalas temporais**. 2015. 214 f. Tese (Doutorado em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental) – Universidade Federal do Paraná, 2015.

DETZEL, D. H. M.; BESSA, M. R.; VALLEJOS, C. A. V.; SANTOS, A. B.; THOMSEN, L. S.; MINE, M. R. M.; BLOOT, M. L.; ESTRÓCIO, J. P. Estacionariedade das Afluências às Usinas Hidrelétricas Brasileiras. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 16, n. 3, p. 95-111, 2011.

DETZEL, D. H. M.; MINE, M. R. M.; BESSA, M.; BLOOT, M. Cenários Sintéticos de Vazões para Grandes Sistemas Hídricos Através de Modelos Contemporâneos e Amostragem. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 19, n.1, p. 17-28, 2014.

DO. H. X.; WESTRA, S.; LEONARD, M. A global-scale investigation of trends in annual maximum streamflow. **Journal of Hydrology**, v. 552, p. 28-43, 2017.

DONG, N. D.; AGILAN, V.; JAYAKUMAR, K. V. Bivariate Flood Frequency Analysis of Nonstationary Flood Characteristics. **Journal of Hydrological Engineering**, v. 24, n. 4, 2019.

ELETROBRÁS. **Critérios de projeto civil de usinas hidrelétricas**. Rio de Janeiro: Centrais Elétricas Brasileiras S.A., 2003. Disponível em: <https://eletrobras.com/pt/AreasdeAtuacao/geracao/Manuais%20para%20Estudos%20de%20Projetos%20de%20Gera%C3%A7%C3%A3o%20de%20Energia/Crit%C3%A9rios%20de%20Projetos.pdf>. Acesso em: 30 de dez. 2021.

ELETROBRÁS. **Diretrizes para estudos e projetos de pequenas centrais hidrelétricas**. Rio de Janeiro: Centrais Elétricas Brasileiras S.A., 1999a. Disponível em: <https://eletrobras.com/pt/Paginas/Manuais-e-Diretrizes-para-Estudos-e-Projetos.aspx>. Acesso em: 6 de abr. 2022.

ELETROBRÁS. **Diretrizes para elaboração de projeto básico de usinas hidrelétricas**. Rio de Janeiro: Centrais Elétricas Brasileiras S.A., 1999b. Disponível em: <https://eletrobras.com/pt/Paginas/Manuais-e-Diretrizes-para-Estudos-e-Projetos.aspx>. Acesso em: 6 de abr. 2022.

EPE. Balanço Energético Nacional 2021. Rio de Janeiro: Empresa de Pesquisa Energética, 2021. Disponível em: <https://www.epe.gov.br/sites-pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/PublicacoesArquivos/publicacao-601/topico-596/BEN2021.pdf>> Acesso em: 28 de dez. 2021.

FERNÁNDEZ, B.; SALAS, J. D. Return period and risk of hydrologic events. I: Mathematical formulation. **Journal of Hydrologic Engineering**, v. 4, n. 4, p. 297-307, 1999.

FILLIBEN, J. J. The probability plot correlation coefficient test for normality. **Technometrics**, v. 17, n. 1, 1975.

GREENWOOD, J. A.; LANDWEHR, J. M.; MATALAS, N. C.; WALLIS, J. R. Probability weighted moments: definitions and relation to parameters of several distributions expressed in inverse form. **Water Resources Research**, v. 15, n. 5, p. 1049–1054, 1979.

GRIFFIN, A.; VESUVIANO, G.; STEWART, E. Have trends changed over time? A study of UK peak flow data and sensitivity to observation period. **Natural Hazards and Earth System Sciences**, v. 19, p. 2157-2167, 2019.

GRIFFIS, V. W.; STEDINGER, J. R. Incorporating Climate Change and Variability into Bulletin 17B LP3 Model. **World Environmental and Water Resources Congress**, 2007.

GUDMUNDSSON, L.; LEONARD, M.; DO, H. X.; SENEVIRATNE, S. I. Observed Trends in Global Indicators of Mean and Extreme Streamflow. **Geophysical Research Letters**, v. 46, p. 756-766, 2019.

GUMBEL, E. J. The return period of flood flow. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 12, n. 2, p. 163-190, 1941.

HASHIMOTO, T.; STEDINGER, J. R.; LOUCKS, D. P. Reliability, resiliency, and vulnerability criteria for water resource system performance evaluation. **Water Resources Research**, v. 18, n.1, p. 14-20, 1982.

HESARKAZAZI, S.; ARABZADEH, R.; HAJIBABAEI, M.; RAUCH, W.; KJELDSSEN, T. R, PROSDOCIMI, I. Stationary vs non-stationary modelling of flood frequency distribution across northwest England. **Hydrological Sciences Journal**, v. 66. n. 4, p. 729-744, 2021.

HIPEL, K. W., McLEOD, A. I. **Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems**. Amsterdam: Elsevier, 1994.

HOUNKPÉ, J.; DIEKKRUGER, B.; BADOU, D. F.; AFOUDA, A. A. Non-Stationary Flood Frequency Analysis in the Ouémé River Basin, Benin Republic. **Hydrology**, v. 2, p. 210-229, 2015.

IAT. Sistema de Informações Hidrológicas. 2022. Disponível em: <https://www.iat.pr.gov.br/Pagina/Sistema-de-Informacoes-Hidrologicas>. Acesso em: 03 de jul. 2022.

IHA - International Hydropower Association. **Hydropower Status Report 2018: sector trends and insights**. IHA Central Office, Chancery House, London, 2018. Disponível em: https://hydropower-assets.s3.eu-west-2.amazonaws.com/publications-docs/iha_2018_hydropower_status_report_4.pdf. Acesso em 30 de nov. de 2021.

ISENSEE, L. J. **Risco hidrológico de ruptura de barragens em contexto não estacionário: análises estatísticas de séries temporais de extremos e a estimação da vazão de projeto**. 2021. 96 f. Dissertação (Mestre em Engenharia Ambiental) – Fundação Universidade Regional de Blumenau, 2021.

ISENSEE, L. J.; DETZEL, D. H. M.; PINHEIRO, A.; PIAZZA, G. A. Extreme streamflow time series analysis: trends, record length, and persistence. **Journal of Applied Water Engineering and Research**, 2022.

ISENSEE, L. J.; PINHEIRO, A.; DETZEL, D. H. M. Dam Hydrological Risk and the Desing Flood Under Non-stationary Conditions. **Water Resources Management**, v. 35, p. 1499-1512, 2021a.

ISENSEE, L. J.; PINHEIRO, A.; DETZEL, D. H. M. Estimaco da vazo de projeto de barragens utilizando srias temporais no estacionrias. **Revista Brasileira de Geografia Fsica**, v. 14, n. 5, p. 2975-2987, 2021b.

ITAIPU. **Caractersticas tcnicas do vertedouro**. Disponvel em: <https://www.itaipu.gov.br/energia/caracteristicas-tecnicas-do-vertedouro>. Acesso em: 31 de jul. 2022.

KATZ, R. W. Statistical Methods for Nonstationary Extremes. In: AghaKouchak *et al.* **Extremes in a Changing Climate**. Dordrecht: Springer, v. 65, p. 15-37, 2012.

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.; BOBE, B. Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. **Journal of Hydrology**, v. 329, n. 3-4, p. 534-552, 2006.

KOSBIERSKA, F.; ENGELAND, K.; THORARINSDOTTIR, T. Evaluation of design flood estimates – a case study for Norway. **Hydrology Research**, v. 49, n.2, p. 450-465, 2018.

KOUTSOYIANNIS, D.; MONTANARI, A. Negligent killing of scientific concepts: the stationarity case. **Hydrological Sciences Journal**, v. 60, n. 7-8, p. 1174-1183, 2015.

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

LANGBEIN, W. B. Annual floods and the partial-duration flood series. **Transaction, American Geophysical Union**, v. 30, n.6, p. 879-881, 1949.

LIMA, C. H. R.; LALL, U.; TROY, T. J.; DEVINENI, N. A climate informed model for nonstationary flood risk prediction: Application to Negro River at Manaus, Amazonia. **Journal of Hydrology**, v. 522, p. 594-602, 2015.

LINS, H. F.; COHN, T. A. Stationarity: Wanted Dead or Alive? **Journal of the American Water Resources Association**, v. 47, n. 3, p. 475-488, 2011.

MACHADO, M. J.; BOTERO, B. A.; LPEZ, J.; FRANCS, F.; DEZ-HERRERO, A.; BENITO, G. Flood frequency analysis of historical flood data under stationary and non-stationary modelling. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 19, p. 2561-2576, 2015.

MADSEN, H.; LAWRENCE, D.; LANG, D.; MARTINKOVA, M.; KJELDSEN, T. R. Review of trend analysis and climate change projections of extreme precipitation and floods in Europe. **Journal of Hydrology**, v, 519, p. 3634-3650, 2014.

MANN, H.B. Non-parametric tests against trend. **Econometrica**, v. 13, n. 3, p. 245–259, 1945.

MASSEY, F. J. The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit. **Journal of the American Statistical Association**, v. 46, n. 253, p. 68–78, 1951.

MENDES, L. A.; BARROS, M. T. DE; ZAMBON, R. C.; YEH, W. W. G. Trade-Off Analysis among Multiple Water Uses in a Hydropower System: Case of São Francisco River Basin, Brazil. **Journal of Water Resources Planning and Management**, v. 141, n. 10, 2015.

MILLY, P. C. D.; BETANCOURT, J.; FALKENMARK, M.; HISRCH, R. M.; KUNDZEWICZ Z. W.; LETTENMAIER D. P.; STOUFFER, R. J. Stationarity is dead: Whither water management? **Science**, v. 319, n. 5863, p. 573-574, 2008.

MONTANARI, A.; KOUTSOYIANNIS D. Modeling and mitigating natural hazards: Stationarity is immortal! **Water Resources Research**, v. 50, n. 12, p. 9748-9756, 2014.

MULLIGAN, M.; SOESBERGEN, A.; SÁENZ, L. GOODD, a global dataset of more than 38000 georeferenced dams. **Scientific Data**, v. 7, n. 31, 2020.

NAGHETTINI, M. **Fundamentals of Statistical Hydrology**. Cham, Switzerland: Springer, 2017.

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

NAGY, B. K.; MOHSSEN, M.; HUGHEY, K. F. D. Flood frequency analysis for a braided river catchment in New Zealand: Comparing annual maximum and partial duration series with varying record lengths. **Journal of Hydrology**, v. 546, p. 365-374, 2017.

ODRY, J.; ARNAUD, P. Comparison of Flood Frequency Analysis Methods for Ungauged Catchments in France. **Geosciences**, v.7, n.88, 2017.

ONS. OPERADOR NACIONAL DO SISTEMA ELÉTRICO. **Critérios para estudos hidrológicos**. 2007. Disponível em: <[http://www.ons.org.br/%2FProcedimentosDeRede%2FM%C3%B3dulo%2023%2FSu%2023.5%2FSubm%C3%B3dulo%2023.5 Rev 0.1.pdf](http://www.ons.org.br/%2FProcedimentosDeRede%2FM%C3%B3dulo%2023%2FSu%2023.5%2FSubm%C3%B3dulo%2023.5%2FRev%200.1.pdf)>. Acesso em: 16 mar. 2022.

ONS. OPERADOR NACIONAL DO SISTEMA ELÉTRICO. **Planejamento da Operação Energética 2020/2024**. 2020.

OUARDA, T. B. M. J. Regional Flood Frequency Analysis. In: SINGH V. P. **Handbook of Applied Hydrology**. 2. ed. Estados Unidos: McGraw-Hill Education, p. 77-1, 77-8, 2017.

PETTITT, A. N. A Non-parametric Approach to the Change-point Problem. **Applied Statistics**, v. 28, n. 2, p. 123-135, 1979.

PETROW, T.; MERZ, B. Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951-2002. **Journal of Hydrology**, v. 371, p. 129-141, 2009.

