

**FUNDAÇÃO UNIVERSIDADE REGIONAL DE BLUMENAU  
CENTRO DE CIÊNCIAS TECNOLÓGICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA AMBIENTAL  
CURSO DE MESTRADO**

**LEANDRO JOSÉ ISENSEE**

**RISCO HIDROLÓGICO DE RUPTURA DE BARRAGENS EM CONTEXTO NÃO  
ESTACIONÁRIO: ANÁLISES ESTATÍSTICAS DE SÉRIES TEMPORAIS DE  
EXTREMOS E A ESTIMAÇÃO DA VAZÃO DE PROJETO**

**BLUMENAU**

2021

**LEANDRO JOSÉ ISENSEE**

**RISCO HIDROLÓGICO DE RUPTURA DE BARRAGENS EM CONTEXTO NÃO  
ESTACIONÁRIO: ANÁLISES ESTATÍSTICAS DE SÉRIES TEMPORAIS DE  
EXTREMOS E A ESTIMAÇÃO DA VAZÃO DE PROJETO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental do Centro de Ciências Tecnológicas da Fundação Universidade Regional de Blumenau como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Adilson Pinheiro  
Coorientador: Prof. Dr. Daniel Henrique Marco Detzel

**BLUMENAU**

2021

178r

Isensee, Leandro José, 1986-

Risco hidrológico de ruptura de barragens em contexto não estacionário: análises estatísticas de séries temporais de extremos e a estimação da vazão de projeto / Leandro José Isensee. - Blumenau, 2021.

104 f. : il.

Orientador: Adilson Pinheiro.

Coorientador: Daniel Henrique Marco Detzel.

Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental) - Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental, Centro de Ciências Tecnológicas, Universidade Regional de Blumenau, Blumenau.

Bibliografia: f. 86-102.

1. Engenharia ambiental. 2. Hidrologia. 3. Previsão hidrológica. 4. Barragens e açudes. 5. Barragens e açudes - Segurança. 6. Vazões naturais. I. Pinheiro, Adilson, 1961-. II. Detzel, Daniel Henrique Marco. III. Universidade Regional de Blumenau. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental. IV. Título.

---

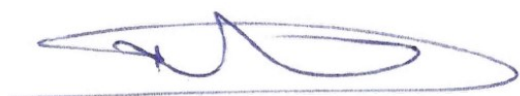
CDD 628.5

**RISCO HIDROLÓGICO DE RUPTURA DE BARRAGENS EM CONTEXTO NÃO  
ESTACIONARIO: ANÁLISES ESTATÍSTICAS DE SÉRIES TEMPORAIS DE  
EXTREMOS E A ESTIMAÇÃO DA VAZÃO DE PROJETO**

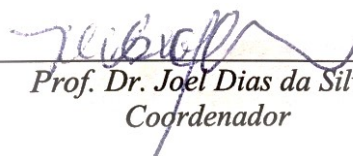
**por**

**LEANDRO JOSÉ ISENSEE**

Dissertação aprovada como requisito para obtenção do título de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental na Universidade Regional de Blumenau – FURB.



*Prof. Dr. Adilson Pinheiro*  
*Orientador*

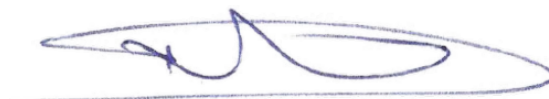


*Prof. Dr. Joel Dias da Silva*  
*Coordenador*

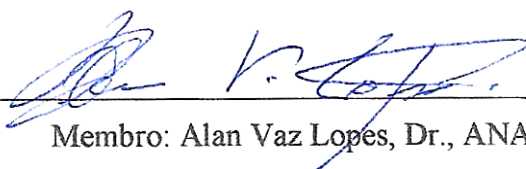


*Prof. Dr. Daniel Henrique Marco Detzel*  
*Coorientador*

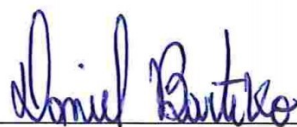
**Banca examinadora:**



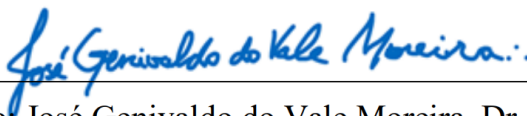
Presidente: Adilson Pinheiro, Dr., Orientador, FURB



Membro: Alan Vaz Lopes, Dr., ANA



Membro: Daniel Bartiko, Dr., ITAIPU



Membro: José Genivaldo do Vale Moreira, Dr., UFAC

Blumenau, 22/03/2021

## AGRADECIMENTOS

A minha esposa Aline Espig e a minha família, pelo amor, pelo apoio e principalmente por renunciar ao nosso tempo juntos, espero recuperá-lo em breve.

Ao meu orientador, prof. Adilson Pinheiro e ao meu coorientador, prof. Daniel Henrique Marco Detzel, sem os quais este trabalho não teria sido possível.

Ao Programa UNIEDU/FUMDES Pós-Graduação (1423/SED/2019) e a FURB, este trabalho só foi possível devido ao incentivo do governo do Estado e a gratuidade proporcionada pela FURB.

Aos meus colegas da turma 2019/01 do mestrado, colegas do bloco Q e todos estudantes e profissionais do PPGEA, em especial a Gabrielly Cristhine Zwang Baptista e Mateus Nascimento Vieira de Melo, por serem companheiros de café e por proporcionar uma trilha a seguir.

Ao Laio Zimmermann Oliveira por ter me demonstrado a linguagem R, atitudes voluntárias ajudam mais do que se imagina.

Aos membros da banca de defesa, pelos pertinentes comentários que melhoraram substancialmente este trabalho.



## RESUMO

No Brasil e no mundo foram detectadas tendências crescentes na magnitude de eventos hidrológicos extremos. Isto gera a preocupação de que barragens e outras estruturas sensíveis estejam com sua segurança comprometida. Além disso, poucas investigações foram feitas sobre os efeitos da persistência e do comprimento de registro em séries temporais de vazões extremas, especialmente em rios brasileiros. Em um contexto não estacionário, não existe uma metodologia definida para estimar a vazão de projeto de vertedouros. Assim, o objetivo deste estudo é avaliar a influência da não estacionariedade sobre o risco hidrológico de barragens e o efeito do comprimento de registro e da persistência sobre a detecção de tendências monotônicas destas séries temporais. Para isso, foram analisadas 108 séries temporais de vazões máximas e mínimas diárias anuais, provindas de estações fluviométricas de diversas regiões brasileiras. Nestas séries temporais, aplicou-se os testes estatísticos Mann-Kendall (MK), Spearman rho e Pettitt para avaliar as tendências e pontos de mudança. Aplicou-se as funções de autocorrelação, teste Portmanteau e mensuração do expoente Hurst para avaliar a persistência. Além disso, avaliou-se qualitativamente as modificações do teste MK que visam remover os efeitos da persistência. Também, avaliou-se o risco hidrológico de 108 séries temporais de máximos anuais, comparando os intervalos de tempo aproximados de 1954–1984 e 1954–2014. Por fim, foram realizados dois estudos de caso, nos quais a vazão de projeto foi estimada em um contexto não estacionário. As distribuições GEV (generalizada de valores extremos) e Gumbel foram aplicadas nestas análises. Os resultados indicam que o risco hidrológico das barragens brasileiras aumentou, o que caracteriza redução na segurança das barragens mais antigas. O uso de covariáveis físicas na estimativa da vazão de projeto com modelos não estacionários torna as estimativas mais confiáveis. Além disso, observou-se que há forte presença da persistência nas séries temporais, especialmente nas mínimas. Embora a persistência afete a detecção de tendências, mesmo após removê-la, diversas séries temporais ainda podem ser consideradas não estacionárias. Observou-se também que o comprimento de registro tem impacto significativo nas análises, ou seja, séries temporais curtas podem esconder processos de longo prazo. Portanto, embora as tendências de aumentos das vazões máximas e mínimas significativas sejam bons indicadores, por si só não garantem redução ou aumento do risco. Além disso, foi observado que o uso de modelos não estacionários é menos importante do que a utilização de séries temporais longas e atualizadas, reforçando a importância do investimento em monitoramento.

Palavras-chave: Risco hidrológico. Séries temporais de vazões extremas. Estacionariedade. Persistência. Vazão de projeto.

## ABSTRACT

In Brazil and in the world, increasing trends were detected in the magnitude of extreme hydrological events. This raises the concern that the safety of dams and other sensitive structures is compromised. In addition, few investigations have been made into the effects of persistence and record length in time series of extreme flows, especially in Brazilian rivers. In a non-stationary context, there is no defined methodology for estimating the spillway design flow. Thus, the aim of this study is to evaluate the influence of non-stationarity on the hydrological risk of dams and the effect of record length and persistence on the detection of monotonic trends in these time series. For this, 108 time series of annual maximum and minimum daily streamflow were analyzed, from gauging stations in different Brazilian regions. In these time series, Mann-Kendall (MK), Spearman rho and Pettitt statistical tests were applied to assess trends and change-points. Autocorrelation function, Portmanteau test and Hurst exponent measurement were applied to assess persistence. In addition, modifications of the MK test that aim to remove the effects of persistence were evaluated. Also, the hydrological risk of 108 AMX time series was evaluated, comparing the time intervals between 1954–1984 and 1954–2014. Finally, two case studies were performed, in which the design flow was estimated in a non-stationary context. The GEV (generalized extreme values) and Gumbel distributions were applied in these analyses. The results indicate that the hydrological risk of Brazilian dams has increased, which characterizes a reduction in the safety of older dams. The use of physical covariates to estimate the design flow with non-stationary models makes the estimates more reliable. Furthermore, the results indicate that there is a strong presence of persistence in the time series, especially in the minimum. Although persistence affects trend detection, even after removing it, some time series can still be considered non-stationary. It was also observed that the record length has a significant impact on the analyses, that is, short time series can hide long-term processes. It was concluded that, although the trends of increases in the maximum and minimum significant flows are good indicators, by themselves they do not guarantee reduction or increase of the risk. In addition, it was observed that the use of non-stationary models is less important than the use of long and updated time series, reinforcing the importance of investment in monitoring.

Keywords: Hydrological risk. Extreme streamflow time series. Stationarity. Persistence. Design flow.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Divisão Hidrográfica Nacional .....	18
Figura 2 - Galgamento de uma barragem (montante à esquerda).....	20
Figura 3 – Análise gráfica de séries temporais (c) com pontos de mudança e (d) monotônica exponencial.....	27
Figura 4 – Resumo da metodologia aplicada.....	38
Figura 5 - Estações fluviométrica utilizadas, áreas de drenagem e os comprimentos das séries temporais .....	40
Figura 6 - Intervalo de anos analisados nas cada séries temporais utilizadas .....	41
Figura 7 - ACF de quarto series temporais AMX (acima ou abaixo da linha vermelha são significativas): (A) Lag-1; (B) Lag-1 + Lag Múltiplos; (C) Lag Múltiplos e (D) Sem autocorrelação.....	43
Figura 8 - Características geográficas da Sub-Bacia 57 .....	45
Figura 9 - Sub-bacia 57 – Divisão política .....	47
Figura 10 - Características geográficas da área de estudo.....	48
Figura 11 - Tendências monotônicas detectadas pelo teste MK: (A) AMX e (B) AMI .....	50
Figura 12 - Pontos de mudança, tendências monotônicas e ambos (pontos de mudança e tendência monotônicas significativas nas séries temporais): (A) AMX e (B) AMI.....	51
Figura 13 - Box-plot dos pontos de mudança (mediana em vermelho): (A) AMX e (B) AMI	52
Figura 14 - Tendências monotônicas significativas em séries temporais AMI e AMX em uma mesma estação fluviométrica.....	52
Figura 15 - Variação no número de tendências significativas nas AMX detectadas pelo teste MK.....	54
Figura 16 - Tendências monotônicas na série temporal AMX, por intervalo de tempo.....	55
Figura 17 - Variação no número de tendências monotônicas significativas nas series temporais AMI detectadas pelo teste MK .....	55
Figura 18 - Comparação das estatísticas Z obtidas por cada método relacionado a LTP nas séries temporais AMX, ordenadas por magnitude.....	59
Figura 19 - Séries temporais AMX com tendências monotônicas significativas (P-valor < 0.05) por tipo de método.....	61
Figura 20 – Percentuais de aumento nas vazões de projeto .....	62
Figura 21 - Percentuais de aumento nas probabilidades de excedência anuais.....	63

Figura 22 - Variação entre os intervalos de tempo 1 e 2: a) Vazão de projeto b) Probabilidade de excedência anual .....	64
Figura 23 – Séries temporais AMX que apresentam aumento no risco e tendências monotônicas significativas positivas, negativas ou sem tendência significativa .....	64
Figura 24 - Efeito da barragem na vazão da estação fluviométrica 5847.....	65
Figura 25 - Janela deslizante do parâmetro localização em intervalo de 15 em 15 anos .....	67
Figura 26 - Janela deslizante do parâmetro escala .....	67
Figura 27 - Janela deslizante do parâmetro forma.....	67
Figura 28 - Variação da vazão de projeto para um TR de 10000 anos do modelo M5 .....	72
Figura 29 – Variação das vazões de projeto em função de TR .....	73
Figura 30 - Séries temporais de máximos diários anuais: A) MDA4 e B) MDA9.....	76
Figura 31 - Correlogramas das séries temporais: A) MDA4 e B) MDA9.....	76
Figura 32 – Janelas deslizantes do parâmetro localização .....	78
Figura 33 - Janelas deslizantes do parâmetro escala .....	78
Figura 34 - Janelas deslizantes do parâmetro forma.....	79

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Precipitação e vazão específica por região hidrográfica .....	19
Tabela 2 - Variação da Média das médias das vazões unitárias por comprimento das séries temporais em cada faixa de latitude (AMX) .....	56
Tabela 3 - Variação do desvio padrão máximo por comprimento das séries temporais em cada faixa de latitude (AMX) .....	56
Tabela 4 - Expoente H por faixa de latitude .....	57
Tabela 5 - Quantidade de séries temporais com autocorrelações significativas.....	58
Tabela 6 - Classificação das séries temporais AMX por autocorrelações significativas .....	58
Tabela 7 - Avaliação do erro tipo 1P (%) do estado de significância das séries temporais AMX comparando o MK padrão com as suas modificações em séries sem persistência. ....	60
Tabela 8 - Quantidade de séries temporais com tendência por intervalo de significância, em séries temporais com persistência detectada .....	60
Tabela 9 - Percentual de séries temporais AMX com tendências monotônicas significativas (P-valor < 0.05) por tipo de método .....	62
Tabela 10 – Estatística Z do MK e anos dos pontos de mudança do PETT, respectivamente .	68
Tabela 11 – Dados de uso da terra, pecuária e população .....	69
Tabela 12 - Listagem dos modelos propostos, com intervalo de tempo de 1953 a 2014 .....	70
Tabela 13 - Classificação dos modelos propostos, com intervalo de tempo de 1953 a 2014 ..	71
Tabela 14 - Ranking dos modelos ajustados, com intervalo de tempo de 1945 a 2014 .....	72
Tabela 15 - Avaliação de risco de PCH PG para um TR = 1000 anos .....	74
Tabela 16 – Estatísticas descritivas para cada ano hidrológico.....	74
Tabela 17 - Variação da tendência devido a seleção dos dados .....	75
Tabela 18 - P-valores dos testes de aderência para as distribuições GEV e Gumbel.....	77
Tabela 19 – Modelos distributivos propostos.....	79
Tabela 20 – Estimativa e avaliação dos parâmetros de cada modelo proposto.....	79
Tabela 21 – Estimativa das vazões por TR e por modelo da série temporal MDA9.....	80
Tabela 22 – Estimativa das vazões de projeto da PCH Ludesa para o TR de 1000 anos.....	81

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>13</b>
1.1	PROBLEMA DE PESQUISA/JUSTIFICATIVA.....	14
1.2	HIPÓTESES .....	16
1.3	OBJETIVO GERAL.....	16
1.4	OBJETIVOS ESPECÍFICOS .....	16
1.5	ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO .....	17
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	<b>18</b>
2.1	SISTEMA HIDROLÓGICO BRASILEIRO.....	18
2.2	RISCO ASSOCIADO A VAZÃO DE PROJETO DE BARRAGENS.....	19
2.3	SÉRIES TEMPORAIS DE VAZÕES EXTREMAS .....	22
2.4	ESTACIONARIEDADE E PERSISTENCIA EM SÉRIES TEMPORAIS .....	23
<b>2.4.1</b>	<b>Tendências em séries temporais</b> .....	<b>24</b>
<b>2.4.2</b>	<b>Persistência e autocorrelação</b> .....	<b>25</b>
<b>2.4.3</b>	<b>Detecção de tendências monotônicas e pontos de mudança</b> .....	<b>27</b>
2.4.3.1	Teste Mann-Kendall (MK).....	28
2.4.3.2	Teste de Spearman rho (SR).....	28
2.4.3.3	Teste de Pettitt (PETT).....	29
<b>2.4.4</b>	<b>Não estacionariedade sob persistência</b> .....	<b>30</b>
2.4.4.1	Trend-Free-Pre-Whitening (TFPW).....	30
2.4.4.2	<i>Variance Correction</i> (VC).....	31
2.4.4.3	<i>Block-bootstrapped</i> (BBS). .....	32
2.4.4.4	MK4.....	32
<b>2.4.5</b>	<b>Erros tipo 1 e tipo 2</b> .....	<b>32</b>
2.5	DISTRIBUIÇÕES PROBABILÍSTICAS PARA VALORES EXTREMOS .....	33
2.6	MÉTODOS DE INFERÊNCIA SOBRE A ESTIMATIVA DE PARÂMETROS DISTRIBUTIVOS.....	34
2.7	INFERÊNCIA EM UM CONTEXTO NÃO ESTACIONARIO .....	35
2.8	AVALIAÇÃO E CLASSIFICAÇÃO DOS MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO PROBABILÍSTICA .....	36
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b> .....	<b>38</b>

3.1	ÁREA DE ESTUDO E COLETA DOS DADOS .....	39
3.2	AVALIAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS .....	41
3.3	IMPACTO DO COMPRIMENTO NA DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS .....	42
3.4	AVALIAÇÃO DA PRESENÇA DA PERSISTÊNCIA .....	42
3.5	AVALIAÇÃO DOS MÉTODOS DE REMOÇÃO DA PERSISTÊNCIA.....	43
3.6	VARIABILIDADE NO RISCO DE BARRAGENS BRASILEIRAS.....	44
3.7	ESTUDO DE CASO NO RIO ITABAPOANA, ESPÍRITO SANTO, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 57830000 .....	44
3.7.1	<b>Análise da janela deslizante dos parâmetros GEV.....</b>	<b>45</b>
3.7.2	<b>Análise da precipitação como causa da tendência.....</b>	<b>46</b>
3.7.3	<b>Análise da mudança no uso da terra como causa da tendência .....</b>	<b>47</b>
3.7.4	<b>Definição dos modelos e determinação da vazão de projeto .....</b>	<b>48</b>
3.8	ESTUDO DE CASO NO RIO CHAPECÓ, SANTA CATARINA, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 73600000 .....	48
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>50</b>
4.1	AVALIAÇÃO DA NÃO ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS ...	50
4.2	IMPACTO DO COMPRIMENTO DAS SÉRIES NA DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS.....	53
4.3	AVALIAÇÃO DA PRESENÇA DA PERSISTÊNCIA .....	57
4.4	AVALIAÇÃO DOS MÉTODOS DE REMOÇÃO DA PERSISTÊNCIA.....	59
4.5	VARIABILIDADE NO RISCO DE BARRAGENS BRASILEIRAS.....	62
4.6	ESTUDO DE CASO NO RIO ITABAPOANA, ESPÍRITO SANTO, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 57830000 .....	66
4.6.1	<b>Análise da janela deslizante dos parâmetros GEV.....</b>	<b>66</b>
4.6.2	<b>Análise da precipitação como causa da tendência.....</b>	<b>68</b>
4.6.3	<b>Análise da mudança no uso da terra como causa das tendências.....</b>	<b>68</b>
4.6.4	<b>Modelos propostos.....</b>	<b>69</b>
4.6.5	<b>Determinação da vazão de projeto.....</b>	<b>71</b>
4.7	ESTUDO DE CASO NO RIO CHAPECÓ, SANTA CATARINA, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 73600000 .....	74
4.7.1	<b>Avaliação da não estacionariedade das séries temporais.....</b>	<b>75</b>
4.7.2	<b>Avaliação da persistência/autocorrelação .....</b>	<b>76</b>
4.7.3	<b>Testes de aderência.....</b>	<b>77</b>

<b>4.7.4</b>	<b>Distribuições de probabilidades e estimação dos parâmetros.....</b>	<b>77</b>
<b>4.7.5</b>	<b>Vazão de projeto na estação 7360 .....</b>	<b>80</b>
<b>4.7.6</b>	<b>Vazão de Projeto do vertedouro da PCH Ludesa .....</b>	<b>81</b>
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>83</b>
	<b>REFERENCIAS .....</b>	<b>86</b>
	<b>APÊNDICE – LISTA DAS SÉRIES TEMPORAIS UTILIZADAS .....</b>	<b>103</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Grandes barragens, usinas nucleares e outras estruturas sensíveis, em caso de ruptura, apresentam elevado potencial de danos, exigindo projetos com altos níveis de segurança (CARNEY, 2016; FRANZKE; CZUPRYNA, 2020), ou seja, são estruturas que requerem baixa probabilidade de falha. Os recentes rompimentos de barragens demonstraram o potencial destrutivo dessas estruturas, como no caso da barragem de rejeitos em Brumadinho-MG (Brasil), em 2018 (BOSKOVIC, 2019; IANNELLI; RIGOLETTO, 2020). No Brasil, foram registrados 12 acidentes e 58 incidentes com barragens em 2019, sendo boa parte causados por risco ou pela ocorrência de galgamento da barragem (SNISB, 2019). Estima-se que possam existir mais de 170 mil barragens no território brasileiro, com base nos espelhos d' água artificiais registrados (SNISB, 2019), entretanto, apenas 19 mil barragens estão cadastradas nos órgãos fiscalizadores (SNISB, 2019). Sendo risco uma junção de probabilidade, exposição e vulnerabilidade (UNISDR, 2009), há um risco potencial desconhecido, relacionado principalmente a probabilidade destas barragens romperem por galgamento.

Sabes-se que eventos hidrológicos extremos causados por chuvas intensas ou prolongadas provocam catástrofes econômicas, sociais e ambientais. No Brasil, entre 2000 e 2019, as inundações afetaram aproximadamente 7,5 milhões de pessoas (OCHA, 2019). Embora as inundações sejam causadas por processos hidrológicos naturais, seus riscos associados são administráveis, pois envolvem fatores estatísticos como uma probabilidade de recorrência (UNISDR, 2009).

Neste contexto, o que pode estar sendo negligenciado por gestores de recursos hídricos é o fato de que a frequência e a magnitude dos eventos hidrológicos extremos (como a vazão) vêm aumentando em várias partes do mundo (ARNELL; CHUNZHEN, 2018; GUDMUNDSSON et al., 2019). Mudanças climáticas, alterações no uso e ocupação da terra e da água estão tornando os fenômenos extremos mais frequentes, alterando as estatísticas das vazões dos rios no Brasil (BARTIKO et al., 2019; DO; WESTRA; LEONARD, 2017; SOUZA; AMORIM; REIS, 2020). Portanto, diversas séries temporais de vazões estão se tornando não estacionárias (TAN; GAN, 2015).

Sendo o risco uma composição de probabilidade e consequência (UNISDR, 2009) e não sendo possível obter uma estrutura de risco zero, torna-se fundamental investir na avaliação de barragens de acordo com o risco (FONTENELLE et al., 2017). A avaliação do risco é uma ferramenta útil na gestão dos empreendimentos, pois além dos possíveis danos associados à sua subestimação, a superestimação pode gerar estruturas conservadoras e onerosas (FRANÇOIS

et al., 2019; FRANZKE; CZUPRYNA, 2020; MACKAY; JONATHAN, 2020). Então, mais do que interesse científico, investigar as séries temporais de vazões é uma condição necessária aos gestores destas estruturas (BRASIL, 2020).

### 1.1 PROBLEMA DE PESQUISA/JUSTIFICATIVA

A estimativa da probabilidade de ocorrência ou recorrência de eventos extremos possui diversas aplicações nas ciências ambientais, que vão desde o projeto de estruturas hidráulicas como bueiros, pontes e barragens (MORAIS et al., 2020), à determinação de curvas intensidade-duração-frequência (IDF) (BACK; CADORIN, 2020), projetos de energia eólica (DE ARAÚJO; MARINHO, 2019), mapeamento de áreas inundáveis (MONTE et al., 2016) e estudos sobre enchentes e secas (AMORIM et al., 2020). Conceitos como a vazão de projeto (VP) utilizada para o dimensionamento de barragens (FEMA, 2015), podem ser estimados, a partir de estudos, com base em uma série temporal de dados observados (NASHWAN; ISMAIL; AHMED, 2019).

É comum utilizar séries temporais de vazão assumindo condições estacionárias, ou seja, como se suas estatísticas permanecessem constantes ao longo do tempo (CARVAJAL-SERNA; GRAJALES-CARDONA, 2019; DO VALE MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016; HAMDI; DULUC; REBOUR, 2018; HU et al., 2018; SALAS; OBEYSEKERA, 2014). Mesmo manuais fornecidos por órgãos ligados ao projeto de estruturas hidráulicas, mantêm o pressuposto de estacionariedade em séries temporais de vazão (ELETROBRAS, 2003; FELDER et al., 2019; NASHWAN; ISMAIL; AHMED, 2019). Porém, há evidências de que eventos hidrológicos extremos estão se tornando mais intensos e frequentes, no Brasil e no mundo (BARTIKO et al., 2019; DO; WESTRA; LEONARD, 2017; PINHEIRO; GRACIANO; SEVERO, 2013; ROSIN; AMORIM; MORAIS, 2015; SOUZA; AMORIM; REIS, 2020), de modo que as séries temporais estão se tornando não estacionárias.

Entende-se, portanto, ser essencial considerar a não estacionariedade ao estimar a ocorrência de vazões extremas (SALAS; OBEYSEKERA, 2014). Ao usar distribuições probabilísticas não estacionárias, assume-se a obtenção de estruturas hidráulicas mais resilientes aos extremos climáticos (CARVAJAL-SERNA; GRAJALES-CARDONA, 2019; MACKAY; JONATHAN, 2020; NASHWAN; ISMAIL; AHMED, 2019). Mas, em um contexto não estacionário, não existe um procedimento definido a ser utilizado no projeto dessas estruturas (FRANÇOIS et al., 2019), devendo-se lembrar que, neste tipo de projeto, mais do que aspectos econômicos, há o risco de dano à vida (BACK; WILDNER; GARCEZ, 2019).

Embora diversos estudos tenham sido feitos na detecção das tendências em séries temporais nos rios brasileiros, os mais abrangentes, por uma questão de disponibilidade de dados, possuem maior quantidade de amostras em detrimento de amostras mais longas (BARTIKO et al., 2019; GUDMUNDSSON et al., 2019). Ao utilizar séries temporais com comprimento relativamente curto, tendências e/ou pontos de mudança provocados por fenômenos climáticos de longo termo podem não ser detectados (O'BRIEN, 2018; PENNEREIRO et al., 2018) e se forem, podem conter erros na detecção (COLLAUD COEN et al., 2020).

Além do comprimento da série temporal, outro desafio para a análise de tendências é autocorrelação. A detecção de tendências em séries temporais de vazão é um processo complexo, uma vez que a maioria dos testes estatísticos requerem independência serial, o que é um desafio a se alcançar (VON STORCH, 1999). O processo de detectar e remover a persistência sem afetar a medição da tendência é desafiador (WANG et al., 2020). Vários métodos são propostos para estimar e remover as correlações seriais, sendo os resultados destes muito díspares (SOUZA; AMORIM; REIS, 2020). Portanto, há poucas análises qualitativas dos métodos de remoção da persistência em dados extremos diários anuais de vazão, especialmente no Brasil.

Sendo assim, este trabalho se justifica por considerar que tendências crescentes em séries temporais de vazões máximas podem estar aumentando o risco hidrológico de ruptura das barragens brasileiras existentes. Além disso, estudos sobre a presença da persistência e do comprimento de registro em séries temporais de extremos são insuficientes ou estão desatualizados. Estes estudos são pré-requisitos para estudos sobre a determinação de vazão de projeto em um contexto não estacionário e para a avaliação do risco hidrológico de estruturas hidráulicas.

Este trabalho vai de encontro ao estipulado pela Política Nacional de Segurança de Barragens (PNSB) (BRASIL, 2020), que define que devem ser realizadas revisões periódicas sobre a segurança dessas estruturas, incluindo a atualização dos dados hidrológicos. Como a PNSB não cita diretamente a necessidade de atualização da vazão de projeto dos vertedouros, espera-se com este trabalho demonstrar sua importância, de modo a poder contribuir para a construção de futuras legislações que incluam explicitamente este item.

## 1.2 HIPÓTESES

- H1. O comprimento de registro das séries temporais de extremos diários anuais (máximos e mínimos) é um componente importante na determinação da estacionariedade destas séries e na avaliação do risco hidrológico das barragens;
- H2. A persistência está presente nas séries temporais de extremos diários anuais, portanto influencia na determinação da estacionariedade;
- H3. Houve um aumento do risco hidrológico de ruptura relacionado as vazões máximas das barragens brasileiras existentes em função das mudanças estatísticas nas séries temporais de vazões máximas;
- H4. Considerar a não estacionariedade das séries temporais resulta em modelos probabilísticos mais seguros e confiáveis.

## 1.3 OBJETIVO GERAL

Analisar como a segurança das barragens brasileiras está sendo afetada pela não estacionariedade das séries temporais de vazões extremas, medidas em estações fluviométricas localizadas em diferentes regiões hidrográficas brasileiras, e o efeito do comprimento de registro e da persistência, sobre a detecção de tendências monotônicas destas séries temporais.

## 1.4 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- a) Avaliar a estacionariedade das séries temporais de vazões extremas de rios brasileiros, relacionado indiretamente a hipótese H1;
- b) Avaliar a influência do comprimento de registro na análise de tendências monotônicas das séries temporais de vazões extremas de rios brasileiros, relacionado a hipótese H1;
- c) Avaliar a presença da persistência e sua influência na análise de tendências monotônicas das séries temporais de vazões extremas de rios brasileiros, relacionado a hipótese H2;
- d) Analisar o comportamento do risco hidrológico das barragens brasileiras existentes devido à não estacionariedade das séries temporais de vazões máximas diárias anuais, relacionado a hipótese H3;
- e) Investigar os melhores procedimentos para determinar a vazão de projeto em um ambiente não estacionário, relacionado a hipótese H4.

## 1.5 ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO

A dissertação está estruturada conforme os seguintes itens:

- Introdução: que contém uma contextualização sobre o tema, o problema de pesquisa/justificativa, as hipóteses e os objetivos do estudo.
- Referencial teórico: parte do estudo que busca trazer os conceitos, fundamentos e estado da arte sobre o que será estudado;
- Metodologia: contém a descrição dos materiais e métodos utilizados no estudo;
- Resultados e discussão: onde constam os resultados deste estudo, traçando um paralelo com resultados de outros trabalhos;
- Conclusão: parte final do trabalho voltada para demonstrar se os objetivos foram alcançados.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

A modelagem de sistemas ambientais é uma tarefa complexa e que tem no dimensionamento de obras hidráulicas uma de suas aplicações (MARINHO FILHO et al., 2012). Para auxiliar no cumprimento do objetivo deste trabalho, este capítulo busca apresentar: o sistema hidroclimático brasileiro; conceitos sobre séries temporais; métodos e técnicas estatísticas para verificação da estacionariedade e da persistência nas séries temporais extremas; os conceitos de risco e por fim as distribuições de probabilidade para avaliar as alterações no risco das barragens.

### 2.1 SISTEMA HIDROLÓGICO BRASILEIRO

O sistema hidrológico brasileiro está dividido em 12 regiões hidrográficas (CNRH, 2003), conforme Figura 1. Segundo Porto e Porto (2008), essa divisão foi feita devido às diferenças existentes entre as regiões, principalmente em termos de ecossistemas, mas também pelas diferenças sociais, econômicas e culturais.

Figura 1 - Divisão Hidrográfica Nacional



Fonte: (CNRH, 2003)

Na Tabela 1 é apresentado o panorama da hidrologia de cada região hidrográfica exposta na Figura 1. Considerando que a precipitação média anual nacional é de 1761 mm (ANA, 2015), percebe-se que as regiões hidrográficas localizadas na região norte do país apresentam uma precipitação acima de média nacional. Já as quatro regiões hidrográficas da região nordeste apresentam uma precipitação média anual bastante abaixo da média nacional, e as regiões hidrográficas localizadas nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentam precipitação próximas da média nacional.

Tabela 1 - Precipitação e vazão específica por região hidrográfica

Regiões hidrográficas	Precipitação média (mm)	Vazão específica L/s/km <sup>2</sup>
Amazônica	2205	34.1
Tocantins-Araguaia	1774	15.1
Atlântico Nordeste Ocidental	1700	9.5
Parnaíba	1064	2.3
Atlântico Nordeste Oriental	1052	2.7
São Francisco	1003	4.5
Atlântico Leste	1018	3.8
Atlântico Sudeste	1401	14.8
Paraná	1543	13.0
Paraguai	1359	6.5
Uruguai	1623	23.5
Atlântico Sul	1644	21.6

Fonte: Adaptado de ANA (2015)

No que tange as vazões e precipitações, algumas variabilidades climáticas podem afetá-las positiva ou negativamente, como a oscilação decanal do pacífico e o fenômeno chamado El Niño-Oscilação Sul (ENOS) (CAPOZZOLI; CARDOSO; FERRAZ, 2017). Segundo Grim (2009), a principal fonte de variabilidade anual nas precipitações no Brasil é o ENOS, que pode ser subdividido em El Niño (EN) e La Niña, a depender se a oscilação for oceano-atmosférica ou atmosférica-oceano, respectivamente. Este fenômeno influencia vários componentes do clima, como precipitação e temperatura, negativa ou positivamente, a depender da estação sazonal e da região geográfica analisada, pois em uma mesma unidade federativa, podem ocorrer grandes oscilações (BAPTISTA; SEVERO, 2018).

## 2.2 RISCO ASSOCIADO A VAZÃO DE PROJETO DE BARRAGENS

Conforme UNISDR (2009), o conceito de risco é uma junção da probabilidade de um determinado evento ocorrer, com as consequências geradas por sua ocorrência. Segundo

IBAMA (2020), está relacionado a um dano, ou seja, algo negativo. Alguns autores defendem que para que haja risco, deve haver ameaças, vulnerabilidades e exposição (LAVELL, 1999). Ameaça refere-se à probabilidade de o evento danoso ocorrer, vulnerabilidade está relacionada a propensão e a exposição relaciona-se a quantidade de elementos sociais expostos a sofrer danos (VILEMA et al., 2019). A depender do evento danoso, ações antrópicas podem impactar nos três componentes do risco, no caso de inundações, influenciam diretamente na vulnerabilidade e na exposição (VIEIRA; ISENSEE; CLAUDINO, 2020).

Barragens, conforme a Lei nº 14.066, são definidas como “[...] qualquer estrutura construída dentro ou fora de um curso permanente ou temporário de água [...]”, utilizada “[...] para fins de contenção ou acumulação de substâncias líquidas ou de misturas de líquidos e sólidos” (BRASIL, 2020, art. 2, inciso I). Portanto ao dimensionar uma barragem, uma das etapas é determinar a vazão máxima a que ela estará sujeita ao longo de determinado período, bem como a probabilidade dessa vazão ser igualada ou superada (HU et al., 2018; NASHWAN; ISMAIL; AHMED, 2019).

Sobre a vazão de projeto (VP), essa pode ser definida como a vazão utilizada no projeto do vertedouro de uma barragem, para determinar sua altura, obras de descarga, borda livre e armazenamento (FEMA, 2015). A vazão de projeto deve equilibrar os riscos de um eventual rompimento da barragem com os custos necessários para evitá-lo (FRANÇOIS et al., 2019). Como a causa mais frequente de falha em barragens é o galgamento (ICOLD, 2019), a importância de avaliar corretamente o risco relacionado à vazão máxima, ou risco hidrológico, é reforçada.