PORTO, M. F. A.; PORTO, R. L. L. Gestão de bacias hidrográficas. **Estudos Avançados**, v. 22, n. 63, p. 43–60, 2008.

PROSDOCIMI, I.; KJELDSEN, T. T.; SVENSSON, C. Non-stationarity in annual and seasonal series of peak flow and precipitation in the UK. **Natural Hazards and Earth System Sciences**, v. 14, n. 5, p. 1125-1144, 2014.

PROSDOCIMI, I.; KJELDSEN, T. R.; MILLER, J. D. Detection and attribution of urbanization effect on flood extremes using nonstationary flood-frequency models. **Water Resources Research**, v. 51, n. 6, p. 4244-4262, 2015.

RAHMAN, A. S.; RAHMAN, A.; ZAMAN, M. A.; HADDAD, K.; AHSAN, A.; IMTEAZ M. A study on selection of probability distributions for at-site flood frequency analysis in Australia. **Natural Hazards**, v. 69, n. 3, p. 1803-1813, 2013.

RAZMI A.; GOLIAN, S.; ZAHMATKESH, Z.; Non-stationary frequency analysis of extreme water level: Application of Annual Maximum Series and Peak-Over Threshold Approaches. **Water Resources Management**, v. 31, n. 7, p. 2065-2083, 2017.

READ, L. K; VOGEL, R. M. Reliability, return periods, and risk under nonstationary. **Water Resources Research**, v. 51, p. 6381-6398, 2015.

RIGBY, R. A.; STASINOPOULOS, D. M.; HELLER, G. Z.; VOUDORIS, V.; DE BASTIANI, F. **Distributions for modelling location, scale, and shape: Using GAMLSS in R**. New York, Chapman and Hall/CRC, 2020.

RIGBY, R. A.; STASINOPOULOS, D. M. Generalized additive models for location, scale and shape. **Applied Statistics**, v. 54, n. 3, p. 507-554, 2005.

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.

SALAS J. D.; OBEYSEKERA, J.; VOGEL, R. M. Techniques of assessing water infrastructure for nonstationary extreme events: a review. **Hydrological Sciences Journal**, v. 63, n. 3, p. 325-352, 2018.

SANTOS, P. **Análise de frequência e regionalização de vazões máximas sazonais na região Sul do Brasil**. 2012. 155 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental) – Universidade Federal do Paraná, 2012.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n.2, p. 461-464, 1978.

SEN, P. K. Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, n. 324, p. 1379-1389, 1968.

SERAGO, J. M.; VOGEL, R. M. Parsimonious nonstationary flood frequency analysis. **Advances in Water Resources**, v. 112, p. 1-16, 2018.

SERINALDI, F. Dismissing return periods! **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 29, n. 4, p. 1179-1189, 2015.

SERINALDI, F.; KILSBY, C. G. Stationarity is undead: Uncertainty dominates the distribution of extremes. **Advances in Water Resources**, v. 77, p. 17-36, 2015.

SINGH, N.; CHINNASAMY. Non-stationary flood frequency analysis and attribution of streamflow series: a case study of Periyar River, India. **Hydrological Sciences Journal**, v. 66, n. 13, p. 1866-1881, 2021.

SIQUEIRA, F. B.; DOS SANTOS, M. A. Solutions proposed for socio-environmental conflicts and concerning multiple-use hydroelectric reservoirs in Brazil. **Environmental Progress and Sustainable Energy**, v. 40, n.5, 2021.

SILVA, A. T.; PORTELA, M. M.; NAGHETTINI, M. On peaks-over-threshold modeling of floods with zero-inflated Poisson arrivals under stationarity and nonstationarity. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 28, n. 6, p. 1587-1599, 2013.

SRAJ, M; BEZAK, N. Comparison of time trend- and precipitation-informed models for assessing design discharges in variable climate. **Journal of Hydrology**, v. 589, 2020.

SRAJ, M.; MENIH, M.; BEZAK, N. Climate variability impact assessment on the flood risk in Slovenia. **Physical Geography**, v. 37, n.1, p. 73-87, 2016a.

SRAJ, M.; VIGLIONE, A.; PARAJKA, J.; BLOSCHL, G. The influence of non-stationarity in extreme hydrological events on flood frequency estimation. **Journal of Hydrology and Hydromechanics**, v. 64, n. 4, p. 426-437, 2016b.

STASINOPOULOS, D. M.; RIGBY, R. A.; HELLER, G. Z.; VOUDOURIS, V.; DE BASTIANI, F. **Flexible regression and smoothing: Using GAMLSS in R**. New York, Chapman and Hall/CRC, 2017.

STASINOPOULOS, D. M.; RIGBY, R. A. Generalized additive models for locations scale and shape (GAMLSS) in R. **Journal of Statistical Software**, v. 23, n. 7, p. 1-46, 2007.

STEDINGER, J. R. Flood Frequency Analysis. In: SINGH V. P. **Handbook of Applied Hydrology**. 2. ed. Estados Unidos: McGraw-Hill Education, p. 76-1, 76-8, 2017.

STEDINGER, J. R.; R. M. VOGEL; E. FOUFOULA-GEORGIU. Frequency analysis of extreme events. In: D. R. MAIDMENT. **Handbook of Hydrology**. Nova York: McGraw-Hill, p. 18-1, 18-58, 1993.

STRUPCZEWSKI, W. G.; KOCHANEK, K.; BOGDANOWICZ, E.; MARKIEWICZ, I.; FELUCH, W. Comparison of two nonstationary flood frequency analysis methods within the context of the variable regime in the representative polish rivers. **Acta Geophysica**, v. 64, n. 1, p. 206-236, 2016.

TABARI, H. Extreme value analysis dilemma for climate change impact assessment on global flood and extreme precipitation. **Journal of Hydrology**, v. 593, 2021.

USWRC. **Guidelines for Determining Flood Flow Frequency**. Washington, DC: United States Water Resources Council, Bulletin 17. p. 73, 1976.

VILLARINI, G.; SERINALDI, F.; SMITH, J. A.; KRAJEWSKI, W. F. On the stationarity of annual flood peaks in the continental United States during the 20th century. **Water Resources Research**, v. 45, n. 8, 2009a.

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, 2009b.

VILLARINI, G.; SMITH, J. A.; SERINALDI, F.; NLETEKOS, A. A. Analyses of seasonal and annual maximum daily discharge in records in central Europe. **Journal of Hydrology**, v. 399, n. 3-4, p. 299-312, 2011.

VOGEL, R. M.; YAINDL, C.; WALTER, M. Nonstationarity: Flood Magnification and Recurrence Reduction Factors in the United States. **Journal of the American Water Resources Association**, v. 47, n. 3. P. 464-474, 2011.

VOLPI, E.; FIORI, A.; GRIMALDI, S.; LOMBARDO, F.; KOUTSOYIANNIS, D. One hundred years of return period: Strengths and limitations. **Water Resources Research**, v. 51, n. 10, p. 8570-8585, 2015.

VON STORCH, H. Misuses of statistical analysis in climate research. In: VON STORCH, H.; NAVARA, A. **Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques**. Berlin: Springer, p. 11-26, 1995.

WILCOX, C.; VISCHEL, T.; PANTHOU, G.; BODIAN, A.; BLANCHET, J.; DESCROIX, L.; QUANTIN, G.; CASSÉ, C.; TANIMOUN, S. Trends in hydrological extremes in the Senegal and Niger Rivers. **Journal of Hydrology**, v. 566, p. 531-545, 2018.

WU, Y.; XUE, L.; LIU, Y. Local and regional flood frequency analysis based on hierarchical Bayesian model in Dongting Lake Basin, China. **Water Science and Engineering**, v.12, n.4, p. 253-262, 2019.

YAN, L.; LI, I.; YAN, P.; HE, H.; LI, J.; LU, D. Nonstationary Flood Hazard Analysis in Response to Climate Change and Population Growth. **Water**, v. 11, n. 9, 2019.

YAN, L.; XIONG, L.; GUO, S.; XU, C.; XIA, J.; DU, T. Comparison of four nonstationary hydrologic design methods for changing environment. **Journal of Hydrology**, v. 551, p. 132-150, 2017.

YAN, L.; XIONG, L.; LUAN, Q.; JIANG, C.; YU, K.; XU, C. On the Applicability of the Expected Waiting Time Method in Nonstationary Flood Design. **Water Resources Management**, v. 34, n. 8, p. 2585–2601, 2020.

YUE, S.; PILON, P.; CAVADIAS, G. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. **Journal of Hydrology**, v. 259, p. 254-271, 2002.

YUE, S.; PILON, P.; PHINNEY, B. Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and cross-correlation. **Hydrological Sciences Journal**, v. 48, n. 1, p. 51-63, 2003.

YUE, S.; PILON, P.; PHINNEY, B.; CAVADIAS, G. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological trends. **Hydrological Processes**, v. 16, n. 9, p. 1807-1829, 2002b.

ZARFL, C.; LUMSON, E. A.; BERLEKAMP, J.; TYDECKS, L.; TOCKNER, K. A global boom in hydropower dam construction. **Aquat. Sci.** v. 77, p. 161–170, 2014.

ZHANG, Q. GU, X.; SINGH, V. P.; SHI, P.; SUN, P. More frequent flooding? Changes in flood frequency in the Pearl River basin, China, since 1951 and over the past 1000 years. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 22, n. 5, p. 2637-2653, 2018.

ZHANG, Q. GU, X.; SINGH, V. P.; XIAO, M.; XU C.. Flood frequency under the influence of trends in the Pearl River basin, China: changing patterns, causes and implications. **Hydrological Processes**, v. 29, n. 6, p. 1406-1417, 2014.

APÊNDICE A – NOMES E ESTATÍSTICAS ANUAIS DAS UGRH'S

Nome	id	Chuva Anual (mm)	Vazão Média Anual (m ³ /s)
Lagoa Mirim/Chuí	1	1416	1202
Uruguai	2	1750	4904
Mampituba	3	1682	45
Iguaçu	4	1869	1560
Bacias Interestaduais do Litoral SC/PR	5	2261	15
Ribeira do Iguape	6	1679	403
Paraná	7	1492	10879
Paranapanema	8	1470	1598
PCJ	9	1450	223
Paraíba do Sul	10	1406	928
Bacias Interestaduais do Litoral SP/RJ	11	1781	23
Grande	12	1480	2220
Itabapoana	13	1295	76
Paraguai	14	1365	4404
Paranaíba	15	1484	3432
Doce	16	1215	1132
São Mateus	17	1087	95
Itaúnas/Riacho Doce	18	1067	33
Mucuri	19	1078	98
Jequitinhonha	20	942	436
Bacias Interestaduais do Litoral BA/MG	21	1163	225
Verde Grande	22	816	44
Pardo	23	862	77
Real	24	1078	10
Vaza-Barris	25	645	18
Sergipe	26	1060	4
São Francisco	27	908	2878
Mundaú/Paraíba	28	1144	20
Bacias Interestaduais do Litoral AL/PE	29	1478	0
Bacias Interestaduais do Litoral PE/PB	30	1186	8
Bacias Interestaduais do Litoral PB/RN	31	864	39
Piancó-Piranhas-Açu	32	687	111
Córrego da Mata	33	716	3
Parnaíba	34	965	972
Gurupi	35	1742	516
Oiapoque	36	3186	889
Jari	37	2257	1184
Tocantins-Araguaia	38	1735	14849
Xingu e Interbacias Xingu-Tapajós	39	1899	9104
Tapajós e Interbacias Tapajós-Madeira	40	2077	14554
Bacias Interestaduais Margem Esquerda do Amazonas	41	2309	3666
Madeira e Interbacias Madeira-Purus	42	2088	34425