Galgamento é o nome dado ao evento que ocorre quando o nível da água a montante ultrapassa o nível da crista do maciço da barragem, resultado da incapacidade de extravasamento do vertedouro ou de uma vazão que excede os valores projetados (FEMA, 2015). A água forma então um fluxo contínuo sobre a estrutura que não foi projetada para tal, provocando danos em barragens com estruturas de concreto e erosão em barragens com estruturas de terra (ZHANG et al., 2014), podendo levar a seu rompimento, como pode ser observado na Figura 2.

Figura 2 - Galgamento de uma barragem (montante à esquerda)



Fonte: (UCAR, 2017)

Outro problema relacionado as vazões máximas, além do risco de galgamento, é o risco de inundações. Conceitua-se como inundações, o extravasamento das águas do seu leito de escoamento, seja este leito natural (rios) ou artificial (galerias pluviais) (TUCCI, 2003). Tem-se observado que a ocorrência das inundações aumentou no Brasil, sendo que, entres os anos de 1991 e 2012, foram registradas 4691 inundações severas no Brasil (CEPED, 2013; VIEIRA, ISENSEE, CLAUDINO, 2020).

Em hidrologia há um termo que é utilizado para transmitir uma probabilidade associada a um intervalo de tempo, usualmente em anos, este é o tempo de retorno (TR) (NAGHETTINI; PINTO, 2007). TR pode ser definido como o intervalo de tempo, em média, com que um evento hidrológico extremo é igualado ou ultrapassado, ou ainda como o intervalo de recorrências (SERINALDI, 2015), sendo um termo muito utilizado na prática profissional e acadêmica (BACK, 2018; DO VALE MOREIRA et al., 2019; SABINO et al., 2020).

No entanto, definir o tempo de retorno para uma estrutura de grande porte como uma barragem não é algo trivial, pois quanto mais alto for o tempo de retorno, maior será o seu nível de segurança, porém maiores também serão os custos de implantação da obra. No Brasil o TR é um dos itens que compõem a classificação de risco de barragens, regulamentada pela resolução N° 143 (CNRH, 2012). Este parâmetro varia conforme aspectos físicos e sociais de cada barragem e seu entorno, variando de 500 anos até 10.000 anos (CNRH, 2012; ELETROBRAS, 2003).

Serinaldi (2015), em seu estudo crítico sobre o uso de TR, argumenta que usar um intervalo de tempo para expressar uma probabilidade é desnecessário e pode levar a erros de interpretação. O autor recomenda o uso de termos que demonstrem a probabilidade diretamente, como a probabilidade de excedência anual ou *annual exceedance probability* (AEP) (COOLEY, 2013). Em um regime estacionário, o TR é o inverso da AEP, por exemplo, um evento com TR de 10 anos significa uma AEP de 10% em qualquer ano específico, por exemplo,  $TR = 1 / AEP$ .

O uso dos termos TR ou AEP pode parecer opcional, mas em um contexto não estacionário a probabilidade de excedência pode não ser mais constante, tornando o TR variável em cada ano (COOLEY, 2013), por exemplo,  $TR = 1 / AEP(x)$ . No contexto não estacionário, para usar o termo TR, são necessárias adaptações, como o uso do conceito de "níveis de retorno efetivo", onde o quantil varia em função de uma determinada variável para manter constante a probabilidade de excedência (CHENG et al., 2014). Em um contexto não estacionário, recomenda-se o uso de um termo que comunique diretamente as probabilidades, como a AEP e o *design life level* (DLL), que transmitem a ideia de mudança de risco (COOLEY, 2013;

FRANÇOIS et al., 2019; KOLOKYTHA; OISHI; TEEGAVARAPU, 2017; SERINALDI, 2015).

### 2.3 SÉRIES TEMPORAIS DE VAZÕES EXTREMAS

Uma série temporal é um encadeamento de observações de uma variável no tempo (NAGHETTINI; PINTO, 2007). Em raras ocasiões, o espaçamento entre elementos de uma série pode ser desigual, como uma série hidrológica cujos registros dependam de campanhas de medição em campo que não sejam realizadas periodicamente. Entretanto, na grande maioria das vezes consideram-se os elementos de uma série igualmente espaçados no tempo (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Para construir uma série temporal de dados extremos, como dados de vazões máximas ou mínimas, dois métodos são muito utilizados nas literaturas técnicas: blocos de máximos e picos acima de um limite (ASHRAF; FLINT, 2019; RUTKOWSKA; WILLEMS; NIEDZIELSKI, 2017; SARAILIDIS; VASILIADES; LOUKAS, 2019). O método de blocos máximos (ou mínimos), consiste em selecionar o valor máximo em um determinado bloco de dados. O bloco está normalmente relacionado a um intervalo temporal fixo, como mensal, trimestral e o mais comum em dados ambientais, o anual (COLES et al., 2001). Neste método, a definição do tamanho do bloco ou intervalo temporal é crucial para a construção da série temporal. Diversos estudos utilizam o método de blocos de máximos (ou mínimos) anuais para construir suas séries temporais (BACK; WILDNER; GARCEZ, 2019; DE OLIVEIRA et al., 2018; LOPES; RODRIGUEZ; SIQUEIRA JUNIOR, J. L. MOHOR, 2017; SARAILIDIS; VASILIADES; LOUKAS, 2019). A preferência pelo uso de blocos extremos anuais está relacionada a diversos fatores, principalmente com o ciclo hidrológico gerado pelas estações do ano, mas também com questões relacionadas ao comprimento da série temporal e com pressupostos de independência serial (COLES et al., 2001).

Embora haja uma preferência pela utilização de blocos máximos anuais, para cada região hidrográfica pode haver anos hidrológicos diferentes, que irão iniciar em meses diferentes, a depender de aspectos climatológicos (COSTA; FERNANDES, 2015). No oeste catarinense, por exemplo, foi identificado que o ano hidrológico inicia em julho e termina em junho do ano seguinte (BACK; WILDNER; GARCEZ, 2019). Próximo a Porto Alegre, identificou-se o ano hidrológico como março-abril (DE OLIVEIRA et al., 2018). Alguns estudos utilizam uma abordagem mais pragmática, considerado o ano janeiro-dezembro (COELHO FILHO et al., 2015; DO VALE MOREIRA et al., 2020). Porém, muitos estudos que

utilizam blocos de máximos anuais não mencionam qual o ano hidrológico considerado (BACK, 2018; CASSALHO et al., 2017; CHAN et al., 2020; DE SOUSA et al., 2016; LOPES; RODRIGUEZ; SIQUEIRA JUNIOR, J. L. MOHOR, 2017; SABINO et al., 2020), sendo esse um fator importante para formação da série temporal (COLES et al., 2001).

No método dos picos acima do limite, conhecido como *peaks over threshold* (POT), este consiste em definir um limite acima do qual a observação será utilizada para construir a série temporal (COLES et al., 2001). Neste método o fator crítico é a correta definição deste limite, que normalmente está associado a superação de percentis acumulados de 95 ou 99 % da amostra (DODANGEH et al., 2019), porém, assim como na definição do tamanho do bloco, a definição deste limite pode ser um julgamento subjetivo (RUTKOWSKA; WILLEMS; NIEDZIELSKI, 2017). Não há uma definição sobre qual dos métodos é melhor ou pior, mas sabe-se que o uso de múltiplas abordagens é sempre preferível do que apenas uma (ASHRAF; FLINT, 2019).

#### 2.4 ESTACIONARIEDADE E PERSISTENCIA EM SÉRIES TEMPORAIS

Uma série temporal é geralmente considerada como estacionária se esta não possuir tendências e/ou pontos de mudança, ou seja, mudanças significativas em sua média e variância ao longo do tempo (KOUTSOYIANNIS, 2006; NASHWAN; ISMAIL; AHMED, 2019). Séries temporais que apresentam essas alterações são chamadas de séries não estacionárias (TAN; GAN, 2015).

Embora o conceito pareça simples, a caracterização de uma série hidrológica quanto a estacionariedade é uma tarefa difícil, pois depende da escala temporal que se está analisando, exigindo séries longas para se captar fenômenos climáticos sazonais ou cíclicos, bem como alterações antrópicas que podem influenciar nos valores destas séries (DETZEL, 2015). Além disso, não há uma clara definição do que é uma série temporal curta ou longa. Para alguns autores séries temporais com comprimentos da ordem de 30 anos podem ser consideradas curtas para a análise de tendências (PINHEIRO; GRACIANO; SEVERO, 2013). Para análises de tendências e autocorrelação, alguns autores consideram que o comprimento ideal deve ser superior a 100 anos (DUDLEY et al., 2020). No entanto, como pouquíssimas séries temporais de vazões no Brasil possuem mais do que 100 anos de dados, sendo a maioria com menos 50 anos de dados, as análises com séries temporais longas obtêm amostras limitadas (SNIRH, 2019).

### 2.4.1 Tendências em séries temporais

Tendências em séries temporais são estudadas para diversas aplicações nas ciências ambientais, como em séries temporais de vazão (BELLABAS; BENMAMAR; DEHNI, 2020; DO VALE MOREIRA et al., 2019), precipitação (JUNQUEIRA et al., 2020), temperatura (NEVES et al., 2020), índices climáticos (COSTA et al., 2020), evapotranspiração (SILVA et al., 2018) e nível do mar (RAZMI; GOLIAN; ZAHMATKESH, 2017). Visando avaliar tendências na magnitude e/ou frequência nas vazões máximas, diversos estudos analisaram as vazões máximas diárias anuais (AMX) no Brasil e no mundo (GUDMUNDSSON et al., 2019).

Do, Westra e Leonard (2017) analisaram mais de 6 mil séries de estações em todo o mundo, com comprimento médio de 50 anos, detectando tendências positivas em partes da Europa, leste da América do Norte, partes da América do Sul e África do Sul. Eles detectaram tendências negativas no oeste da América do Norte e em regiões da Austrália. Gudmundsson et al. (2019) analisaram estações na América do Sul, com comprimento de 40 anos (1971-2010), obtendo tendências positivas na região amazônica e negativas na região nordeste. Bartiko et al. (2019) analisaram 3254 séries de vazão no Brasil, com comprimento mínimo de 30 anos e máximo de 40 (1976-2015). Eles detectaram tendências positivas na região norte, sul e partes do sudeste. Na região nordeste, tendências decrescentes foram observadas (BARTIKO et al., 2019). Além disso, tendências em séries de precipitação máximas foram detectadas no sul do Brasil (PINHEIRO; GRACIANO; SEVERO, 2013), sendo a maioria delas crescentes.

Assim como o impacto da intensificação das vazões máximas é preocupante, a redução das vazões mínimas gera impactos negativos na região afetada (LIRA; CARDOSO, 2018). Estes autores detectaram tendências decrescentes em diversos locais, após analisarem 16 séries temporais de vazões mínimas diárias anuais (AMI), dos mais importantes rios brasileiros. A redução nas vazões mínimas pode gerar impactos negativos, como danos a ecossistemas aquáticos (DUDLEY et al., 2020) até comprometimento na produção de energia elétrica (LIRA; CARDOSO, 2018).

Como característica inerente das séries temporais naturais, tem-se que as observações adjacentes guardam certo grau de dependência entre si. Por esse motivo, em sua análise são comumente aplicadas técnicas que permitem estudar essa relação de dependência (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008).

### 2.4.2 Persistência e autocorrelação

Séries temporais podem apresentar comportamento com flutuações em várias escalas de tempo, ou seja, dados hidroclimatológicos como a vazão podem apresentar sucessivos padrões de baixa ou alta (CHAVES; LORENA, 2019; KOUTSOYIANNIS; MONTANARI, 2007). Isto pode ocorrer devido a vários fatores como oscilações em regimes climáticos ou outra variabilidade climática (TAN; GAN, 2015). A este comportamento dá-se o nome de persistência (ZAMANI et al., 2017).

A autocorrelação pode ser interpretada como forma de medir o grau de persistência de uma série temporal (VILLARINI et al., 2009). Trata-se de um coeficiente que demonstra a relação entre os elementos de uma série temporal, sendo expressa pela Equação 1, onde  $\rho$  é o coeficiente de autocorrelação,  $\gamma$  a covariância,  $\sigma_z^2$  variância da amostra, o  $k$  representa o lag, ou seja, o intervalo de tempo entre as amostras que estão sendo correlacionadas (DETZEL, 2015).

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\sigma_z^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad \text{Equação 1}$$

Koutsoyiannis e Montanari (2007) classificam a persistência conforme sua variabilidade temporal. Para eventos que se correlacionam em escalas de tempo curtas, geralmente de uma observação para outra (lag1) (ZAMANI et al., 2017), denomina-se *short-term persistence* (STP). Para eventos de longo prazo denomina-se *long term persistence* (LTP). Do ponto de vista prático, a LTP indica que um processo possui flutuações em várias escalas de tempo, o que pode refletir a variabilidade de longo prazo de vários fatores, como insolação, atividade vulcânica e assim por diante (KOUTSOYIANNIS; MONTANARI, 2007). A LTP também pode ser conceituada como uma tendência de agrupamento no tempo de eventos similares (secas, inundações etc.). Em termos estatísticos, a presença em uma série temporal de flutuações de longo prazo implica em um aumento dramático da incerteza, especialmente em escalas de tempo longas (KOUTSOYIANNIS; MONTANARI, 2007). Isso é compreensível, já que o registro observado pode ser uma pequena parte de um ciclo mais longo, cujas características podem ser complexas para inferir com base nas observações disponíveis (KOUTSOYIANNIS; MONTANARI, 2007). Como os resultados dos testes de detecção de tendências podem ser afetados pela presença de persistência, recomenda-se medi-la para a análise de tendências (VILLARINI et al., 2009).

Há algumas técnicas empregadas em análises de séries temporais para determinar a autocorrelação, como a função da autocorrelação (ACF), o teste Portmanteau (PORTES) e o expoente de Hurst (H) (KUMAR et al., 2009; MACHEKPOSHTI et al., 2019; TAN; GAN, 2015). Uma das formas de determinar a ACF de uma série temporal é através da Equação 1. Essa técnica indica a dependência linear entre diferentes intervalos temporais (lag's) (ZHANG et al., 2014). A ACF pode gerar um gráfico chamado correlograma, representando os lag's analisados no eixo X e a autocorrelação no eixo Y. O correlograma pode também ser utilizado para classificar o modelo de distribuição dos dados da série temporal (PETROW; MERZ, 2009; ZHANG et al., 2014).

O PORTES além de ser utilizado em estudos hidrológicos, é uma das abordagens mais utilizadas em econometria para testar a correlação serial (ESCANCIANO; LOBATO, 2009). Esta técnica verifica a independência serial dos resíduos (MACHEKPOSHTI et al., 2019). A hipótese nula deste teste é a ausência de autocorrelação e sua formulação na versão de Box and Price pode ser vista na Equação 2 e na Equação 3 (MAHDI; MCLEOD, 2020).

$$Q_m = \sum_{l=1}^m \hat{r}_l^2 \quad \text{Equação 2}$$

$$\hat{r}_l = \frac{\sum_{t=l+1}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-l}}{\sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2} \quad \text{Equação 3}$$

onde n é o comprimento da amostra, m é o número de defasagens sendo testadas, l é o lag da amostra e  $\hat{r}_l$  é a autocorrelação.

Sobre o expoente de Hurst (H), este surgiu com base nos estudos do engenheiro Harold Edwin Hurst, que ao analisar registros dos níveis das vazões do rio Nilo, visando o dimensionando da capacidade do reservatório, observou correlações nas séries de dados (DETZEL, 2015). Este expoente fornece um indicativo da existência ou não de LTP em uma série temporal (KUMAR et al., 2009). Enquanto as técnicas ACF e PORTES podem verificar a autocorrelação para múltiplos lag's, o expoente H tem seu foco na LTP. Para estimar esse expoente, a expressão chamada amplitude reescalada (R/S) pode ser utilizada, conforme Equação 4, onde o cálculo inicia com a divisão de uma série temporal de comprimento L em d subséries (m) de comprimento n (WERON, 2002).

$$\left(\frac{R}{S}\right)_n = \frac{1}{d} \sum_{m=1}^d \frac{R_m}{S_m} \quad \text{Equação 4}$$

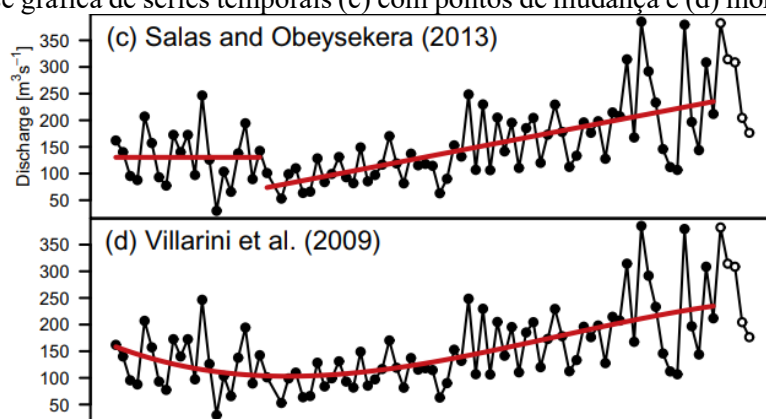
onde  $R_m$  é a amplitude, sendo resultado da subtração entre o valor máximo e o mínimo das variáveis acumuladas, por exemplo, vazões. Para uma aplicação em um reservatório,  $R_m$  é a capacidade ideal de um reservatório, já  $S_m$  é o desvio padrão de subséries criadas, normalizadas e acumuladas (WERON, 2002). O valor de H pode ser obtido executando a Equação 5, sendo c uma constante. Um valor de H igual a 0.5 indica que não há comportamento persistente na série temporal. A distância do ponto neutro (0.5) é indicativa da intensidade da persistência de longa memória (WERON; PRZYBYŁOWICZ, 2000). Segundo Montanari, Rosso e Taquq (2000) valores de H inferiores a 0.5 são difíceis de encontrar em séries temporais de vazões. Segundo Koscielny-bunde et al. (2006), é mais comum encontrar valores entre 0.55 e 0.95 em séries temporais de vazões (Koscielny-Bunde *et al.*, 2006).

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log(c) + H\log(n) \quad \text{Equação 5}$$

### 2.4.3 Detecção de tendências monotônicas e pontos de mudança

Busca-se com a detecção de tendências e com a análise de pontos de mudança, determinar se uma série temporal pode ou não ser considerada estacionária. Pontos de mudanças nas séries temporais costumam estar associadas a fatores pontuais, tipicamente antrópico, como mudanças no uso da terra, barragens, mas também podem estar associadas a mudanças no regime climático (VILLARINI et al., 2011; OLIVEIRA; BARTIKO; CHAFFE, 2018). Quando a tendência é monótona, como em alterações climáticas que ocorrem ao longo do tempo, utiliza-se apenas os testes de detecção de tendência. Porém, classificar uma série temporal em função da forma da sua mudança não é algo trivial. Diferentes estudos em uma mesma série temporal podem ter interpretações diferentes, como no caso da Figura 3.

Figura 3 – Análise gráfica de séries temporais (c) com pontos de mudança e (d) monotônica exponencial



Fonte: (SERINALDI; KILSBY, 2015)

Para detectar tendências monotônicas, diversos estudos recomendam utilizar os testes de Mann-Kendall (MK) e Spearman rho (SR) (DO VALE MOREIRA et al., 2019; SANTOS et al., 2016; TAN; GAN, 2015; VILLARINI et al., 2009; ZHANG et al., 2014). Complementa-se ainda afirmando que o MK é o teste estatístico mais utilizado para detecção de tendências em séries temporais de vazão (KHALIQ et al., 2009). A hipótese nula destes testes é a ausência de tendências. Para rejeitar a hipótese nula, é bastante comum em estudos hidrológicos utilizar o critério do p-valor  $<0,05$  (BARTIKO; CHAFFE; BONUMÁ, 2017; DO; WESTRA; LEONARD, 2017; SANTOS et al., 2016).

#### 2.4.3.1 Teste Mann-Kendall (MK)

Este teste tem como pressuposto a independência serial no tempo, ou seja, todos os valores têm a mesma probabilidade de ocorrência (BACK, 2001). Trata-se de um teste não paramétrico, com o objetivo de determinar se uma tendência é estatisticamente significativa, não especificando se essa tendência é linear ou não linear. O MK é baseado na estatística  $S$ , definida como a proporção de pares concordantes menos a proporção de pares discordantes nas amostras, avaliando mudanças na mediana da série temporal, conforme Equação 6 (TAN; GAN, 2015). Onde  $n$  é o total de dados da série,  $x_j$  e  $x_k$  são os dados temporais em ordem cronológica.

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sign}(x_j - x_k) \quad \text{Equação 6}$$

a estatística  $Z$  do MK pode ser calculada pela Equação 7, onde o  $S$  positivo indica uma tendência positiva de série (SANTOS et al., 2016). Um dos problemas associados ao MK é que os resultados podem ser afetados pela presença de correlações.

$$Z(MK) = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad \text{Equação 7}$$

#### 2.4.3.2 Teste de Spearman rho (SR)

Assim como o MK, este é um teste não-paramétrico aplicado quando há uma função monotônica (estritamente crescente ou decrescente) entre duas variáveis. Este teste é pouco

sensível a outliers, sendo por isso bastante aplicado em detecção de tendência em séries temporais (CHAVES; LORENA, 2019; DETZEL, 2015). O SR é um teste baseado na ordem de classificação de determinada amostra, avaliando se há correlação entre uma classificação inicial e a posterior ao ordenamento (JAISWAL; LOHANI; TIWARI, 2015). Segundo Yue e Wang (2004), o teste SR atinge resultados semelhantes ao MK.

O coeficiente de correlação do teste SR é calculado através da Equação 8, onde  $d_i$  é a diferença (subtração) entre dois índices, aquele que o dado possui na série observada e o índice da série após ordenação. A hipótese nula deste teste é a ausência de tendências e é baseada na estatística dada pela Equação 9 (TAN; GAN, 2015).

$$rho = 1 - \frac{6(\sum_{i=1}^N d_i^2)}{[N(N^2 - 1)]} \quad \text{Equação 8}$$

$$T = rho \left[ \frac{(N - 2)}{1 - rho^2} \right]^{0.5} \quad \text{Equação 9}$$

#### 2.4.3.3 Teste de Pettitt (PETT)

Além dos testes mencionados, os pontos de mudança também são considerados indicadores da não estacionariedade. Para detecção de pontos de mudança em séries de vazões extremas, Tan e Gan (2015) e Villarini et al. (2009), classificam o teste de Pettitt (PETT) como o mais adequado para ser utilizado neste tipo de séries nos rios do Canadá e nos Estados Unidos, por detectar os pontos de mudança com mais consciência, quando comparado com outros testes.

O teste de Pettitt (PETT) é também não paramétrico. Ele divide a série temporal em duas amostras para verificar se ambas pertencem à mesma população, ou seja, este teste é utilizado para identificar quando ocorreu a mudança (DE OLIVEIRA et al., 2020). O PETT avalia mudanças na média da série temporal (BACK, 2001). O teste pode ser aplicado pelas equações Equação 10 a Equação 12 (DETZEL, 2015; SANTOS et al., 2016).

$$K_t = \max_{1 \leq t \leq T} |U_{t,T}| \quad \text{Equação 10}$$

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^T \text{sign}(X_i - X_j) \quad \text{Equação 11}$$

$$\text{sign}(x) = \begin{cases} 1 & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ -1 & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad \text{Equação 12}$$

onde  $K_T$  é o valor crítico;  $T$  é o número de anos da série histórica, sendo  $t \ 1 \leq t \leq T$ . A estatística  $K_T$  do teste é o máximo valor absoluto de  $U_{t,T}$ , e representa a amostra onde houve mudança brusca na série temporal, e o nível de significância do teste é obtido pela Equação 13 (DETZEL, 2015; SANTOS et al., 2016). A hipótese nula deste teste é a ausência de um ponto de mudança na série temporal, podendo ser rejeitada a depender do grau de significância utilizado.

$$P \cong 2exp\left(\frac{-6K_T^2}{T^3 + T^2}\right) \quad \text{Equação 13}$$

#### 2.4.4 Não estacionariedade sob persistência

Utilizando séries temporais extremas com defasagem anual, não há consenso sobre a presença de persistência, dado o intervalo de tempo entre as observações. Conforme Tan e Gan (2015), Villarini et al. (2009) e Zhang et al. (2014) ao usar uma série temporal de máximas anuais, uma correlação entre os dados não é esperada. Porém, outros estudos empregaram técnicas de remoção da persistência (BARTIKO et al., 2019; SOUZA; AMORIM; REIS, 2020; ZAMANI et al., 2017) e obtêm mudanças na significância dos testes, sugerindo assim que havia persistência presente.

O processo de detectar e remover a persistência sem afetar a medição da tendência é desafiador (WANG et al., 2020). Alguns autores argumentam que antes de aplicar os testes de detecção de tendência, a persistência deve ser removida (VILLARINI et al., 2009). Já outros autores (HAMED, 2008; KUMAR et al., 2009; YUE et al., 2002; YUE; WANG, 2004) apresentam modificações nos testes de detecção de tendência, especialmente MK, para incorporar a medição/remoção da persistência e detecção de tendência em um único processo. As principais modificações do teste MK são tratadas a seguir.

##### 2.4.4.1 Trend-Free-Pre-Whitening (TFPW)

A modificação do teste MK denominada *Trend-Free-Pre-Whitening* (TFPW), caracteriza-se por estimar a tendência presente na série temporal antes de realizar o processo de branqueamento nos dados, visando reincorporar a tendência posteriormente (YUE; WANG, 2004). O processo por ser explicado por meio das Equação 14 a Equação 16.

$$X'_t = X_t - T_t \quad \text{Equação 14}$$

$$Y'_t = X'_t - r_1 X'_{t-1} \quad \text{Equação 15}$$

$$Y_t = Y'_t + T_t \quad \text{Equação 16}$$

onde  $X_t$  é a série temporal inicial,  $X'_t$  é a série temporal com a tendência ( $T_t$ ) removida,  $Y'_t$  é a série temporal com a correlação removida,  $r_1$  o coeficiente de correlação serial e  $Y_t$  é a série temporal final com a tendência reincorporada (YUE et al., 2002). Ressalta-se que a aplicação deste método só é recomendada se a série temporal puder ser representada por um processo autorregressivo de ordem 1 (AR1) com tendência linear (KHALIQ et al., 2009).

#### 2.4.4.2 Variance Correction (VC)

Outra modificação existente é a *variance correction* (VC). Esta modificação têm a vantagem de não exigir que as séries temporais sejam representadas como um processo AR (1) (ÖNÖZ; BAYAZIT, 2012). O método VC assume que a correlação serial não altera a normalidade assintótica ou a média da estatística MK (KHALIQ et al., 2009), mas altera sua variância (YUE; WANG, 2004). É medindo essa mudança que este método modifica a estatística do MK. O método VC utiliza um fator de correção (CF), que é subdividido em CF1 e CF2 (KHALIQ et al., 2009), conforme Equação 17, Equação 18 e Equação 19.

$$Var(S)' = CF * Var(S) \quad \text{Equação 17}$$

$$CF1 = 1 + \frac{2}{N(N-1)(N-2)} \sum_{k=1}^{N-1} (N-k)(N-k-1)(N-k-2)r_k^R \quad \text{Equação 18}$$

$$CF2 = 1 + 2 \sum_{k=1}^{N-1} \left(1 - \frac{k}{N}\right)r_k \quad \text{Equação 19}$$

onde  $Var(S)'$  é a variância da estatística de teste MK S para os dados da amostra original, N é numero de observações, k é o lag analisado,  $r_k^R$  é o coeficiente de correlação serial das observações classificadas cronologicamente e  $r_k$  é o coeficiente de correlação serial das observações (KHALIQ et al., 2009).

A correção CF1 possui como principal problema a redução no poder do teste de tendência quando a série temporal é na verdade independente (HAMED; RAO, 1998). Já a correção CF2, só funciona de modo adequado quando há séries temporais com tendências lineares (YUE; WANG, 2004).

#### 2.4.4.3 *Block-bootstrapped* (BBS).

O método *bootstrapped* é uma técnica de reamostragem de dados muito útil para avaliar a persistência em séries temporais, especialmente em dados hidrológicos, porque não requer suposições distributivas (KUNDZEWICZ; ROBSON, 2000). Porém, essa reamostragem pode reduzir o poder do método (KUNDZEWICZ; ROBSON, 2000). Uma variação deste método é o *Block-bootstrapped* (BBS), no qual a reamostragem é realizada preservando as correlações contíguas entre os blocos, visando não modificar a significância dos dados originais (KHALIQ et al., 2009; KUNDZEWICZ; ROBSON, 2000). Assim como o VC, esta modificação não exige que as séries temporais sejam representadas como um processo AR (1), possuindo poder semelhante ao método VC (ÖNÖZ; BAYAZIT, 2012).

#### 2.4.4.4 MK4

Outra modificação desenvolvida é chamada em alguns estudos de MK4 (ZAMANI et al., 2017). Este método é baseado nos estudos de Hamed (2008) e Kumar et al. (2009). O MK4 tem como objetivo considerar o impacto da LTP na detecção de tendências por meio do expoente de Hurst (H) (ZAMANI et al., 2017). Esse teste pode ser visto em mais detalhes no trabalho de Zamani et al. (2017).

### 2.4.5 Erros tipo 1 e tipo 2

Ao utilizar testes estatísticos inseridos no contexto de testes de significância da hipótese nula, ou *null hypothesis significance testing* (NHST), se sujeita a cometer dois tipos de erro, os erros tipo 1 e 2. A mensuração destes erros é uma forma de avaliar e classificar os testes estatísticos (ÖNÖZ; BAYAZIT, 2012).

Os erros tipo 1 e tipo 2 também são associados a detecção de tendências via testes de hipótese (WANG et al., 2020). O erro tipo 1 ocorre quando uma série temporal tem uma tendência significativa detectada, mas a tendência não existe (YUE et al., 2002). Já o erro tipo 2 caracteriza-se quando há uma tendência verdadeira na série temporal e o teste de hipótese não detecta no grau de significância utilizado (YUE et al., 2002). Além disso, estes conceitos dos erros tipo 1 e tipo 2, também podem ser utilizados na avaliação da influência da persistência nas análises de tendências (HAMED, 2008), avaliando o efeito da persistência no aumento de falsas tendências (erro tipo 1), ou no encobrimento de tendências verdadeiras (erro tipo 2).

## 2.5 DISTRIBUIÇÕES PROBABILÍSTICAS PARA VALORES EXTREMOS

Para a estimativa da probabilidade de ocorrência ou recorrência de eventos extremos há diversas distribuições de probabilidade disponíveis, não havendo um consenso sobre qual é mais adequada (BACK; CADORIN, 2020; COSTA; FERNANDES, 2015). A escolha de uma distribuição de probabilidades para estimar a vazão de projeto de uma estrutura hidráulica, ainda mais em um ambiente não estacionário, e para baixas probabilidades, é desafiadora (WILCOX et al., 2018).

Dentre os modelos estatísticos de extremos, as distribuições assintóticas são utilizadas quando uma amostra tende ao infinito (NAGHETTINI; PINTO, 2007). Nessas distribuições, existem três formas distintas de comportamento da cauda da distribuição, sendo classificadas em tipo I (Gumbel), tipo II (Fréchet) ou tipo III (Weibull invertido) (CARNEY, 2016; COLES et al., 2001).

A distribuição de Gumbel, ou distribuição de extremos tipo I pela teoria assintótica de valores extremos, é utilizada quando o valor máximo da série pode ser ilimitado, e sua densidade pode subir ou decair de modo exponencial na direção do extremo (NAGHETTINI; PINTO, 2007). A distribuição de Gumbel é uma das mais utilizadas para a análise da frequência de variáveis hidrológicas (SANTOS NETO; SARMENTO, 2020), como a vazão máxima. A única exigência desta distribuição é que os dados sejam independentes e igualmente distribuídos (NAGHETTINI; PINTO, 2007). É também utilizada em diversos estudos ao redor do mundo (BHAGAT, 2017; ŠRAJ et al., 2016). A função densidade da distribuição de Gumbel é dada pela Equação 20.

$$f_z(z) = \frac{1}{\alpha} \exp \left[ \frac{z - \mu}{\alpha} - \exp \left( \frac{z - \mu}{\alpha} \right) \right] \quad \text{Equação 20}$$

onde  $z$  é uma variável aleatória, independente e igualmente distribuída,  $\mu$  representa o parâmetro localização e  $\alpha$  o parâmetro escala. A função de quantis, que associa a probabilidade de não superação de um determinado evento, como a vazão de projeto e o seu tempo de retorno, é expressa pela Equação 21 (NAGHETTINI; PINTO, 2007):

$$y(TR) = \mu + \alpha \ln \left[ -\ln \left( 1 - \frac{1}{TR} \right) \right] \quad \text{Equação 21}$$

Para projetos hidráulicos, o comportamento da cauda, ou seja, o comportamento de valores com baixa probabilidade de ocorrência é fundamental (KOLOKYTHA; OISHI; TEEGAVARAPU, 2017). Embora os tipos I, II e III continuem sendo aplicados separadamente, a adoção de um único tipo apresenta desvantagens, sendo preferível utilizar uma distribuição que contemple as três formas (COLES et al., 2001). Essa distribuição é chamada de distribuição generalizada de valores extremos (GEV).

Vários estudos recomendam GEV para análise de extremos hidrológicos (CHENG et al., 2014; DE PAOLA et al., 2018; HAMDI; DULUC; REBOUR, 2018; NASHWAN; ISMAIL; AHMED, 2019; RAZMI; GOLIAN; ZAHMATKESH, 2017). GEV é especialmente útil para modelar séries temporais não estacionárias, pois permite diferentes configurações de parâmetros, também, para incorporar diretamente as tendências (RAZMI; GOLIAN; ZAHMATKESH, 2017; ŠRAJ et al., 2016).

A função densidade da distribuição GEV é representado pela Equação 22 e função de quantis pela Equação 23 (COLES et al., 2001; NAGHETTINI; PINTO, 2007). O parâmetro adicional é chamado de forma ( $\xi$ ), ele define o comportamento da cauda da distribuição (RAZMI; GOLIAN; ZAHMATKESH, 2017). Este parâmetro reflete a probabilidade de encontrar valores extremos, desempenhando um papel importante para extrapolações longas (DE PAOLA et al., 2018).

$$f_y(y) = \frac{1}{\alpha} \left[ 1 - \xi \left( \frac{y - \mu}{\alpha} \right) \right]^{\frac{1}{\xi} - 1} \exp \left\{ - \left[ 1 - \xi \left( \frac{y - \mu}{\alpha} \right) \right]^{\frac{1}{\xi}} \right\} \quad \text{Equação 22}$$

$$x(TR) = \mu + \frac{\alpha}{\xi} \left\{ 1 - \left[ -\ln \left( 1 - \frac{1}{TR} \right) \right]^{\xi} \right\} \quad \text{Equação 23}$$

## 2.6 MÉTODOS DE INFERÊNCIA SOBRE A ESTIMATIVA DE PARÂMETROS DISTRIBUTIVOS

Para estimar os parâmetros das distribuições de extremos, utiliza-se os chamados métodos de inferência estatística (NAGHETTINI; PINTO, 2007). Na literatura há diversos métodos de inferência que são aplicados em dados hidrológicos, porém quando analisamos apenas métodos aplicados em séries não estacionárias, há poucos. Para isso, alguns autores recomendam o método de máxima verossimilhança (MLE) e o Método Bayesiano através da abordagem de Monte Carlo da cadeia de Markov (MCMC) (ŠRAJ et al., 2016).

Sobre o MLE, este método foi aplicado em diversos estudos com séries hidrológicas de extremos não estacionárias (DO VALE MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016; HAMDI; DULUC; REBOUR, 2018; NASHWAN; ISMAIL; AHMED, 2019; RAZMI; GOLIAN; ZAHMATKESH, 2017). O MLE produz estimadores de parâmetros associados a uma população através da maximização da função de verossimilhança (COLES et al., 2001), ou seja, avalia quais estimadores dos parâmetros tem a maior probabilidade de terem gerado a amostra. O equacionamento do MLE de um modelo GEV é dado conforme a Equação 24 (DO VALE MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016).