Nome	id	Chuva Anual (mm)	Vazão Média Anual (m³/s)
Negro	43	2224	27154
Purus e Interbacias Purus-Juruá	44	2216	13790
Juruá e Interbacias Juruá-Jutaí	45	2283	5653
Javari e Interbacias Javari-Juruá	46	2558	9421
Bacias Transf. da Margem Esquerda do Solimões	47	2775	28290
Bacias Litorâneas Estaduais do RS	48	1646	2405
Bacias Litorâneas Estaduais de SC	49	1742	886
Bacias Litorâneas Estaduais do PR	50	2149	133
Bacias Litorâneas Estaduais de SP	51	1819	84
Bacias Litorâneas Estaduais do RJ	52	1711	274
Bacias Litorâneas Estaduais do ES	53	1375	231
Bacias Litorâneas Estaduais da BA	54	824	484
Bacias Litorâneas Estaduais de SE	55	1124	2
Bacias Litorâneas Estaduais de AL	56	1330	21
Bacias Litorâneas Estaduais de PE	57	1010	58
Bacias Litorâneas Estaduais da PB	58	777	53
Bacias Litorâneas Estaduais do RN	59	773	33
Bacias Litorâneas Estaduais do CE	60	778	411
Bacias Litorâneas Estaduais do MA	61	1484	1803
Bacias Litorâneas Estaduais do PA	62	2539	1050
Bacias Litorâneas Estaduais do AP	63	2807	3666
Bacias Estaduais Afluentes do rio Amazonas no PA	64	2209	5681

APÊNDICE B – LISTA DAS UHES ESTUDADAS

Cód. Posto ONS	Nome	Rio	Subsistema	Longitude	Latitude	Período observado
284	14 de Julho	Taquari-Antas	Sul	-51,675	-29,065	01/1940-12/2020
47	A. A. Laydner (Jurumirim)	Paranapanema	Sudeste	-49,230	-23,209	01/1931-12/2020
238	A. S. Lima (Bariri)	Tietê	Sudeste	-48,753	-22,153	01/1931-12/2020
16	A.S.Oliveira	Pardo	Sudeste	-47,009	-21,625	09/1937-12/2020
18	Água Vermelha	Grande	Sudeste	-50,346	-19,851	01/1931-12/2020
148	Aimorés	Doce	Sudeste	-41,024	-19,498	02/1938-12/2020
190	B. Esperança	Parnaíba	Nordeste	-43,567	-6,748	01/1966-12/2020
141	Baguari	Doce	Sudeste	-42,123	-19,022	01/1965-12/2020
81	Baixo Iguaçu	Iguaçu	Sul	-53,671	-25,503	08/1956-12/2020
269	Balbina	Uatumã	Norte	-59,473	-1,916	01/1988-12/2020
237	Barra Bonita	Tietê	Sudeste	-48,534	-22,519	01/1931-12/2020
248	Barra dos Coqueiros	Claro	Sudeste	-51,003	-18,722	01/1972-12/2020
215	Barra Grande	Pelotas	Sul	-51,193	-27,777	03/1940-12/2020
22	Batalha	São Marcos	Sudeste	-47,483	-17,350	06/1969-12/2020
204	Cachoeira Caldeirão	Araguari	Norte	-51,292	0,853	03/1975-12/2020
32	Cachoeira Dourada	Paranaíba	Sudeste	-49,493	-18,503	08/1973-12/2020
14	Caconde	Pardo	Sudeste	-46,624	-21,577	08/1937-12/2020
247	Caçu	Claro	Sudeste	-51,150	-18,529	01/1972-12/2020
1	Camargos	Grande	Sudeste	-44,616	-21,326	06/1932-12/2020
216	Campos Novos	Canoas	Sul	-51,317	-27,602	03/1940-12/2020
191	Cana Brava	Tocantins	Sudeste	-48,143	-13,399	10/1961-12/2020
149	Candongá	Doce	Sudeste	-42,855	-20,206	10/1940-12/2020
52	Canoas I	Paranapanema	Sudeste	-50,517	-22,941	01/1931-12/2020
51	Canoas II	Paranapanema	Sudeste	-50,250	-22,936	01/1931-12/2020
207	Capim Branco 1	Araguari	Sudeste	-48,147	-18,790	06/1949-12/2020
28	Capim Branco 2	Araguari	Sudeste	-48,435	-18,660	06/1949-12/2020
61	Capivara	Paranapanema	Sudeste	-51,360	-22,658	01/1931-12/2020
98	Castro Alves	Taquari-Antas	Sul	-51,379	-29,008	01/1940-12/2020
49	Chavantes	Paranapanema	Sudeste	-49,731	-23,129	01/1931-12/2020
280	Coaracy Nunes	Araguari	Norte	-51,259	0,903	03/1975-12/2020
228	Colíder	Teles Pires	Sudeste	-55,766	-10,985	01/1975-12/2020
176	Complexo Paulo Afonso Moxotó	São Francisco	Nordeste	-38,208	-9,393	01/1931-12/2020
209	Corumbá I	Corumbá	Sudeste	-48,531	-17,989	08/1973-12/2020
23	Corumbá III	Corumbá	Sudeste	-47,942	-16,786	08/1973-12/2020
205	Corumbá IV	Corumbá	Sudeste	-48,188	-16,321	08/1973-12/2020
277	Curuá-Una	Curuá-Una	Norte	-54,299	-2,812	01/1978-12/2020
114	D. Francisca	Jacuí	Sul	-53,286	-29,450	02/1939-12/2020
291	Dardanelos	Aripuanã	Sudeste	-59,464	-10,163	08/1980-12/2020
15	E. da Cunha	Pardo	Sudeste	-46,949	-21,603	09/1937-12/2020
24	Emborcação	Paranaíba	Sudeste	-47,986	-18,452	06/1969-12/2020
110	Ernestina	Jacuí	Sul	-52,545	-28,556	03/1939-12/2020
99	Espora	Corrente	Sudeste	-51,866	-18,676	08/1972-12/2020

Cód. Posto ONS	Nome	Rio	Subsistema	Longitude	Latitude	Período observado
8	Estreito (L. C. Barreto)	Grande	Sudeste	-47,279	-20,151	01/1931-12/2020
271	Estreito Tocantins	Tocantins	Norte	-47,459	-6,587	10/1961-12/2020
297	Ferreira Gomes	Araguari	Norte	-51,200	0,852	03/1975-12/2020
94	Foz Chapecó	Uruguai	Sul	-53,040	-27,142	11/1931-12/2020
261	Foz do Rio Claro	Claro	Sudeste	-50,646	-19,118	01/1972-12/2020
72	Fundão	Jordão	Sul	-51,998	-25,709	09/1949-12/2020
123	Funil	Paraíba do Sul	Sudeste	-44,567	-22,530	01/1931-12/2020
211	Funil-Grande	Grande	Sudeste	-45,037	-21,144	01/1931-12/2020
6	Furnas	Grande	Sudeste	-46,329	-20,647	01/1931-12/2020
74	G.B. Munhoz (Foz do Areia)	Iguaçu	Sul	-51,650	-26,083	04/1968-12/2020
115	G.P. Souza (Capivari-Cachoeira)	Capivari	Sul	-48,874	-25,139	08/1971-12/2020
89	Garibaldi	Canoas	Sul	-50,988	-27,622	03/1940-12/2020
296	Guaporé	Guaporé	Sudeste	-58,965	-15,124	01/1972-12/2020
117	Guarapiranga	Guarapiranga	Sudeste	-46,728	-23,671	01/1931-12/2020
262	Guilman-Amorim	Piracicaba	Sudeste	-42,960	-19,708	01/1935-12/2020
239	Ibitinga	Tietê	Sudeste	-48,991	-21,759	05/1969-12/2020
10	Igarapava	Grande	Sudeste	-47,750	-19,983	01/1931-12/2020
130	Ilha dos Pombos	Paraíba do Sul	Sudeste	-42,583	-21,850	01/1931-12/2020
34	Ilha Solteira	Paraná	Sudeste	-51,364	-20,383	01/1931-12/2020
255	Irapé	Jequitinhonha	Sudeste	-42,575	-16,738	11/1945-12/2020
92	Itá	Pelotas	Sul	-52,3821	-27,277	11/1939-12/2020
266	Itaipu	Paraná	Sul	-54,593	-25,427	01/1931-12/2020
172	Itaparica	São Francisco	Nordeste	-38,313	-9,1437	01/1931-12/2020
188	Itapebi	Jequitinhonha	Nordeste	-39,521	-15,940	01/1938-12/2020
113	Itaúba	Jacuí	Sul	-53,236	-29,259	02/1939-12/2020
252	Itiquira II	Itiquira	Sudeste	-54,831	-17,091	01/1970-12/2020
31	Itumbiara	Paranaíba	Sudeste	-49,116	-18,421	08/1973-12/2020
2	Itutinga	Grande	Sudeste	-44,622	-21,291	06/1932-12/2020
112	Jacuí	Jacuí	Sul	-53,209	-29,073	02/1939-12/2020
9	Jaguara	Grande	Sudeste	-47,434	-20,023	01/1931-12/2020
120	Jaguari	Jaguari	Sudeste	-46,028	-23,195	01/1936-12/2020
295	Jauru	Jauru	Sudeste	-58,728	-15,236	01/1980-12/2020
285	Jirau	Madeira	Sudeste	-64,734	-9,331	04/1967-12/2020
73	Jordão	Jordão	Sul	-52,089	-25,758	09/1949-12/2020
245	Jupia	Paraná	Sudeste	-51,627	-20,776	01/1931-12/2020
50	L. N. Garcez	Paranapanema	Sudeste	-50,000	-22,904	01/1931-12/2020
273	Lajeado	Tocantins	Norte	-48,371	-9,757	10/1961-12/2020
202	Lajes	Ribeirão das Lajes	Sudeste	-43,881	-22,7025	01/1931-12/2020
217	Machadinho	Pelotas	Sul	-51,790	-27,528	11/1939-12/2020
278	Manso	Manso	Sudeste	-55,786	-14,874	01/1982-12/2020
17	Marimondo	Grande	Sudeste	-49,197	-20,301	01/1931-12/2020
144	Mascarenhas	Doce	Sudeste	-40,918	-19,500	02/1938-12/2020
7	Mascarenhas de Moraes	Grande	Sudeste	-47,066	-20,288	01/1931-12/2020