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f_y(y_i; \mu; \sigma; \xi) \quad \text{Equação 24}$$

onde  $f_y(z_i; \mu; \sigma; \xi)$  refere-se à função de densidade de probabilidades da GEV.

O MLE produz bons resultados, tendo como principal desvantagem a aplicação em amostras pequenas (DE PAOLA et al., 2018). Ressalta-se que, de acordo com Carney (2016), para estimação do parâmetro forma para baixa probabilidades (TR de 10 mil anos), em geral, todas as séries temporais disponíveis são consideradas curtas.

Para melhorar a confiabilidade das inferências, principalmente em séries temporais consideradas curtas, uma estrutura bayesiana pode ser útil, pois permite restringir as estimativas com base em informações pré-definidas (DE PAOLA et al., 2018) ou incorporar informações exógenas (SERINALDI; KILSBY, 2015). Diferentemente do MLE, a inferência dos parâmetros não parte de uma variável desconhecida, mas é trata como uma variável relacionada a uma distribuição de probabilidade anterior. No entanto, para inferência de diversos parâmetros, como no caso da distribuição GEV, a abordagem bayesiana pode requerer muitos recursos computacionais, sendo recomendado a utilização da abordagem MCMC para realizar múltiplas simulações (BERTOLA; VIGLIONE; BLÖSCHL, 2019; DE PAOLA et al., 2018).

## 2.7 INFERÊNCIA EM UM CONTEXTO NÃO ESTACIONARIO

No contexto estacionário, os parâmetros das distribuições Gumbel e GEV podem ser inferidos e são constantes ao longo da amostra. Porém, no contexto não estacionário, pode ser necessário modelar os parâmetros usando funções, onde a variável geralmente é o tempo ou covariáveis físicas como precipitação, temperatura ou densidade populacional (KOLOKYTHA;

OISHI; TEEGAVARAPU, 2017; RAZMI; GOLIAN; ZAHMATKESH, 2017; YAN et al., 2019). As equações para as distribuições GEV e Gumbel, bem como para o MLE, em um contexto não estacionário, passam a ter funções nos parâmetros, ou seja,  $\alpha(x)$ ,  $\mu(x)$  e  $\xi(x)$ , onde o  $x$  pode ser o tempo ( $t$ ), ou outra covariável.

A forma de aplicar as funções aos parâmetros não é um consenso entre os estudos. Alguns estudos aplicam funções a todos os parâmetros de forma independente, outros estudos aplicam funções apenas ao parâmetro de localização e/ou escala (CHENG et al., 2014; HAMDÍ; DULUC; REBOUR, 2018; KOLOKYTHA; OISHI; TEEGAVARAPU, 2017; WILCOX et al., 2018). O parâmetro de forma, por exemplo, desempenha um papel importante para extrapolações longas, porém, dado sua complexidade, muitas vezes é considerado constante ou mesmo nulo (CHENG et al., 2014; DO VALE MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016; RAZMI; GOLIAN; ZAHMATKESH, 2017).

Nos modelos não estacionários, além da incerteza inerente a uma distribuição assintótica, existe uma incerteza adicional quanto à função adotada para cada parâmetro (KOLOKYTHA; OISHI; TEEGAVARAPU, 2017; SERINALDI; KILSBY, 2015). Por esta razão, especialmente em extrapolações longas, os modelos não estacionários podem resultar em valores fisicamente irrealis ou fornecer resultados menos confiáveis do que os modelos estacionários (KOLOKYTHA; OISHI; TEEGAVARAPU, 2017; SERINALDI; KILSBY, 2015). Dadas essas incertezas, Felder et al. (2019) recomendam cautela ao usar métodos puramente estatísticos para estimar TR's maiores que três vezes o tamanho da amostra, especialmente em modelos não estacionários.

Assim, a recomendação para modelos não estacionários é identificar os mecanismos físicos que causaram a tendência, para inferir corretamente seu comportamento e evolução (SERINALDI; KILSBY, 2015). O uso de covariáveis, como precipitação, também melhora as estimativas (ŠRAJ; BEZAK, 2020; YAN et al., 2019). Outra recomendação é usar a abordagem determinística em conjunto com a estatística (FELDER et al., 2019; FRANÇOIS et al., 2019).

## 2.8 AVALIAÇÃO E CLASSIFICAÇÃO DOS MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO PROBABILÍSTICA

Para avaliar a qualidade do ajuste das distribuições Gumbel e GEV, alguns estudos recomendam os testes *probability plot correlation coefficient* (PPCC), Kolmogorov-Smirnov (K-S) e Anderson-Darling (A-D) para dados hidrológicos extremos (ABREU et al., 2018; BACK; CADORIN, 2020). Outra fonte de informação, relacionada a classificação de diferentes

distribuições, são os critérios da informação, com o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC) (HAMDI; DULUC; REBOUR, 2018).

O PPCC é considerado um teste poderoso e conceitualmente simples (YANG et al., 2020). Neste teste, os dados observados e os valores teóricos, provindos de distribuições como as de Gumbel ou GEV, são classificados em ordem decrescente. Então um coeficiente de correlação entre os dados é determinado (KHANMOHAMMADI et al., 2018), ou seja, este teste avalia o coeficiente de correlação linear entre as observações e a distribuição teórica, realizando uma análise quantitativa do ajuste (HEO et al., 2008; YANG et al., 2020).

Sobre o teste K-S, este é baseado na comparação das funções de probabilidade acumuladas, entre os dados observados e a distribuição teórica. O seu valor é obtido pela máxima diferença absoluta entre essas funções (ABREU et al., 2018; BACK; CADORIN, 2020). O teste K-S pode ser utilizado para verificar a aderência entre uma distribuição de extremos, como a de Gumbel e a série temporal, sendo um dos testes mais utilizados para variáveis aleatórias contínuas (SILVINO et al., 2007). A comparação do desvio observado com o desvio tabelado para dado nível de significância, determina se a distribuição tem ou não aderência (SILVINO et al., 2007).

Segundo Abreu et al. (2018), o teste K-S tem dificuldades para avaliar diferenças nas caudas das distribuições, sendo essa uma vantagem do teste A-D. Este teste também realiza a comparação das funções de probabilidade acumuladas, entre os dados observados e a distribuição teórica, porém com enfoque nas caudas das distribuições (BACK; CADORIN, 2020).

Os testes anteriormente citados são uteis para avaliar a qualidade do ajuste entre os dados observados e os dados teóricos, provindos das distribuições. Porém, uma mesma distribuição pode ter diversos modelos propostos, então para classificar e selecionar um melhor modelo, o critério de informação de Akaike (AIC) pode ser usado (SALAS; OBEYSEKERA, 2014). Este critério é adequado para ser utilizado em dados hidrológicos, inclusive para testar modelos não estacionários (YAN et al., 2019). Sendo que, quanto menor o valor AIC de determinado modelo, melhor foi o desempenho deste (ŠRAJ et al., 2016). Wilcox et al. (2018) recomendam que a escolha do modelo deve buscar maximizar a qualidade do ajuste e minimizar a sua complexidade, conforme Equação 25.

$$AIC = 2k - 2\log(L) \qquad \text{Equação 25}$$

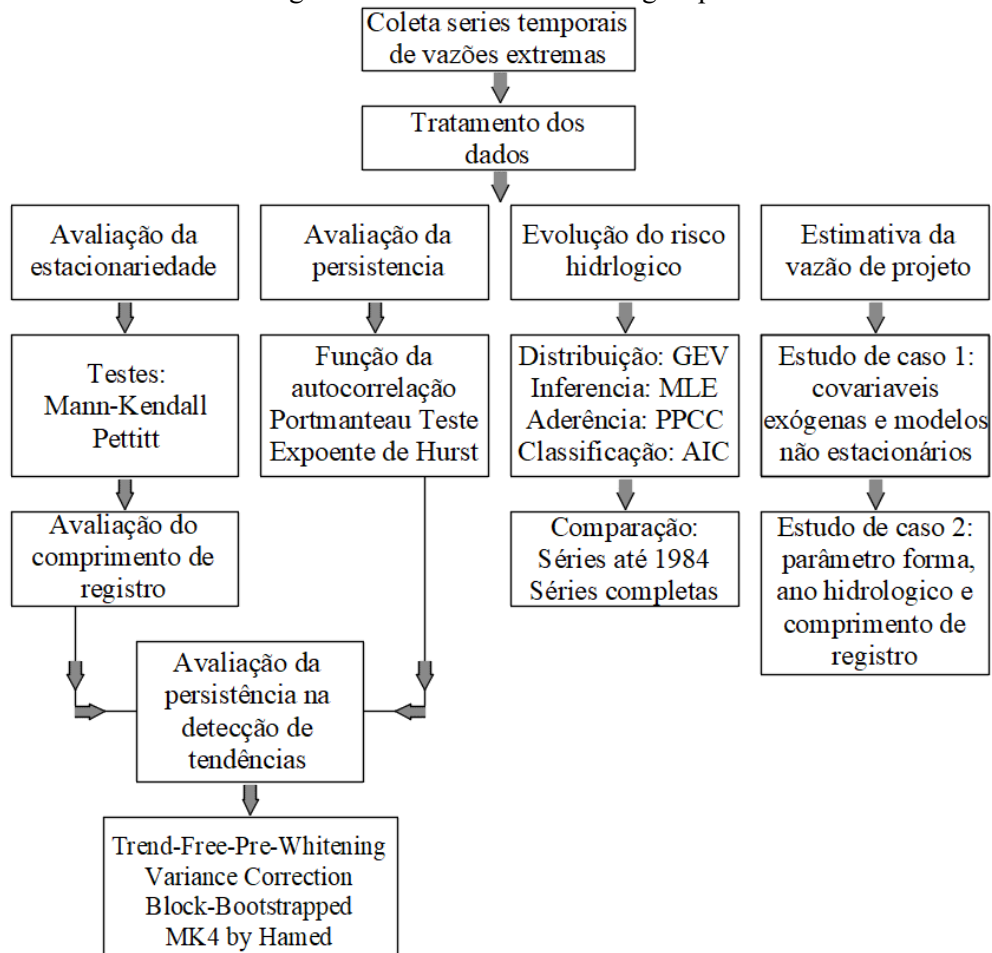
onde L é o valor de máxima verossimilhança e k é o número de parâmetros no modelo.

### 3 METODOLOGIA

A metodologia empregada para alcançar os objetivos estabelecidos neste estudo está subdividida em 6 etapas (Figura 4), sendo elas:

- Coleta e tratamento de dados de séries de vazões máximas e mínimas em todo Brasil com mais de 60 anos de comprimento de registro;
- Aplicação dos testes estatísticos para avaliação da estacionariedade e influência do comprimento de registro;
- Aplicação dos testes estatísticos para avaliação e remoção da persistência;
- Aplicação das distribuições e inferências para avaliar a evolução do risco hidrológico;
- Aplicação dos testes de aderência e critérios de informação para avaliar a qualidade dos modelos;
- Estudos de caso em barragens brasileiras para determinar e avaliar a vazão de projeto dos vertedouros.

Figura 4 – Resumo da metodologia aplicada



Fonte: Autor

Para todos os testes aplicados, foi adotado o p-valor  $< 0,05$  como limite para o nível de significância estatístico, de modo a rejeitar a hipótese nula. Todos os testes, métodos, distribuições e outros procedimentos estatísticos foram aplicados através da linguagem R, através dos pacotes: *extremes* (GILLELAND; KATZ, 2016), *envStats* (MILLARD; KOWARIK, 2020), *evdbayes* (RIBATET; STEPHENSON, 2014), *gnFit* (SAEB, 2018), *HKprocess* (TYRALIS, 2016), *Kendall* (MCLEOD, 2011), *modifiedmk* (PATAKAMURI; O'BRIEN, 2020), *moments* (KOMSTA; NOVOMESTKY, 2015), *portes* (MAHDI; MCLEOD, 2020), *ppcc* (POHLERT, 2020a), *pracma* (BORCHERS, 2019), *reliarR* (KUMAR; LIGGES, 2011) e *trend* (POHLERT, 2020b).

### 3.1 ÁREA DE ESTUDO E COLETA DOS DADOS

O critério inicial de seleção das séries temporais foi por comprimento de registro, filtrou-se apenas séries temporais que possuíam mais de 60 anos de dados, resultando em 330 séries temporais de vazões de estações fluviométricas, coletadas no portal HidroWeb, administrado pela Agência Nacional de Águas e Saneamento (SNIRH, 2020). As séries temporais que não possuíam dados contínuos e consistidos foram removidas, bem como as séries temporais cujo registro final é inferior ao ano de 2011. Considerou-se contínuas aquelas séries temporais que apresentavam falhas inferiores a 24 meses de dados e que poderiam ter suas falhas preenchidas via correlação linear com outras séries temporais próximas.

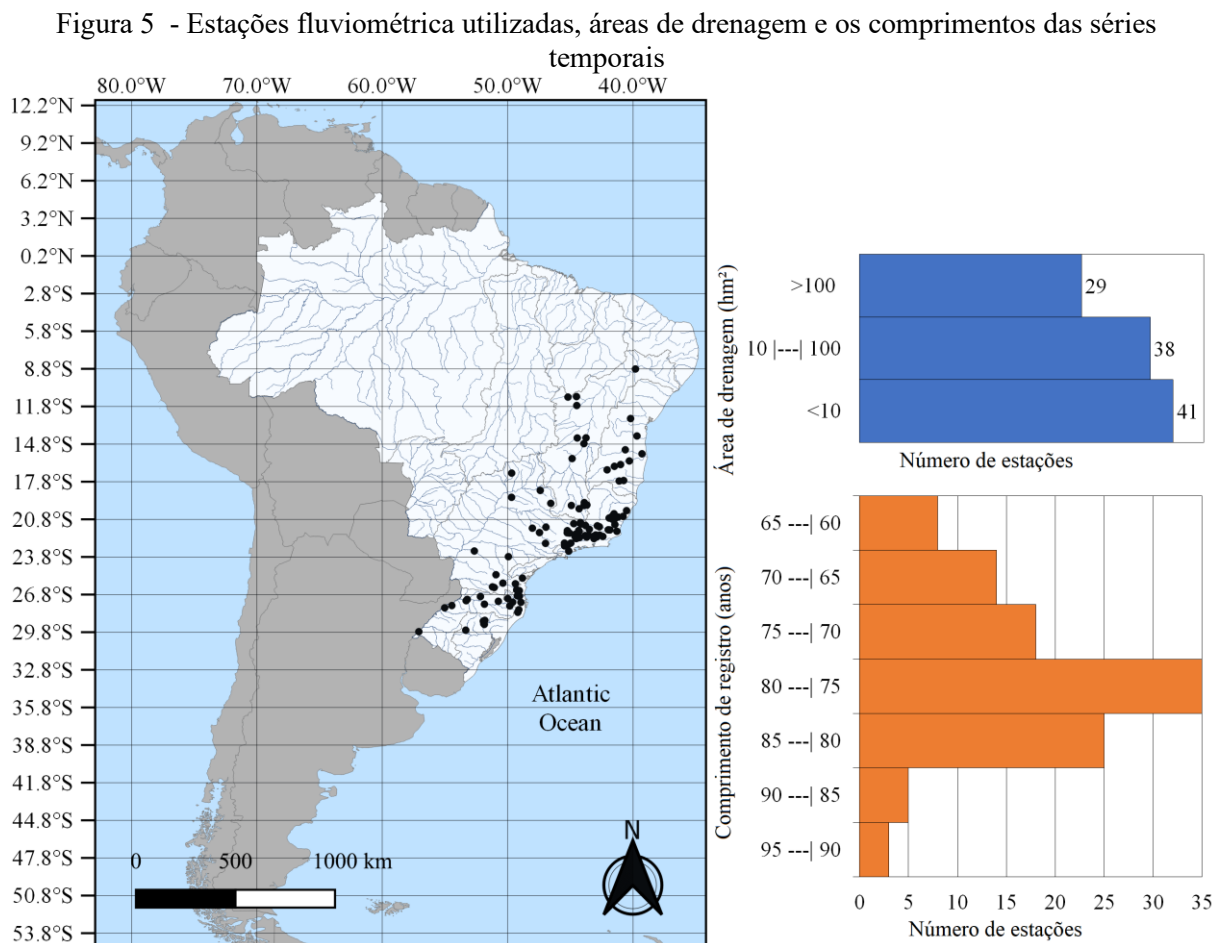
Segundo Khaliq et al. (2009), deve-se empregar todo esforço para preencher as lacunas nas séries temporais antes de realizar a análise de tendências, pois a confiabilidade das detecções depende diretamente da qualidade dos dados (DO; WESTRA; LEONARD, 2017; SAGARIKA; KALRA; AHMAD, 2014). Para o preenchimento dos dados faltantes, selecionou-se os dados de extremos (máximos ou mínimos) mensais de estações fluviométricas a jusante, a montante ou dados médios mensais da própria série. Para o preenchimento de falhas, utilizou-se dados de no mínimo 12 meses posteriores e anteriores aos meses com dados faltantes. O preenchimento foi feito via correlação linear, conforme sugestão da literatura técnica (RAHMAN; BOWLING, 2019). Após a aplicação desses procedimentos, a amostra foi reduzida para 108 estações fluviométricas.

Para obter as séries temporais de máximos e mínimos anuais, selecionou-se o maior valor de vazão diário dentro da série temporal de máximos diários mensais, para isso considerou-se o ano iniciando em janeiro e finalizando em dezembro. Como o foco é a evolução

do risco, julgou-se desnecessário avaliar o ano hidrológico. Os procedimentos aplicados serão descritos detalhadamente nos itens subsequentes.

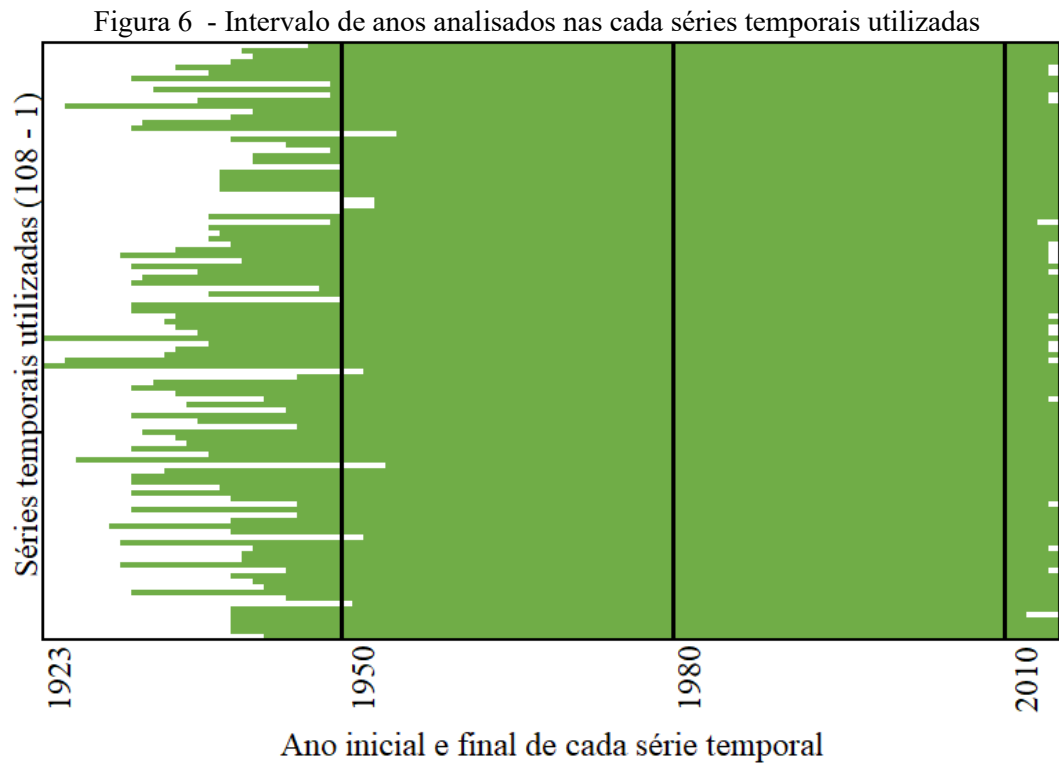
Resumindo, este estudo utilizou 108 séries temporais de vazões máxima diária anual (AMX) e mínima diária anual (AMI), com comprimento mínimo de 60 anos e médio de 76 anos. O intervalo de tempo analisado tem seu início variável, a depender da série temporal, sendo não superior a 1954, mas finaliza aproximadamente no ano de 2014 (com algumas séries terminando em 2011, 2012 ou 2013). As séries temporais tinham poucas falhas, menos de 0,5%. Todas as falhas foram preenchidas via correlação linear.

As áreas de drenagem das estações fluviométricas que fornecerem as séries temporais variam de 103,00 até 535000,00 km<sup>2</sup>, sendo 62% com áreas maiores que 1000 km<sup>2</sup>. A distribuição das estações fluviométricas, o comprimento de registro das séries temporais e as áreas de drenagem são apresentadas na Figura 5.



Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

O intervalo de tempo analisado, ou seja, o início de o fim de cada série temporal pode ser visto na Figura 6.



### 3.2 AVALIAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS

Para avaliar as tendências monotônicas e os pontos de mudança nas séries temporais de vazões extremas, ou seja, avaliar se as séries temporais podem ser consideradas estacionárias ou não, os testes de Mann-Kendall (MK), Spearman rho (SR) e Pettitt (PETT) foram aplicados.

Os testes foram utilizados sem avaliação da independência serial, pois neste item busca-se avaliar a não estacionariedade; o efeito da persistência será tratado em itens posteriores. O teste SR foi aplicado apenas para validação dos resultados do teste MK. Avaliou-se o resultado dos testes de maneira individual e em conjunto, ou seja, se as séries temporais que possuam tendências monotônicas também possuíam pontos de mudança.

Com base no que foi descrito no item 2.1, percebe-se que o sistema hidrológico brasileiro possui variações conforme a região analisada. Em função da distribuição e quantidade de estações fluviométricas utilizadas (Figura 5), optou-se por realizar análises por faixa de latitudes. As tendências monotônicas foram representadas conforme sua posição geográfica em um mapa a fim de evidenciar diferenças regionais. Os pontos de mudança foram representados em um gráfico box-plot, de modo a ser possível perceber eventuais mudanças conforme a região e evidenciar estatísticas de dispersão.

### 3.3 IMPACTO DO COMPRIMENTO NA DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS

Para avaliar o impacto das comprimento das séries temporais na detecção de tendências. Foi aplicado o teste MK em diferentes comprimentos de series, fixando o ano final e variando o ano inicial, sendo:

- Séries temporais completas;
- Últimos 60 anos (~2014 até ~1954);
- Últimos 50 anos (~2014 até ~1964);
- Últimos 40 anos (~2014 até ~1974).

O valor exato dos anos de final varia de 2011 a 2014, a depender dos dados disponíveis em cada série temporal. Como o intervalo de análise é fixo o ano de início varia na mesma proporção. Estatísticas descritivas (média e desvio padrão) também foram aplicadas nos mesmos intervalos de tempo anteriormente mencionados.

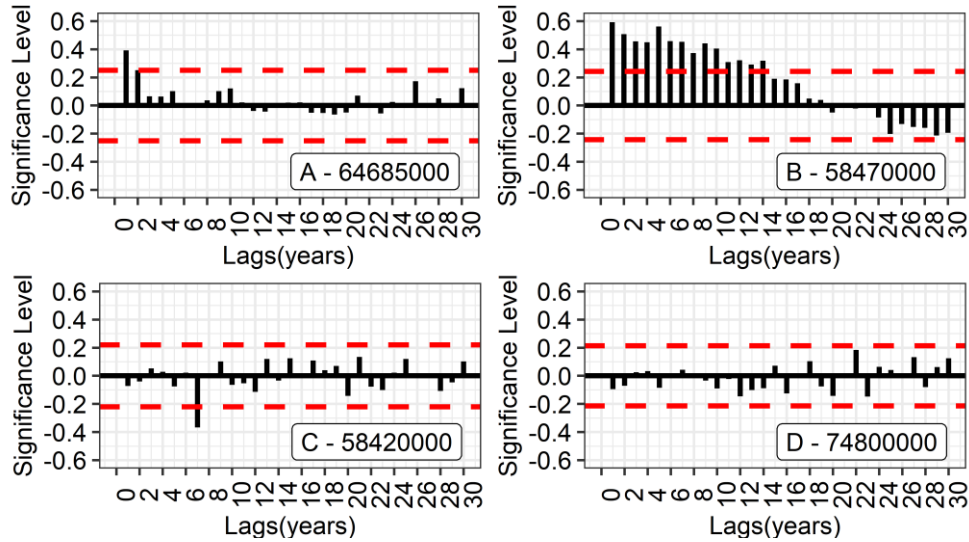
### 3.4 AVALIAÇÃO DA PRESENÇA DA PERSISTÊNCIA

Para avaliar a presença das persistências de curto e longo prazo, aplicou-se neste estudo a função da autocorrelação (ACF), o teste Portmanteau (PORTES) e o expoente de Hurst (H). O expoente H foi aplicado também por faixa de latitude, visando avaliar mudanças regionais.

Para classificar as séries temporais conforme seu grau de persistência, seja *short-term persistence* (STP) ou *long-term persistence* (LTP), o seguinte procedimento foi executado:

- Considerou-se com SPT as séries temporais que possuem autocorrelação significativa no lag-1, tanto pela ACF quanto pelo PORTES (Figura 7A). Além disso, devem possuir um H relativamente baixo. Como valores de H inferiores a 0,5 são difíceis de encontrar em séries temporais de vazões (Montanari et al., 2000), sendo mais comum encontrar valores entre 0,55 e 0,95 (Koscielny-Bunde et al., 2006), optou-se por utilizar o valor de  $H < 0,55$  como limite;
- Considerou-se com LPT as séries temporais que possuem autocorrelação significativa em múltiplos lags (Figura 7B) ou em um lag posterior a 1 (Figura 7C), tanto pela ACF quanto pelo PORTES. Além de possuírem H acima da média mais o desvio padrão dos H's de todas as séries temporais analisadas, neste caso será  $H > 0,64$ ;
- Considerou-se séries temporais sem comportamento persistente as que não apresentam autocorrelação significativa (Figura 7D). Além de terem H abaixo de 0,55.

Figura 7 - ACF de quarto series temporais AMX (acima ou abaixo da linha vermelha são significativas): (A) Lag-1; (B) Lag-1 + Lag Múltiplos; (C) Lag Múltiplos e (D) Sem autocorrelação



Fonte: Autor

### 3.5 AVALIAÇÃO DOS MÉTODOS DE REMOÇÃO DA PERSISTÊNCIA

Como a persistência afeta a detecção de tendências monotônicas, neste estudo, foram aplicadas seis modificações do teste MK para avaliar a remoção da persistência, sendo eles: TFPW, VC-lag (1), VC-CF1, VC-CF2, BBS e MK4. Vale ressaltar que outra modificação amplamente utilizada é o pre-whitening (PW) (FERNANDES et al., 2019). Este método modela a série temporal como um processo AR (1) e remove sua “memória”, ou seja, limpa os dados antes de executar o MK. Porém, neste processo, existe a possibilidade de que a tendência, se houver, seja mitigada. Por esse motivo, esse teste não é recomendado (KHALIQ et al., 2009).

Para ranquear os testes mencionados, será estimado um erro comparando a variação dos p-valores dos testes TFPW, VC-lag(1), VC-CF1, VC-CF2, BBS e MK4, com a detecção de persistência STP e LTP, ou seja:

- Quanto os testes de remoção de persistência alteram a detecção de tendências, quando na verdade não há persistência. Este erro será chamado de erro tipo 1P;
- Quanto os testes de remoção de persistência deixam de alterar a detecção de tendências, quando há persistência. Este erro será chamado de Erro tipo 2P.

Deixando claro que o objetivo desta análise não é avaliar a capacidade de remoção da persistência destas modificações, como seria o caso ao utilizar os erros tipo 1 e tipo 2 clássicos. O objetivo é avaliar a capacidade destes métodos de detectar a persistência e fazer uma análise qualitativa do efeito da remoção. Neste item, optou-se por utilizar apenas as séries temporais AMX, por considerá-las mais consistentes nos estudos relacionados a detecção de tendências.

### 3.6 VARIABILIDADE NO RISCO DE BARRAGENS BRASILEIRAS

Para avaliar as mudanças no risco hidrológico das barragens brasileiras, 108 séries temporais AMX foram analisadas. A variabilidade do risco hidrológico foi obtida por meio da determinação da vazão de projeto (VP) e da probabilidade de excedência anual (AEP) de cada série temporal, para um TR de 10 mil anos, em dois intervalos de tempo. Para isso, utilizou-se apenas a distribuição GEV e a inferência dos parâmetros foi feita pelo MLE, em conjunto com o método Bayesiano através da abordagem de Monte Carlo da cadeia de Markov (MCMC). Para determinar as mudanças, a distribuição foi aplicada considerando os parâmetros constantes (estacionários), variando apenas os intervalos de tempo. Esta decisão foi tomada seguindo as recomendações de outros estudos (MACKAY; JONATHAN, 2020; SERINALDI; KILSBY, 2015). Ressalta-se que este item não pretende obter o melhor ajuste, mas sim mostrar a variabilidade do risco, o que também justifica a escolha de utilizar apenas a distribuição GEV.

Os intervalos de tempo analisados foram:

- Intervalo de tempo 1: início da série temporal até 1984;
- Intervalo de tempo 2: série temporal completa.

A escolha para o ano de 1984 é baseada em três fatores:

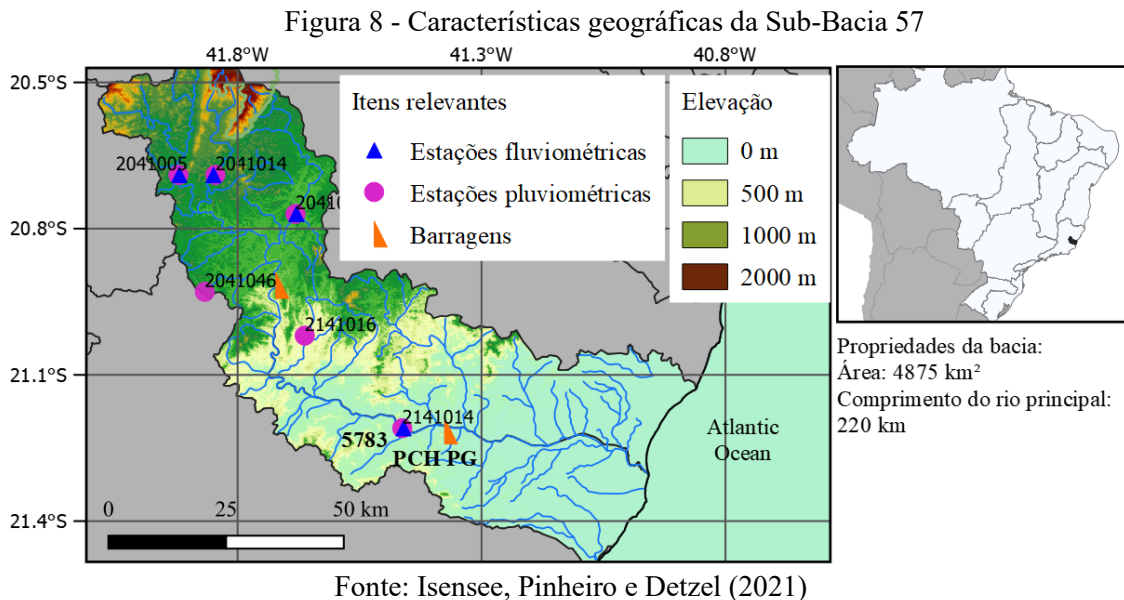
- Como algumas das séries temporais começam no ano de 1954, este é o ano necessário para atender a pelo menos 30 anos de dados;
- A década de 1980 é um ponto de mudança nas séries históricas brasileiras;
- É aproximadamente o ano médio de construção das barragens brasileiras (SNISB, 2019).

Foram aplicados testes de aderência e critérios da informação para avaliar a qualidade do ajuste, a saber: o teste de adequação de PPCC, critério de informação de Akaike (AIC) e critério de informação Bayesiano (BIC). A validação dos procedimentos de cálculo foi realizada por meio de séries temporais fornecidas por autores de outros estudos (DO VALE MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016; ŠRAJ et al., 2016).

### 3.7 ESTUDO DE CASO NO RIO ITABAPOANA, ESPÍRITO SANTO, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 57830000

Para estimar e avaliar a vazão de projeto de uma barragem em um contexto não estacionário, é importante avaliar as causas das tendências para estimar seu comportamento futuro (SERINALDI; KILSBY, 2015). Para isso, optou-se por realizar um estudo de caso na

sub-bacia 57, localizada na região hidrográfica atlântico sudeste (divisa entre os Estados ES, MG e RJ), no rio Itabapoana (Figura 8), onde está localizada a estação fluviométrica 57830000 (5783). Este estudo de caso busca investigar as causas da não estacionariedade das séries temporais das vazões desta bacia hidrográfica, de modo a propor modelos estatísticos mais realistas.



Esta estação de fluviométrica foi escolhida pelos seguintes motivos:

- Tendência de aumento na série temporal AMX (detectada pelo teste MK);
- Tem uma série temporal relativamente longa, 1931-2014 (84 anos);
- A jusante está a PCH Pedra do Garrafão (PCH PG), concluída em 2008 (SNISB, 2019);
- A PCH possui um vertedouro com vazão de projeto conhecida de 1013 m<sup>3</sup>/s (ANA, 2009);
- Está em uma bacia relativamente pequena, permitindo um estudo mais detalhado.

Para determinar os melhores ajustes dos modelos probabilísticos, optou-se por realizar uma análise da distribuição de cada parâmetro bem como investigar a causa das tendências nas séries temporais.

### 3.7.1 Análise da janela deslizante dos parâmetros GEV

Uma das formas de definir as funções dos parâmetros sem ter que adotar um modelo antecipadamente é através da técnica de janela deslizante (KUDRYAVTSEVA; SOOMERE; MANNIKUS, 2020; WILCOX et al., 2018). Essa técnica consiste em estimar os parâmetros

das distribuições em intervalos de tempos curtos e variáveis, visando avaliar o comportamento deles ao longo da série temporal. Está foi aplicada com um intervalo de 15 anos, iniciando em 1931 até 2014, por exemplo:

- Janela 1: 1931 até 1946;
- Janela 2: 1932 até 1947;
- Janela 3: 1933 até 1948 e assim sucessivamente, até 2014.

Como existem evidências de erros na estimativa de MLE para séries curtas (HAMDI; DULUC; REBOUR, 2018), o procedimento também foi feito com a abordagem MCMC.

### 3.7.2 Análise da precipitação como causa da tendência

Para investigar as causas das tendências monotônicas nas séries temporais AMX, optou-se por investigar suas principais causas, sendo elas a precipitação e as mudanças no uso da terra (PINHEIRO; GRACIANO; SEVERO, 2013; ROSIN; AMORIM; MORAIS, 2015; STENICO et al., 2009). Iniciando pela precipitação, como pode ser visto na Figura 8, a montante da estação fluviométrica 5783 existem três outras estações fluviométricas, todas as quais têm tendências crescentes significativas nas AMX. Portanto, é possível supor que a tendência da 5783 se origine nas estações fluviométricas a montante, sejam elas: 5770, 5772 e 5774.

Analisando as causas das tendências nas três estações mencionadas, a primeira possível fonte de tendência analisada é a precipitação. Para esta análise, seis estações pluviométricas foram utilizadas, conforme mostrado na Figura 8. A análise das tendências nas séries temporais de precipitação foi realizada utilizando o teste MK e o teste Pettit (PETT). Inicialmente, foram utilizadas as séries temporais dos volumes precipitados acumulados: mensal, trimestral, semestral e anual. Nessa análise, não foi observada tendência, ou seja, o volume acumulado de precipitação não se alterou significativamente ao longo dos anos.

No entanto, a precipitação pode ser analisada em várias escalas de tempo. Como o objetivo é avaliar as causas das tendências na AMX, alguns autores recomendam o uso de escalas de 1 dia, 7 dias, mensal ou sazonal (BERTOLA; VIGLIONE; BLÖSCHL, 2019; ŠRAJ; BEZAK, 2020). Mas, salvo exceções, a precipitação máxima diária não representa adequadamente o modelo chuva-vazão (FRANÇOIS et al., 2019). Com base nisso, buscou-se analisar as tendências nas séries temporais de volumes precipitados máximos anuais, nas seguintes escalas:

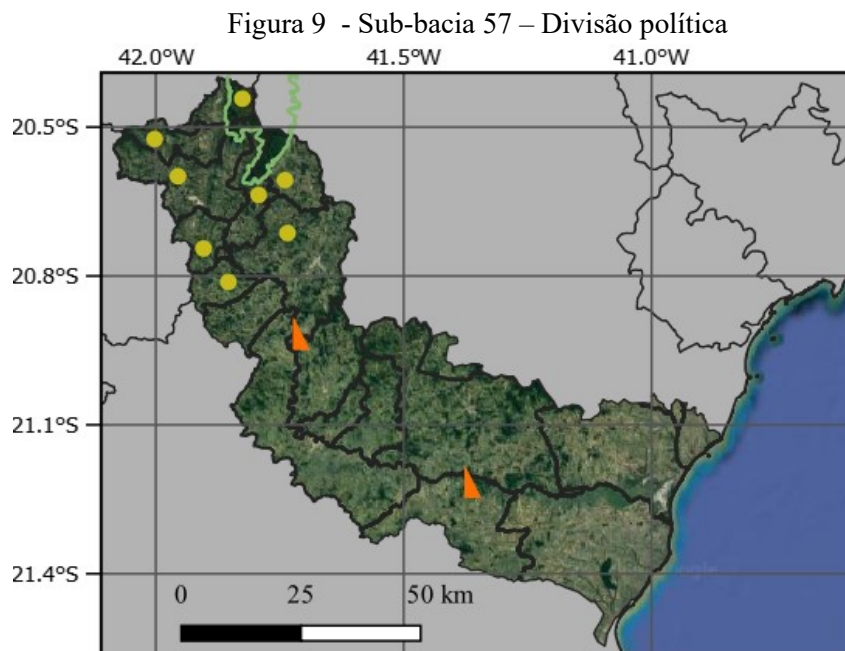
- Precipitação máxima anual de 7 dias (P7);
- Precipitação máxima anual de 15 dias (P15);

- Precipitação máxima anual de 30 dias (P30).

### 3.7.3 Análise da mudança no uso da terra como causa da tendência

Outra possível causa das tendências crescentes nas séries temporais de vazão é a substituição da superfície natural do solo por superfícies mais impermeáveis (GUO et al., 2020). Ao analisar estudos sobre esta sub-bacia, há uma atividade considerável de produção de leite (DE OLIVEIRA; DOS SANTOS; DOS SANTOS, 2010). Portanto, os estudos sugerem que em algumas cidades da região, a pastagem é a forma de utilização de terra predominante. Assim, há três indicadores relacionados ao uso da terra quem podem ser utilizados para determinar se alterações no uso da terra são a causa da tendência nas séries temporais de vazões máximas. A saber: densidade populacional, pecuária e produção agrícola.

Para analisar a densidade populacional, coletou-se dados demográficos de 1960 a 2015 (IBGE, 2020). Foram analisados oito municípios próximos às estações fluviométricas 5770, 5772 e 5774 (Figura 9), 5 no estado de Minas Gerais e 3 no estado do Espírito Santo. Em relação às atividades agropecuárias, foram analisados os mesmos 8 municípios, em uma série histórica de 1975 a 2014, de 5 em 5 anos (SIDRA, 2019), analisando o número de cabeças de gado e a área colhida (ha).



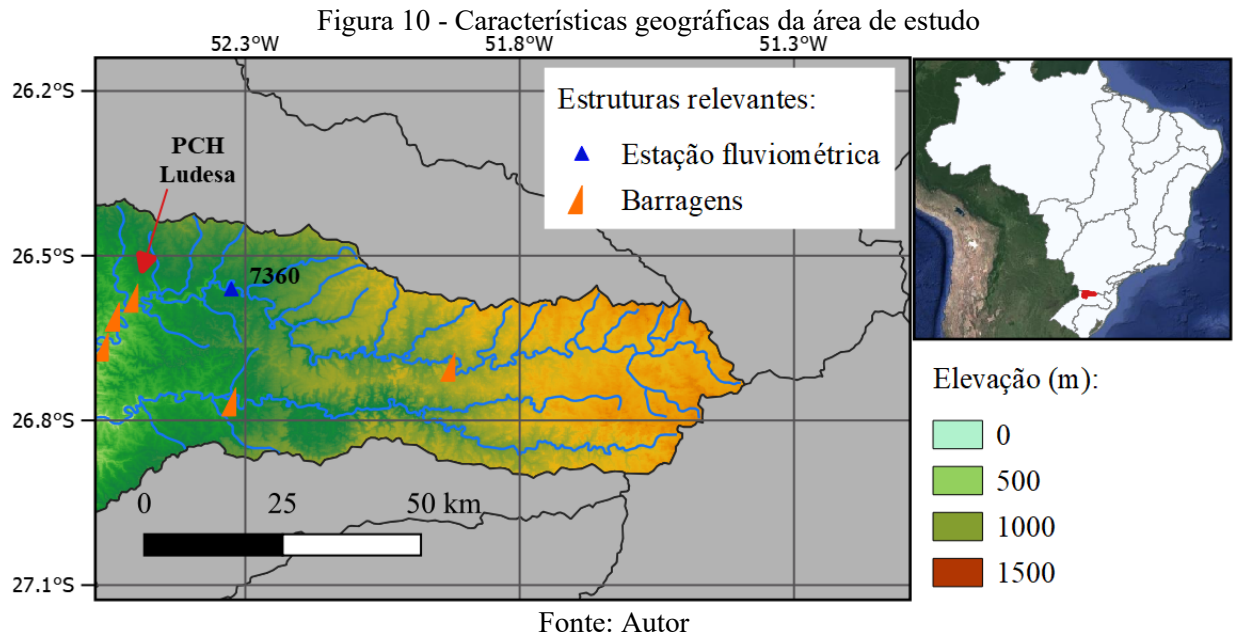
Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

### 3.7.4 Definição dos modelos e determinação da vazão de projeto

Com base nos resultados obtidos nas janelas móveis e nas análises das causas das tendências, modelos estacionários e não estacionários foram propostos para serem utilizados pela distribuição GEV, para determinar a vazão de projeto. Avaliou-se a qualidade dos modelos pelo critério de AIC e pela amplitude da variação dos resultados para um determinado TR. Por fim, estimou-se a vazão de projeto em cada modelo e avaliou-se a segurança da barragem PCH PG.

### 3.8 ESTUDO DE CASO NO RIO CHAPECÓ, SANTA CATARINA, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 73600000

O objetivo deste segundo estudo de caso é analisar principalmente a influência do parâmetro forma nas análises. Este estudo foi aplicado na sub-bacia 53, localizada na região hidrográfica do Uruguai (Estado de Santa Catarina), no rio Chapecó (Figura 10), onde está localizada a estação fluviométrica 73600000 (7360). Os dados desta estação fluviométrica foram coletados no portal HidroWeb, administrado pela Agência Nacional de Águas e Saneamento (SNIRH, 2020).



A escolha por essa estação fluviométrica considerou os seguintes aspectos:

- É uma série temporal com qualidade de dados razoável (mais do que 60 anos e poucas falhas);

- Está localizada no Sul do país, portanto espera-se que tenha tendência de aumento nas vazões máximas;
- Possui a jusante a PCH Ludesa, concluída em 2004 (SNISB, 2019), com área de contribuição de 2378 km<sup>2</sup> (SNIRH, 2020);
- Possui um vertedouro com vazão de projeto conhecida de 3550 m<sup>3</sup>/s (MPB ENGENHARIA, 2008);
- A série temporal possui um pico em 1975, indicando um parâmetro forma positivo.

A estação fluviométrica possui área de drenagem de 1840 km<sup>2</sup>. A série temporal da estação utilizada possui 62 anos de dados, iniciando de 1957 e finalizando em 2019 (SNIRH, 2020). A série temporal original possuía 3% de falhas. Considerando que a determinação da vazão de projeto um processo complexo, estando a certeza do resultado interligada com a qualidade e quantidade dos dados observados (AMORIM; ALBARICI; DEL PINO, 2016; MARTINS et al., 2020). As falhas foram preenchidas por correlação linear com dados de séries temporais de vazões a jusante e a montante. Em todos os casos, o coeficiente de determinação da correlação linear foi superior a 0,9, indicando boa correlação.

Iniciou-se este estudo de caso com a obtenção da série temporal de máximos diários anuais. Para isso, selecionou-se o maior valor de vazão diária dentro da série temporal de máximos diários mensais. Como o mês de início da série temporal anual pode influenciar no resultado (CHAN et al., 2020; DE OLIVEIRA et al., 2018), optou-se por gerar 12 séries temporais de máximos diários anuais, a depender do mês de início, visando abranger todos os possíveis anos hidrológicos. Nessas séries de máximos anuais, investigou-se também suas estatísticas descritivas.

Para avaliação da estacionariedade, empregou-se os testes em cada uma das séries temporais de máximos anuais geradas, sendo eles, o teste MK e o teste PETT. A função de autocorrelação e o expoente de Hurst foram aplicados para avaliar a persistência. E os testes de PPCC, K-S e A-D para avaliar a aderência entre as séries temporais observadas e as séries teóricas. Avaliou-se também a distribuição dos parâmetros utilizando a técnica das janelas deslizantes. Com base nessa análise, modelos Gumbel e GEV puderam ser propostos. Por fim, a vazão de projeto no ponto da estação fluviométrica e no vertedouro da barragem foi estimada para diversos TR's.

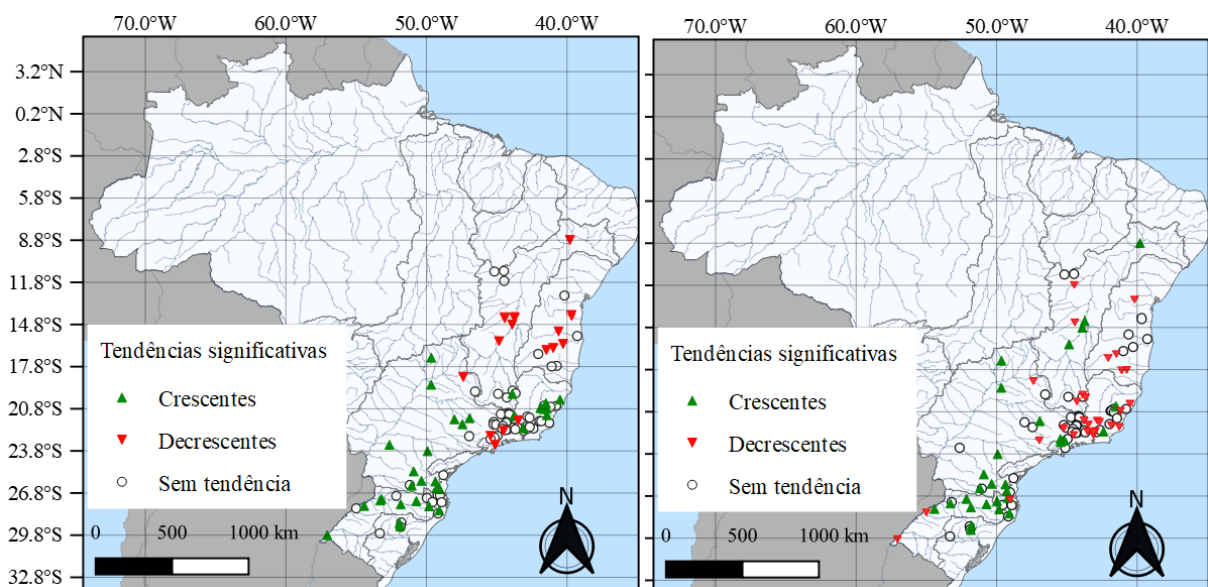
## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados são apresentados seguindo a sequência de tópicos expostos na seção da metodologia. Inicia-se pelos resultados das séries temporais de abrangência nacional para depois expor os resultados dos dois estudos de caso. Um ponto que deve ser mencionado, é que neste trabalho, considera-se latitudes altas como aquelas próximas a linha do Equador, e latitudes baixas como as próximas ao polo sul.

### 4.1 AVALIAÇÃO DA NÃO ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS

A aplicação do teste MK mostrou a existência de tendências monotônicas significativas nas séries temporais AMX em 48 estações de fluviométricas (44%). A maioria crescente (Figura 11A). Predominam tendências decrescentes nas latitudes superiores (Nordeste, até 8,8°S) e tendências crescentes nas latitudes inferiores (Sul, até 29,8°S), similar aos resultados de Gudmundsson et al. (2019). Os resultados do teste Mann-Kendall (MK) foram confirmados pelo teste Spearman rho (SR) em todas as séries temporais AMX analisadas. Em relação as séries temporais AMI, 58 apresentaram tendências monotônicas significativas, correspondendo a 54% do total, sendo predominantemente crescentes nas latitudes baixas e predominantemente decrescentes nas latitudes médias (próximo a 20,8°S) (Figura 11B). Os resultados do teste MK para séries temporais AMI foram confirmados pelo teste SR em 94% dos casos, reforçando a proximidade dos resultados entre os testes MK e SR.

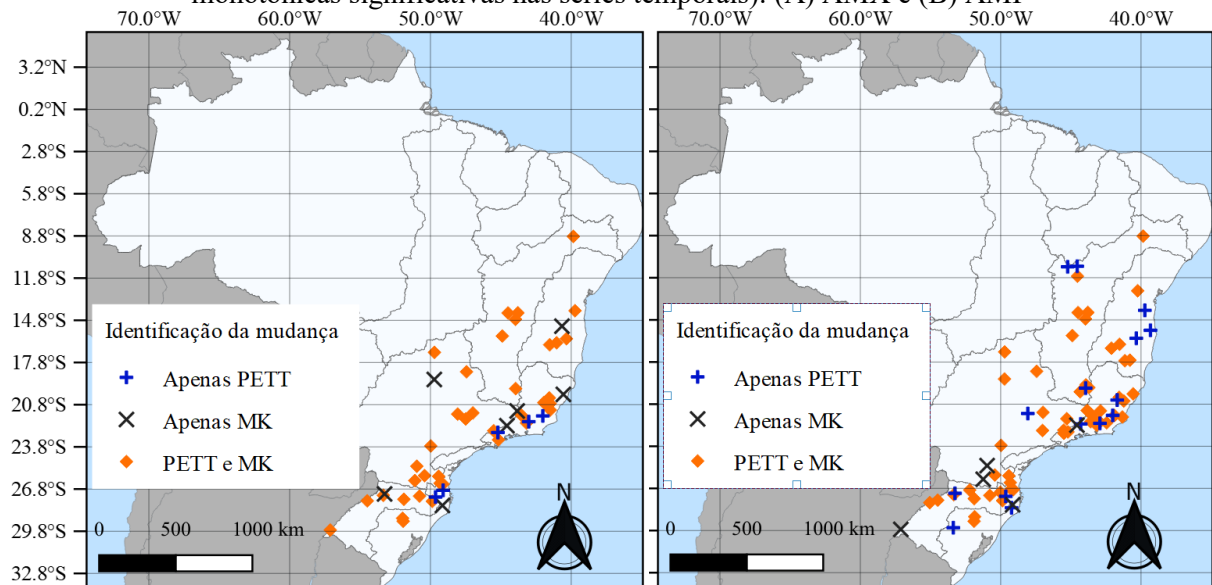
Figura 11 - Tendências monotônicas detectadas pelo teste MK: (A) AMX e (B) AMI



Fonte: Autor

O teste de Pettitt (PETT) foi aplicado para avaliar possíveis pontos de mudança nas séries temporais. Nas AMX, os resultados deste teste indicam que 46 estações fluviométricas possuem pontos de mudanças significativos (43%). Analisando a relação entre as estações com pontos de mudança e tendências monotônicas significativas, tem-se que das 48 estações fluviométricas com tendências monotônicas detectadas, 41 também possuem pontos de mudança. Na Figura 12 pode ser observado as séries temporais que possuem apenas pontos de mudança, apenas tendências monotônicas ou ambos na mesma série temporal.

Figura 12 - Pontos de mudança, tendências monotônicas e ambos (pontos de mudança e tendência monotônicas significativas nas séries temporais): (A) AMX e (B) AMI

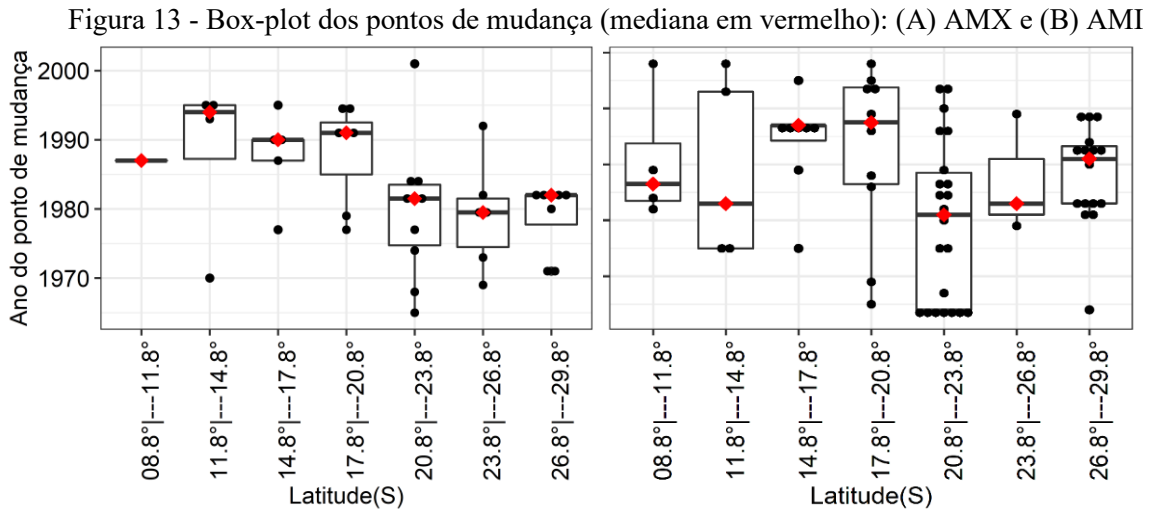


Fonte: Autor

Nas AMI, os resultados indicam que 68 estações fluviométricas possuem pontos de mudança significativos (62%). Analisando a relação entre as estações com pontos de mudança e tendências monotônicas significativas, tem-se que aproximadamente 91% das estações fluviométricas com tendências monotônicas detectadas possuem também pontos de mudança significativos. Isso mostra que há fortes indícios de que entre 40 a 55% das séries temporais extremas (AMX e AMI) podem ser consideradas não estacionárias, com um predomínio de mudanças bruscas ao longo do tempo. Na comparação das vazões máximas (AMX) com o estudo de Bartiko et al. (2019), nota-se que a quantidade de séries temporais com tendências monotônicas significativas detectadas neste estudo é superior (44% vs. 19%), bem como a quantidade de séries com apresentaram pontos de mudança significativos (43% vs. 17%). Essa diferença será discutida no item posterior.

Na Figura 13 são apresentados os pontos de mudança significativos das AMX (Figura 13A) e AMI (Figura 13B). Os pontos de mudança mais recentes ocorrem nas latitudes mais

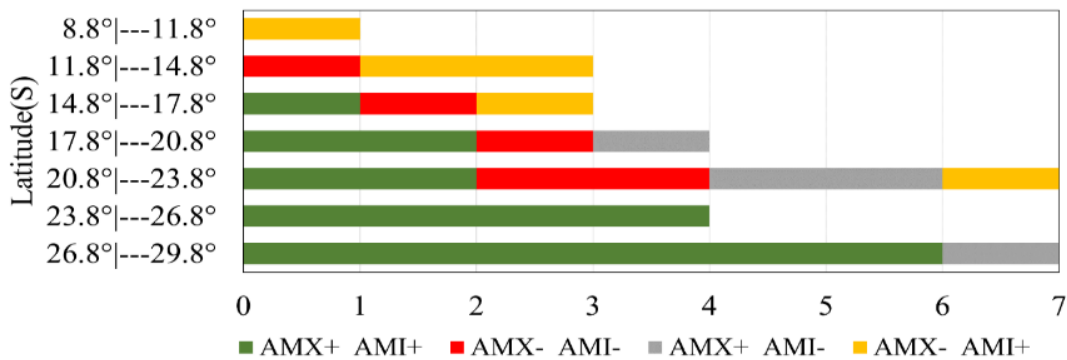
altas, sendo a mediana dos pontos de mudança das séries temporais AMX o ano de 1982. Nas series temporais AMI, não há um padrão claro de distribuição dos pontos de mudança nas latitudes, sendo a mediana o ano de 1977. Ressalta-se que o número de series temporais analisadas da região nordeste é relativamente limitado.



Fonte: Autor

Analisando a séries temporais AMX e AMI que apresentam tendências monotônicas significativas em ambas as séries temporais (Figura 14). Observa-se que 29 delas apresentam tendências significativas em ambas as séries temporais, correspondendo a 27% do total. Nas latitudes mais baixas, há um predomínio de tendências crescentes em ambas as séries temporais, reforçando a tendência de aumento na magnitude das vazões extremas nessas regiões. Em latitudes mais altas, o comportamento predominante é de tendência decrescente no AMX e crescente no AMI. Nas latitudes intermediárias, constata-se que 3 estações fluviométricas que apresentam aumento na amplitude dos extremos, ou seja, aumento nas máximas e redução nas mínimas (AMX + AMI-).

Figura 14 - Tendências monotônicas significativas em séries temporais AMI e AMX em uma mesma estação fluviométrica



Fonte: Autor

Realizando uma análise qualitativa destes resultados, sabe-se que tendências em séries temporais de vazão de rios brasileiros podem ser explicadas pela precipitação, mudanças no uso da terra, irrigação e barragens (LEVY et al., 2018; PINHEIRO; GRACIANO; SEVERO, 2013; ROSIN; AMORIM; MORAIS, 2015; STENICO et al., 2009). Para justificar os pontos de mudança detectados e o aumento das vazões, principalmente no AMX, pode-se citar as tendências crescentes nas séries temporais de precipitação máxima diária anual no sul do Brasil (PINHEIRO; GRACIANO; SEVERO, 2013; SANCHES; VERDUM; FISCH, 2014) e o fato de um dos El Niño mais fortes registrados ter ocorrido no início da década de 80 (JACOX et al., 2016). Além disso, houve intenso desmatamento na bacia do rio Uruguai a partir da década de 1970 (LIRA; CARDOSO, 2018) e intensa urbanização nas bacias contribuintes do Oceano Atlântico.

A região sudeste, entre as latitudes 20,8 e 23,8°S, foi a região que apresentou a maior amplitude nos pontos de mudança a partir da década de 50. Segundo Lira e Cardoso (2018) isso pode ser reflexo do desmatamento, por se tratar de uma das regiões precursoras da urbanização em nível nacional. Santos et al. (2016) analisaram séries temporais de chuva na bacia do Rio Pardo (21,3 °S) e não detectaram tendências nestas séries temporais. Isto que pode indicar que o aumento das vazões deve ser devido à substituição da vegetação natural por pastagens.

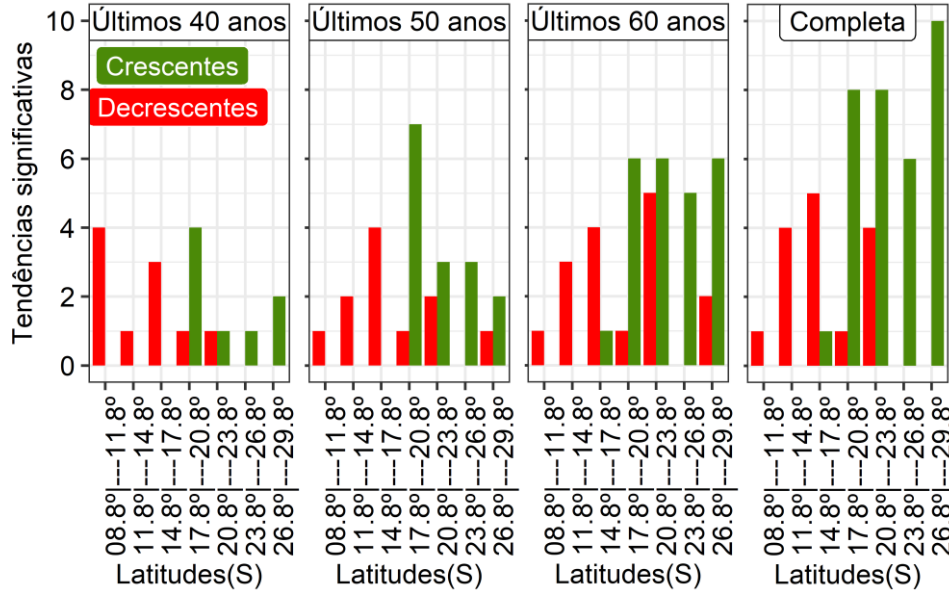
Outra possível causa das tendências são as variabilidades climáticas. Alves, Souza Filho e Silveira (2013) identificaram uma mudança de nível positiva (aumento) em 49 séries temporais de vazões no início da década de 1980 e mudanças negativas (decrecente) no final da mesma década. Segundo os autores, essas mudanças ocorrem em um período de altos e baixos valores do índice PDO (*Pacific Decadal Oscillation*), sugerindo uma conexão entre esses fenômenos. Neste estudo, esse comportamento também foi observado, uma vez que a mediana dos pontos de mudança das séries temporais AMX com tendências significativas crescentes foi o ano de 1981. Os mesmos dados, porém, com tendências significativas decrescentes foi o ano de 1990.

#### 4.2 IMPACTO DO COMPRIMENTO DAS SÉRIES NA DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS

Analisando impacto do comprimento nas séries temporais AMX (Figura 15), observa-se que enquanto apenas 18 séries temporais possuíam tendências monotônicas significativas ao analisar os últimos 40 anos, este número passou para 48 ao analisar o período completo. Essa diferença pode justificar os resultados divergentes entre este estudo e o estudo de Bartiko et al.

(2019). No estudo de Bartiko et al. (2019), o comprimento das séries temporais era de no máximo 40 anos e neste estudo a média é de 76 anos.

Figura 15 - Variação no número de tendências significativas nas AMX detectadas pelo teste MK

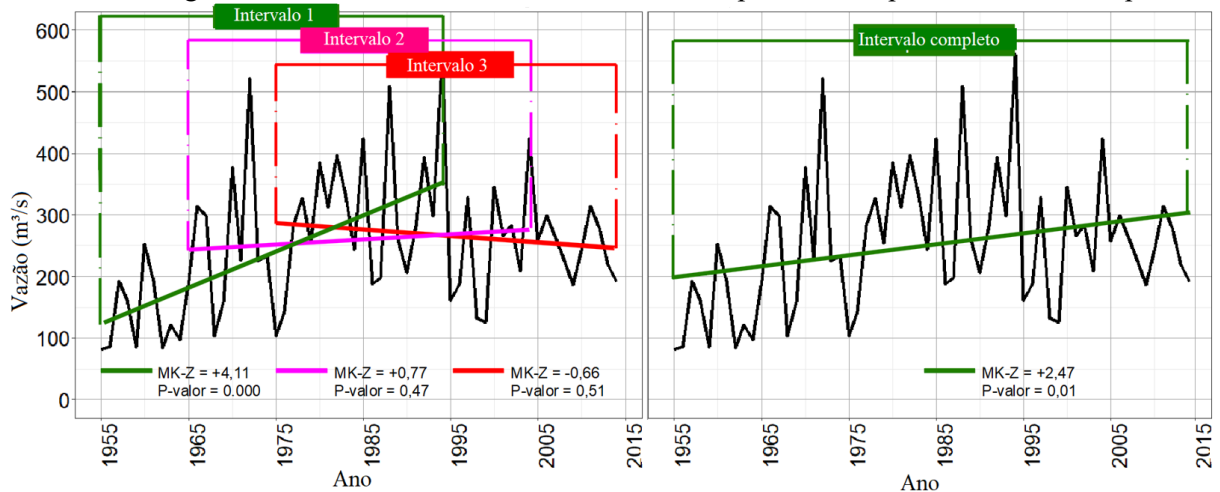


Fonte: Autor

Vale destacar que era esperado um aumento do número de tendências significativas crescentes (cor verde) nas regiões sul e sudeste, considerando que há uma inversão nas tendências nos últimos anos (GUDMUNDSSON et al., 2019). Segundo estes autores, muitas séries temporais que possuíam tendências crescentes 30 anos atrás, agora possuem tendências decrescentes. Ou seja, ao estender o período de análise para o passado, o número de tendências positivas deveria subir, mas não número de tendências negativas. Portanto, entende-se que mudar o intervalo de análise é importante para detectar mudanças, porém pode encobrir os efeitos que só se manifestam em séries mais longas.

Um exemplo disso pode ser observado na série temporal da estação fluviométrica 60715000 (Varjão/GO), onde cada intervalo de tempo possui valores de tendência divergentes (Figura 16). Lembrando que, a depender da finalidade de análise, intervalos de tempos maiores ou menores (porém mais recentes), serão mais úteis. Pois neste caso, por exemplo, não se pode afirmar qual o comportamento futuro da série temporal.

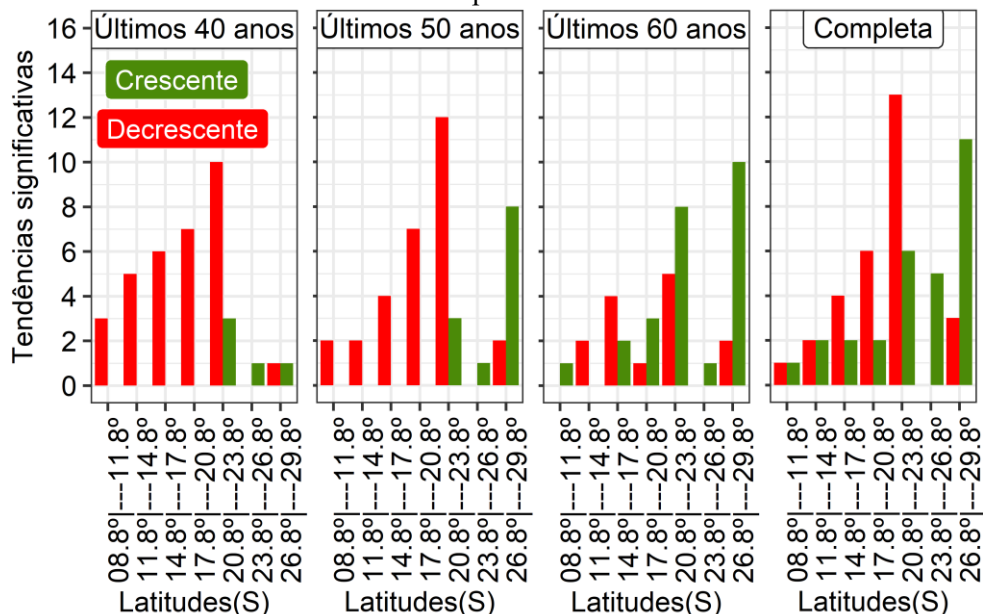
Figura 16 - Tendências monotônicas na série temporal AMX, por intervalo de tempo



Fonte: Autor

Em relação as séries temporais AMI (Figura 17), o resultado foi bastante diverso. Percebe-se que não há um aumento no estado de significância das séries temporais ao analisarmos os primeiros 40, 50 ou 60 anos, os quais são 37, 41 e 39 séries temporais com tendências monotônicas significativas, respectivamente. Apenas no período completo há um aumento, onde há 58 séries temporais. Este efeito pode ser explicado pela influência da inversão de tendências monotônicas detectada nas vazões máximas (BARTIKO et al., 2019). Que aparentemente está presente também nas mínimas, mostrando que mais séries temporais estão ficando com tendências decrescentes nos últimos anos. Isso é reforçado pela expressiva redução nas tendências significativas crescentes, ao comparar os últimos 40 anos com o período completo (5 vs 29).

Figura 17 - Variação no número de tendências monotônicas significativas nas series temporais AMI detectadas pelo teste MK



Fonte: Autor

Além do estado de significância advindo do teste MK, pode-se avaliar qual estatística sofreu mais alteração ao variar o comprimento das séries, se foi a média, uma medida de posição, ou se foi o desvio padrão, uma medida de dispersão. A variação da média das médias das vazões unitárias AMX, por comprimento de registro das series temporais, podem ser observadas na Tabela 2. Percebe-se a disparidade entre vazões unitárias por faixa de latitude. Nota-se que nas latitudes mais baixas, as vazões AMX possuem um índice muito maior do que nas latitudes mais altas. O segundo ponto, são as variações na média das médias, indicando um aumento de 8%. Entende-se que essa análise possui limitações, pois as variações entre as estações fluviométricas são relativamente grandes, por isso também foi avaliado o desvio padrão máximo (Tabela 3).

Tabela 2 - Variação da Média das médias das vazões unitárias por comprimento das séries temporais em cada faixa de latitude (AMX)

Faixa de Latitude	Últimos 40 Anos (L/Km <sup>2</sup> )	Últimos 50 Anos (%)	Últimos 60 Anos (%)	Período Completo (%)
08,8°---11,8°	10,57	-1	-1	0
11,8°---14,8°	24,39	1	3	6
14,8°---17,8°	46,48	1	1	3
17,8°---20,8°	164,77	-5	-6	-7
20,8°---23,8°	149,61	-1	-1	-1
23,8°---26,8°	414,16	-1	-5	-6
26,8°---29,8°	303,77	-2	-5	-8

Fonte: Autor

Tabela 3 - Variação do desvio padrão máximo por comprimento das séries temporais em cada faixa de latitude (AMX)

Faixa Latitude	Últimos 40 anos (L/km <sup>2</sup> )	Últimos 50 anos (%)	Últimos 60 anos (%)	Período completo (%)
08,8°---11,8°	122,37	-7	-8	-2
11,8°---14,8°	139,40	-9	-13	-10
14,8°---17,8°	353,24	-5	-10	-11
17,8°---20,8°	168,57	-9	-14	-21
20,8°---23,8°	815,59	-6	-12	-12
23,8°---26,8°	358,24	-7	-11	-11
26,8°---29,8°	1401,05	-2	-6	-12

Fonte: Autor

Na Tabela 3 observa-se que os desvios-padrões são extremamente elevados, especialmente nas baixas latitudes. Analisando a variação em função dos comprimentos das séries temporais, percebe-se valores de até 20%. Comparando as Tabela 2 e Tabela 3, entende-se que ao aumentar o comprimento destas séries temporais, o principal ganho de informação

está relacionado a redução nas medidas de dispersão. Analisando o panorama de mudança, percebe-se que tanto a média quando os desvios-padrões são maiores nos últimos 40 anos, quando comparado com a série temporal completa. Portanto, essas estatísticas descritivas corroboram os resultados dos testes MK e PETT de que as séries estão ficando não estacionárias.

### 4.3 AVALIAÇÃO DA PRESENÇA DA PERSISTÊNCIA

Iniciando a análise pelo expoente de Hurst (H) (Tabela 4), nota-se que na média, todos os valores estão acima 0.50, indicando um comportamento persistente de longo prazo. Além disso, confirma a indicação de que valores abaixo de 0.55 são menos comuns (KOSCIELNY-BUNDE et al., 2006).

Tabela 4 - Expoente H por faixa de latitude

Latitudes(S)	AMX		AMI	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
8,8° ---11,8°	0,65	0,02	0,71	0,03
11,8° ---14,8°	0,60	0,05	0,70	0,07
14,8° ---17,8°	0,57	0,05	0,68	0,05
17,8° ---20,8°	0,59	0,08	0,64	0,04
20,8° ---23,8°	0,56	0,07	0,62	0,08
23,8° ---26,8°	0,58	0,07	0,61	0,06
26,8° ---29,8°	0,59	0,07	0,65	0,07

Fonte: Autor

Percebe-se também que as séries temporais de AMI são mais influenciadas pela persistência LTP e que essa persistência está mais presente nas estações fluviométricas das latitudes mais altas (próximo de 8,8°S). Essa indicação concorda com o estudo de Kumar et al. (2009). Estes autores consideram que as AMX são causadas por eventos extremos aleatórios, sendo, portanto, menos autocorrelacionáveis, algo menos presente nas AMI, que são mais sujeitas a efeitos antrópicos. Outra explicação possível são as barragens presentes nos rios donde as séries temporais foram obtidas, pois estas estruturas hidráulicas são obrigadas a proporcionar uma vazão mínima para sustentar os ecossistemas aquáticos (DUDLEY et al., 2020).