Cód. Posto ONS	Nome	Rio	Subsistema	Longitude	Latitude	Período observado
57	Mauá	Tibagi	Sul	-50,706	-24,062	01/1974-12/2020
206	Miranda	Araguari	Sudeste	-48,041	-18,912	06/1949-12/2020
220	Monjolinho	Passo Fundo	Sul	-52,730	-27,346	03/1948-12/2020
97	Monte Claro	Taquari-Antas	Sul	-51,521	-29,030	01/1940-12/2020
242	N. Avanhandava	Tietê	Sudeste	-50,201	-21,119	05/1969-12/2020
25	Nova Ponte	Araguari	Sudeste	-47,694	-19,133	06/1949-12/2020
249	Ourinhos	Paranapanema	Sudeste	-49,838	-23,068	01/1931-12/2020
263	P. Estrela	Santo Antônio	Sudeste	-42,659	-19,117	09/1965-12/2020
121	Paraibuna	Paraíba do Sul	Sudeste	-45,601	-23,410	01/1931-12/2020
93	Passo Fundo	Passo Fundo	Sul	-52,733	-27,550	03/1948-12/2020
111	Passo Real	Jacuí	Sul	-53,190	-29,017	02/1939-12/2020
103	Passo S. João	Ijuí	Sul	-55,0478	-28,139	01/1942-12/2020
254	Pedra do Cavalo	Paraguaçu	Nordeste	-38,999	-12,585	01/1960-12/2020
257	Peixe Angical	Tocantins	Norte	-48,382	-12,239	10/1961-12/2020
197	Picada	do Peixe	Sudeste	-43,541	-21,885	01/1931-12/2020
288	Pimental	Xingú	Norte	-51,775	-3,1264	01/1970-12/2020
48	Piraju	Paranapanema	Sudeste	-49,380	-23,154	01/1931-12/2020
281	Ponte Pedra	Correntes	Sudeste	-54,827	-17,608	06/1949-12/2020
12	Porto Colômbia	Grande	Sudeste	-48,572	-20,124	01/1931-12/2020
246	Porto Primavera	Paraná	Sudeste	-52,956	-22,478	01/1931-12/2020
240	Promissão	Tietê	Sudeste	-49,783	-21,296	05/1969-12/2020
286	Quebra Queixo	Chapecó	Sul	-52,533	-26,650	01/1957-12/2020
158	Queimado	Preto	Sudeste	-47,322	-16,209	01/1966-12/2020
155	Retiro Baixo	Paraopeba	Sudeste	-44,782	-18,894	01/1987-12/2020
145	Rondon II	Comemoração	Sudeste	-60,697	-11,997	01/1983-12/2020
196	Rosal	Itabapoana	Sudeste	-41,700	-20,917	01/1931-12/2020
63	Rosana	Paranapanema	Sudeste	-52,869	-22,600	01/1931-12/2020
183	Sá Carvalho	Piracicaba	Sudeste	-42,850	-19,647	01/1935-12/2020
294	Salto	Verde	Sudeste	-51,169	-18,808	01/1972-12/2020
222	Salto Caxias (Gov. José Richa)	Iguaçu	Sul	-53,498	-25,543	08/1956-12/2020
134	Salto Grande	Santo Antônio	Sudeste	-42,719	-19,116	09/1965-12/2020
78	Salto Osório	Iguaçu	Sul	-53,033	-25,533	12/1940-12/2020
101	Salto Pilão	Itajaí	Sul	-49,500	-27,117	01/1941-12/2020
241	Salto Rio Verdinho	Verde	Sudeste	-50,767	-19,146	01/1972-12/2020
77	Salto Santiago	Iguaçu	Sul	-52,617	-25,650	12/1940-12/2020
279	Samuel	Jamari	Sudeste	-63,454	-8,752	08/1970-12/2020
122	Santa Branca	Paraíba do Sul	Sudeste	-45,871	-23,373	01/1931-12/2020
287	Santo Antônio	Madeira	Sudeste	-63,949	-8,801	05/1967-12/2020
154	São Domingos	Verde	Sudeste	-53,174	-20,083	05/1976-12/2020
102	São José	Ijuí	Sul	-54,825	-28,180	01/1942-12/2020
230	São Manoel	Teles Pires	Sudeste	-57,052	-9,190	10/1980-12/2020
253	São Salvador	Tocantins	Norte	-48,239	-12,810	10/1961-12/2020
33	São Simão	Paranaíba	Sudeste	-50,499	-19,018	08/1960-12/2020
76	Segredo	Iguaçu	Sul	-52,113	-25,793	10/1967-12/2020

Cód. Posto ONS	Nome	Rio	Subsistema	Longitude	Latitude	Período observado
270	Serra da Mesa	Tocantins	Sudeste	-48,306	-13,829	10/1961-12/2020
251	Serra do Facão	São Marcos	Sudeste	-47,667	-18,067	06/1969-12/2020
227	Sinop	Teles Pires	Sudeste	-55,453	-11,267	01/1975-12/2020
169	Sobradinho	São Francisco	Nordeste	-40,823	-9,416	01/1931-12/2020
198	Sobragi	Paraíbuna	Sudeste	-43,370	-21,940	01/1931-12/2020
283	Sta Clara - MG	Mucuri	Sudeste	-40,311	-17,851	01/1943-12/2020
71	Sta Clara - PR	Jordão	Sul	-51,954	-25,648	09/1949-12/2020
290	Sto Antônio Jari	Jari	Norte	-52,517	-0,650	01/1980-12/2020
62	Taquaraçu	Paranapanema	Sudeste	-52,000	-22,542	01/1931-12/2020
229	Teles Pires	Teles Pires	Sudeste	-56,777	-9,341	10/1980-12/2020
243	Três Irmãos	Tietê	Sudeste	-51,300	-20,669	05/1969-12/2020
156	Três Marias	São Francisco	Sudeste	-45,263	-18,214	01/1931-12/2020
275	Tucuruí	Tocantins	Norte	-49,652	-3,832	09/1969-12/2020
11	Volta Grande	Grande	Sudeste	-48,221	-20,029	01/1931-12/2020
178	Xingó	São Francisco	Nordeste	-37,797	-9,624	01/1931-12/2020

APÊNDICE C – ANOS HIDROLÓGICOS DAS UHES

UHE	Subsistema	Semestre de cheias	Ano Hidrológico	UHE	Subsistema	Semestre de cheias	Ano Hidrológico
14 de Julho	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Jauru	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
A. A. Laydner (Jurumirim)	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Jirau	Sudeste	Janeiro a Junho	Outubro a Setembro
A. S. Lima (Bariri)	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Jordão	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
A.S.Oliveira (Limoeiro)	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Jupia	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Água Vermelha	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	L. N. Garcez (Salto Grande)	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Aimorés	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Lajeado	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
B. Esperança	Nordeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Lajes	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Baguari	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Machadinho	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Baixo Iguaçú	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Manso	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Balbina	Norte	Fevereiro a Julho	Novembro a Outubro	Marimbondo	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Barra Bonita	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Mascarenhas	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Barra dos Coqueiros	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Mascarenhas de Moraes	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Barra Grande	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Mauá	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Batalha	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Miranda	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Cachoeira Caldeirão	Norte	Fevereiro a Julho	Novembro a Outubro	Monjolinho	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Cachoeira Dourada	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Monte Claro	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Caconde	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	N. Avanhandava	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Caçu	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Nova Ponte	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Camargos	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Ourinhos	Sudeste	Outubro a Março	Julho a Junho
Campos Novos	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	P. Estrela	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Cana Brava	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Paraibuna	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Candongá	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Passo Fundo	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Canoas I	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Passo Real	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Canoas II	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Passo S. João	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Capim Branco 1	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Pedra do Cavalo	Nordeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Capim Branco 2	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Peixe Angical	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Capivara	Sudeste	Outubro a Março	Julho a Junho	Picada	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho

UHE	Subsistema	Semestre de cheias	Ano Hidrológico	UHE	Subsistema	Semestre de cheias	Ano Hidrológico
Castro Alves	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Pimental	Norte	Janeiro a Junho	Outubro a Setembro
Chavantes	Sudeste	Outubro a Março	Julho a Junho	Piraju	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Coaracy Nunes	Norte	Fevereiro a Julho	Novembro a Outubro	Ponte Pedra	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Colíder	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Porto Colômbia	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Corumbá I	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Porto Primavera	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Corumbá III	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Promissão	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Corumbá IV	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Quebra Queixo	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Curuá-Una	Norte	Janeiro a Junho	Outubro a Setembro	Queimado	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
D. Francisca	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Retiro Baixo	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Dardanelos	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Rondon II	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
E. da Cunha	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Rosal	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Emborcação	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Rosana	Sudeste	Outubro a Março	Julho a Junho
Ernestina	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Sá Carvalho	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Espora	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Salto	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Estreito (L. C. Barreto)	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Salto Caxias (Gov. José Richa)	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Estreito Tocantins	Norte	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Salto Grande	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Ferreira Gomes	Norte	Fevereiro a Julho	Novembro a Outubro	Salto Osório	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Foz Chapecó	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Salto Pilão	Sul	Junho a Novembro	Março a Fevereiro
Foz do Rio Claro	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Salto Rio Verdinho	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Fundão	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Salto Santiago	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Funil	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Samuel	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Funil-Grande	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Santa Branca	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Furnas	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Santo Antônio	Sudeste	Janeiro a Junho	Outubro a Setembro
G.B. Munhoz (Foz do Areia)	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	São Domingos	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
G.P. Souza (Cativari-Cachoeira)	Sul	Outubro a Março	Julho a Junho	São José	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Garibaldi	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	São Manoel	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Guaporé	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	São Salvador	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Guilman-Amorim	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	São Simão	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho

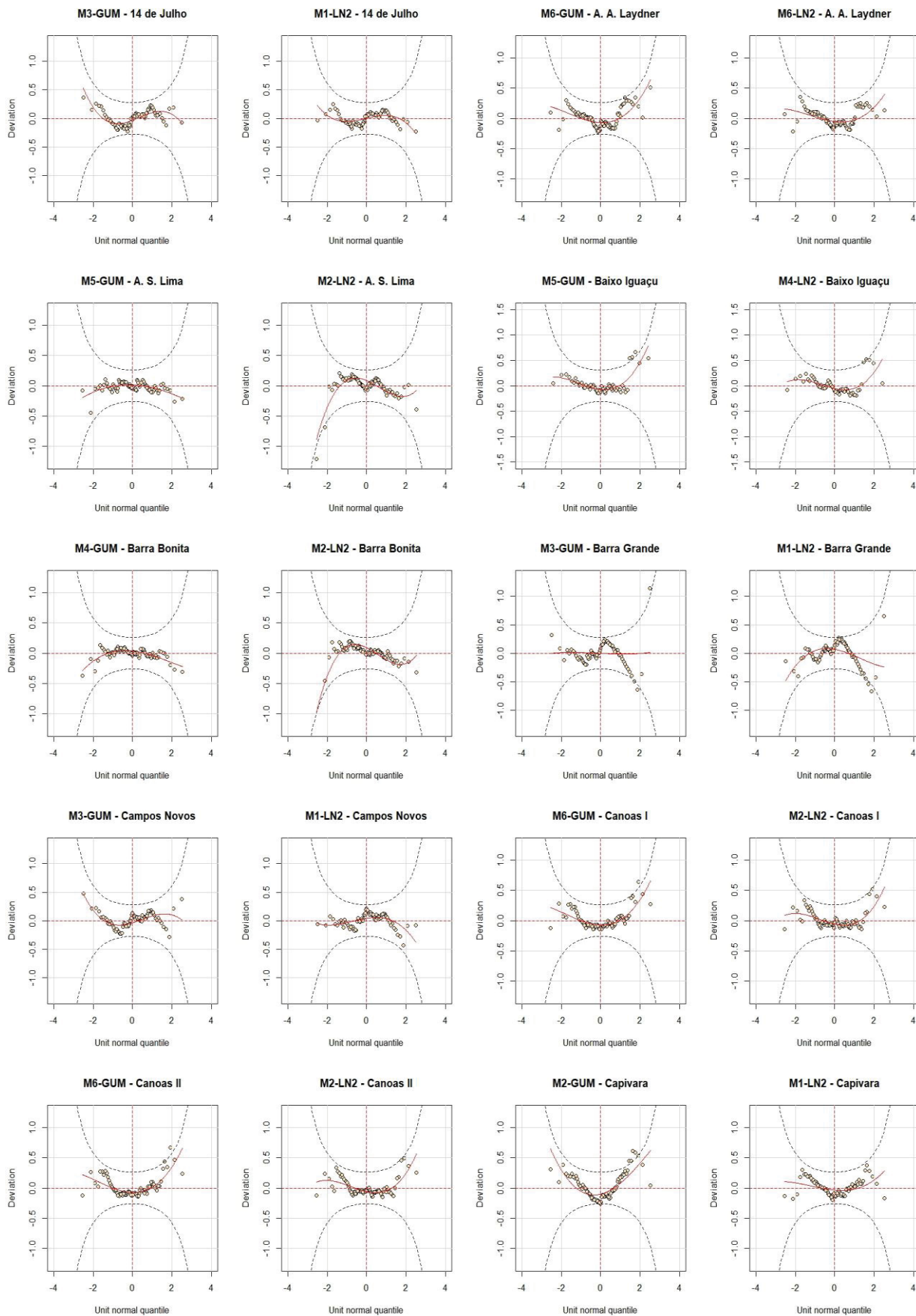
UHE	Subsistema	Semestre de cheias	Ano Hidrológico	UHE	Subsistema	Semestre de cheias	Ano Hidrológico
Ibitinga	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Segredo	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Igarapava	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Serra da Mesa	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Ilha dos Pombos	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Serra do Facão	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Ilha Solteira	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Sinop	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Irapé	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Sobradinho	Nordeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Itá	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Sobragi	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Itaipu	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Sta Clara - MG	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Itaparica	Nordeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto	Sta Clara - PR	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro
Itapebi	Nordeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Sto Antônio Jari	Norte	Fevereiro a Julho	Novembro a Outubro
Itaúba	Sul	Junho a Novembro	Março a Fevereiro	Taquaraçu	Sudeste	Outubro a Março	Julho a Junho
Itiquira II	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Teles Pires	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Itumbiara	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Três Irmãos	Sudeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Itutinga	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Três Marias	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Jacuí	Sul	Maio a Outubro	Fevereiro a Janeiro	Tucuruí	Norte	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto
Jaguara	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Volta Grande	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho
Jaguari	Sudeste	Novembro a Abril	Agosto a Julho	Xingó	Nordeste	Dezembro a Maio	Setembro a Agosto