Ao aplicar as técnicas ACF e PORTES, foi possível identificar em quais lag's as séries temporais possuem autocorrelação significativa. Percebe-se pela Tabela 5, que boa parte das séries temporais possuem algum tipo de autocorrelação detectada, principalmente em lag's maiores, indicando LTP. Além disso, há poucas séries temporais apenas com autocorrelação de

lag-1, ou seja, poucas séries temporais apresentam comportamento autorregressivo de ordem 1 (AR1).

Tabela 5 - Quantidade de séries temporais com autocorrelações significativas

Classificação	AMX		AMI	
	ACF	PORTES	ACF	PORTES
Apenas no Lag-1	3	0	10	4
Múltiplos Lag's, exceto1	37	7	11	9
Múltiplos Lag's, incluindo1	20	23	73	72
Sem autocorrelação	48	78	14	23

Fonte: Autor

É pertinente observar que não foi percebido um sinal (negativo ou positivo) predominante nas autocorrelações. O estudo de O'Brien (2018), realizado em rios canadenses, detectou que dados provindos de séries de blocos máximos, similar as séries temporais AMX utilizadas, possuem autocorrelações predominantemente negativas e estruturas de memória AR1. Nas séries temporais analisadas, a maioria possui múltiplas autocorrelações negativas e positivas na mesma série temporal. Portanto, o comportamento das séries temporais AMX não pode ser generalizado, cada local pode apresentar comportamentos diferentes.

A classificação das séries temporais AMX em função do tipo de persistência presente pode ser observada na Tabela 6, conforme proposto no item 3.4.

Tabela 6 - Classificação das séries temporais AMX por autocorrelações significativas

Classificação	Quantidade
STP	0
LTP	15
Sem Persistência	20
Indefinidas	73

Fonte: Autor

Nota-se que, por essa abordagem, nenhuma série temporal AMX podem ser classificadas como possuindo apenas STP. Além disso, a grande maioria das séries temporais ficou classificada como indefinida. Isso pode ser devido a divergências entre as técnicas ACF/PORTES e expoente de Hurt. Porém, considera-se necessário utilizar este procedimento, para ter certeza da presença ou não e do tipo persistência presente nestas séries temporais.

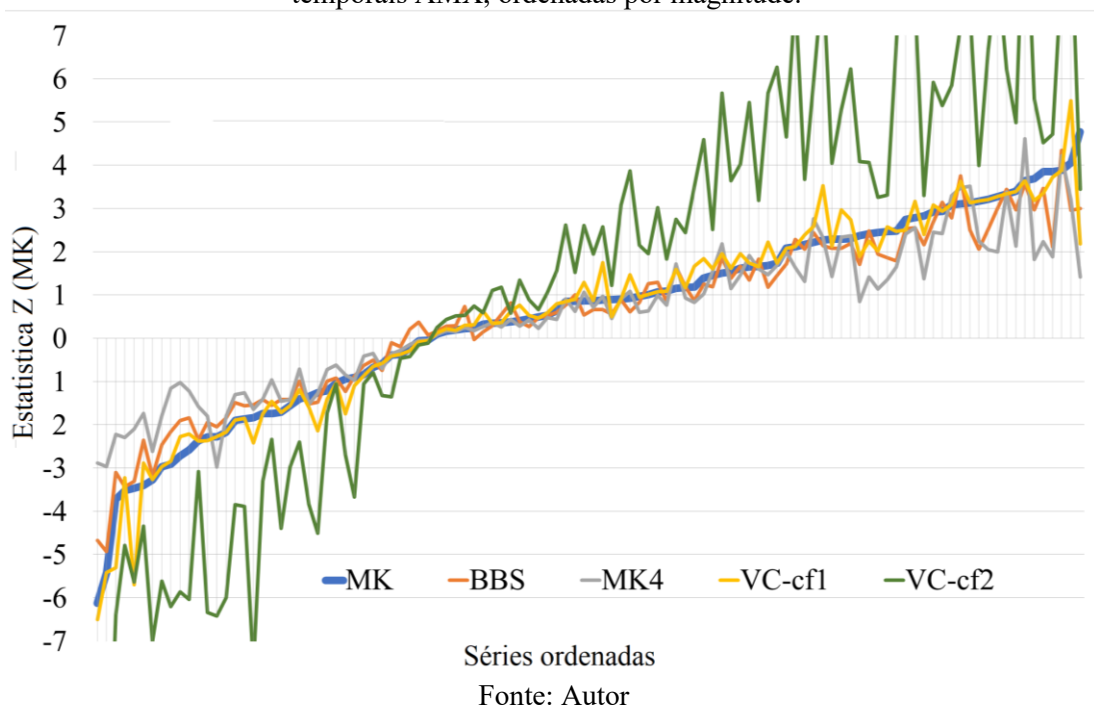
#### 4.4 AVALIAÇÃO DOS MÉTODOS DE REMOÇÃO DA PERSISTÊNCIA

Considerando as análises anteriores, onde observou-se que as séries possuem tendências e persistências significativas, foi analisado o efeito dos testes de remoção da persistência no valor da tendência monotônica do teste MK. Como nenhuma serie temporal apresentou indiscutivelmente STP, não será possível avaliar as técnicas TFPW e VC-lag-1 em função do erro tipo 1P e 2P.

Analisando como a estatística Z do teste MK original é afetada pelas modificações propostas para remover o efeito do LTP (Figura 18). Observa-se que o VC-CF2 aumenta significativamente a inclinação da tendência, sendo o método que mais alterou os dados, à semelhança do encontrado por Zamani et al., (2016). O MK4 reduz a inclinação da tendência. O VC-CF1 e o BSS apresentam comportamento semelhante, em alinhamento com o que foi apontado por Önöz e Bayazit (2012).

Nota-se na Figura 18 que os métodos de remoção de persistência alteram expressivamente os valores da estatística Z do teste MK. Este resultado está alinhado com o expoente H obtido. Assim, torna-se necessário avaliar se as séries temporais que sofreram alteração, são as mesmas que tiverem a persistência detectada, ou seja, analisar qualitativamente os métodos.

Figura 18 - Comparação das estatísticas Z obtidas por cada método relacionado a LTP nas séries temporais AMX, ordenadas por magnitude.



Com base nas análises anteriores, o erro tipo 1P pode ser avaliado, ou seja, verificar o quanto os métodos de remoção de persistência LTP alteram a detecção de tendências, quando na verdade não há persistência. Indiretamente também será analisado o erro tipo 2P, ou seja, o quanto os testes de remoção de persistência deixam de alterar a detecção de tendências, quando há persistência. Os resultados podem ser vistos nas Tabela 7 e Tabela 8. Como a variação percentual entre os dados é muito grande, optou-se por usar intervalos de significância.

Tabela 7 - Avaliação do erro tipo 1P (%) do estado de significância das séries temporais AMX comparando o MK padrão com as suas modificações em séries sem persistência.

P-valor	MK	BBS (%)	MK4 (%)	VC-CF1 (%)	VC-CF2 (%)
$\geq 0.1$	15	0	0	-13	-40
$< 0.1$	5	0	0	40	120
$\leq 0.05$	3	0	-33	33	267

Fonte: Autor

Analisando o erro tipo 1P em séries sem persistência detectada, sabe-se que, na ausência de persistência o poder dos métodos deve ser semelhante (O'BRIEN, 2018). Observa-se pela Tabela 7 que o método BBS foi fiel ao MK nestas séries temporais analisadas, não alterando o estado de significância. O método MK4 apresentou comportamento similar, com baixo erro tipo 1P. As modificações VC-CF1 e especialmente a modificação VC-CF2, apresentaram erros mais elevados. Por esta análise, a modificação VC-CF2 se mostra inadequada para utilização, concordando com a Figura 18. Essa inadequação do método VC-CF2, pode estar relacionada ao fato das tendências serem não-lineares, como indica os resultados do PETF.

Realizando uma estimativa indireta do erro tipo 2P das modificações do teste MK, comparou-se a detecção de tendências monotônicas por intervalo de significância nas séries temporais com presença de LTP (Tabela 8).

Tabela 8 - Quantidade de séries temporais com tendência por intervalo de significância, em séries temporais com persistência detectada

P-valor	MK	BBS	MK4	VC-CF1	VC-CF2
$\geq 0.1$	1	10	4	1	1
$0.1 < x \leq 0.05$	0	0	3	1	0
$0.05 < x \leq 0.01$	1	0	4	2	0
$0.01 < x \leq 0.001$	2	5	3	4	0
$< 0.001$	11	0	1	7	14

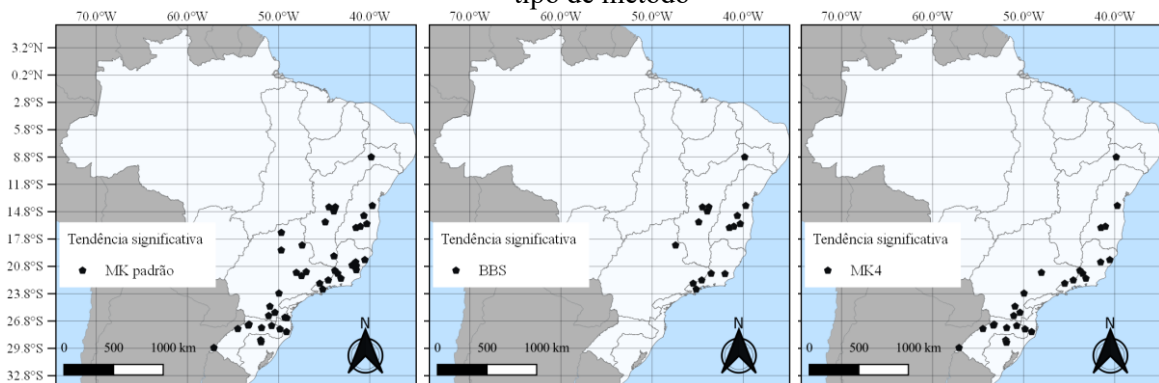
Fonte: Autor

Nesta estimativa, considera-se que as técnicas de remoção deveriam exercer algum impacto sobre o grau de significância das tendências das séries temporais, pois há persistência nestas séries temporais. Analisando a Tabela 8 em relação aos p-valores menores do que 0.05, percebe-se que o método BBS produz aumentos, indicando que a remoção da persistência reduziu o grau de significância das tendências, ou seja, onde havia uma tendência significativa agora não há mais. O método MK4 também seguiu nesta linha, porém menos expressivo. Os métodos VC-CF1 e VC-CF2 novamente apresentaram os resultados mais discrepantes, indicando pouca alteração nos estados de significância, presumindo assim um maior erro tipo 2P.

É importante observar que nas séries temporais analisadas via correlograma (ACF), não há um predomínio de autocorrelações negativas ou positivas. Portanto, com base nessa técnica, não se espera um padrão claro de redução ou aumento nos estados de significância (KHALIQ et al., 2009; KUMAR et al., 2009; O'BRIEN, 2018). Porém, um H elevado indica persistência positiva. Portanto a remoção da persistência em séries com H superior a 0.64 deveria reduzir as tendências. Como a ACF e o expoente H divergem entre si, não é possível afirmar qual a técnica foi mais adequada com base no erro tipo 2P.

Por fim, analisou-se como os métodos propostos afetam o julgamento pela estacionariedade das séries temporais AMX, ou seja, se há um consenso entre os métodos sobre o percentual de séries com tendências monotônicas nos rios brasileiros. Analisando graficamente apenas o MK padrão, BBS e o MK4 (Figura 19), percebe-se que não, os métodos divergem entre si, o que cria um grau adicional de incerteza sobre qual o método mais adequado, e justifica a recomendação de não utilizar apenas um método neste tipo de análise.

Figura 19 - Séries temporais AMX com tendências monotônicas significativas (P-valor < 0.05) por tipo de método



Fonte: Autor

Já na Tabela 9 pode-se observar todos os métodos. Nesta análise optou-se por utilizar todos os métodos, mesmo aqueles que removem apenas a STP.

Tabela 9 - Percentual de séries temporais AMX com tendências monotônicas significativas (P-valor < 0.05) por tipo de método

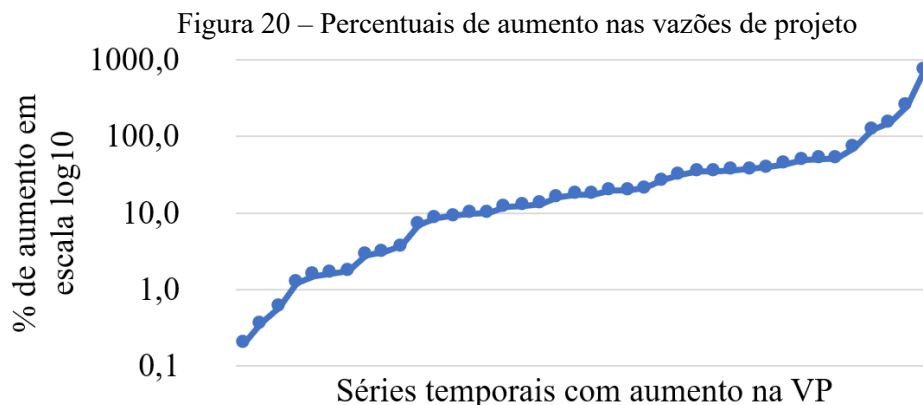
MK	BBS	MK4	VC-CF1	VC-CF2	TFPW	VC lag-1
44%	15%	27%	46%	73%	44%	40%

Fonte: Autor

Constata-se na Tabela 9 que, ao remover a persistência, o percentual de séries com tendências monotônicas significativas sofre alteração, a depender do método empregado. Como visto anteriormente, os métodos BBS e MK4 parecem ser os mais adequados no controle do erro 1P. Considerando isto, estima-se que entre 15 e 27% das séries temporais AMX são de fato não estacionárias, representando uma redução em relação ao método original, que identificava 44%.

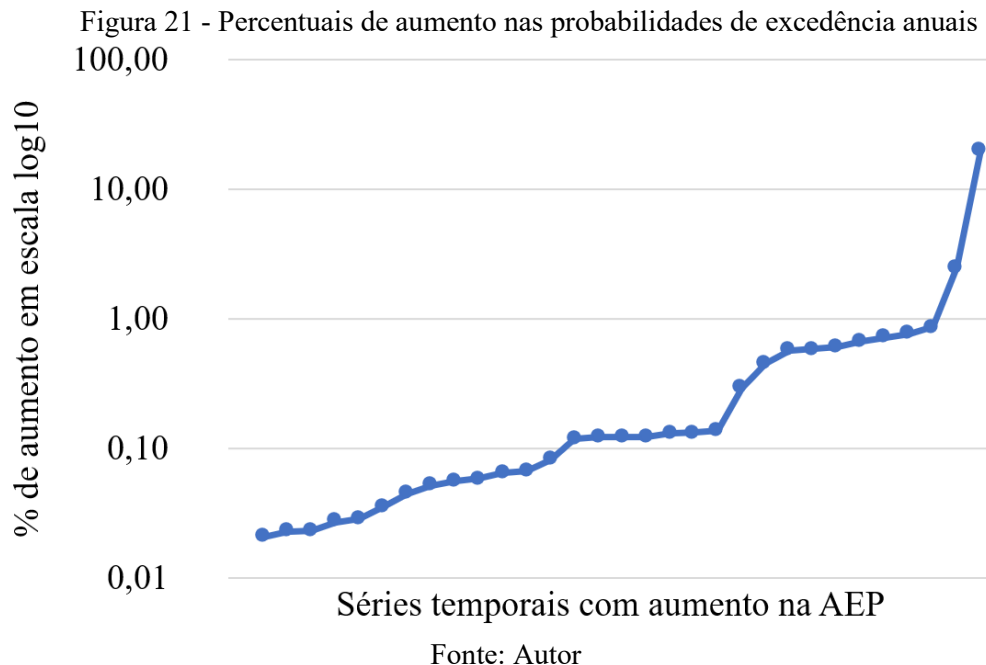
#### 4.5 VARIABILIDADE NO RISCO DE BARRAGENS BRASILEIRAS

Os resultados desta seção já foram publicados (ISENSEE; PINHEIRO; DETZEL, 2021) e estão sendo reproduzidos com permissão da Springer Nature. Iniciando a análise com o teste de adequação de PPCC, este indicou que 43% das séries temporais AMX são estatisticamente não aderentes (valor de  $p < 0,05$ ) à distribuição GEV. Essas séries temporais foram retiradas das análises. Das demais séries temporais (totalizando 62), comparando os intervalos de tempo 1 e 2 (séries até 1984 e séries com comprimento completo), a maior parte das séries temporais apresentou um aumento na vazão de projeto para um TR de 10 mil anos. O aumento médio na vazão de projeto foi de 17% (Figura 20).



Fonte: Autor

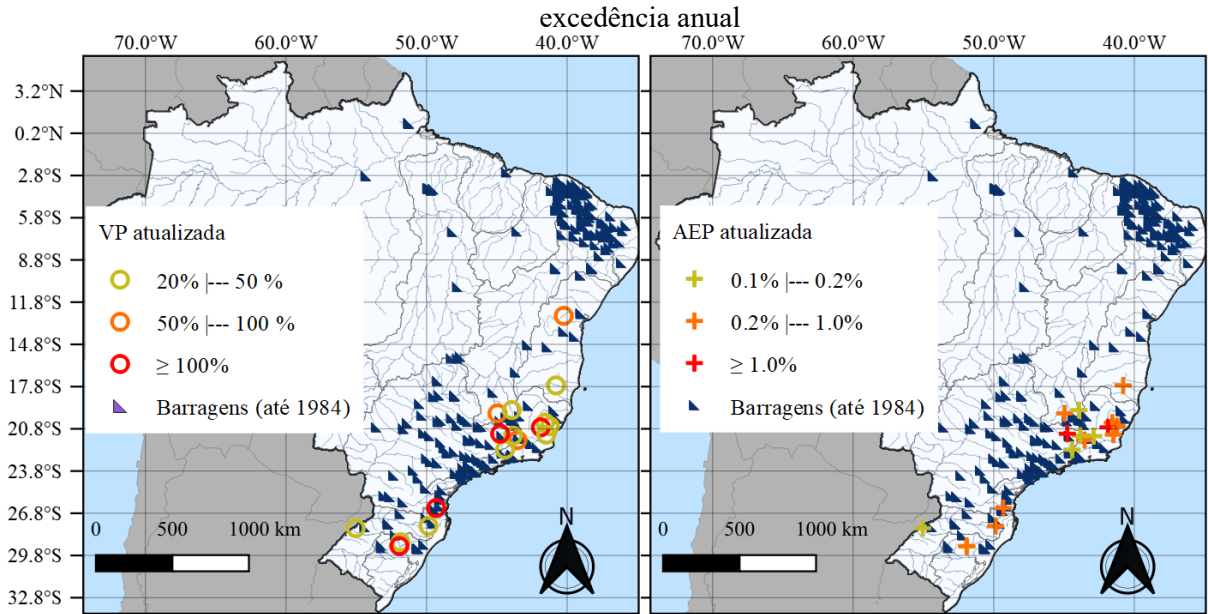
Sobre a probabilidade de excedência anual (AEP), ou seja, relacionada à redução da recorrência, constata-se que a AEP padrão para uma vazão de projeto com um TR de 10 mil é de 0,01%. O resultado foi que 50% das vazões de projeto tiveram um aumento na recorrência. A mediana da AEP das séries temporais no intervalo 2 foi de 0,1% (Figura 21). Isso mostra que uma barragem projetada para ter um TR = 10 mil anos pode agora ter um TR = 1000 anos. Os resultados da variação da vazão de projeto e da AEP indicam que o nível original de segurança de diversas barragens construídas antes de 1984 pode estar comprometido. Porém, ressalta-se que a amostra utilizada para tal avaliação é de apenas 62 séries temporais. Resultados semelhantes foram apresentados por (ŠRAJ; BEZAK, 2020) em estudos na Europa central.



Observou-se também, com nível de confiança de 95%, que a amplitude dos intervalos de confiança diminuiu 61% nas séries temporais. Com base nesses dados, observa-se que além da vazão de projeto ter aumentado na maioria dos AMX, a incerteza nas análises diminuiu, reforçando a importância do uso de séries temporais longas (CHENG et al., 2014).

As principais porcentagens de aumento nas vazões de projeto e no AEP podem ser vistas na Figura 22A e na Figura 22B, respectivamente. Também foram apontadas as 283 barragens cadastradas nos órgãos fiscalizadores que possuem reservatórios com capacidade superior a 5 hm<sup>3</sup> e foram construídos antes ou durante 1984 (SNISB, 2019). A sobreposição desses dados mostra o potencial negativo do aumento do risco hidrológico, principalmente nas regiões Sul e Sudeste.

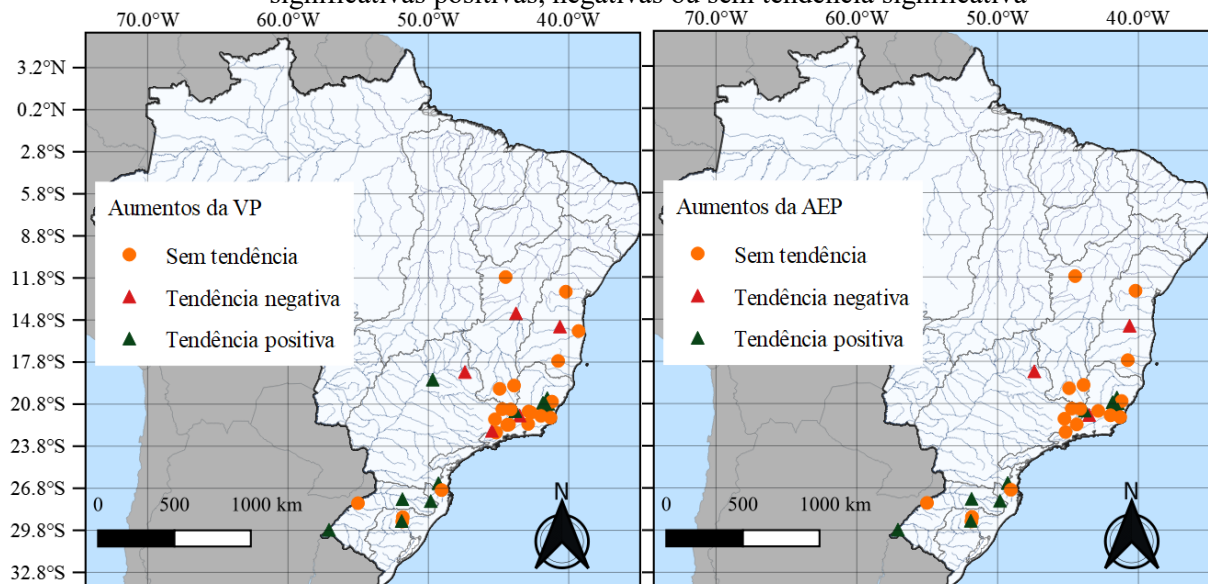
Figura 22 - Variação entre os intervalos de tempo 1 e 2: a) Vazão de projeto b) Probabilidade de excedência anual



Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

Em relação às séries temporais com tendências monotônicas, observou-se que algumas séries temporais com tendências de aumento significativas não apresentaram aumentos nas vazões de projeto ou na AEP. Como pode ser observado nas Figura 23, a maioria das séries temporais com aumentos na VP ou AEP, não apresentavam tendências significativas.

Figura 23 – Séries temporais AMX que apresentam aumento no risco e tendências monotônicas significativas positivas, negativas ou sem tendência significativa

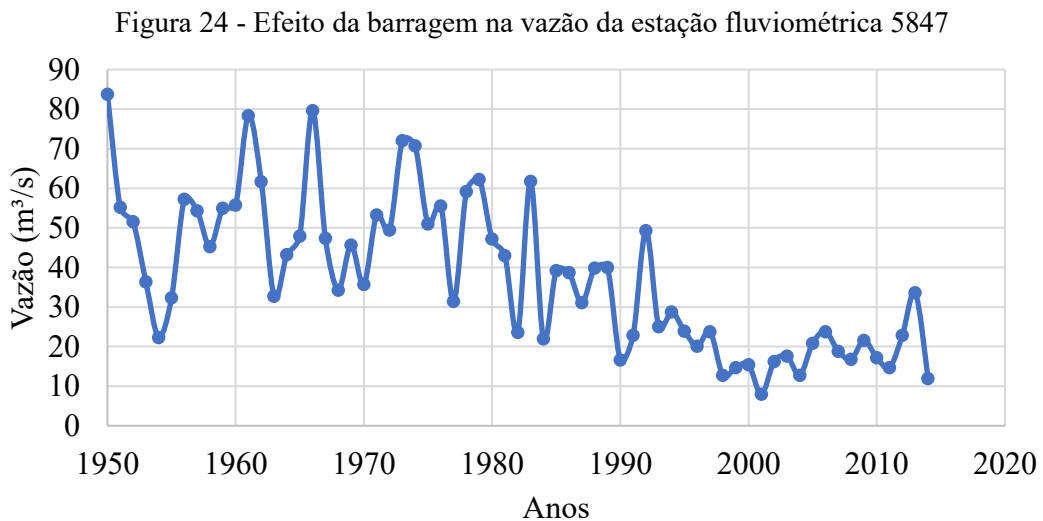


Fonte: Autor

Além disso, o oposto também foi observado, isto é, séries temporais com tendências decrescentes significativas, mas com aumentos na vazão de projeto e na AEP. Para explicar este fato as series tiveram que ser analisadas caso a caso.

Na maioria das séries temporais, a causa dessa observação foi a estimativa do parâmetro de forma. Na estação de fluviométrica 58470000, por exemplo, ao usar a distribuição estacionária GEV, o parâmetro forma apresentou uma grande variação, partindo de  $-0,22$  no intervalo de tempo 1 para  $-0,04$  no intervalo 2. Essa variação ocorreu tanto pelo MLE quanto pelo MCMC, gerando um aumento na vazão de projeto em mais de 50% para o TR de 10 mil anos. Ao utilizar uma distribuição do tipo Gumbel, o valor não se alterou, permanecendo praticamente o mesmo nos dois intervalos de tempo.

Analisando os dados da série temporal mencionada, observou-se que houve uma redução acentuada na variabilidade dos dados por volta de 1990 (Figura 24). Isso coincide com a construção da usina Marmelos Chapéu D'uvas (CEMIG, 2020), que fica a montante desta estação fluviométrica. Portanto, a variação do parâmetro de forma deveu-se a uma intervenção na vazão do rio, mas não para causar maior probabilidade de valores maiores, como sugere o aumento desse parâmetro.



Assim, verifica-se que a estimação do parâmetro forma, utilizando os métodos MLE e Bayesiano, não considera a linha do tempo dos dados observados. Um teste foi aplicado à série temporal invertida (2014–1957) e o resultado foi o mesmo. Portanto, neste caso, nenhuma das distribuições GEV ou Gumbel parecem ter expressado corretamente o comportamento da cauda desta série temporal.

A estimação do parâmetro forma e sua importância é discutida em diversos estudos (CARNEY, 2016; DE PAOLA et al., 2018). Para um TR de 10 mil anos, em geral, todas as séries temporais disponíveis são consideradas curtas, dificultando a estimativa deste parâmetro (CARNEY, 2016). Nas séries temporais analisadas, a maioria tinha o parâmetro forma de cauda pesada (mediana = 0,04), indicando que valores extremos são mais prováveis (WILCOX et al., 2018), mas com um desvio padrão de 0,19, demonstrando também que as séries temporais são bastante diversas entre si. Mais detalhes sobre a influência do parâmetro forma serão tratados no item 4.7.

#### 4.6 ESTUDO DE CASO NO RIO ITABAPOANA, ESPÍRITO SANTO, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 57830000

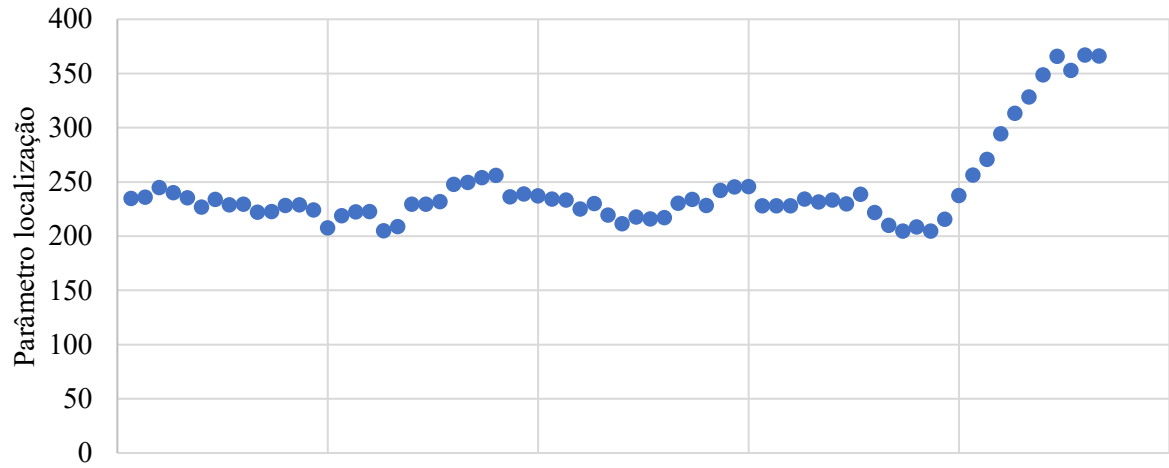
Os resultados desta seção já foram publicados (ISENSEE; PINHEIRO; DETZEL, 2021) e estão sendo reproduzidos com permissão da Springer Nature. Conforme descrito no item 3.7, para estimar e avaliar a vazão de projeto através de um modelo probabilístico em contexto não estacionário, é importante avaliar a distribuição dos parâmetros e as causas das tendências.

##### 4.6.1 Análise da janela deslizante dos parâmetros GEV

Os resultados das janelas deslizantes indicaram um comportamento semelhante entre as inferências feitas pelos dos métodos MLE e MCMC. Como o MLE requer menos recursos computacionais, apenas este foi utilizado. O objetivo desta análise foi de inferir sobre os comportamentos dos parâmetros ao longo da série temporal, de modo a adotar funções que refletissem melhor no seu comportamento passado, e dar indícios sobre seu comportamento futuro.

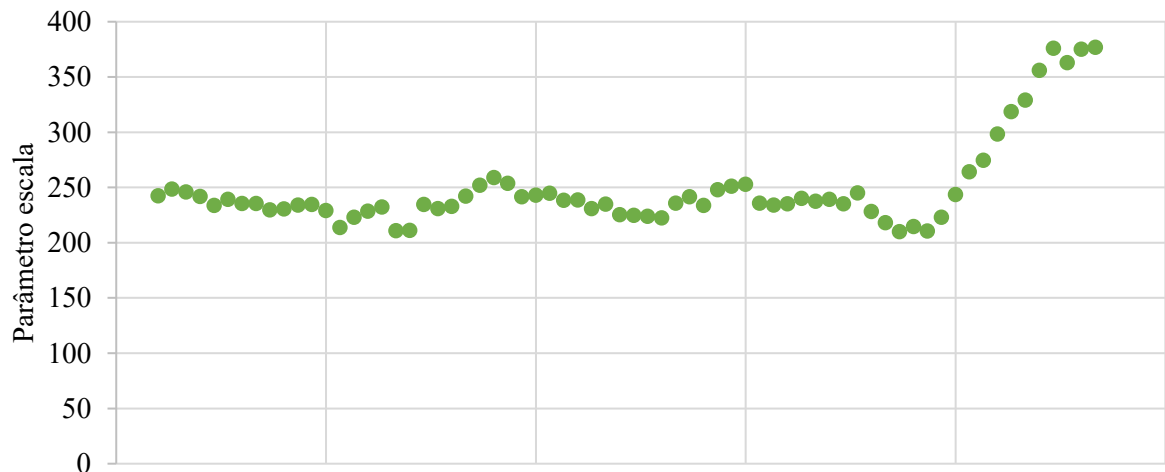
Iniciando a análise com o parâmetro de localização (Figura 25), percebe-se que ele permanece constante até a janela número 58, essa janela começa a utilizar os dados de 1988. O comportamento desse parâmetro é do tipo duplo linear, que a partir deste ano segue uma inclinação elevada. Quanto ao parâmetro escala (Figura 26), este apresenta um comportamento cíclico, com variações a cada 15 anos e ligeiro aumento da inclinação. Por fim, o parâmetro forma (Figura 27), também mostra um comportamento cíclico, com uma escala de aproximadamente 25 anos. Este parâmetro apresentou quase sempre valores negativos, indicando uma distribuição Weibull, onde valores altos são menos prováveis (WILCOX et al., 2018).

Figura 25 - Janela deslizante do parâmetro localização em intervalo de 15 em 15 anos



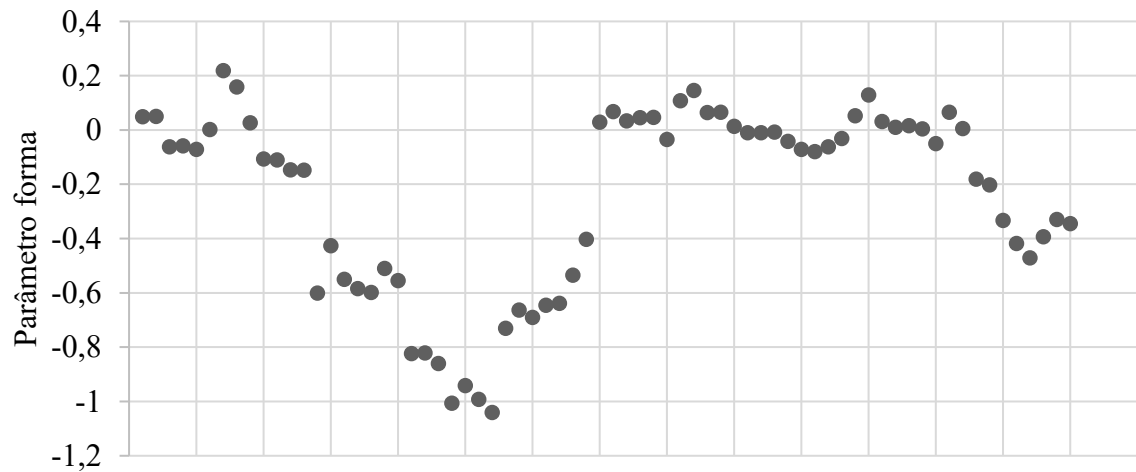
Fonte: Autor

Figura 26 - Janela deslizante do parâmetro escala



Fonte: Autor

Figura 27 - Janela deslizante do parâmetro forma



Fonte: Autor

#### 4.6.2 Análise da precipitação como causa da tendência

Os resultados desta análise, para cada estação pluviométrica e fluviométrica podem ser vistos na Tabela 10. Os números destacados correspondem a tendências significativas (valor  $\leq 0,05$ ). A estação de pluviométrica 2441046 foi removida porque começou a funcionar apenas em 1967. Das cinco estações de pluviométricas restantes, três mostram tendências de aumento significativas; uma em P7, duas em P15 e uma em P30. Como não há um aumento na precipitação acumulada no ano, mas sim um aumento nas precipitações P7, P15 e P30, entende-se que as chuvas são menos distribuídas e mais intensas nesta região.

Tabela 10 – Estatística Z do MK e anos dos pontos de mudança do PETT, respectivamente

Estação	Tipo	Ano Inicial	Estatística MK (Z)				PETT Ponto de mudança (Ano)			
			AMX	P7	P15	P30	AMX	P7	P15	P30
57720000	Fluviométrica	1949	<b>4.77</b>	-	-	-	<b>1991</b>	-	-	-
2041014	Pluviométrica	1949	-	1.51	1.42	<b>2.31</b>	-	1991	1991	<b>1993</b>
57700000	Fluviométrica	1938	<b>2.83</b>	-	-	-	<b>1994</b>	-	-	-
2041005	Pluviométrica	1940	-	0.46	0.48	0.94	-	<b>1997</b>	2002	<b>2000</b>
57740000	Fluviométrica	1938	<b>3.85</b>	-	-	-	<b>1991</b>	-	-	-
2041001	Pluviométrica	1940	-	<b>2.32</b>	<b>2.42</b>	1.10	-	<b>1997</b>	<b>1997</b>	1993
57830000	Fluviométrica	1931	<b>2.45</b>	-	-	-	<b>2001</b>	-	-	-
2141014	Pluviométrica	1937	-	0.11	0.27	-0.34	-	1970	1999	1968
2141016	Pluviométrica	1952	-	1.63	<b>2.13</b>	0.27	-	1996	1978	2008

Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

Percebe-se também que nas três estações fluviométricas em análise (5770, 5772 e 5774), os pontos de mudança das séries temporais AMX analisadas pelo teste PETT são próximos aos pontos de mudança das séries temporais de precipitação das estações pluviométricas localizadas em as mesmas coordenadas (2041005, 2041014 e 2041001). Conclui-se, então, que as precipitações: máxima anual de 7 dias (P7), máxima anual de 15 dias (P15) e máxima anual de 30 dias (P30); são uma fonte expressiva de tendências nas estações fluviométricas 5770, 5772 e 5774 e conseqüentemente na 5783.

#### 4.6.3 Análise da mudança no uso da terra como causa das tendências

Com base no que foi descrito no item 3.7.3, na Tabela 11 pode-se observar um resumo dos dados coletados.

Tabela 11 – Dados de uso da terra, pecuária e população

Anos	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2014
Área colhida (km <sup>2</sup> )		300,45	332,50	164,40	135,84	118,45	60,66	93,35	27,85	69,23
Área da Bacia (%)		0,16	0,18	0,09	0,07	0,06	0,03	0,05	0,02	0,04
Bovinos (unidade)		158422	140122	116665	114129	72746	71525	69156	78402	83191
Bovinos por km <sup>2</sup>		86,90	76,86	64,00	62,60	39,90	39,23	37,93	43,01	45,63
HAB/km <sup>2</sup> *	39,69		44,39				56,96		60,28	
HAB/km <sup>2</sup> **	28,40		35,33				51,02		57,38	

Fonte: Autor

\* Dados apenas dos municípios da bacia analisados

\*\* Dados de todos os municípios dos estados de ES e MG

Observa-se que a densidade populacional dos municípios analisados sempre foi superior à média estadual. Porém, ao longo das décadas de 70, 80, 90 até a atualidade, o crescimento populacional desses municípios foi inferior ao dos respectivos Estados, sendo atualmente é praticamente idêntico. Conclui-se, então, que embora a região tenha uma densidade populacional acima da média, sua evolução foi menor do que em outras regiões, não justificando um ponto de mudança na década de 90, como encontrado na série temporal AMX.

Sobre a atividade agrícola, observou-se que a área colhida reduziu substancialmente ao longo dos anos, passando de 300 km<sup>2</sup> em 1975 (16% da área total da bacia) para 69 km<sup>2</sup> em 2014 (4%). Na pecuária também houve redução no número total de cabeças de gado, passando de 158 mil cabeças em 1975 para 83 mil em 2014. Soma-se a isso a presença do Parque Nacional do Caparaó a montante do posto 5772 (Figura 9). Portanto, não há indícios de que tenha havido aumento na substituição de terras naturais por pastagens e/ou lavouras.

#### 4.6.4 Modelos propostos

Com base na distribuição dos parâmetros das janelas móveis e na investigação da causa das tendências, alguns modelos podem ser propostos para serem utilizados para estimar a vazão de projeto desta estação fluviométrica. Iniciando-se pelo parâmetro de localização, e considerando-se a precipitação pluviométrica como provável causa da tendência verificada, sete modelos de funções são propostos para este parâmetro, nomeadamente:

- L1 - Modelo estacionário: utilizado apenas para fins de comparação, dado o comportamento do parâmetro não seria apropriado considerá-lo como opção;

- L2 - Modelo linear: este modelo suaviza o comportamento das séries temporais após 1988, mas ainda considera incrementos futuros;
- L3 - Modelo baseado na série temporal P30 da estação pluviométrica 2441014;
- L4 - Modelo baseado na série temporal P7 da estação pluviométrica 2041001;
- L5 - Modelo baseado na série temporal P15 da estação pluviométrica 2141016;
- L6 - Modelo baseado na série temporal P15 da estação pluviométrica 2041001;
- L7 - Modelo baseado em janelas móveis: este modelo considera os valores obtidos nas janelas móveis como função.

Para o parâmetro escala, com base nessas informações anteriores e nos resultados de (ŠRAJ et al., 2016), três modelos de função são propostos, a saber:

- E1 - Modelo estacionário: utilizado apenas para fins de comparação, dado o comportamento do parâmetro não seria apropriado considerá-lo como opção;
- E2 - Modelo linear: este modelo sintetiza as variações transformando-a em linha crescente;
- E3 - Modelo baseado em janelas móveis: este modelo considera os valores obtidos nas janelas móveis como função.

Sobre o parâmetro forma, como a inserção de funções nos três parâmetros pode tornar o modelo excessivamente complexo, decidiu-se seguir as recomendações de (SALAS; OBEYSEKERA, 2014; ŠRAJ; BEZAK, 2020) e manter este parâmetro constante.

- F1 - Modelo estacionário: é um modelo válido, além disso, há apenas uma ligeira indicação de tendência.

Com base nas avaliações anteriores, sete modelos são propostos (Tabela 12).

Tabela 12 - Listagem dos modelos propostos, com intervalo de tempo de 1953 a 2014

Modelo	$\mu$	$\alpha$	$\xi$
M1 = L1, E1, F1	constante	constante	constante
M2 = L2, E2, F1	$\mu_0 + \mu_{1,t}$	$\alpha_0 + \alpha_{1,t}$	constante
M3 = L3, E2, F1	$\mu_0 + \mu_{1,P30'}$	$\alpha_0 + \alpha_{1,t}$	constante
M4 = L4, E2, F1	$\mu_0 + \mu_{1,P7''}$	$\alpha_0 + \alpha_{1,t}$	constante
M5 = L5, E2, F1	$\mu_0 + \mu_{1,P15'''}$	$\alpha_0 + \alpha_{1,t}$	constante
M6 = L6, E2, F1	$\mu_0 + \mu_{1,P15''''}$	$\alpha_0 + \alpha_{1,t}$	constante
M7 = L7, E3, F1	$\mu_0 + \mu_{1,\mu t}$	$\alpha_0 + \alpha_{1,\alpha t}$	constante

Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

#### 4.6.5 Determinação da vazão de projeto

A Tabela 13 mostra um ranking dos modelos propostos, a estimação dos parâmetros e a vazão de projeto para um TR de 10 mil anos, onde quanto melhor o ajuste menor o valor do AIC (DO VALE MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016). Todas as séries temporais foram modeladas com a mesma duração (62 anos).

Tabela 13 - Classificação dos modelos propostos, com intervalo de tempo de 1953 a 2014

Modelo	$\mu_0$	$\mu_1$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\xi$	AIC	VP média* (m <sup>3</sup> /s)	VP mínima e máxima* (m <sup>3</sup> /s)	
M1	239.31	-	102.42	-	-0.05	772	988	382	1594
M2	168.73	2.58	4.24	0.01	-0.16	761	961	546	1375
M3	33.61	0.62	4.06	0.01	-0.10	739	820	495	1145
M4	6.44	1.39	4.22	0.01	-0.38	737	536	409	662
M5	4.87	0.94	3.90	0.02	-0.21	736	727	425	1028
M6	9.04	0.94	4.19	0.01	-0.24	742	567	393	740
M7	96.96	0.61	4.10	0.01	-0.11	769	994	520	1468

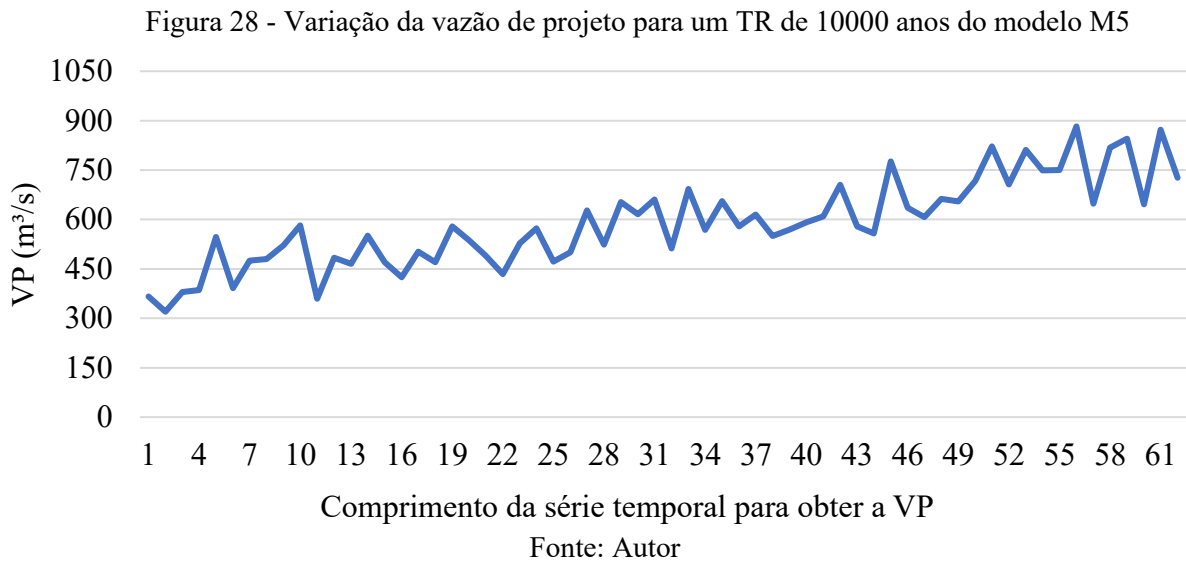
VP = Vazão de projeto

\* Com um intervalo de confiança de 95%

Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

Ainda na Tabela 13, analisando os valores de AIC, embora a diferença tenha sido próxima, observa-se que as séries temporais modeladas a partir dos valores de precipitação apresentaram os melhores ajustes, o que reforça a precipitação como causa das tendências. Porém, observa-se que os valores das vazões de projeto dessas séries temporais apresentam valores bem inferiores aos dos demais modelos, devendo ser analisados com cautela, especialmente no que tange à VP máxima. Ao contrário de um modelo estacionário, os modelos não estacionários possuem níveis de retorno que variam de acordo com os dados analisados.

Portanto, o valor final da vazão de projeto pode ser muito influenciado pelos últimos valores observados em uma série temporal (ŠRAJ; BEZAK, 2020). Isso pode ser confirmado pela Figura 28, ao se analisar o histórico das vazões de projeto do modelo M5, estimado para um TR de 10 mil anos. Observa-se que este varia muito, a depender da quantidade de dados utilizada, podendo chegar a 900 m<sup>3</sup>/s se a série temporal fosse analisada 7 anos antes. Assim, usar apenas o último valor estimado pode ser um erro.



Para suprimir tal viés, é proposto neste estudo usar uma função que descreva os dados das covariáveis ao invés de usar diretamente os dados observados. Funções duplo lineares foram usadas para os modelos M4/M6 e uma função logarítmica de ordem 6 para o modelo M7, para o parâmetro localização. Detalhar como obteve as funções e quais são

Os modelos M3 e M5 foram excluídos, pois suas precipitações foram as séries temporais mais curtas e limitaram a análise a 62 anos. Com os demais modelos, é possível observar 70 anos de dados (o modelo M7 passou a ser o limitador), servindo como uma análise do efeito da variação do comprimento nos resultados.

A Tabela 14 mostra o resultado dos procedimentos. Observa-se que o modelo M1 sofreu alterações tanto no AIC quanto na vazão de projeto. A única causa dessas mudanças é a incorporação de mais dados, mostrando a importância de analisar séries temporais de durações idênticas quando o objetivo é realizar uma classificação. O segundo ponto que pode ser observado é a homogeneidade das vazões obtidas. Como uma função foi aplicada e os parâmetros das covariáveis não foram usados diretamente, os valores das vazões tornaram-se mais consistentes entre si.

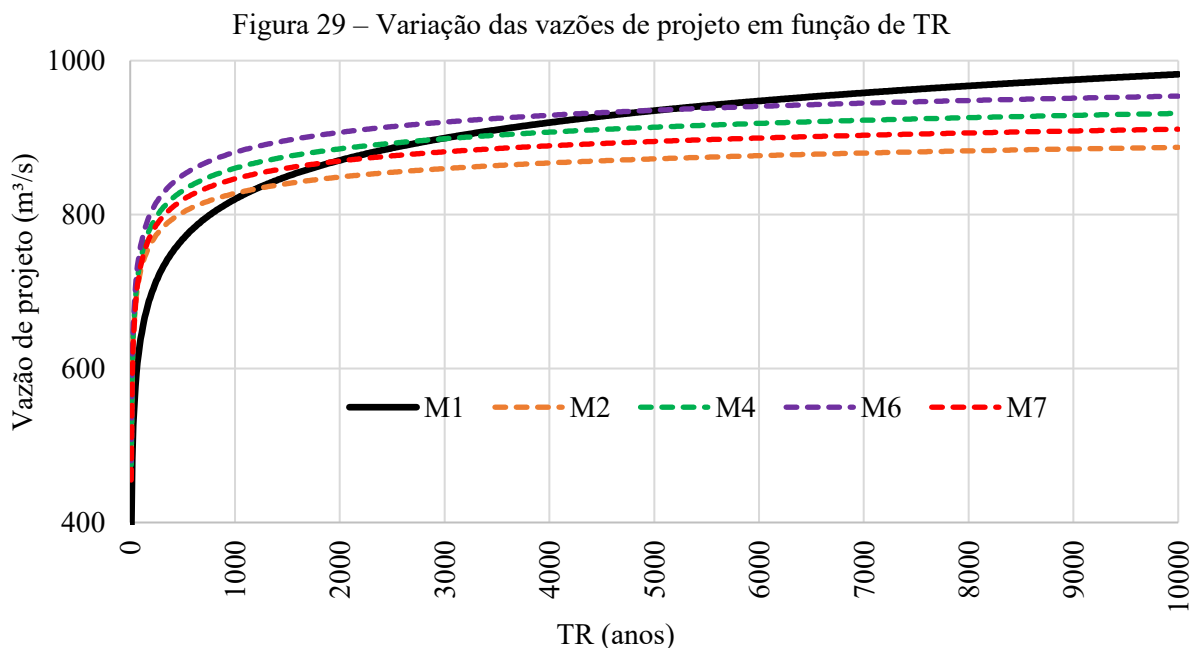
Tabela 14 - Ranking dos modelos ajustados, com intervalo de tempo de 1945 a 2014

Modelos	AIC	VP média* (m <sup>3</sup> /s)	VP mínima e máxima* (m <sup>3</sup> /s)	Amplitude
M1	863	982	433 - 1530	1097
M2	851	887	624 - 1150	526
M4	855	931	641 - 1221	580
M6	854	953	635 - 1272	637
M7	858	910	638 - 1184	546

Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

Analisando comparativamente os modelos (Tabela 13 e Tabela 14), conclui-se que os modelos que utilizam covariáveis físicas são mais adequados, pois possuem um bom ajuste junto com baixas amplitudes nos intervalos de confiança, corroborando os resultados de outros estudos (ŠRAJ; BEZAK, 2020; YAN et al., 2019).

Observa-se também, que o modelo estacionário M1 foi o que apresentou a maior vazão de projeto, sendo, portanto, o modelo mais conservador, diferentemente dos resultados de outros estudos (CARVAJAL-SERNA; GRAJALES-CARDONA, 2019; SERINALDI; KILSBY, 2015; ŠRAJ et al., 2016; WILCOX et al., 2018). No entanto, essa comparação deve considerar também o TR utilizado. Como pode ser visto na Figura 29, há uma inversão no valor da vazão de projeto mais conservadora aproximadamente no TR de 1000 anos.



Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

Este comportamento também foi observado em outro estudo com séries temporais de precipitação (DO VALE MOREIRA; NAGHETTINI; ELEUTÉRIO, 2016), onde após um determinado TR, o modelo estacionário se tornou o mais conservador, o que não significa que seja um comportamento padrão.

Sobre o risco hidrológico da barragem PCH PG localizada a jusante da estação fluviométrica 5783 (SNIRH, 2020), sabe-se que o vertedouro da PCH PG está projetado para uma vazão de projeto de 1013 m³/s. A área de drenagem da estação de fluviométrica 5783 é de 2720.00 km² (SNIRH, 2020) e a área de drenagem do vertedouro é de 3220.00 km² (SNIRH, 2020). Portanto, faz-se necessário realizar uma interpolação linear nas áreas de drenagem. Executando a interpolação linear, temos um fator de aproximadamente 1.18. Aplicando este

fator nas vazões de projeto e considerando seu valor médio, os resultados da análise são mostrados na Tabela 15.

Tabela 15 - Avaliação de risco de PCH PG para um TR = 1000 anos

Modelos Ajustados	AEP atual (%)	Estimativa da VP média* (m <sup>3</sup> /s)	Fator Segurança
M1	0.06	968	1.05
M2	0.04	976	1.04
M4	0.11	1015	0.99
M6	0.17	1040	0.97
M7	0.07	998	1.01

Fonte: Isensee, Pinheiro e Detzel (2021)

De acordo com (ANA, 2008), o TR usado para a PCH PG é 1000 anos (AEP padrão = 0.10%). Analisando a Tabela 15, os modelos apresentam alteração no AEP desta barragem. Nos modelos M4 e M6 existe um comprometimento da segurança, nos demais isso não ocorreu. No entanto, esses dados precisam ser avaliados em conjunto com o fator de segurança (FS) utilizado no projeto, que neste estudo sempre apresentou valores abaixo de 1.05 e com outros parâmetros de segurança, como a borda livre.

#### 4.7 ESTUDO DE CASO NO RIO CHAPECÓ, SANTA CATARINA, ESTAÇÃO DE FLUVIOMÉTRICA 73600000

Este estudo de caso tem o objetivo de avaliar a influência do ano hidrológico, do parâmetro forma e da influência do comprimento de registro na determinação da VP. Inicia-se os resultados deste estudo de caso pelas estatísticas descritivas das séries temporais de máximos diários anuais para diversos anos hidrológicos (Tabela 16).

Tabela 16 – Estatísticas descritivas para cada ano hidrológico

Início da série	Fim da série	Média (m <sup>3</sup> /s)	Desvio (m <sup>3</sup> /s)	Assimetria	Maior (m <sup>3</sup> /s)	Menor (m <sup>3</sup> /s)
janeiro-1958	dezembro-2019	497	328	3.34	2328	132
fevereiro-1958	janeiro-2020	498	328	3.34	2328	99
março-1958	fevereiro-2020	496	330	3.31	2328	99
abril-1958	março-2020	500	328	3.34	2328	99
maio-1958	abril-2020	506	324	3.42	2328	99
junho-1958	maio-2020	527	334	3.09	2328	99
julho-1957	junho-2019	534	333	3.07	2328	133
agosto-1957	julho-2019	516	321	3.46	2328	133
setembro-1957	agosto-2019	508	323	3.47	2328	186
outubro-1957	setembro-2019	499	332	3.24	2328	156
novembro-1957	outubro-2019	491	332	3.30	2328	156
dezembro-1957	novembro-2019	494	331	3.30	2328	140

Fonte: Autor

Observa-se que há variações entre cada série temporal, mas todas apresentam elevado desvio padrão e coeficiente de assimetria positivo, ou seja, valores extremos são mais prováveis.

#### 4.7.1 Avaliação da não estacionariedade das séries temporais

As vazões da estação fluviométrica 7360 possuem tendências crescentes significativas detectadas pelo MK. Além disso possui um ponto de mudança significativo detectado pelo PETT. Pela Tabela 17, observa-se que a tendência crescente e os pontos de mudança estão presentes em todas as séries temporais de máximos diários anuais geradas, sendo maiores ao considerar o ano iniciando em setembro e menores iniciando em abril. O ano correspondendo ao ponto de mudança possui variações, mas com predomínio para o início da década de 70.

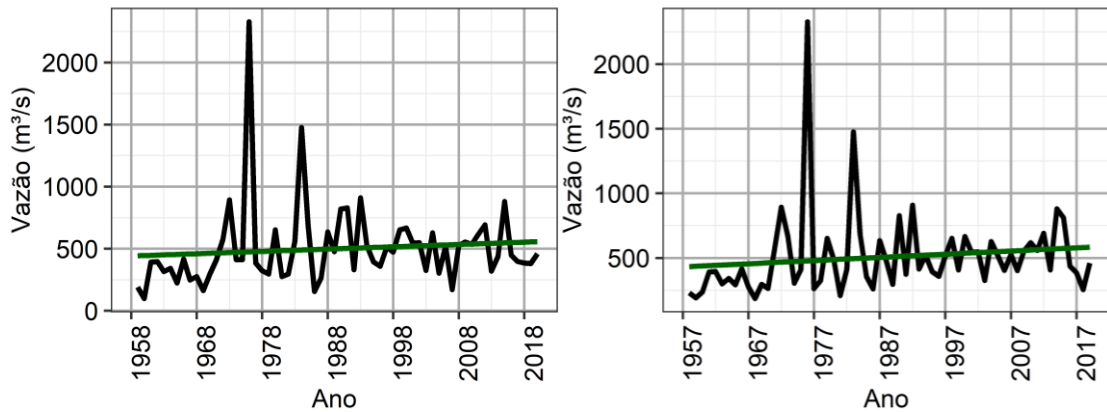
Tabela 17 - Variação da tendência devido a seleção dos dados

Início da Série	Fim da Série	MK Estatística Z	P-valor	PETT Ponto de mudança	P-valor
janeiro-1958	dezembro-2019	2.369	0.018	1971	0.020
fevereiro-1958	janeiro-2020	2.466	0.014	1971	0.017
março-1958	fevereiro-2020	2.600	0.009	1971	0.011
<b>abril-1958</b>	<b>março-2020</b>	<b>2.321</b>	<b>0.020</b>	<b>1971</b>	<b>0.018</b>
maio-1958	abril-2020	2.588	0.010	1982	0.011
junho-1958	maio-2020	2.478	0.013	1982	0.005
julho-1957	junho-2019	2.430	0.015	1970	0.014
agosto-1957	julho-2019	2.819	0.005	1972	0.017
<b>setembro-1957</b>	<b>agosto-2019</b>	<b>3.074</b>	<b>0.002</b>	<b>1970</b>	<b>0.006</b>
outubro-1957	setembro-2019	2.806	0.005	1970	0.014
novembro-1957	outubro-2019	2.497	0.013	1970	0.017
dezembro-1957	novembro-2019	2.478	0.013	1970	0.011

Fonte: Autor

Com base nestes resultados, pode-se caracterizar as séries temporais geradas por essa estação fluviométrica como não estacionárias. Observa-se também que o ano hidrológico que apresentou a maior tendência foi o setembro-agosto, justamente o ano que apresentou maior assimetria. Alguns estudos na mesma bacia hidrográfica determinaram que o ano hidrológico que gerava a maior ocorrência de chuvas máximas anuais é o ano julho-junho (BACK et al., 2019). Isso indica que precipitação e vazão podem não ter uma correspondência exata. Portanto, a seleção do ano hidrológico para estimativa de máximos deve ser selecionada com cuidado. Para não tornar as análises repetitivas, optou-se por utilizar apenas duas séries temporais de máximos diários anuais (MDA). Uma correspondente ao início em abril (MDA4) e outra em setembro (MDA9), visando abranger os dois extremos das tendências. As séries MDA4 e MDA9 podem ser vistas na Figura 30A e na Figura 30B, respectivamente.

Figura 30 - Séries temporais de máximos diários anuais: A) MDA4 e B) MDA9

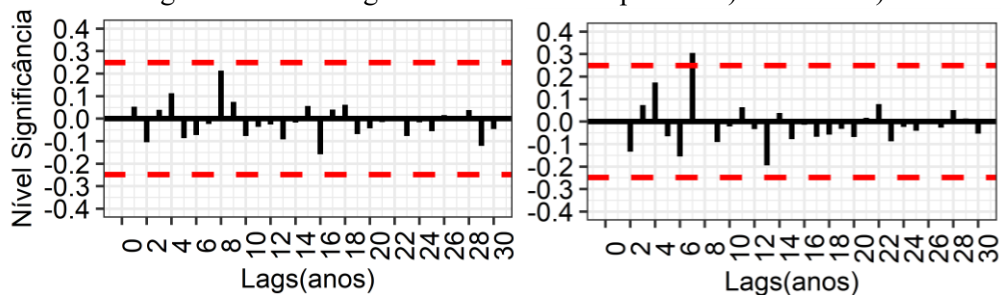


Fonte: Autor

#### 4.7.2 Avaliação da persistência/autocorrelação

A próxima análise diz respeito a verificação da presença de persistência nas séries temporais selecionadas. Pelos gráficos da autocorrelação das MDA4 e MDA9 (Figura 31A e Figura 31B), percebe-se que há apenas uma possível autocorrelação significativa no lag 7 da MDA9, indicando persistência fraca.

Figura 31 - Correlogramas das séries temporais: A) MDA4 e B) MDA9



Fonte: Autor

O expoente de Hurst, das séries temporais MDA4 e MDA9 apresentou os valores de  $H$  de 0.55 e 0.56, respectivamente. Embora o valor neutro deste expoente seja 0.5 (WERON; PRZYBYŁOWICZ, 2000), valores mais comuns são acima de 0.55 (KOSCIELNY-BUNDE et al., 2006). Portanto esses valores indicam apenas fraca persistência de longo prazo. Analisando o conjunto dos dados, pode-se concluir que a persistência de curto ou longo prazo está pouco presente nestas séries temporais, podendo considerar os seus dados como relativamente independentes.

### 4.7.3 Testes de aderência

Antes de realizar as análises das distribuições, optou-se por realizar os testes de aderência visando avaliar a aplicabilidade das distribuições propostas as séries temporais geradas. Os resultados são apresentados na Tabela 18.

Tabela 18 - P-valores dos testes de aderência para as distribuições GEV e Gumbel

Série Temporal	Testes	Gumbel	GEV
MDA4	PPCC-Filliben	0.0018	$2.2 \times 10^{-15}$
	Kolmogorov-Smirnov	0.8257	0.9636
	Anderson-Darling	0.1640	0.4491
MDA9	PPCC-Filliben	0.0011	$2.2 \times 10^{-15}$
	Kolmogorov-Smirnov	0.8704	0.9311
	Anderson-Darling	0.1324	0.7397

Fonte: Autor

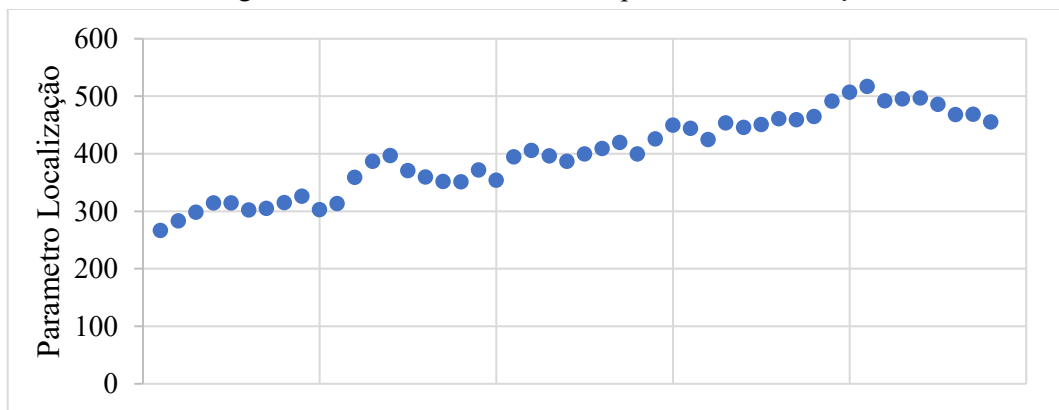
Os p-valores representam a probabilidade de rejeitar ou aceitar a hipótese nula, sendo, neste caso, a hipótese nula a aderência entre as séries temporais. Portanto, p-valores menores do que 0.05 são indícios de que o teste resultou em séries temporais significativamente não aderentes. Pelo teste PPCC-Filliben, nenhuma das distribuições se adequa as séries temporais originais. No entanto, pelos testes K-S e A-D, as distribuições podem ser consideradas aderentes. Considerando que o teste A-D pode ser considerado o mais severo dos três (DE ALCÂNTARA et al., 2019), sendo recomendado para caudas pesadas, entende-se que ambas as distribuições podem ser consideradas aderentes, especialmente a distribuição GEV, que apresentou melhores valores. Com base no valor de assimetria e da própria plotagem da série temporal, seria possível supor que a GEV apresenta valores mais consistentes, por demandar um parâmetro forma diferente de zero.

### 4.7.4 Distribuições de probabilidades e estimação dos parâmetros

Antes de aplicar as distribuições, especialmente as considerações não estacionárias, aplicou-se a técnica das janelas deslizantes visando identificar o comportamento de cada parâmetro ao longo do tempo. Optou-se por exibir apenas o comportamento da MDA9 nas próximas análises, pois o comportamento de ambas as séries temporais é semelhante, interessando apenas as análises finais.

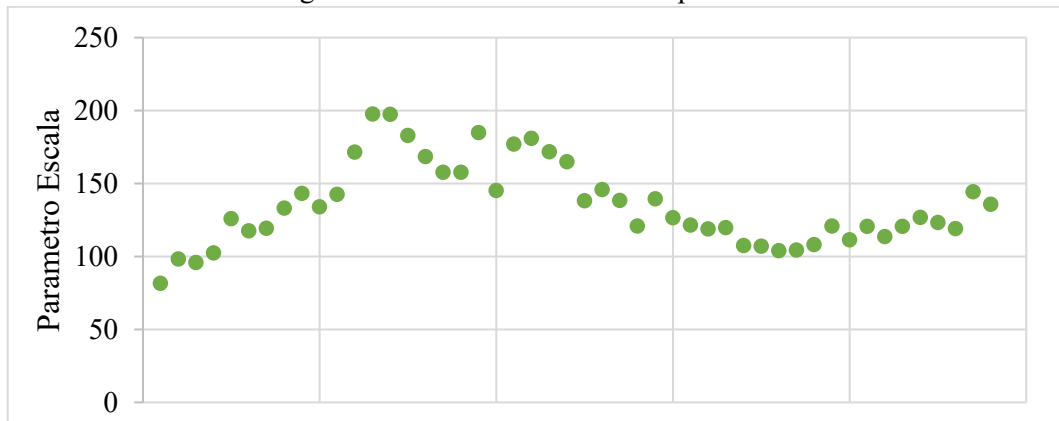
Pela Figura 32, percebe-se que o parâmetro localização apresenta uma variação crescente, visualmente linear, indicando aumento nas médias das vazões ao longo do tempo. A Figura 33, ilustrando o parâmetro escala, indica uma elevação na dispersão dos dados, relacionado a variância. Essa dispersão é maior nas janelas que incorporam os anos de 1975 e 1983, onde houve expressivas variações nos valores observados. Mas, com exceção destes anos, percebe-se pouca variação neste parâmetro, indicando que visualmente este pode ser modelado como linear ou constante. Por fim, a variação do parâmetro forma, ilustrado pela Figura 34, apresenta variação similar ao parâmetro escala, sendo também bastante afetado pelos dados de 1975 e 1983.

Figura 32 – Janelas deslizantes do parâmetro localização



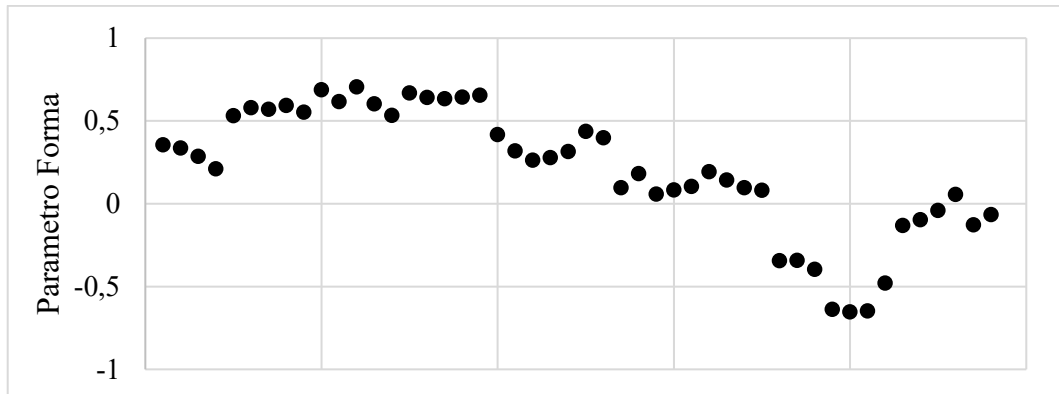
Fonte: Autor

Figura 33 - Janelas deslizantes do parâmetro escala



Fonte: Autor

Figura 34 - Janelas deslizantes do parâmetro forma



Fonte: Autor

Concluído as análises das janelas, quatro modelos podem ser propostos para realizar as análises não estacionárias. Conforme Tabela 19, propõe-se um modelo Gumbel estacionário, chamado M1; um modelo GEV estacionário, chamado M2; dois modelos GEV não estacionários, nos quais foi aplicado uma função linear apenas no parâmetro localização (M3) e outro aplicado uma função linear em ambos os parâmetros, localização e escala (M4).

Tabela 19 – Modelos distributivos propostos

Modelo	Distribuição	$\mu$	$\alpha$	$\xi$
M1	Gumbel	Constante	Constante	-
M2	GEV	Constante	Constante	Constante
M3	GEV	Linear	Constante	Constante
M4	GEV	Linear	Linear	Constante

Fonte: Autor

Com base nos modelos propostos, utilizando o MLE para inferir os parâmetros e o critério AIC para avaliar o ajuste, obtém-se a estimativa dos parâmetros com um intervalo de confiança de 95% (Tabela 20).

Tabela 20 – Estimativa e avaliação dos parâmetros de cada modelo proposto

Modelos	Estimativa dos parâmetros com intervalo de confiança de 95%					AIC
	$\mu_0$	$\mu_1$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\xi$	
M1	393.6 [348.4 - 438.8]	-	174.4 [138.6 - 210.3]	-	-	849
M2	369.3 [326.7 - 411.8]	-	149.5 [114.7 - 184.3]	-	0.259 [0.043 - 0.474]	841
M3	299.9 [245.9 - 353.9]	2.51 [1.05 - 3.96]	136.7 [105.4 - 168.0]	-	0.256 [0.060 - 0.452]	832
M4	253.4 [194.9 - 311.8]	3.97 [1.98 - 5.96]	4.471 [3.983 - 4.958]	0.01 [0.00 - 0.02]	0.308 [0.102 - 0.513]	830

Fonte: Autor

Observa-se que, pela avaliação do critério AIC, os modelos não lineares apresentaram melhor ajuste as séries temporais. O modelo M4 apresentou o melhor ajuste, comportamento similar foi obtido por Chan et al. (2020) em outras estações fluviométricas brasileiras. O parametro forma ficou bastante elevado em todos os modelos, reforçando o comportamento de cauda pesada, possuindo a maior dispersão de dados no modelo M4.

#### 4.7.5 Vazão de projeto na estação 7360

Com os modelos definidos e os parâmetros estimados, pode-se estimar a vazão de projeto do trecho abrangido pela estação fluviométrica 7360, relativo a serie temporal MDA9. Optou-se por exibir vazões de projeto para alguns TR's mais utilizados em projetos (Tabela 21). Observa-se que o modelo M1 (Gumbel) apresenta valores sempre inferiores aos demais. A vazão máxima diária anual registrada nesta série temporal foi 2328 m<sup>3</sup>/s em 1975 e 1474 m<sup>3</sup>/s em 1983. Portanto, percebe-se que o modelo M1 gera insegurança, não sendo adequado para aplicar nesta série temporal. Em função dos resultados anteriores (assimetria positiva, teste A-D e parâmetro forma positivo), já era esperado que os modelos com a distribuição GEV apresentassem valores mais coerentes do que o modelo Gumbel. A distribuição GEV é mais indicada para causa pesadas (DE ALCÂNTARA et al., 2019).