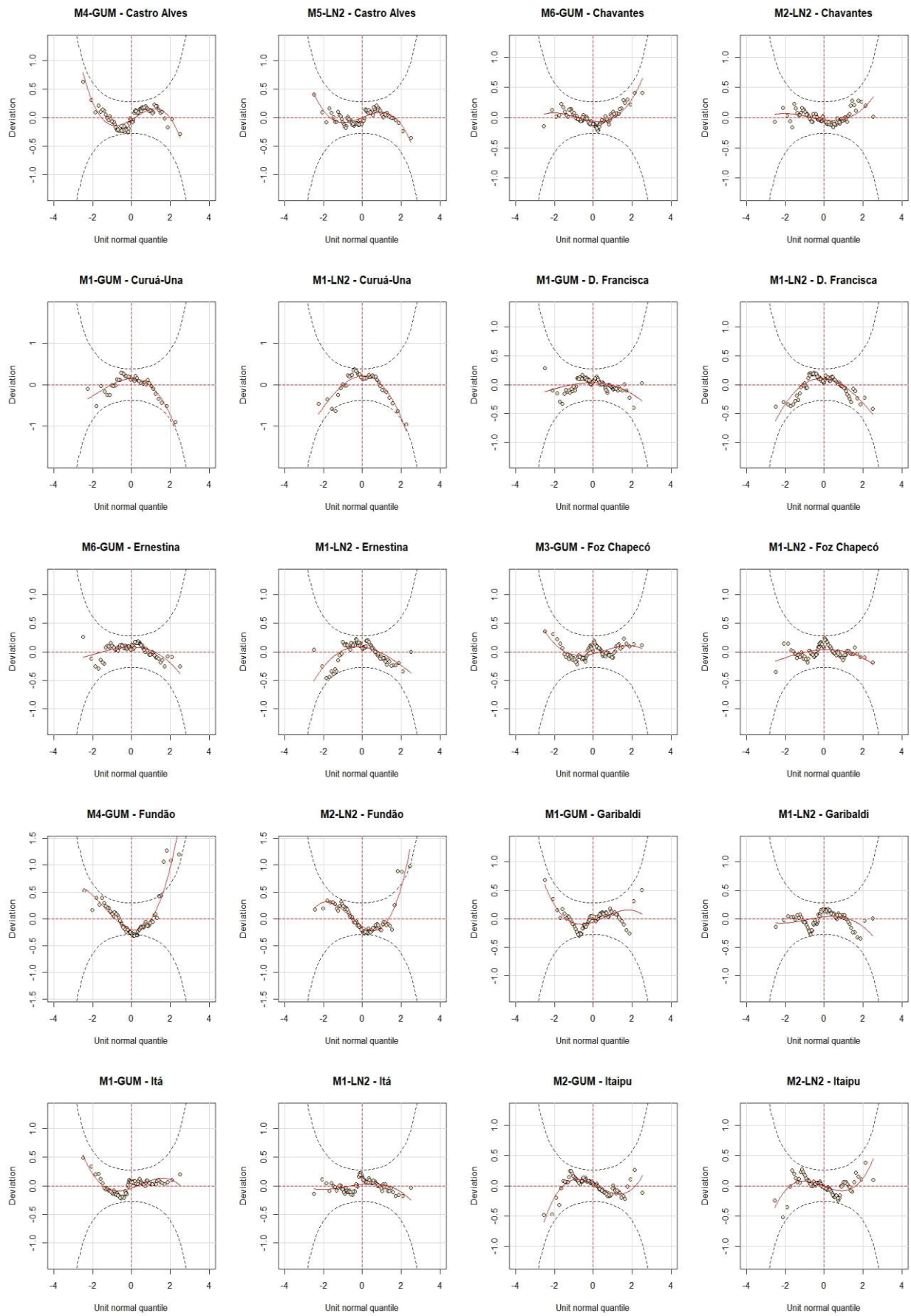
APÊNDICE D – AIC PARA OS MODELOS GAMLSS

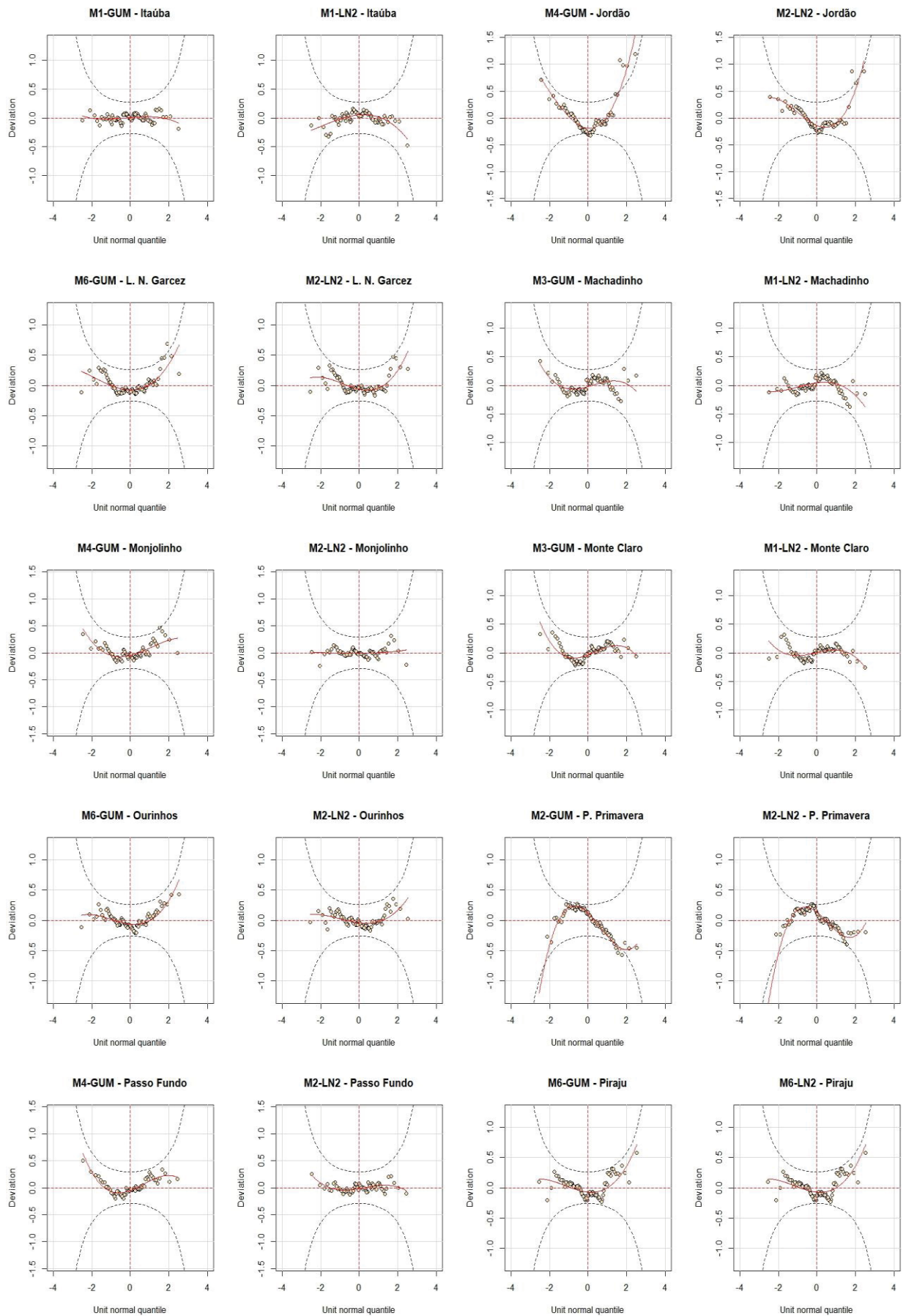
UHE	Distribuição	M1	M2	M3	M4	M5	M6
14 de Julho	GUM	1396,089	1400,688	1393,363	1397,874	1394,521	1397,877
	LN2	1389,444	1393,291	1391,375	1395,496	1392,818	1395,183
A. A. Laydner	GUM	1282,613	1278,974	1264,599	1264,302	1268,039	1262,842
	LN2	1266,687	1260,456	1261,613	1260,823	1265,512	1256,972
A. S. Lima	GUM	1410,400	1407,841	1405,043	1403,844	1403,614	1405,730
	LN2	1406,981	1406,498	1408,133	1406,756	1407,502	1408,023
Baixo Iguaçu	GUM	1198,319	1200,176	1199,768	1196,003	1194,854	1201,865
	LN2	1195,201	1195,746	1197,019	1192,738	1192,758	1197,395
Barra Bonita	GUM	1401,155	1397,482	1394,559	1392,107	1393,407	1394,442
	LN2	1396,754	1394,665	1398,095	1395,104	1398,092	1396,404
Barra Grande	GUM	1348,931	1351,682	1338,198	1341,553	1341,391	1338,844
	LN2	1336,725	1337,589	1338,474	1342,287	1341,573	1339,337
Campos Novos	GUM	1326,277	1331,845	1325,973	1332,571	1327,086	1331,398
	LN2	1321,770	1327,306	1323,742	1330,008	1324,490	1329,286
Canoas I	GUM	1434,078	1423,736	1417,586	1418,558	1421,003	1415,147
	LN2	1419,415	1411,827	1416,649	1415,213	1417,846	1411,952
Canoas II	GUM	1429,140	1418,697	1412,882	1413,590	1416,321	1410,283
	LN2	1414,654	1406,782	1411,982	1410,370	1413,199	1406,980
Capivara	GUM	1610,764	1609,191	1609,918	1613,918	1611,006	1610,505
	LN2	1606,797	1608,327	1608,224	1610,635	1608,185	1609,113
Castro Alves	GUM	1302,584	1302,190	1299,814	1296,499	1297,777	1299,818
	LN2	1293,302	1293,065	1293,773	1294,088	1291,055	1294,452
Chavantes	GUM	1393,635	1381,075	1376,517	1374,993	1380,871	1372,138
	LN2	1378,713	1367,957	1376,729	1373,734	1378,589	1368,905
Curuá-Una	GUM	586,115	587,197	587,511	592,699	592,310	588,403
	LN2	589,766	590,820	590,966	594,481	593,952	592,143
D. Francisca	GUM	1359,033	1359,046	1359,512	1362,624	1362,485	1359,629
	LN2	1360,117	1362,364	1362,014	1364,844	1363,027	1364,320
Ernestina	GUM	1023,427	1022,502	1010,494	1009,933	1011,984	1009,700
	LN2	1007,927	1008,699	1009,811	1012,765	1010,982	1010,696
Foz Chapecó	GUM	1582,132	1586,825	1581,042	1588,949	1585,210	1585,398
	LN2	1578,663	1581,537	1580,481	1587,816	1584,687	1583,437
Fundão	GUM	1030,487	1031,304	1026,862	1026,191	1026,821	1027,134
	LN2	1016,961	1015,960	1017,394	1016,500	1018,663	1016,061
Garibaldi	GUM	1306,075	1311,630	1306,217	1313,539	1307,879	1311,670
	LN2	1302,069	1307,585	1303,863	1310,629	1305,085	1309,395
Itá	GUM	1563,745	1568,466	1564,533	1572,376	1568,415	1568,958
	LN2	1560,845	1564,744	1562,342	1569,811	1565,938	1566,350
Itaipu	GUM	1757,976	1746,801	1757,118	1753,194	1759,397	1748,597
	LN2	1752,758	1744,258	1753,782	1751,333	1756,923	1746,249
Itaúba	GUM	1332,644	1335,585	1334,108	1338,662	1334,661	1337,252