Tabela 21 – Estimativa das vazões por TR e por modelo da série temporal MDA9

Modelos	Estimativa Vazão de projeto média (m <sup>3</sup> /s) para cada TR			
	100 anos	500 anos	1000 anos	10000 anos
M1	1196	1477	1598	2000
M2	1690	2674	3240	6046
M3	1654	2540	3049	5559
M4	2414	4039	5027	10325

Fonte: Autor

Em relação aos demais modelos, observa-se que o modelo estacionário (M2) é mais conservador do que o modelo não estacionário (M3). A diferença entre eles cresce conforme o TR analisado. Embora não seja possível afirmar qual o modelo mais adequado, pelo critério da informação AIC o modelo M4 possui melhor ajuste. Porém o modelo M4 é o mais conservador de todos, chegando a apresentar o dobro da vazão no TR de 10 mil anos. Esse comportamento reflete diretamente os valores do parâmetro forma obtidos na Tabela 20.

Conforme (FRANÇOIS et al., 2019), para estimativas que superem 3 vezes o tamanho da série temporal os resultados devem ser analisados com cautela. Embora modelos não estacionários podem possuir melhores ajustes, eles também podem produzir maiores incertezas (SERINALDI; KILSBY, 2015). O modelo M4, apesar de apresentar o melhor ajuste pelo AIC, foi o que apresentou também a maior amplitude de resultados, caracterizando assim uma maior incerteza. Porém, considerando os valores das vazões máximas registradas nos anos de 1975 e 1983, pode-se presumir que este é o mais adequado para esta série temporal, pelo menos para TR's até 150 anos. Ressalta-se que, para elevados TR's, outros estudos complementares devem ser realizados para comprovar os resultados estatísticos. Como modelos que utilizem covariáveis físicas (ŠRAJ; BEZAK, 2020), ou modelos que utilizem a máxima vazão provável (FELDER et al., 2019; FRANÇOIS et al., 2019).

#### 4.7.6 Vazão de Projeto do vertedouro da PCH Ludesa

Para estimar a vazão de projeto no vertedouro da PCH Ludesa e comparar com a vazão dimensionada no projeto, foi necessário ajustar as áreas de drenagem. Este procedimento foi feito através do ajuste linear entre as áreas de drenagem da barragem e da estação fluviométrica 7360. A proporção entre elas é de 1.29.

Para comparar a vazão de projeto existente do vertedouro com a vazão teórica estimada, utilizou-se as séries temporais MDA4 e MDA9. Além disso, em função dos resultados anteriores, optou-se por incluir algumas modificações da série temporal MDA9. Uma sem os valores de 1975, simulando uma situação em que aquele pico de 2300 m<sup>3</sup>/s ainda não ocorreu, nomeada MDA9-Sem-75 e outra simulando uma série temporal mais curta, com 40 anos de dados, nomeada MDA9-40. Os resultados, para os quatro modelos propostos podem ser observados na Tabela 22.

Tabela 22 – Estimativa das vazões de projeto da PCH Ludesa para o TR de 1000 anos

Modelos	Estimativa da Vazão de projeto média (m <sup>3</sup> /s) para cada série temporal			
	MDA4	MDA9	MDA9-Sem-75	MDA9-40
M1	2163	2061	1858	1954
M2	3239	<b>4180</b>	2586	2388
M3	3402	<b>3933</b>	2562	2521
M4	3572	<b>6487</b>	3878	1998

Fonte: Autor

Observa-se que, as séries temporais MDA4 e MDA9 apresentam divergência de resultados, lembrando que são séries temporais oriundas dos mesmos dados, apenas variando o mês inicial de coleta. Observa-se também que as séries temporais que refletem dados incompletos (MDA9-Sem-75) ou curtos (MDA9-40), minimizam muito a vazão de projeto para um TR de 1000 anos. Por exemplo, se a cheia de 1975 não tivesse ocorrido, pelos dados da série temporal MDA9-Sem-75 no modelo M4, ela seria prevista apenas em um TR de aproximadamente 500 anos, porém ocorreu em uma série temporal de 62 anos.

Avaliando os dados em conjunto com a vazão de projeto real do vertedouro, que é de 3550 m<sup>3</sup>/s, nota-se que na série temporal MDA9, nos modelos M2, M3 e M4, pode-se afirmar que a AEP atual deste vertedouro, considerando o modelo M4, é de 0.67% em cada ano, sendo que a AEP deveria ser de 0.1% em cada ano, indicando que há uma elevação no risco hidrológico deste vertedouro. Vale lembrar que outros fatores de segurança não foram considerados nesta estimativa, como majorações e borda livre. Portanto a probabilidade de excedência anual pode ser na verdade ainda maior.

## 5 CONCLUSÃO

Este estudo analisou dados de 108 séries temporais de vazões máximas (AMX) e mínimas (AMI) diárias anuais, provindas de estações fluviométricas localizadas em diversos pontos do território brasileiro. Privilegiou-se a utilização das séries temporais mais longas e contínuas disponíveis. Além disso, realizou-se dois estudos de caso, um na região sudeste e outro na região Sul.

Este estudo visou primeiramente avaliar a estacionariedade das séries temporais de vazões extremas dos rios brasileiros. Concluiu-se que: diversas series temporais podem ser consideradas não estacionárias, possuindo tendências monotônicas e pontos de mudança significativos. Embora a persistência esteja aumentando o número de séries temporais com tendências significativas, mesmo após a remoção desta no mínimo 15% das séries temporais analisadas podem ser consideradas não estacionárias.

A análise da influência do comprimento de registro na análise de tendências monotônicas das séries temporais de vazões extremas mostrou que ao variar o comprimento das séries temporais, houve um expressivo aumento nas tendências significativas, principalmente nas séries temporais de máximos. Portanto, o comprimento das séries é um fator decisivo em qualquer análise de tendências. Isso também reforça a importância da manutenção das estações fluviométricas em operação, pois utilizar apenas séries temporais relativamente curtas pode encobrir mudanças de longo prazo e dificultar a gestão desses recursos.

Propôs-se também avaliar a presença da persistência e sua influência na análise de tendências monotônicas das séries temporais de vazões extremas. Observou-se que a persistência de longo prazo está fortemente presente, pois todas as técnicas empregadas identificaram sua presença. Já sobre a presença da persistência de curto prazo, percebe-se que ela está presente junto com a persistência de longo prazo, porém não é possível afirmar se ela está presente de maneira isolada, pois as técnicas empregadas divergem sobre isso. Além disso, percebeu-se que as vazões mínimas são mais influenciadas pela persistência do que as máximas.

Um dos objetivos deste estudo foi avaliar comportamento do risco hidrológico das barragens brasileiras existentes devido a não estacionariedade das séries temporais de vazões máximas diárias anuais. Constatou-se que na maioria dos rios analisados (62), a vazão de projeto (VP) e o probabilidade de excedência anual (AEP) aumentaram, comparando os períodos 1954–1984 e 1954–2014. Portanto, qualquer barragem nesses rios, construída antes de 1984, apresenta um risco maior de ruptura. Como esses rios estão em várias regiões

brasileiras, esse resultado pode ser extrapolado para qualquer uma das mais de 280 barragens construídas antes de 1984 (SNISB, 2019).

Uma das justificativas para este trabalho foram as tendências crescentes identificadas. Notou-se que, uma tendência de aumento estatisticamente significativa não representa necessariamente um aumento do risco, assim como tendências decrescentes não garantem o aumento da segurança. O que influencia significativamente algumas séries temporais é o comportamento da cauda, representado pelo parâmetro de forma. Considerando que a estimativa deste parâmetro não leva em consideração a linha do tempo dos dados observados, seu uso indiscriminado, ou sua não estimativa, pode levar a dimensionamentos equivocados.

Em relação a outro objetivo proposto neste trabalho, que foi investigar os melhores procedimentos para determinar a vazão de projeto em um ambiente não estacionário, observou-se que os modelos que consideram covariáveis físicas são mais confiáveis que os demais. Portanto, o processo de estimar uma VP em um contexto não estacionário deve incluir a busca pelas causas das tendências, a fim de modelar corretamente as distribuições.

Observou-se também que o uso de modelos estacionários indiscriminadamente pode resultar em valores conservadores ou contra a segurança, dependendo do TR utilizado. Para tempos de recorrência curtos, os modelos estacionários tendem a subestimar a VP, enquanto para tempos de recorrência longos ocorre o contrário. Portanto, não há solução que seja sempre mais conservadora. Cada caso deve ser avaliado individualmente.

Com base no conjunto de resultados, pode-se concluir que diversas séries temporais extremas de vazões em rios brasileiros são não estacionárias e com persistência de longo prazo presente. Portanto, qualquer projeto de estrutura hidráulica deve levar esse fator em consideração. Além disso, este estudo demonstra que cada faixa de latitude possui um comportamento diferente, tanto nas séries temporais completas quanto em séries temporais parciais. Sendo assim, o comprimento de registro e a localização das séries temporais são fatores importantes na análise de tendências e suas implicações.

Conclui-se também que embora o uso de modelos não estacionários seja importante, é ainda mais importante reavaliar o risco hidrológico de barragens e outras estruturas hidráulicas considerando novas observações das séries temporais. Percebeu-se que, para garantir o nível de segurança original destas estruturas, talvez sejam necessárias a adoção de medidas estruturais e/ou não estruturais, além de contínuo investimento de monitoramento.

Com o fim deste trabalho, sugere-se algumas recomendações para estudos futuros:

- Avaliação da vazão de projeto e da AEP utilizando o conceito de vida útil do projeto;

- Estimativa da vazão de projeto e da AEP levando em conta a máxima precipitação provável como limite superior para o modelo;
- Avaliação espacial e por significância de campo do parâmetro forma das séries temporais;
- Comparação da estacionariedade, persistência, e risco hidrológico ao utilizar séries temporais construídas via picos acima do limite.

## REFERENCIAS

ABREU, Marcel Carvalho; CECÍLIO, Roberto Avelino; PRUSKI, Fernando Falco; SANTOS, Gérson Rodrigues Dos; ALMEIDA, Laura Thebit De; ZANETTI, Sidney Sara. Critérios para Escolha de Distribuições de Probabilidades em Estudos de Eventos Extremos de Precipitação. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 33, n. 4, p. 601–613, 2018. DOI: 10.1590/0102-7786334004. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-77862018000400601&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-77862018000400601&tlng=pt).

ALVES, Bruno; SOUZA FILHO, Francisco De Assis De; SILVEIRA, Cleiton. Análise de Tendências e Padrões de Variação das Séries Históricas de Vazões do Operador Nacional do Sistema (ONS). **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 18, n. 4, p. 19–34, 2013. DOI: 10.21168/rbrh.v18n4.p19-34. Disponível em: <http://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=1&ID=154&SUMARIO=2255>.

AMORIM, Jhones Da Silva; JUNQUEIRA, Rubens; MANTOVANI, Vanessa Alves; VIOLA, Marcelo Ribeiro; MELLO, Carlos Rogério De; BENTO, Nicole Lopes. Streamflow regionalization for the Mortes River Basin upstream from the Funil Hydropower Plant, MG. **Ambiente e Agua - An Interdisciplinary Journal of Applied Science**, v. 15, n. 3, p. 1, 2020. DOI: 10.4136/ambi-agua.2495. Disponível em: [https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1980-993X2020000300303&lng=en&nrm=iso&tlng=en](https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1980-993X2020000300303&lng=en&nrm=iso&tlng=en).

AMORIM, Rômulo Magalhães; ALBARICI, Fabio Luiz; DEL PINO, Miguel Angel Isaac Toledo. Mapa Digital do Escoamento Superficial por meio de Imagens de Sensor Remoto na sub-bacia do Rio Moji Guaçu-MG (Digital Map of Runoff through Remote Sensor Images in the Hydrographic Basin of the Rio Moji Guaçu-MG). **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 9, n. 3, p. 881, 2016. DOI: 10.26848/rbgf.v9.3.p881-896.

ANA. **Nota Técnica nº 399/2008/GEREG/SOF-ANA**. 2008. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento. Disponível em: [http://portall.snirh.gov.br/arquivos/drdh/NT\\_PCH\\_Nova\\_Franca\\_Amaral.pdf](http://portall.snirh.gov.br/arquivos/drdh/NT_PCH_Nova_Franca_Amaral.pdf). Acesso em: 21 jan. 2021.

ANA. **RESOLUÇÃO Nº271, DE 27 DE ABRIL DE 2009**. 2009. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento. Disponível em: <https://arquivos.ana.gov.br/resolucoes/2009/271-2009.pdf>. Acesso em: 21 jan. 2021.

ANA. **Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil: regiões hidrográficas brasileiras**. 2015. Brasília, DF: Agência Nacional de Águas e Saneamento. Disponível em: <http://www3.snirh.gov.br/portall/snirh/centrais-de-conteudos/conjuntura-dos-recursos-hidricos/regioeshidrograficas2014.pdf/view>. Acesso em: 21 jan. 2021.

ARNELL, NIGEL; CHUNZHEN, LIU. **Hydrology and Water Resources**. 2018. IPCC. Disponível em: <https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/wg2TARchap4.pdf>. Acesso em: 3 jan. 2021.

ASHRAF, Fahmidah U.; FLINT, Madeleine M. Analysis of Peak Flow Distribution for Bridge Collapse Sites. **Water**, v. 12, n. 1, p. 52, 2019. DOI: 10.3390/w12010052. Disponível em: <https://www.mdpi.com/2073-4441/12/1/52>.

BACK, Álvaro José. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 36, n. 5, p. 717–726, 2001. DOI: 10.1590/S0100-204X2001000500001. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0100-204X2001000500001&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2001000500001&lng=pt&tlng=pt).

BACK, Álvaro José. Análise de frequência de vazões máximas para projetos de drenagem. **Revista Técnico-Científica de Engenharia Civil Unesc**, v. 1, n. 2, p. 1–14, 2018.

BACK, Álvaro José; CADORIN, Sabrina Baesso. Chuvas extremas e equações intensidade-duração-frequência para o estado do Acre. **Revista Brasileira de Ciências Ambientais (Online)**, v. 55, n. 2, p. 159–170, 2020. DOI: 10.5327/Z2176-947820200597. Disponível em: [http://rbciamb.com.br/index.php/Publicacoes\\_RBCIAMB/article/view/597](http://rbciamb.com.br/index.php/Publicacoes_RBCIAMB/article/view/597).

BACK, Álvaro José; WILDNER, Leandro do Prado; GARCEZ, Juliano Gonçalves. Análise de chuvas intensas visando ao dimensionamento de estruturas de conservação do solo para a região de Chapecó, Santa Catarina. **Agropecuária Catarinense**, v. 32, n. 3, p. 95–100, 2019. DOI: 10.22491/RAC.2019.v32n3.14. Disponível em: <http://publicacoes.epagri.sc.gov.br/index.php/RAC/article/view/496/457>.

BAPTISTA, G. C. Z.; SEVERO, D. L. Variabilidade espacial e temporal da precipitação de Santa Catarina. **Geosul**, v. 33, n. 68, p. 184-200, 2018. DOI: 10.5007/2177-5230.2018v33n68p184. Disponível em: <https://periodicos.ufsc.br/index.php/geosul/article/view/2177-5230.2018v33n68p184>

BARTIKO, Daniel; DE OLIVEIRA, Debora Yumi; BONUMÁ, Nadia Bernardi; CHAFFE, Pedro Luiz Borges. Spatial and seasonal patterns of flood change across Brazil. **Hydrological Sciences Journal**, v. 64, n. 9, p. 1071–1079, 2019. DOI: 10.1080/02626667.2019.1619081. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/02626667.2019.1619081>.

BARTIKO, Daniel; CHAFFE, Pedro Luiz Borges; BONUMÁ, Nadia Bernardi. Nonstationarity in maximum annual daily streamflow series from Southern Brazil. **RBRH**, v. 22, 2017. DOI: 10.1590/2318-0331.0217170054. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2318-03312017000100242&lng=en&tlng=en](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2318-03312017000100242&lng=en&tlng=en).

BELLABAS, Charifi Salima; BENMAMAR, Saadia; DEHNI, Abdellatif. Study and analysis of the streamflow decline in North Algeria. **Journal of Applied Water Engineering and Research**, p. 1–25, 2020. DOI: 10.1080/23249676.2020.1831974. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/23249676.2020.1831974>.

BERTOLA, Miriam; VIGLIONE, Alberto; BLÖSCHL, Günter. Informed attribution of flood changes to decadal variation of atmospheric, catchment and river drivers in Upper Austria. **Journal of Hydrology**, v. 577, p. 123919, 2019. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2019.123919. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169419306390>.

BHAGAT, Nirman. Flood Frequency Analysis Using Gumbel&apos;s Distribution Method: A Case Study of Lower Mahi Basin, India. **Journal of Water Resources and Ocean Science**, v. 6, n. 4, p. 51, 2017. DOI: 10.11648/j.wros.20170604.11. Disponível em: <http://www.sciencepublishinggroup.com/journal/paperinfo?journalid=166&doi=10.11648/j.wros.20170604.11>.

BORCHERS, Hans W. **Package “pracma”**. 2019. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/pracma/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

BOSKOVIC, A. B. Brumadinho: indenizações acidentárias e a inaplicabilidade do teto fixado pelo art. 223-g da clt para os danos extrapatrimoniais. **Revista eletrônica [do] Tribunal Regional do Trabalho da 9ª Região**, v. 8, n. 76, p. 124–133, 2019.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. 4th Editio ed. Wiley: Oxford, 2008.

BRASIL. Lei nº 14.066, de 30 de setembro de 2020. 2020. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2019-2022/2020/lei/L14066.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2020/lei/L14066.htm). Acesso em: 1 abr. 2021.

CAPOZZOLI, C. R.; CARDOSO, A. O.; FERRAZ, S. E. T. Padrões de Variabilidade de Vazão de Rios nas Principais Bacias Brasileiras e Associação com Índices Climáticos. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 32, n. 2, p. 243-254, 2017. DOI: 10.1590/0102-77863220006. Disponível em: [https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0102-77862017000200243&script=sci\\_abstract&lng=pt](https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0102-77862017000200243&script=sci_abstract&lng=pt)

CARNEY, Matthew C. Bias Correction to GEV Shape Parameters Used to Predict Precipitation Extremes. **Journal of Hydrologic Engineering**, v. 21, n. 10, p. 04016035, 2016. DOI: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0001416. Disponível em: <http://ascelibrary.org/doi/10.1061/%28ASCE%29HE.1943-5584.0001416>.

CARVAJAL-SERNA, Luis Fernando; GRAJALES-CARDONA, Daniela. Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia no estacionarias para la cuenca del río Medellín. **DYNA**, v. 86, n. 208, p. 321–328, 2019. DOI: 10.15446/dyna.v86n208.69300. Disponível em: <https://revistas.unal.edu.co/index.php/dyna/article/view/69300>.

CASSALHO, Felício; BESKOW, Samuel; VARGAS, Marcelle Martins; MOURA, Maíra Martim De; ÁVILA, Leo Fernandes; MELLO, Carlos Rogério De. Hydrological regionalization of maximum stream flows using an approach based on L-moments. **RBRH**, v. 22, 2017. DOI: 10.1590/2318-0331.021720160064. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2318-03312017000100219&lng=en&tlng=en](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2318-03312017000100219&lng=en&tlng=en).

CEMIG. **PCH MARMELOS**. 2020. Disponível em: <https://novoportal.cemig.com.br/usina/pch-marmelos/>. Acesso em: 1 jan. 2020.

CENTRO UNIVERSITÁRIO DE ESTUDOS E PESQUISAS SOBRE DESASTRES (CEPED). **Atlas brasileiro de desastres naturais 1991-2012**. 2 ed. Florianópolis: UFSC, 2013.

CHAN, Priscilla Dafne; COSTA, Fernanda Da Serra; DAMÁZIO, Jorge Machado; ROTUNNO FILHO, Otto Correa. Stationarity of extreme streamflow time series for flood control operation in hydropower reservoirs. **Cadernos do IME - Série Estatística**, v. 46, p. 16, 2020. DOI: 10.12957/cadest.2019.50174. Disponível em: <https://www.e-publicacoes.uerj.br/index.php/cadest/article/view/50174>.

CHAVES, H. M. L.; LORENA, D. R. Detecting Long-Memory (Hurst) Processes in the Inflows of the Descoberto Reservoir (DF). *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HIDRÍCOS 2019, Porto Alegre. **Anais [...]**. Porto Alegre: ABRH, 2019.

CHENG, Linyin; AGHAKOUCHAK, Amir; GILLELAND, Eric; KATZ, Richard W. Non-stationary extreme value analysis in a changing climate. **Climatic Change**, v. 127, n. 2, p. 353–369, 2014. DOI: 10.1007/s10584-014-1254-5. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s10584-014-1254-5>.

CNRH. **Resolução nº 32, de 15 de outubro de 2003**. 2003. Brasília, DF: Conselho Nacional de Recursos Hídricos. Disponível em: <http://www.cnrh.gov.br/divisao-hidrografica-nacional/73-resolucao-n-30-de-11-de-dezembro-de-2002/file>. Acesso em: 23 mar. 2019.

CNRH. **Resolução nº 143, de 10 de julho de 2012**. 2012. Brasília, DF: Conselho Nacional de Recursos Hídricos. Disponível em: <https://cnrh.mdr.gov.br/resolucoes/1922-resolucao-n-143-de-10-de-julho-de-2012/file>. Acesso em: 5 jan. 2021.

COELHO FILHO, José Alexandre Pinto; DURÃES, Matheus Fonseca; ARAÚJO, Maísa de Lourdes Martins; VILLAS BOAS, Cíntia de Lima. SIMULAÇÃO DAS COTAS DE EXTRAVASAMENTO PELO USO DA MODELAGEM HIDROLÓGICA E HIDRÁULICA EM UM TRECHO DO RIO MEIA PONTE – GO. **REVISTA SCIENTIA AGRARIA (SA)**, v. 16, n. 3, p. 76–90, 2015.

COLES, S.; BAWA, J.; TRENNER, L.; DORAZIO, P. **An introduction to statistical modeling of extreme values**. Springer Berlin Heidelberg, 2001.

COLLAUD COEN, Martine; ANDREWS, Elisabeth; BIGI, Alessandro; MARTUCCI, Giovanni; ROMANENS, Gonzague; VOGT, Frédéric P. A.; VUILLEUMIER, Laurent. Effects of the prewhitening method, the time granularity, and the time segmentation on the Mann–Kendall trend detection and the associated Sen’s slope. **Atmospheric Measurement Techniques**, v. 13, n. 12, p. 6945–6964, 2020. DOI: 10.5194/amt-13-6945-2020. Disponível em: <https://amt.copernicus.org/articles/13/6945/2020/>.

COOLEY, D. Return periods and return levels under climate change. *In*: **Extremes in a changing climate**. Springer Berlin Heidelberg, 2013. p. 97–114.

COSTA, Karoline; FERNANDES, Wilson. Avaliação do tipo de distribuição de probabilidades das vazões máximas diárias anuais no Brasil. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 20, n. 2, p. 442–451, 2015. DOI: 10.21168/rbrh.v20n2.p442-451. Disponível em: <http://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=1&ID=157&SUMARIO=5069>.

COSTA, Rafaela Lisboa; GOMES, Heliofábio Barros; DOS SANTOS SILVA, Fabrício Daniel; DA ROCHA JÚNIOR, Rodrigo Lins; DOS SANTOS SILVA, Giulienne Carla; DE OLIVEIRA ROMÃO, William Max. Tendências em índices extremos de precipitação em Cabaceiras (PB) para períodos distintos. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 13, n. 1, p. 271, 2020. DOI: 10.26848/rbgf.v13.1.p271-285. Disponível em:

<https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/242126>.

DE ALCÂNTARA, Lucas Ravellys Pyrrho; COUTINHO, Artur Paiva; DOS SANTOS NETO, Severino Martins; MELO, Tássia Dos Anjos Tenório De; COSTA, Larissa Fernandes; RIBAS, Larissa Virgínia da Silva; ANTONINO, Antonio Celso Dantas; ALVES, Edevaldo Miguel. Modelos probabilísticos para eventos de precipitações extremas na Cidade de Palmares-PE (Probabilistic modeling for extreme rainfall events in the city of Palmares - PE). **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 12, n. 4, p. 1355, 2019. DOI: 10.26848/rbgf.v12.4.p1355-1369. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/238915>.

DE ARAÚJO, Pedro Henrique Meira; MARINHO, Manoel Henrique DA NÓBREGA. Weibull parameters estimation methods for analysis of hydro-wind complementarity in northeast Brazil. **IEEE Latin America Transactions**, v. 17, n. 4, p. 556–563, 2019.

DE OLIVEIRA, Guilherme Garcia; ECKHARDT, Rafael Rodrigo; HAETINGER, Claus; ALVES, Augusto. CARACTERIZAÇÃO ESPACIAL DAS ÁREAS SUSCETÍVEIS A INUNDAÇÕES E ENXURRADAS NA BACIA HIDROGRÁFICA DO RIO TAQUARI-ANTAS. **Geociências**, v. 37, n. 4, p. 849–863, 2018.

DE OLIVEIRA, Marília Mitidieri Fernandes; OLIVEIRA, Jorge Luiz Fernandes De; FERNANDES, Pedro José Farias; EBECKEN, Nelson Francisco Favilla. Análise de Tendências Anuais e Sazonais de Extremos da Temperatura da Superfície do Mar Próximo à Costa da América do Sul no Período de 1979 a 2018. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 13, n. 6, p. 2531, 2020. DOI: 10.26848/rbgf.v13.6.p2531-2552. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/247091>.

DE OLIVEIRA, O; DOS SANTOS, E; DOS SANTOS, A. Determinação do uso e ocupação do solo no entorno de uma hidroelettrica no município de guaçuí, ES. **J Sustain Sci Manag**, v. 6, p. 17–34, 2010.

DE PAOLA, Francesco; GIUGNI, Maurizio; PUGLIESE, Francesco; ANNIS, Antonio; NARDI, Fernando. GEV Parameter Estimation and Stationary vs. Non-Stationary Analysis of Extreme Rainfall in African Test Cities. **Hydrology**, v. 5, n. 2, p. 28, 2018. DOI: 10.3390/hydrology5020028. Disponível em: <http://www.mdpi.com/2306-5338/5/2/28>.

DE SOUSA, Francisco de Assis Salviano; VIEIRA, Valmir Rocha; DA SILVA, Vicente de Paulo R.; MELO, Valneli da Silva; GUEDES, Roni Walter de Souza. Estimativas dos riscos de chuvas extremas nas capitais do Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 9, n. 2, p. 430–439, 2016.

DETZEL, D. H. M. **Modelagem de séries hidrológicas: uma abordagem de múltiplas escalas temporais**. 2015. Universidade Federal do Paraná, 2015. Disponível em: <https://www.acervodigital.ufpr.br/handle/1884/41305>.

DO, Hong X.; WESTRA, Seth; LEONARD, Michael. A global-scale investigation of trends in annual maximum streamflow. **Journal of Hydrology**, v. 552, p. 28–43, 2017. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2017.06.015. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169417304171>.

DODANGEH, Esmaeel et al. Data-based bivariate uncertainty assessment of extreme rainfall-runoff using copulas: comparison between annual maximum series (AMS) and peaks over threshold (POT). **Environmental monitoring and assessment**, v. 191, n. 2, p. 67, 2019. <https://doi.org/10.1007/s10661-019-7202-0>. Disponível em: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/30637530/>

DO VALE MOREIRA, José Genivaldo; MUNIZ, Marcelo Alves; MAIA, Gerbson Francisco Nogueira; MESQUITA, Azevedo Anderson; PEREIRA, Livia Braz; SERRANO, Rodrigo Otávio Peréa. Análise De Frequência De Vazões Máximas Registradas Na Bacia Hidrográfica Do Alto Rio Juruá, Acre, Brasil. **SAJEBTT**, v. 7, n. 2, p. 23–36, 2020.

DO VALE MOREIRA, José Genivaldo; NAGHETTINI, Mauro; ELEUTÉRIO, Julian. Frequência e risco sob não-estacionariedade em registros pluviométricos da bacia do alto rio Tarauacá, Acre. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 21, n. 1, p. 232–241, 2016. DOI: 10.21168/rbrh.v21n1.p232-241. Disponível em: <http://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=1&ID=188&SUMARIO=5162>.

DO VALE MOREIRA, José Genivaldo; VALLE AQUINO, Ana Paula; AZEVEDO MESQUITA, Anderson; ALVES MUNIZ, Marcelo; PERÉA SERRANO, Rodrigo Otávio. Stationarity in Annual Daily Maximum Streamflow Series in the Hydrographic Basin of the Upper Juruá River, Western Amazon. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 12, n. 2, p. 705–713, 2019. DOI: 10.26848/rbgf.v12.2.p705-713. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/238973>.

DUDLEY, R. W.; HIRSCH, R. M.; ARCHFIELD, S. A.; BLUM, A. G.; RENARD, B. Low streamflow trends at human-impacted and reference basins in the United States. **Journal of Hydrology**, v. 580, p. 124254, 2020. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2019.124254. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169419309898>.

ELETROBRAS. **Critérios de Projeto Civil de Usinas Hidrelétricas**. 2003. Rio de Janeiro. Disponível em: <https://eletrobras.com/pt/Paginas/Manuais-e-Diretrizes-para-Estudos-e-Projetos.aspx>. Acesso em: 5 jan. 2021.

ESCANCIANO, J. Carlos; LOBATO, Ignacio N. An automatic Portmanteau test for serial correlation. **Journal of Econometrics**, v. 151, n. 2, p. 140–149, 2009. DOI: 10.1016/j.jeconom.2009.03.001. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304407609000773>.

FELDER, Guido; PAQUET, Emmanuel; PENOT, David; ZISCHG, Andreas; WEINGARTNER, Rolf. Consistency of Extreme Flood Estimation Approaches. **Journal of Hydrologic Engineering**, v. 24, n. 7, p. 04019018, 2019. DOI: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0001797. Disponível em: <http://ascelibrary.org/doi/10.1061/%28ASCE%29HE.1943-5584.0001797>.

FEMA. **Selecting and Accommodating Inflow Design Floods for Dams**. Federal Guidelines for Dam Safety, US. 2015. Disponível em: <https://www.ferc.gov/sites/default/files/2020-04/chap2.pdf>. Acesso em: 13 nov. 2020.

FERNANDES, Pedro José Farias; VICENS, Raul Sanchez; GIRÃO, Raphael; FURTADO, Luiz Felipe De Almeida. Análise de tendências de índice de vegetação (IV) MODIS na bacia do Paraíba do Sul (Modis Vegetation Index trend analysis in Paraíba do Sul basin). **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 12, n. 4, p. 1600, 2019. DOI: 10.26848/rbgf.v12.4.p1600-1618. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/238192>.

FONTENELLE, Mariana Campos; FONTENELLE, Alexandre de Sousa; MATOS, Yago Machado Pereira De; MONTEIRO, Fernando Feitosa. Avaliações De Risco Em Barragens: Estudo De Caso Da Barragem Malcozinhado No Nordeste Brasileiro. **REEC - Revista Eletrônica de Engenharia Civil**, v. 14, n. 1, 2017. DOI: 10.5216/reec.v14i1.46356. Disponível em: <https://www.revistas.ufg.br/reec/article/view/46356>.

FRANÇOIS, B.; SCHLEF, K. E.; WI, S.; BROWN, C. M. Design considerations for riverine floods in a changing climate – A review. **Journal of Hydrology**, v. 574, p. 557–573, 2019. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2019.04.068. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169419304081>.

FRANZKE, Christian L. E.; CZUPRYNA, Marcin. Probabilistic assessment and projections of US weather and climate risks and economic damages. **Climatic Change**, v. 158, n. 3–4, p. 503–515, 2020. DOI: 10.1007/s10584-019-02558-8. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s10584-019-02558-8>.

GILLELAND, Eric; KATZ, Richard W. extRemes 2.0: An Extreme Value Analysis Package in R. **Journal of Statistical Software**, v. 72, n. 8, 2016. DOI: 10.18637/jss.v072.i08. Disponível em: <http://www.jstatsoft.org/v72/i08/>.

GUDMUNDSSON, L.; LEONARD, M.; DO, H. X.; WESTRA, S.; SENEVIRATNE, S. I. Observed Trends in Global Indicators of Mean and Extreme Streamflow. **Geophysical Research Letters**, v. 46, n. 2, p. 756–766, 2019. DOI: 10.1029/2018GL079725. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1029/2018GL079725>.

GUO, Yuxue; FANG, Guohua; XU, Yue-Ping; TIAN, Xin; XIE, Jingkai. Identifying how future climate and land use/cover changes impact streamflow in Xinanjiang Basin, East China. **Science of The Total Environment**, v. 710, p. 136275, 2020. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2019.136275. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0048969719362710>.

GRIMM, A. M. VARIABILIDADE INTERANUAL DO CLIMA NO BRASIL. In: CAVALCANTI, I. F. A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. S. **Tempo e clima no Brasil**. São Paulo: Oficina dos textos, 2009.

HAMDI, Yasser; DULUC, Claire-Marie; REBOUR, Vincent. Temperature Extremes: Estimation of Non-Stationary Return Levels and Associated Uncertainties. **Atmosphere**, v. 9, n. 4, p. 129, 2018. DOI: 10.3390/atmos9040129. Disponível em: <http://www.mdpi.com/2073-4433/9/4/129>.

HAMED, Khaled H. Trend detection in hydrologic data: The Mann–Kendall trend test under the scaling hypothesis. **Journal of Hydrology**, v. 349, n. 3–4, p. 350–363, 2008. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2007.11.009. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169407006865>.

HAMED, Khaled H.; RAO, A. Ramachandra. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. **Journal of Hydrology**, v. 204, n. 1–4, p. 182–196, 1998. DOI: 10.1016/S0022-1694(97)00125-X. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S002216949700125X>.

HEO, Jun-Haeng; KHO, Youn Woo; SHIN, Hongjoon; KIM, Sooyoung; KIM, Taesoon. Regression equations of probability plot correlation coefficient test statistics from several probability distributions. **Journal of Hydrology**, v. 355, n. 1–4, p. 1–15, 2008. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2008.01.027. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169408000632>.

HU, Yiming; LIANG, Zhongmin; SINGH, Vijay P.; ZHANG, Xuebin; WANG, Jun; LI, Binqun; WANG, Huimin. Concept of Equivalent Reliability for Estimating the Design Flood under Non-stationary Conditions. **Water Resources Management**, v. 32, n. 3, p. 997–1011, 2018. DOI: 10.1007/s11269-017-1851-y. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s11269-017-1851-y>.

IANNELLI, CM; RIGOLETTO, IDP. Brumadinho–riscos, impactos e perspectivas futuras. *In: Brumadinho: da Ciência à Realidade*. LiberArs ed. São Paulo. p. 27–52.

IBAMA. **Acidentes e emergências ambientais**. 2020. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis. Disponível em: <https://www.ibama.gov.br/emergencias-ambientais/acidentes-e-emergencias-ambientais/acidente-ambiental>. Acesso em: 5 jan. 2021.

IBGE. **Censo demográfico: 1960/1970/1980/1990/2000/2010**. 2020. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/25089-censo-1991-6.html>. Acesso em: 5 jan. 2021.

ICOLD. **Dams’ safety is at the very origin of the foundation of ICOLD. International Commission on Large Dams**. 2019. Paris: International Commission on Large Dams. Disponível em: [https://www.icold-cigb.org/GB/dams/dams\\_safety.asp](https://www.icold-cigb.org/GB/dams/dams_safety.asp). Acesso em: 03 set. 2019.

ISENSEE, L.I; PINHEIRO, A; DETZEL. Dam Hydrological Risk and the Design Flood Under Non-stationary Conditions. **Water Resources Management**, v. 35. 2021. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11269-021-02798-3>.

JACOX, Michael G.; HAZEN, Elliott L.; ZABA, Katherine D.; RUDNICK, Daniel L.; EDWARDS, Christopher A.; MOORE, Andrew M.; BOGRAD, Steven J. Impacts of the 2015–2016 El Niño on the California Current System: Early assessment and comparison to past events. **Geophysical Research Letters**, v. 43, n. 13, p. 7072–7080, 2016. DOI: 10.1002/2016GL069716. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1002/2016GL069716>.

JAISWAL, R. K.; LOHANI, A. K.; TIWARI, H. L. Statistical Analysis for Change Detection and Trend Assessment in Climatological Parameters. **Environmental Processes**, v. 2, n. 4, p. 729–749, 2015. DOI: 10.1007/s40710-015-0105-3. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s40710-015-0105-3>.

JUNQUEIRA, Henrique Santos; MOREIRA FERNANDES DE ALMEIDA, Luan; SANTOS DE SOUZA, Tailan; DOS SANTOS NASCIMENTO, Patricia. Análise da Variação Sazonal e de Tendências na Precipitação Pluviométrica no Município de Juazeiro-BA. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 13, n. 6, p. 2641, 2020. DOI: 10.26848/rbgf.v13.6.p2641-2649. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/245752>.

KHALIQ, M. N.; OUARDA, T. B. M. J.; GACHON, P.; SUSHAMA, L.; ST-HILAIRE, A. Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. **Journal of Hydrology**, v. 368, n. 1–4, p. 117–130, 2009. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2009.01.035. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169409000651>.

KHANMOHAMMADI, Neda; REZAIE, Hossein; MONTASERI, Majid; BEHMANESH, Javad. Regional probability distribution of the annual reference evapotranspiration and its effective parameters in Iran. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 134, n. 1–2, p. 411–422, 2018. DOI: 10.1007/s00704-017-2283-6. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s00704-017-2283-6>.

KOLOKYTHA, Elpida; OISHI, Satoru; TEEGAVARAPU, Ramesh S. V. (ORG.). **Sustainable Water Resources Planning and Management Under Climate Change**. Singapore: Springer Singapore, 2017. DOI: 10.1007/978-981-10-2051-3. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/978-981-10-2051-3>.

KOMSTA, Lukasz; NOVOMESTKY, Frederick. **Package “moments”**. 2015. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/moments/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

KOSCIELNY-BUNDE, Eva; KANTELHARDT, Jan W.; BRAUN, Peter; BUNDE, Armin; HAVLIN, Shlomo. Long-term persistence and multifractality of river runoff records: Detrended fluctuation studies. **Journal of Hydrology**, v. 322, n. 1–4, p. 120–137, 2006. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2005.03.004. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169405001095>.

KOUTSOYIANNIS, Demetris. Nonstationarity versus scaling in hydrology. **Journal of Hydrology**, v. 324, n. 1–4, p. 239–254, 2006. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2005.09.022. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169405004890>.

KOUTSOYIANNIS, Demetris; MONTANARI, Alberto. Statistical analysis of hydroclimatic time series: Uncertainty and insights. **Water Resources Research**, v. 43, n. 5, 2007. DOI: 10.1029/2006WR005592. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1029/2006WR005592>.

KUDRYAVTSEVA, N.; SOOMERE, T.; MANNIKUS, R. Non-stationary analysis of water level extremes in latvian waters, baltic sea, during 1961–2018. **Natural Hazards and Earth System Sciences Discussions**, p. 1–23, 2020.

KUMAR, Sanjiv; MERWADE, Venkatesh; KAM, Jonghun; THURNER, Kensey. Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. **Journal of Hydrology**, v. 374, n. 1–2, p. 171–183, 2009. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2009.06.012. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169409003357>.

KUMAR, Vijay; LIGGES, Uwe. **Package “reliaR”**. 2011. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/reliaR/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

KUNDZEWICZ, Z.; ROBSON, A. **Detecting trend and other changes in hydrological data**. Geneva: WMO, 2000.

LAVELL, A. **Gestión de riesgos ambientales urbanos**. Red de Estudios Sociales en Prevención de Desastres em América Latina, 1999.

LEVY, M.C; LOPES, A.V; COHN, A; LARSEN, L.G; THOMPSON, S.E. Land Use Change Increases Streamflow Across the Arc of Deforestation in Brazil. **Geophysical Research Letters**, v. 45, n. 8, p. 3520-3530, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1002/2017GL076526>. Disponível em: <https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/2017GL076526>.

LIRA, Flávia Almeida; CARDOSO, Andréa de Oliveira. Estudo de tendência de vazões de rios das principais bacias hidrográficas brasileiras. **Revista Brasileira de Ciências Ambientais (Online)**, n. 48, p. 21–37, 2018. DOI: 10.5327/Z2176-947820180273. Disponível em: [http://rbciamb.com.br/index.php/Publicacoes\\_RBCIAMB/article/view/53](http://rbciamb.com.br/index.php/Publicacoes_RBCIAMB/article/view/53).

LOPES, Lucas Garofolo; RODRIGUEZ, Daniel Andres; SIQUEIRA JUNIOR, J. L. MOHOR, G. S. Projeções De Descargas Extremas Sob Impactos Das Mudanças Climáticas Na Região Amazônica. **Revista Brasileira de Cartografia**, v. 69, n. 1, 2017.

MACHEKPOSHTI, K.; SEDGHI, H.; TELVARI, A.; BABAZADEH, H. The Karkheh River Streamflow Forecast based on the Modelling of Time Series. **Advance Researches in Civil Engineering**, v. 1, n. 3, p. 49–57, 2019.

MACKAY, Ed; JONATHAN, Philip. Assessment of return value estimates from stationary and non-stationary extreme value models. **Ocean Engineering**, v. 207, p. 107406, 2020. DOI: 10.1016/j.oceaneng.2020.107406. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0029801820304340>.

MAHDI, Esam; MCLEOD, A. I. **Package “portes”**. 2020. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/portes/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

MARINHO FILHO, G. M.; ANDRADE, R. S.; ZUKOWSKI, J. C.; MAGALHÃES, L. L. Modelos hidrológicos: conceitos e aplicabilidades. **Revista de Ciências Ambientais**, v. 6, n. 2, p. 35–47, 2012.

MARTINS, Adriana Moura; FILGUEIRA, Hamilcar José Almeida; AZEVEDO FILHO, Azamor Cirne De; SILVA, Tarciso Cabral Da; SILVA JÚNIOR, Marcelo Henriques Da. Análise de não Homogeneidades de Séries de Vazão de Captações de Nascentes na Bacia Hidrográfica do Rio Gramame, PB, Brasil. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 13, n. 6, p. 2896, 2020. DOI: 10.26848/rbgf.v13.6.p2896-2907.

MCLEOD, A. I. **Package “Kendall”**. 2011. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/Kendall/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

MILLARD, Steven P.; KOWARIK, Alexander. **Package “EnvStats”**. 2020. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/EnvStats/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

MONTANARI, Alberto; ROSSO, Renzo; TAQQU, Murad S. A seasonal fractional ARIMA Model applied to the Nile River monthly flows at Aswan. **Water Resources Research**, v. 36, n. 5, p. 1249–1259, 2000. DOI: 10.1029/2000WR900012. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1029/2000WR900012>.

MONTE, Benício; COSTA, Denis; CHAVES, Mahelvson; MAGALHÃES, Louis; UVO, Cintia. Hydrological and hydraulic modelling applied to the mapping of flood-prone areas. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 21, n. 1, p. 152–167, 2016. DOI: 10.21168/rbrh.v21n1.p152-167. Disponível em: <http://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=1&ID=188&SUMARIO=5156>.

MORAIS, Marco Antonio Vieira; VIOLA, Marcelo Ribeiro; MELLO, Carlos Rogério De; RODRIGUES, Jéssica Assaid Martins; OLIVEIRA, Vinícius Augusto De. Regionalization of reference streamflows for the Araguaia River basin in Brazil. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 41, n. 3, p. 829, 2020. DOI: 10.5433/1679-0359.2020v41n3p829. Disponível em: <http://www.uel.br/revistas/uel/index.php/semagrarias/article/view/36430>.

MPB ENGENHARIA. **Gerenciamento e Supervisão Ambiental visando à Implantação e Operação da PCH Ludesa**. 2008. Disponível em: [http://mpb.eng.br/projetos/ativ\\_setor\\_eletrico\\_ludesa.php](http://mpb.eng.br/projetos/ativ_setor_eletrico_ludesa.php). Acesso em: 15 jan. 2021.

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

NASHWAN, MOHAMED SALEM; ISMAIL, TARMIZI; AHMED, KAMAL. NON-STATIONARY ANALYSIS OF EXTREME RAINFALL IN PENINSULAR MALAYSIA. **Journal of Sustainability Science and Management**, v. 14, n. 3, p. 17–34, 2019.

NEVES, Gabriela Leite; BERUSKI, Gustavo Castilho; DAS VIRGENS FILHO, Jorim Sousa; MAUAD, Frederico Fabio. Variability and Trend of Air Temperature and Rainfall at Ribeirão do Lobo Hydrographic Basin, Brazil. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 13, n. 1, p. 035, 2020. DOI: 10.26848/rbgf.v13.1.p035-048. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/242089>.

O'BRIEN, N. L. **Approaches for Nonstationary Flood Frequency and Trend Analyses for Hydrometric Data**. 2018. University of Waterloo, 2018. Disponível em: <https://uwspace.uwaterloo.ca/handle/10012/13777>.

OCHA. **Natural disasters in latin america and the caribbean: 2000 – 2019**. 2019. New York: United Nations Office for the Coordination of Humanitarian Affairs. Disponível em: <https://www.unisdr.org/we/inform/publications/7817>. Acesso em: 1 abr. 2019.

OLIVEIRA, D. Y.; BARTIKO, D.; CHAFFE, P. L. B. Incerteza Na Análise De Frequência De Vazões Máximas Anuais Utilizando Modelos Estacionário E Não Estacionário Aplicados À Região Sul Do Brasil. *In: ENCONTRO NACIONAL DE DESASTRES 2018*, Porto Alegre. **Anais [...]**. Porto Alegre: ABRH, 2018. p. 1–8.

ÖNÖZ, Bihrat; BAYAZIT, Mehmetcik. Block bootstrap for Mann-Kendall trend test of serially dependent data. **Hydrological Processes**, v. 26, n. 23, p. 3552–3560, 2012. DOI: 10.1002/hyp.8438. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1002/hyp.8438>.

PATAKAMURI, Sandeep Kumar; O'BRIEN, Nicole. **Package “modifiedmk”**. 2020. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/modifiedmk/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

PENEREIRO, Júlio César; BADINGER, Anna; MACCHERI, Nicole Augusto; MESCHIATTI, Monica Cristina. Distribuições de Tendências Sazonais de Temperatura Média e Precipitação nos Biomas Brasileiros. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 33, n. 1, p. 97–113, 2018. DOI: 10.1590/0102-7786331012. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-77862018000100097&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-77862018000100097&tlng=pt).

PETROW, Theresia; MERZ, Bruno. Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951–2002. **Journal of Hydrology**, v. 371, n. 1–4, p. 129–141, 2009. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2009.03.024. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169409001917>.

PINHEIRO, Adilson; GRACIANO, Regina Luiza Gouvêa; SEVERO, Dirceu Luís. Tendência das séries temporais de precipitação da região sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 28, n. 3, p. 281–290, 2013. DOI: 10.1590/S0102-77862013000300005. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-77862013000300005&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-77862013000300005&lng=pt&tlng=pt).

POHLERT, T. **Package “ppcc”**. 2020a. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/ppcc/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

POHLERT, T. **Package ‘trend’**. 2020b. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/trend/index.html>. Acesso em: 18 dez. 2020.

PORTO, Monica F. A.; PORTO, Rubem La Laina. Gestão de bacias hidrográficas. **Estudos Avançados**, v. 22, n. 63, p. 43–60, 2008. DOI: 10.1590/S0103-40142008000200004. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0103-40142008000200004&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142008000200004&lng=pt&tlng=pt).

RAHMAN, Sanoar; BOWLING, Laura. Streamflow Impacts of Management and Environmental Change in the Upper Wabash River Basin. **Journal of Hydrologic Engineering**, v. 24, n. 3, p. 05018034, 2019. DOI: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0001750. Disponível em: <http://ascelibrary.org/doi/10.1061/%28ASCE%29HE.1943-5584.0001750>.

RAZMI, Ali; GOLIAN, Saeed; ZAHMATKESH, Zahra. 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. DOI: 10.1007/s11269-017-1619-4. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s11269-017-1619-4>.

RIBATET, Mathieu; STEPHENSON, Alec. **Package “evdbayes”**. 2014. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/evdbayes/index.html>. Acesso em: 15 jan. 2021.

ROSIN, Cassia; AMORIM, Ricardo; MORAIS, Tábata. Análise de tendências hidrológicas na bacia do rio das Mortes / analysis of hydrological trends in the Rio das Mortes watershed. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 20, n. 4, p. 991–998, 2015. DOI: 10.21168/rbrh.v20n4.p991-998. Disponível em: <http://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=1&ID=156&SUMARIO=5124>.

RUTKOWSKA, Agnieszka; WILLEMS, Patrick; NIEDZIELSKI, Tomasz. Relation between design floods based on daily maxima and daily means: use of the Peak Over Threshold approach in the Upper Nysa Kłodzka Basin (SW Poland). **Geomatics, Natural Hazards and Risk**, v. 8, n. 2, p. 585–606, 2017. DOI: 10.1080/19475705.2016.1250114. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/19475705.2016.1250114>.

SABINO, Marlus; SOUZA, Adilson Pacheco De; ULIANA, Eduardo Morgan; LISBOA, Luana; ALMEIDA, Frederico Terra De; ZOLIN, Cornélio Alberto. Intensity-duration-frequency of maximum rainfall in Mato Grosso State. **Ambiente e Agua - An Interdisciplinary Journal of Applied Science**, v. 15, n. 1, p. 1, 2020. DOI: 10.4136/ambiente-agua.2373. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1980-993X2020000100300&lng=en&nrm=iso&tlng=en](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1980-993X2020000100300&lng=en&nrm=iso&tlng=en).

SAEB, Ali. **Package “gnFit”**. 2018. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/gnFit/index.html>. Acesso em: 12 jan. 2021.

SAGARIKA, Soumya; KALRA, Ajay; AHMAD, Sajjad. Evaluating the effect of persistence on long-term trends and analyzing step changes in streamflows of the continental United States. **Journal of Hydrology**, v. 517, p. 36–53, 2014. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2014.05.002. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169414003564>.

SALAS, Jose D.; OBEYSEKERA, Jayantha. 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. DOI: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000820. Disponível em: <http://ascelibrary.org/doi/10.1061/%28ASCE%29HE.1943-5584.0000820>.

SANCHES, Fabio de Oliveira; VERDUM, Roberto; FISCH, Gilberto. Long-Term Trend Of Daily Rainfall In Southwest Of Rio Grande Do Sul: Extreme Events And The Sandization. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 7, n. 6, p. 1100–1109, 2014. DOI: 10.5935/1984-2295.20140012. Disponível em: <http://www.gnresearch.org/doi/10.5935/1984-2295.20140012>.

SANTOS, Cleber Assis Dos; LIMA, Aline Maria Meiguins De; FARIAS, Monique Helen Cravo Soares; AIRES, Uilson Ricardo Venâncio; SERRÃO, Edivaldo Afonso de Oliveira. Análise Estatística Da Não Estacionariedade De Séries Temporais De Vazão Máxima Anual Diária Na Bacia Hidrográfica Do Rio Pardo. **HOLOS**, v. 7, p. 179, 2016. DOI: 10.15628/holos.2016.4892. Disponível em:

<http://www2.ifrn.edu.br/ojs/index.php/HOLOS/article/view/4892>.

SANTOS NETO, Erivan De Paula; SARMENTO, Antover Panazzolo. Curvas de intensidade-duração-frequência: Um mapeamento sistemático. **Revista Brasileira de Engenharia e Sustentabilidade**, v. 8, n. 1, p. 45, 2020. DOI: 10.15210/rbes.v8i1.18194. Disponível em: <https://periodicos.ufpel.edu.br/ojs2/index.php/RBES/article/view/18194>.

SARAILIDIS, Georgios; VASILIADES, Lampros; LOUKAS, Athanasios. Analysis of streamflow droughts using fixed and variable thresholds. **Hydrological Processes**, v. 33, n. 3, p. 414–431, 2019. DOI: 10.1002/hyp.13336.

SERINALDI, Francesco. Dismissing return periods! **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 29, n. 4, p. 1179–1189, 2015. DOI: 10.1007/s00477-014-0916-1. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s00477-014-0916-1>.

SERINALDI, Francesco; KILSBY, Chris G. Stationarity is undead: Uncertainty dominates the distribution of extremes. **Advances in Water Resources**, v. 77, p. 17–36, 2015. DOI: 10.1016/j.advwatres.2014.12.013. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0309170815000020>.

SIDRA. **Produção Agrícola Municipal**. 2019. Brasília, DF: Sistema IBGE de Recuperação Automática. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/home/pmc/brasil>. Acesso em: 12 jan. 2021.

SILVA, F. D. D. S.; COSTA, R. L.; ANTONIO, M. A. V.; AFONSO, E. O.; DOS SANTOS, D. M.; MATEUS, N. P. A.; ANTONIO, J. F. Tendências observadas da evapotranspiração potencial no estado de Alagoas (1961-2016). **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 11, n. 1, p. 028–043, 2018. DOI: 10.26848/rbgf.v11.1.p028-043. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgfe/article/view/234891>.

SILVINO, Alexandra Natalina De Oliveira; SILVEIRA, Alexandre; DE MUSIS, Carlo Ralph; WYREPKOWSKI, Carlos César; DA CONCEIÇÃO, Fabiano Tomazini. Determinação de vazões extremas para diversos períodos de retorno para o rio paraguaui utilizando métodos estatísticos. **Geociencias**, v. 26, n. 4, p. 369–378, 2007.

SNIRH. **HidroWeb**. 2020. Brasília, DF: Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos. Disponível em: <http://www.snirh.gov.br>. Acesso em: 6 jan. 2021.

SNISB. **Relatório de segurança de barragens 2019**. 2019. Brasília, DF: Sistema Nacional de Informações sobre Segurança de Barragens Disponível em: <http://www.snisb.gov.br/portal/snib/relatorio-anual-de-seguranca-de-barragem/2019>. Acesso em: 11 nov. 2020.

SOUZA, Saulo Aires De; AMORIM, Renato Souza; REIS, Dirceu Silveira. INFLUÊNCIA DA CORRELAÇÃO TEMPORAL E DA MULTIPLICIDADE DE TESTES NA DETECÇÃO DE TENDÊNCIAS DE ÍNDICES DE CHUVA NO TERRITÓRIO BRASILEIRO. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 26, 2020. DOI: 10.5380/abclima.v26i0.68124. Disponível em: <https://revistas.ufpr.br/revistaabclima/article/view/68124>.

ŠRAJ, Mojca; BEZAK, Nejc. Comparison of time trend- and precipitation-informed models for assessing design discharges in variable climate. **Journal of Hydrology**, v. 589, p. 125374, 2020. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2020.125374. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169420308349>.

ŠRAJ, Mojca; VIGLIONE, Alberto; PARAJKA, Juraj; BLÖSCHL, Günter. 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, 2016. DOI: 10.1515/johh-2016-0032. Disponível em: <http://content.sciendo.com/view/journals/johh/64/4/article-p426.xml>.

STENICO, ANGELO; BEDUSCHI, CARLOS; MORAES, Jorge; GROppo, JULIANO; SALEMI, Luiz; TREVISAN, RODRIGO. Análise do Efeito da Operação das Barragens do Sistema Cantareira no Regime Hidrológico do Rio Piracicaba. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 14, n. 1, p. 41–51, 2009. DOI: 10.21168/rbrh.v14n1.p41-51. Disponível em: <http://www.abrh.org.br/SGCv3/index.php?PUB=1&ID=12&SUMARIO=151>.

TAN, Xuezhi; GAN, Thian Yew. Nonstationary Analysis of Annual Maximum Streamflow of Canada. **Journal of Climate**, v. 28, n. 5, p. 1788–1805, 2015. DOI: 10.1175/JCLI-D-14-00538.1. Disponível em: <http://journals.ametsoc.org/doi/10.1175/JCLI-D-14-00538.1>.

TUCCI, C. E. M. **Drenagem urbana**. Ciência e Cultura, v. 55, n. 4, p. 36-37, 2003.

TYRALIS, H. **Package ‘HKprocess’**. 2016. Cran.R-project. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/HKprocess/index.html>. Acesso em: 18 dez. 2020.

UCAR. **Dam Failure Concepts and Modeling**. 2017. US: University Corporation for Atmospheric Research. Disponível em: [http://ftp.comet.ucar.edu/memory-stick/hydro/damfailure/applications\\_int/print.php.htm](http://ftp.comet.ucar.edu/memory-stick/hydro/damfailure/applications_int/print.php.htm). Acesso em: 5 jan. 2021.

UNISDR. **UNISDR Terminology – Disaster Risk Reduction. United Nations International Strategy for Disaster Reduction**. 2009. Suíça: The United Nations Office for Disaster Risk Reduction. Disponível em: <https://www.undrr.org/publication/2009-unisdr-terminology-disaster-risk-reduction>. Acesso em: 19 ago. 2019.

VIEIRA, Rafaela; ISENSEE, Leandro José; CLAUDINO, Gilson de Oliveira. Instrumentos legais como ferramentas para redução de riscos e desastres a inundações. **Redes**, v. 25, p. 1953–1972, 2020. DOI: 10.17058/redes.v25i4.13989. Disponível em: <https://online.unisc.br/seer/index.php/redes/article/view/13989>

VILEMA, M. A. U.; CARGUA, A. L. C.; CARGUA, M. I. C.; LÓPEZ, L. E. R. Gestión del riesgo de desastres naturales en la parroquia Pano, Provincia de Napo. **Ciencia Digital**, v. 3, n. 3.4, p. 289–300, 2019. DOI: 10.33262/cienciadigital.v3i3.4.874.

VILLARINI, Gabriele; SERINALDI, Francesco; SMITH, James A.; KRAJEWSKI, Witold F. On the stationarity of annual flood peaks in the continental United States during the 20th century. **Water Resources Research**, v. 45, n. 8, 2009. DOI: 10.1029/2008WR007645. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1029/2008WR007645>.

VILLARINI, G., SMITH, J.A., BAECK, M.L. and KRAJEWSKI, W.F. (2011), Examining Flood Frequency Distributions in the Midwest U.S.1. **JAWRA Journal of the American Water Resources Association**, 47: 447-463. <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.2011.00540.x>  
Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1752-1688.2011.00540.x>

VON STORCH, Hans. Misuses of Statistical Analysis in Climate Research. *In: Analysis of Climate Variability*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 1999. p. 11–26. DOI: 10.1007/978-3-662-03744-7\_2. Disponível em: [http://link.springer.com/10.1007/978-3-662-03744-7\\_2](http://link.springer.com/10.1007/978-3-662-03744-7_2).

WANG, Fan; SHAO, Wei; YU, Haijun; KAN, Guangyuan; HE, Xiaoyan; ZHANG, Dawei; REN, Minglei; WANG, Gang. Re-evaluation of the Power of the Mann-Kendall Test for Detecting Monotonic Trends in Hydrometeorological Time Series. **Frontiers in Earth Science**, v. 8, 2020. DOI: 10.3389/feart.2020.00014. Disponível em: <https://www.frontiersin.org/article/10.3389/feart.2020.00014/full>.

WERON, Rafal. Estimating long-range dependence: finite sample properties and confidence intervals. **Physica A**, v. 312, p. 285–299, 2002.

WERON, Rafal; PRZYBYŁOWICZ, Beata. Hurst analysis of electricity price dynamics. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 283, n. 3–4, p. 462–468, 2000. DOI: 10.1016/S0378-4371(00)00231-4. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378437100002314>.

WILCOX, Catherine et al. Trends in hydrological extremes in the Senegal and Niger Rivers. **Journal of Hydrology**, v. 566, p. 531–545, 2018. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2018.07.063. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0022169418305766>.

YAN, Lei; LI, Lingqi; YAN, Pengtao; HE, Hongmou; LI, Jing; LU, Dongyang. Nonstationary Flood Hazard Analysis in Response to Climate Change and Population Growth. **Water**, v. 11, n. 9, p. 1811, 2019. DOI: 10.3390/w11091811. Disponível em: <https://www.mdpi.com/2073-4441/11/9/1811>.

YANG, Qingshan; GAO, Chao; WANG, Juan; REN, Kunlong; YANG, Na. Probability distribution of gaps between tenon and mortise of traditional timber structures. **European Journal of Wood and Wood Products**, v. 78, n. 1, p. 27–39, 2020. DOI: 10.1007/s00107-019-01472-1. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s00107-019-01472-1>.

YUE, Sheng; PILON, Paul; PHINNEY, Bob; CAVADIAS, George. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. **Hydrological Processes**, v. 16, n. 9, p. 1807–1829, 2002. DOI: 10.1002/hyp.1095. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1002/hyp.1095>.

YUE, Sheng; WANG, ChunYuan. The Mann-Kendall Test Modified by Effective Sample Size to Detect Trend in Serially Correlated Hydrological Series. **Water Resources Management**, v. 18, n. 3, p. 201–218, 2004. DOI: 10.1023/B:WARM.0000043140.61082.60.

ZAMANI, Reza; MIRABBASI, Rasoul; ABDOLLAHI, Sajjad; JHAJHARIA, Deepak. Streamflow trend analysis by considering autocorrelation structure, long-term persistence, and Hurst coefficient in a semi-arid region of Iran. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 129, n. 1–2, p. 33–45, 2017. DOI: 10.1007/s00704-016-1747-4.

ZHANG, Qiang; GU, Xihui; SINGH, Vijay P.; XIAO, Mingzhong; XU, Chong-Yu. Stationarity of annual flood peaks during 1951–2010 in the Pearl River basin, China. **Journal of Hydrology**, v. 519, p. 3263–3274, 2014. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2014.10.028.

## APÊNDICE – LISTA DAS SÉRIES TEMPORAIS UTILIZADAS

x*	Série	Rio	Latitude	Longitude	Altitude (M)	Area (Km <sup>2</sup> )	Início	Fim
1	48290000	Rio São Francisco	-8.81	-39.8239	343.67	535000	1947	2014
2	46830000	Rio Preto	-11.01	-44.5242	432	17900	1941	2014
3	46790000	Rio Preto	-11.05	-45.1969	479	14300	1942	2014
4	46650000	Rio Grande	-11.72	-44.5022	459	36000	1940	2014
5	51280000	Rio Paraguaçu	-12.76	-40.2136	222	22800	1935	2013
6	52680000	Rio De Contas	-14.15	-39.7036	144	46500	1938	2013
7	45298000	Rio São Francisco	-14.30	-43.7633	427	254000	1931	2014
8	45131000	Rio Carinhanha	-14.31	-44.4594	449	6020	1949	2014
9	44500000	Rio São Francisco	-14.76	-43.9322	433.8	202000	1933	2014
10	53650000	Rio Pardo	-15.25	-40.6311	342	18500	1949	2013
11	53950000	Rio Pardo	-15.57	-39.3044	4	30700	1937	2013
12	44200000	Rio São Francisco	-15.95	-44.8678	448	184000	1925	2014
13	54780000	Rio Jequitinhonha	-16.14	-40.3061	160	62700	1942	2014
14	54710000	Rio Jequitinhonha	-16.43	-41.0136	160	50500	1940	2014
15	54580000	Rio Jequitinhonha	-16.57	-41.5031	238	45600	1932	2014
16	54500000	Rio Araçuaí	-16.85	-42.0789	277	16000	1931	2014
17	60715000	Rio Dos Bois	-17.11	-49.6883	587	4640	1955	2014
18	55630000	Rio Mucuri	-17.70	-40.7617	146	9160	1940	2014
19	55610000	Rio Todos Os Santos	-17.74	-41.1222	245	1850	1945	2014
20	60110000	Rio Dourados	-18.49	-47.4064	784	1950	1949	2014
21	60855000	Rio Da Prata	-19.04	-49.6972	511	5230	1942	2014
22	41380000	Rio Jabuticatubas	-19.46	-43.9036	752	564	1942	2014
23	60250000	Rio Quebra Anzol	-19.52	-46.57	852	1300	1950	2014
24	41300000	Rio Taquaraçu	-19.65	-43.6875	757	618	1939	2014
25	41250000	Ribeirão Da Mata	-19.69	-43.9206	674	709	1939	2014
26	40330000	Rio Pará	-19.69	-44.9308	575	7350	1939	2014
27	40800001	Rio Paraopeba	-19.95	-44.305	695	5690	1939	2014
28	57130000	Rio Santa Maria Da Vitória	-20.10	-40.5278	160	929	1950	2014
29	57360000	Rio Pardo	-20.35	-41.5342	640	412	1953	2014
30	57420000	Rio Braço Norte Direito	-20.54	-41.6656	710	337	1953	2014
31	57250000	Rio Benevente	-20.56	-40.8119	525	206	1950	2014
32	57490000	Rio Castelo	-20.61	-41.1997	107	972	1938	2014
33	57720000	Rio Preto	-20.69	-41.8467	766	222	1949	2012
34	57700000	Rio São João	-20.69	-41.9214	739	406	1938	2014
35	57450000	Rio Itapemirim	-20.75	-41.4661	128	2180	1939	2014
36	57740000	Rio Do Veado	-20.77	-41.6811	576	408	1938	2014
37	61115000	Rio Carandaí	-21.05	-44.2111	842	643	1940	2013
38	61107000	Rio Das Mortes	-21.12	-44.2333	660	2720	1935	2013
39	61135000	Rio Das Mortes	-21.14	-44.7397	799	6070	1930	2013
40	61105000	Rio Elvas	-21.16	-44.1358	880	828	1941	2013
41	57830000	Rio Itabapoana	-21.21	-41.4639	40	2720	1931	2014
42	61085000	Rio Das Mortes	-21.28	-43.8144	997	569	1937	2013
43	58735000	Rio Pomba	-21.31	-42.8619	232	2350	1932	2014
44	58770000	Rio Pomba	-21.39	-42.6964	169	5880	1931	2014
45	61826000	Rio Canoas	-21.42	-46.9622	577	649	1948	2014
46	61912000	Rio Mogi-Guaçu	-21.50	-48.0406	519	13900	1938	2014
47	58470000	Rio Paraíbuna	-21.59	-43.5047	697	360	1950	2014
48	58795000	Rio Paraíba Do Sul	-21.63	-41.9853	60	45300	1931	2014
49	58874000	Rio Dois Rios	-21.64	-41.8589	50	3120	1931	2014
50	61060000	Rio Aiuruoca	-21.69	-44.3508	905	1960	1935	2013
51	61510000	Rio Verde	-21.70	-45.2475	832	4180	1934	2014
52	61052000	Rio Turvo Pequeno	-21.74	-44.3056	951	274	1935	2013
53	61045000	Rio Turvo Grande	-21.75	-44.3542	940	383	1937	2013
54	58974000	Rio Paraíba Do Sul	-21.75	-41.3003	14	55700	1923	2014
55	61902000	Rio Mogi-Guaçu	-21.85	-47.4742	542	10100	1938	2013
56	61500000	Rio Lambari	-21.87	-45.2622	843	744	1935	2013

	<b>Série</b>	<b>Rio</b>	<b>Latitude</b>	<b>Longitude</b>	<b>Altitude (M)</b>	<b>Area (Km<sup>2</sup>)</b>	<b>Início</b>	<b>Fim</b>
57	61460000	Rio Verde	-21.89	-45.0792	843	1840	1934	2014
58	61024000	Rio Aiuruoca	-21.98	-44.6025	966	532	1925	2013
59	58630002	Rio Paraíba Do Sul	-22.04	-42.9908	232	32700	1923	2014
60	58645000	Rio Paquequer	-22.05	-42.6775	346	294	1952	2014
61	58585000	Rio Preto	-22.08	-43.5589	395	3110	1946	2014
62	58550001	Rio Preto	-22.09	-43.82	426	1800	1933	2014
63	58440000	Rio Piabanha	-22.14	-43.1542	278	550	1931	2014
64	58827000	Rio Grande	-22.16	-42.4161	570	553	1935	2014
65	61014000	Rio Aiuruoca	-22.17	-44.6369	1036	282	1943	2013
66	58420000	Rio Preto	-22.20	-42.8969	704	719	1936	2014
67	58560000	Rio Das Flores	-22.22	-43.7103	510	173	1945	2014
68	58535000	Rio Preto	-22.24	-44.265	550	418	1931	2014
69	58530000	Rio Preto	-22.27	-44.39	919	284	1937	2014
70	58525000	Rio Preto	-22.33	-44.5389	1012	103	1946	2014
71	58405000	Rio Piabanha	-22.33	-43.1317	645	435	1932	2014
72	61250000	Rio Sapucaí	-22.69	-45.4797	1501	109	1935	2014
73	58220000	Rio Bocaina	-22.69	-44.9753	529	240	1936	2014
74	62615000	Rio Jaguari	-22.71	-46.9869	568	2180	1931	2014
75	58204000	Rio Paraíba Do Sul	-22.81	-45.1825	520	10800	1938	2014
76	58183000	Rio Paraíba Do Sul	-22.91	-45.47	539	9600	1926	2014
77	64685000	Rio Ivaí	-23.32	-52.6653	250	28400	1954	2014
78	58060000	Rio Paraibuna	-23.33	-45.1436	888	277	1934	2014
79	64360000	Rio Das Cinzas	-23.77	-49.95	483	2020	1931	2014
80	64620000	Rio Dos Patos	-25.21	-50.9428	690	1090	1931	2014
81	82170000	Rio Nhundiaquara	-25.48	-48.8303	3	215	1939	2014
82	65060000	Rio Iguaçu	-25.88	-50.3897	745	6050	1931	2014
83	65135000	Rio Da Várzea	-25.93	-49.3931	810	605	1940	2014
84	65365000	Rio Espingarda	-26.18	-51.22	790	165	1946	2013
85	65310000	Rio Iguaçu	-26.23	-51.0803	670	24200	1931	2014
86	82320000	Rio Novo	-26.42	-49.2925	200	182	1946	2014
87	82350000	Rio Itapocu	-26.48	-49.0808	37	794	1940	2014
88	83690000	Rio Itajaí-Açu	-26.89	-49.235	60	9850	1929	2014
89	83800002	Rio Itajaí-Açu	-26.92	-49.0656	12	11803	1940	2014
90	73300000	Rio Irani	-26.95	-52.1825	600	654	1952	2014
91	83050000	Rio Itajaí Do Oeste	-27.11	-49.9953	360	1570	1930	2014
92	74100000	Rio Uruguai	-27.18	-53.2297	200	61900	1942	2013
93	74270000	Rio Da Várzea	-27.28	-53.3203	240	5340	1941	2014
94	71498000	Rio Das Marombas	-27.33	-50.7539	829	3680	1941	2014
95	83250000	Rio Itajaí Do Sul	-27.40	-49.6058	370	1650	1930	2014
96	84071000	Rio Tijucas	-27.41	-48.9528	38	1042	1945	2013
97	72680000	Rio Apue Ou Ligeiro	-27.56	-51.8578	400	3660	1940	2014
98	74700000	Rio Santa Rosa	-27.67	-54.4644	120	1140	1942	2014
99	71300000	Rio Canoas	-27.70	-49.84	839	2000	1943	2014
100	74800000	Rio Uruguai	-27.85	-55.0256	83	95200	1931	2014
101	84520000	Rio Braço Do Norte	-28.00	-49.1161	300	380	1945	2014
102	84551000	Rio Pequeno	-28.21	-49.195	85	379	1951	2014
103	86500000	Rio Carreiro	-28.85	-51.8325	260	1820	1940	2014
104	86560000	Rio Guaporé	-28.91	-51.9531	192	2030	1940	2011
105	86580000	Rio Guaporé	-29.12	-51.9119	46	2470	1940	2014
106	86510000	Rio Taquari	-29.17	-51.8686	240	16000	1940	2014
107	85400000	Rio Jacuí	-29.63	-53.3528	32	14000	1940	2014
108	77150000	Rio Uruguai	-29.75	-57.0886	38	190000	1943	2014

x\* = Numeração das séries temporais utilizadas.