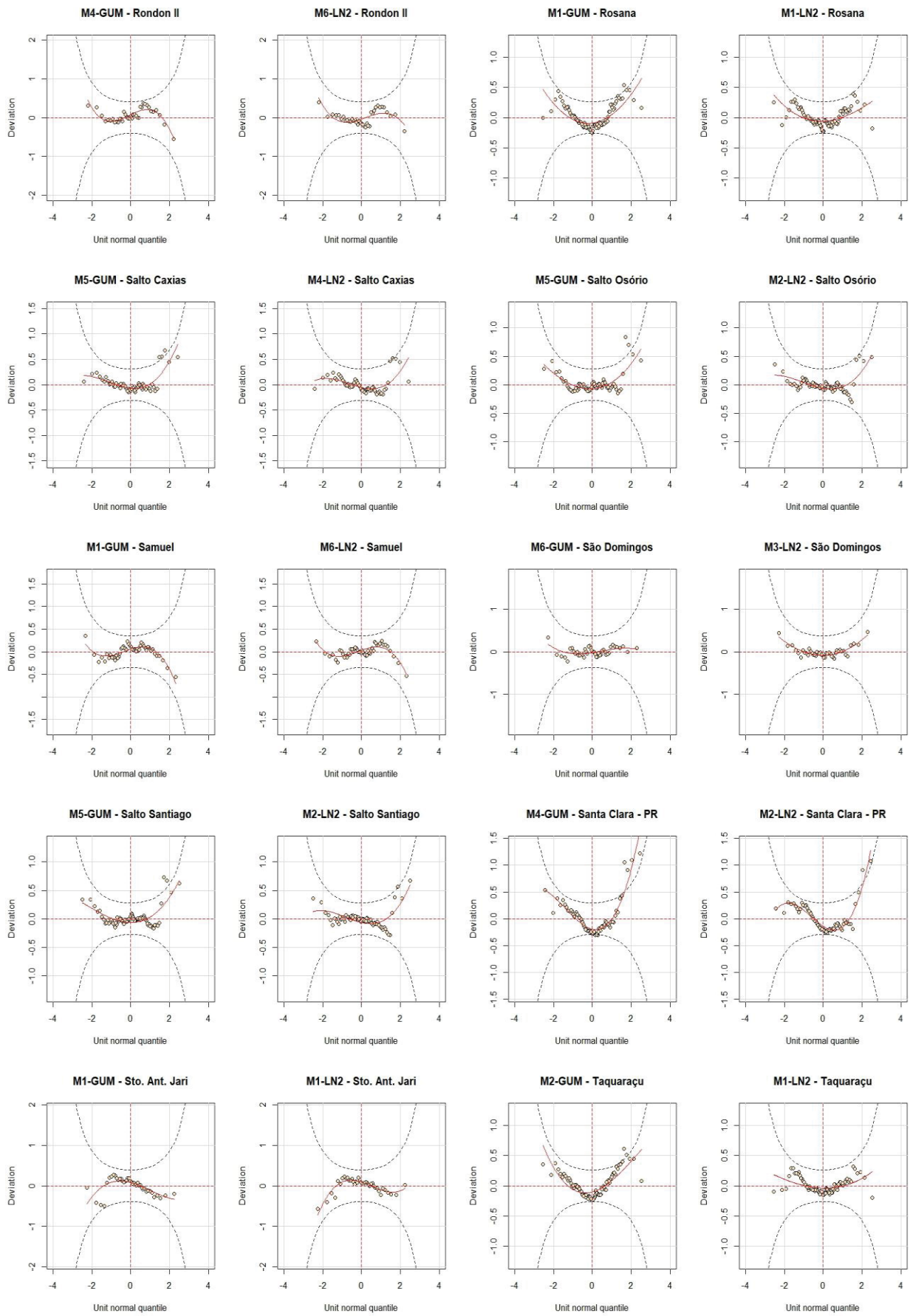
	LN2	1332,887	1336,291	1334,570	1338,669	1334,916	1338,051
Jordão	GUM	1057,098	1058,502	1052,831	1050,616	1051,024	1053,385
	LN2	1041,708	1040,152	1042,106	1040,561	1042,717	1040,181
L. N. Garcez	GUM	1428,894	1418,897	1412,820	1413,587	1416,267	1410,402
	LN2	1414,308	1406,553	1411,842	1410,303	1413,078	1406,855
Machadinho	GUM	1497,755	1503,077	1496,960	1504,527	1499,887	1501,985
	LN2	1494,087	1498,683	1496,048	1503,667	1499,194	1500,640
Monjolinho	GUM	1063,883	1049,666	1057,638	1045,291	1057,871	1046,785
	LN2	1055,963	1035,370	1057,961	1041,984	1063,551	1037,076
Monte Claro	GUM	1410,132	1414,583	1407,787	1411,030	1408,113	1412,085
	LN2	1403,764	1407,287	1405,717	1408,709	1406,535	1409,190
Ourinhos	GUM	1393,798	1381,482	1377,473	1375,776	1381,895	1372,943
	LN2	1379,353	1368,602	1377,190	1374,255	1379,345	1369,390
P. Primavera	GUM	1742,383	1735,814	1741,916	1736,165	1739,594	1736,551
	LN2	1734,447	1729,804	1734,427	1731,017	1733,027	1731,213
Passo Fundo	GUM	1010,911	995,658	1006,451	990,396	1003,371	994,550
	LN2	1000,886	978,694	1002,877	984,102	1008,129	980,060
Piraju	GUM	1279,143	1276,124	1263,522	1263,575	1266,836	1262,185
	LN2	1265,159	1259,682	1260,713	1260,341	1264,536	1256,575
Rondon II	GUM	384,026	375,589	371,142	359,480	368,505	359,603
	LN2	378,455	363,502	373,803	360,981	374,002	357,457
Rosana	GUM	1630,069	1630,856	1631,048	1636,258	1633,224	1632,652
	LN2	1626,007	1628,498	1627,272	1631,582	1628,787	1629,307
Salto Caxias	GUM	1188,492	1190,293	1189,958	1186,103	1185,028	1191,998
	LN2	1185,379	1185,861	1187,198	1182,862	1182,928	1187,500
Salto Osório	GUM	1433,332	1434,867	1433,228	1433,646	1433,166	1434,451
	LN2	1428,537	1427,696	1430,536	1430,587	1430,968	1429,646
Samuel	GUM	697,908	698,048	699,814	704,527	703,843	700,051
	LN2	701,251	698,594	699,548	702,860	704,681	697,925
São Domingos	GUM	431,465	430,905	427,384	430,701	431,149	427,334
	LN2	429,743	430,632	429,523	433,591	433,076	430,493
Slr. Santiago	GUM	1419,657	1421,615	1417,695	1418,975	1417,674	1419,730
	LN2	1413,203	1412,678	1415,101	1415,720	1415,879	1414,532
Sta. Clara - PR	GUM	1024,349	1024,852	1020,676	1020,339	1021,317	1020,740
	LN2	1011,771	1010,845	1012,165	1011,260	1013,742	1010,913
Sto. Ant. Jari	GUM	655,671	657,243	657,660	661,827	659,708	659,241
	LN2	656,117	658,523	656,928	661,781	658,542	659,686
Taquaraçu	GUM	1615,818	1614,616	1615,298	1619,708	1617,221	1615,959
	LN2	1611,562	1612,924	1613,086	1615,873	1613,828	1613,886

APÊNDICE E – WORMPLOTS DOS GAMLSS ESCOLHIDOS



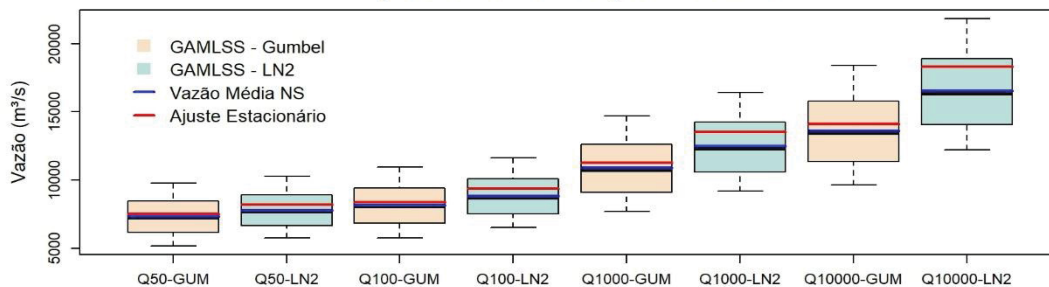




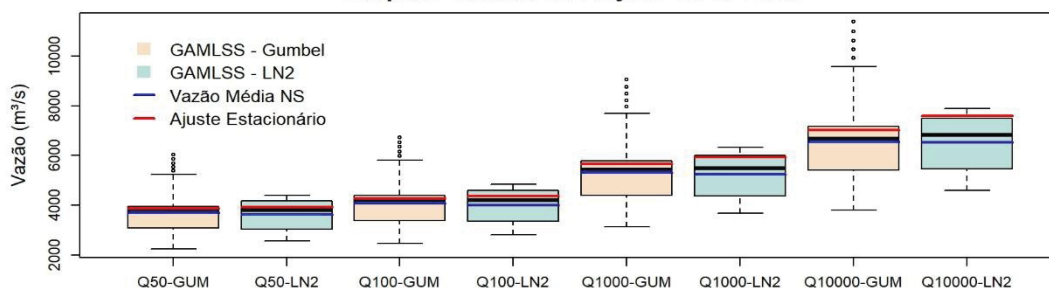


APÊNDICE F – QUANTIS DE PROJETO CALCULADOS

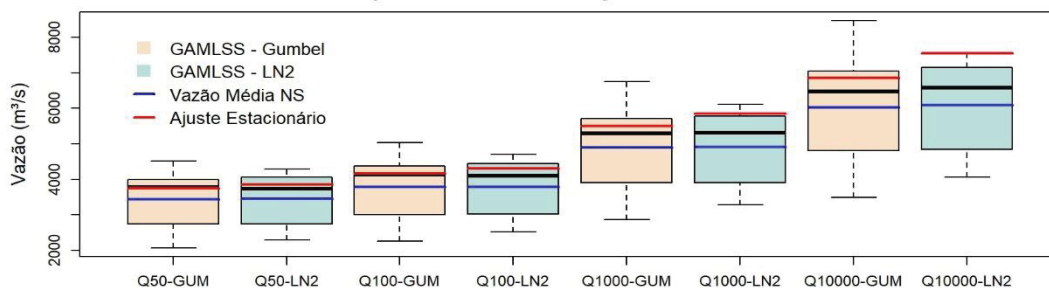
Boxplots Quantis de Projeto - 14 de Julho



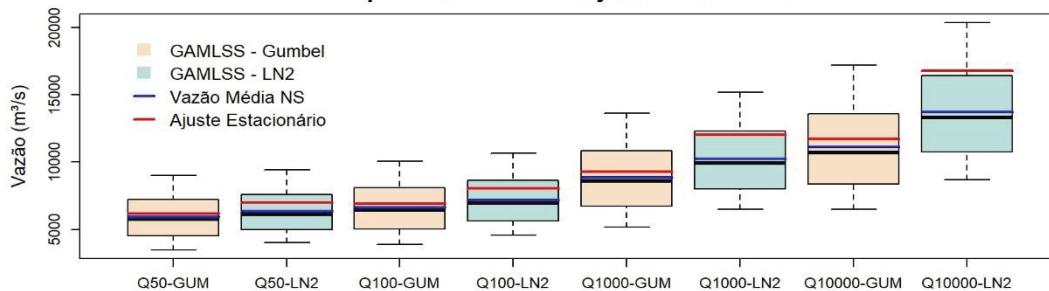
Boxplots Quantis de Projeto - A. S. Lima



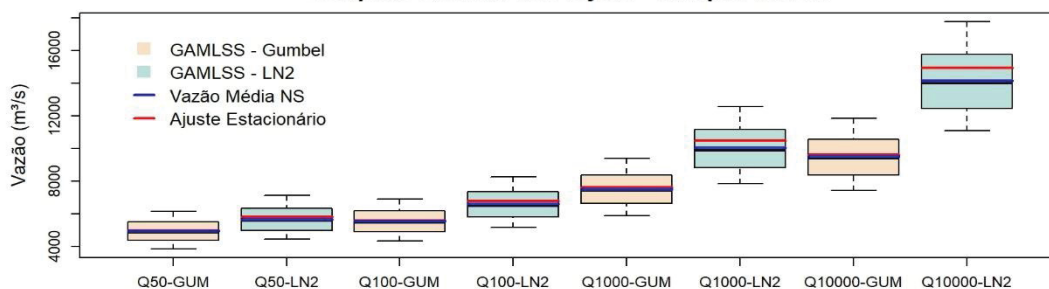
Boxplots Quantis de Projeto - Barra Bonita



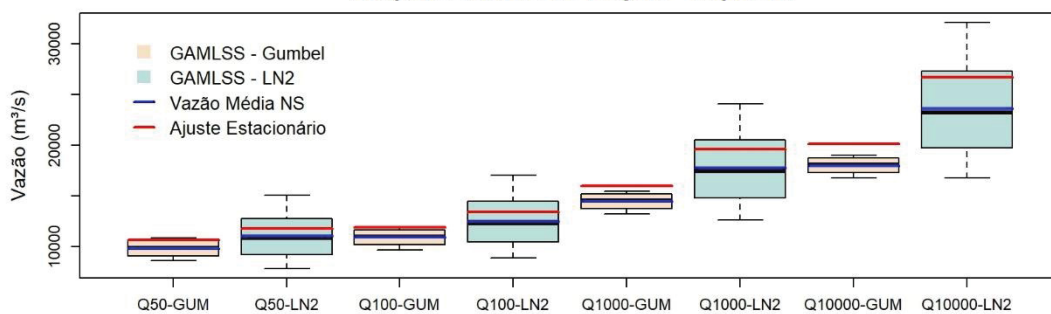
Boxplots Quantis de Projeto - Barra Grande



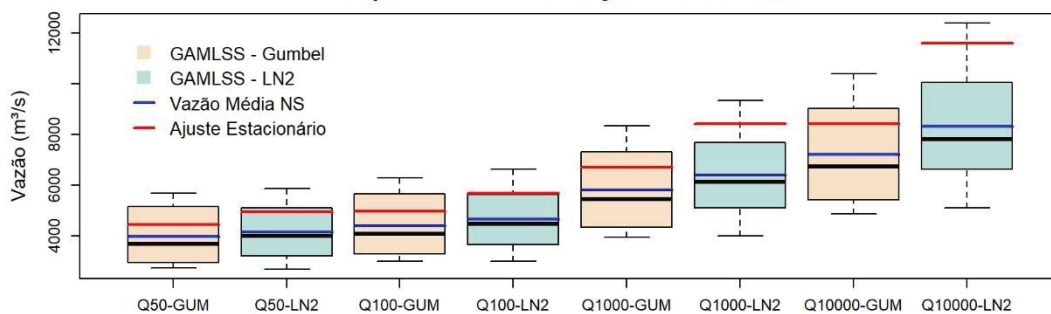
Boxplots Quantis de Projeto - Campos Novos



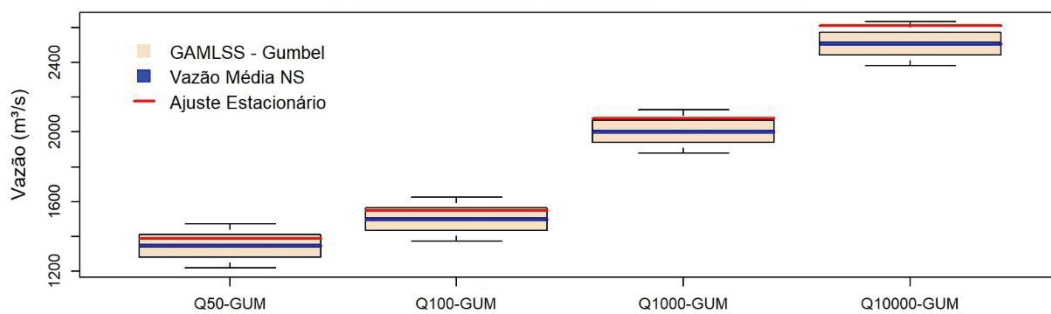
Boxplots Quantis de Projeto - Capivara



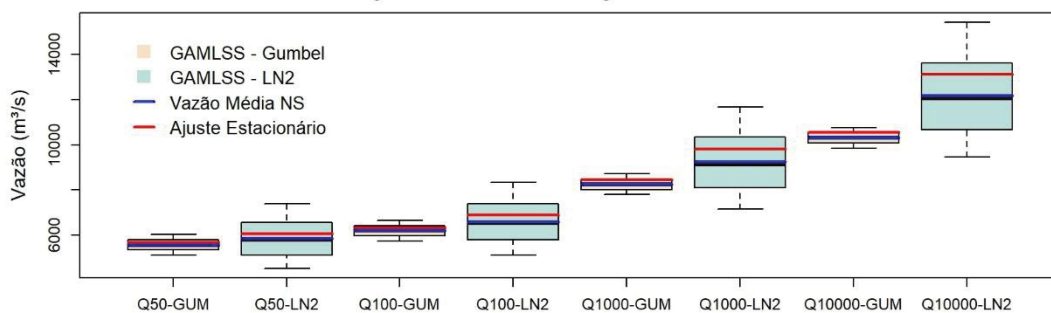
Boxplots Quantis de Projeto - Castro Alves



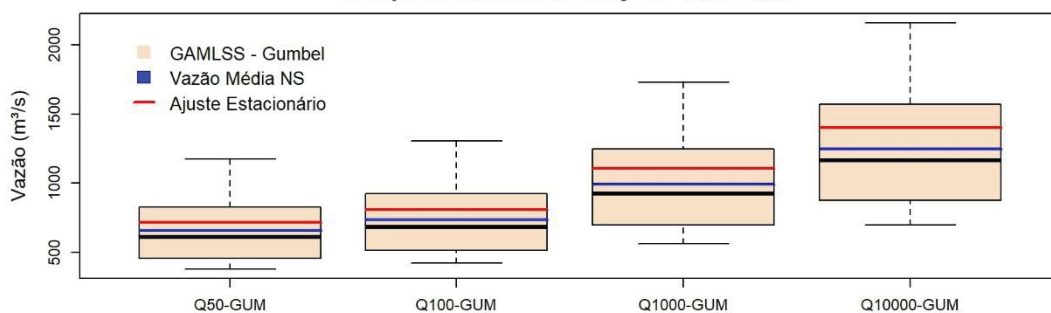
Boxplots Quantis de Projeto - Curuá Una

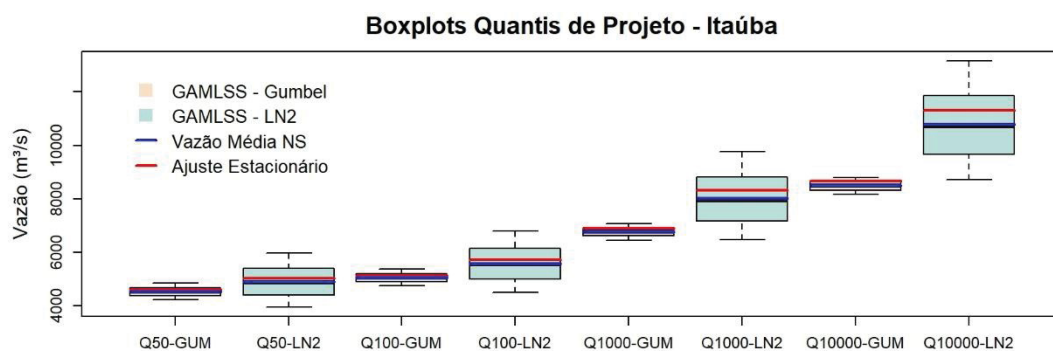
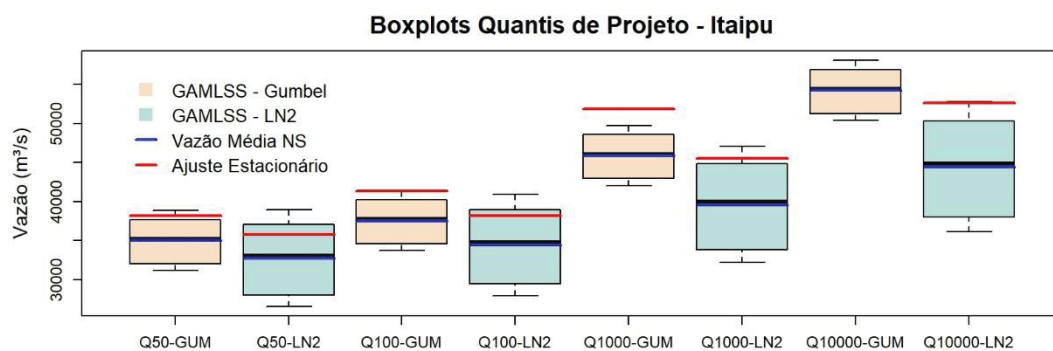
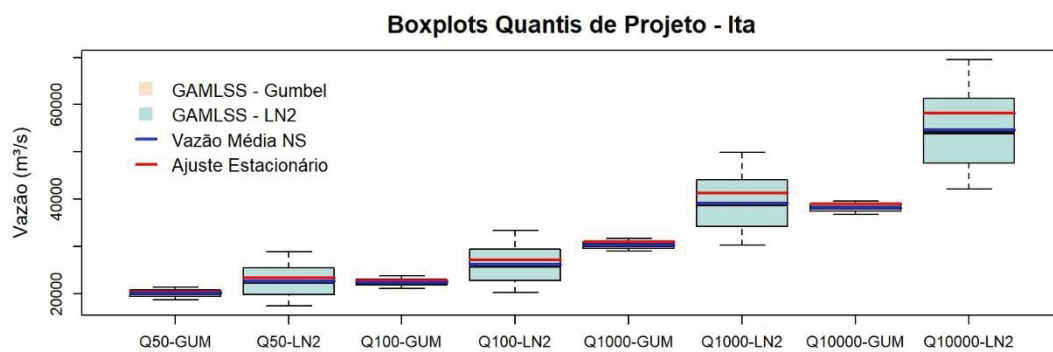
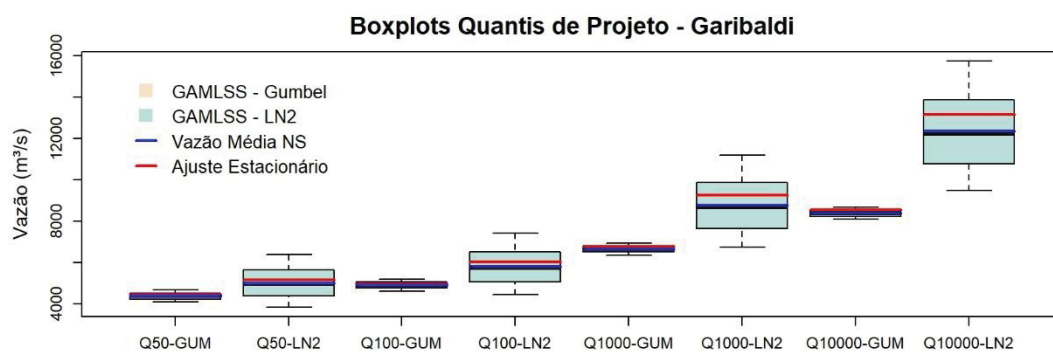
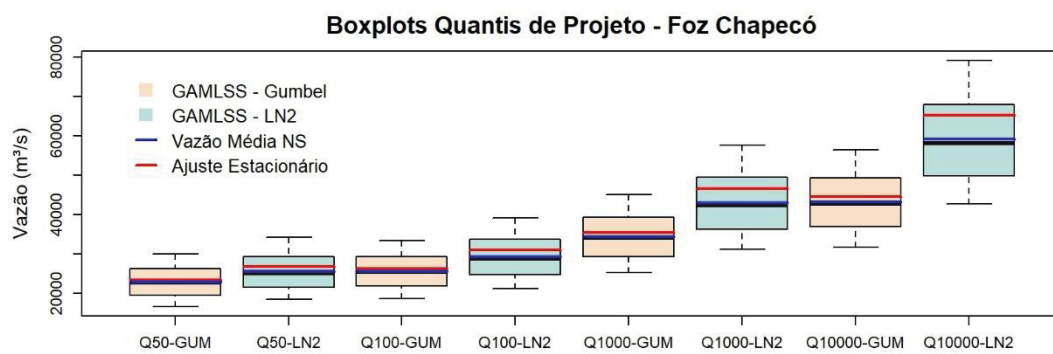


Boxplots Quantis de Projeto - D. Francisca

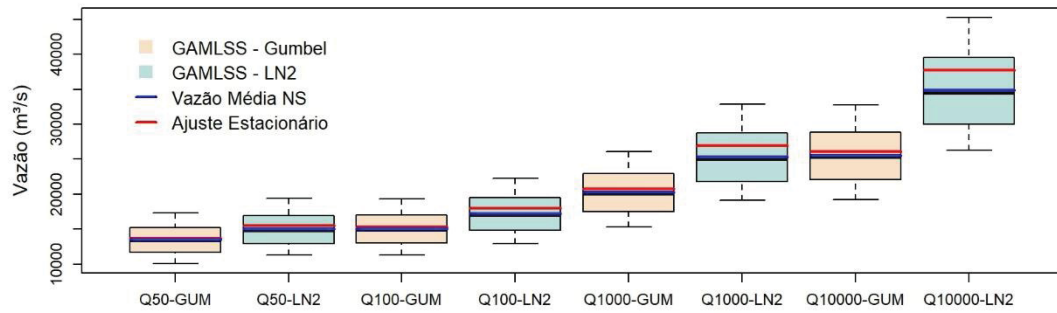


Boxplots Quantis de Projeto - Ernestina

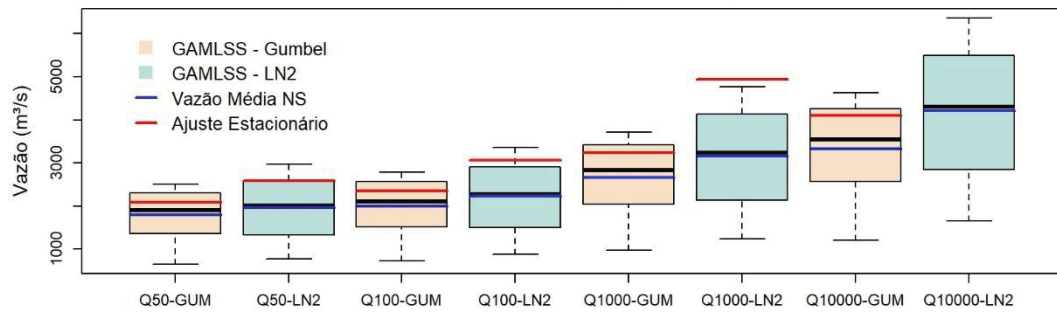




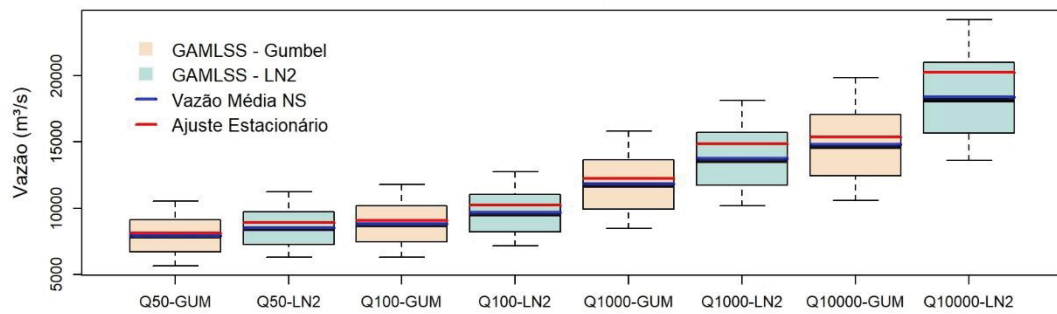
Boxplots Quantis de Projeto - Machadinho



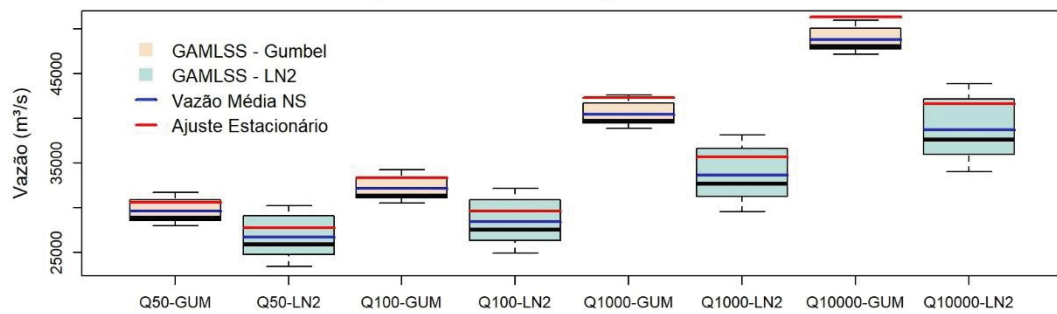
Boxplots Quantis de Projeto - Monjolinho



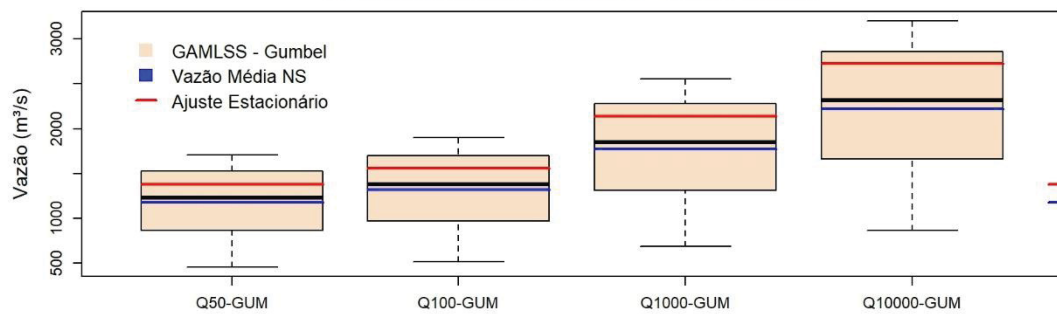
Boxplots Quantis de Projeto - Monte Claro



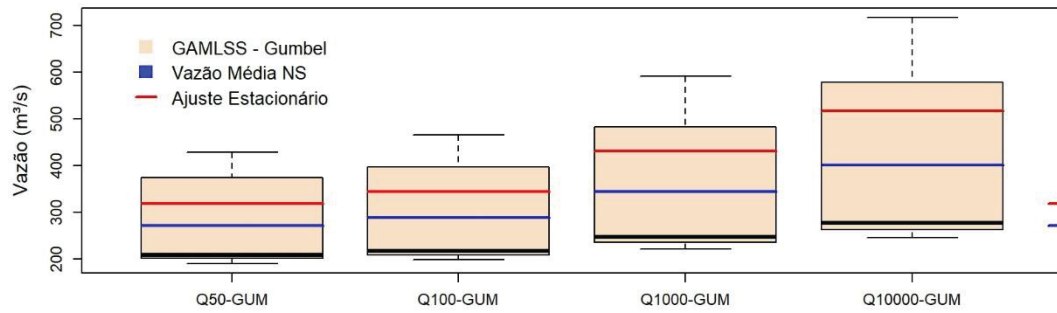
Boxplots Quantis de Projeto - P. Primavera



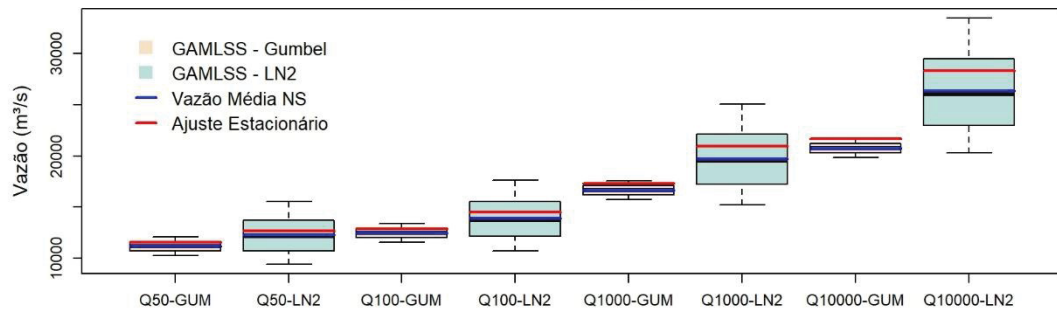
Boxplots Quantis de Projeto - Passo Fundo



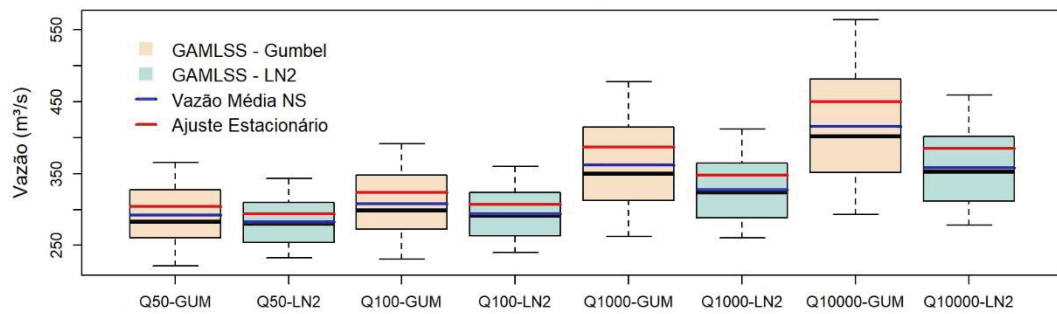
Boxplots Quantis de Projeto - Rondon II



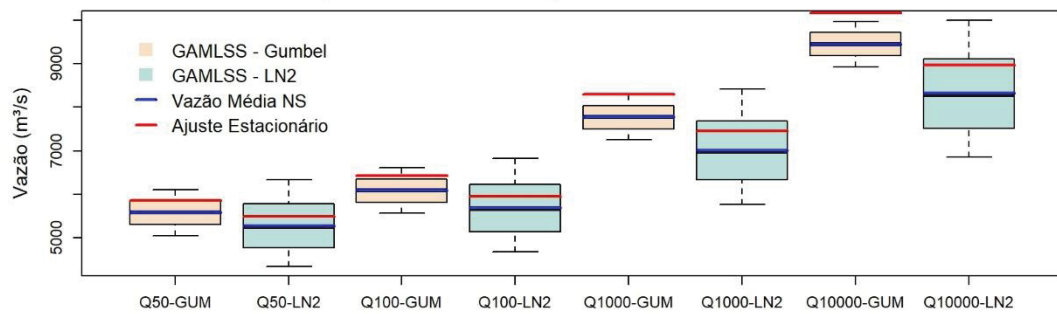
Boxplots Quantis de Projeto - Rosana



Boxplots Quantis de Projeto - São Domingos



Boxplots Quantis de Projeto - Santo Antônio do Jari



Boxplots Quantis de Projeto - Taquaraçu

