



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO TECNOLÓGICO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA AMBIENTAL

DANIEL BARTIKO

**CHEIAS NO BRASIL: SAZONALIDADE, TENDÊNCIAS E ANÁLISE DE
FREQUÊNCIA**

Florianópolis
2020

Daniel Bartiko

**CHEIAS NO BRASIL: SAZONALIDADE, TENDÊNCIAS E ANÁLISE DE
FREQUÊNCIA**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Ambiental da Universidade Federal de Santa
Catarina para a obtenção do título de doutor em
Engenharia Ambiental
Orientador: Prof. Pedro Luiz Borges Chaffe, Dr.
Coorientadora: Prof^a. Nadia Bernardi Bonumá, Dr^a.

Florianópolis

2020

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

Bartiko, Daniel
CHEIAS NO BRASIL: SAZONALIDADE, TENDÊNCIAS E ANÁLISE
DE FREQUÊNCIA / Daniel Bartiko ; orientador, Pedro
Chaffe, coorientador, Nadia Bonumá, 2020.
137 p.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Tecnológico, Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Ambiental, Florianópolis, 2020.

Inclui referências.

1. Engenharia Ambiental. 2. Tendências. 3.
Sazonalidade. 4. Cheias. 5. Análise de Frequência. I.
Chaffe, Pedro. II. Bonumá, Nadia. III. Universidade
Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Ambiental. IV. Título.

Daniel Bartiko

**CHEIAS NO BRASIL: SAZONALIDADE, TENDÊNCIAS E ANÁLISE DE
FREQUÊNCIA**

O presente trabalho em nível de doutorado foi avaliado e aprovado por banca examinadora composta pelos seguintes membros:

Prof. Rodrigo Cauduro Dias de Paiva, Dr.
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Profª Regina Rodrigues Rodrigues, Drª.
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Davide Franco, Dr.
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Leonardo Hoinaski, Dr.
Universidade Federal de Santa Catarina

Certificamos que esta é a **versão original e final** do trabalho de conclusão que foi julgado adequado para obtenção do título de doutor em Engenharia Ambiental.

Profª Maria Eliza Nagel Hassemer, Drª.
Coordenadora do Programa

Prof. Pedro Luiz Borges Chaffe, Dr.
Orientador

Florianópolis, 2020.

Este trabalho é dedicado a todos àqueles que tornam minha vida melhor.

AGRADECIMENTOS

Ao professor Pedro, pela confiança, inspiração, compreensão, ensinamentos, oportunidades e amizade.

À professora Nadia, pela oportunidade e acolhedoras palavras.

Aos membros da banca, professores Rodrigo, Regina, Davide e Leonardo, pelo tempo dedicado a esse trabalho e pelas valiosas contribuições ao mesmo.

À minha esposa Kamilla, pela infinita paciência, compreensão, apoio e amor.

Aos meus pais, por tudo o que me representam e me proporcionam.

À minha irmã Elaine e ao Maurício, por todos os conselhos e imensurável apoio.

À Debora, pelos valiosos auxílios, ensinamentos e pelas sinceras e amigas palavras.

Aos velhos amigos Alondra, Ana, Camyla, Debora, João, Gustavo, Pablo, Paula, Tássia, Vicente e Vinícius, por me acolherem com tanto carinho, pelo companheirismo e por fazerem meus dias melhores, até hoje, através das boas lembranças que permanecem na memória.

Aos mais recentes amigos e colegas, Tomas, Alena, Mafê, José, Júlia, Gabriel e Pedrinho, os quais continuam construindo o melhor no Labhidro.

Ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental da Universidade Federal de Santa Catarina, pela oportunidade de realizar o doutorado.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), por ter parcialmente financiado essa pesquisa através de bolsa.

A todos àqueles que torceram para que esse dia chegasse.

RESUMO

Cheias são reconhecidos por seu grande potencial em provocar danos de ordem social e econômica. Embora seja esperado que as propriedades desses eventos sejam afetadas por alterações no clima, no uso e ocupação do solo e na rede de drenagem de bacias hidrográficas, não há consenso no meio científico sobre a magnitude dessas mudanças, bem como de suas respectivas escalas espacial e temporal. No Brasil, que possui dimensões continentais, com alguns dos maiores e mais importantes rios do mundo e é considerado o país que tem o segundo maior potencial de perda por cheias entre os países emergentes, estudos desses eventos são praticamente inexistentes. Assim, este trabalho teve como objetivo avaliar a presença de tendências em cheias no Brasil, a sazonalidade destes eventos e o impacto de possíveis tendências nas séries sobre a análise de frequência de cheias. Para isso, foram obtidas séries fluviométricas de todo o Brasil a partir do portal Hidroweb da Agência Nacional de Águas (ANA). Após verificação do atendimento das mesmas a critérios de qualidade pré-definidos, foram identificadas tendências monotônicas e abruptas na frequência e na magnitude dos eventos, bem como aplicados modelos dos tipos estacionário e não estacionário para a análise de frequência de cheias, com avaliação das incertezas associadas ao uso dos mesmos. Foi possível identificar a presença de tendências significativas, monotônicas e abruptas, nas séries de dados, em escala anual e sazonal, e um padrão espacial bem definido para os sinais dessas tendências. De maneira geral, as regiões Sul, Norte e parte do Sudeste apresentam tendências positivas para as cheias no período 1976-2015, enquanto que as regiões Nordeste e o restante do Sudeste, negativas. Há, para algumas regiões do Brasil, mudança na intensidade das tendências ou até mesmo inversão de seu sinal quando considerado um período de tempo mais longo, entre 1951 e 2010. Tendências significativas, a priori, não justificam o uso de modelos não estacionários para a análise de frequência de cheias, principalmente quando identificadas tendências negativas, uma vez que nesta situação este tipo de modelo pode resultar na assunção de maiores riscos, além de representar maiores incertezas associadas a estimativas de seus parâmetros. Há sazonalidade significativa para as vazões máximas anuais em todas as regiões do Brasil, concentradas principalmente nas estações mais quentes.

Palavras-chave: Tendências, Sazonalidade, Cheias, Análise de Frequência.

ABSTRACT

Floods are one of the main causes of socioeconomic and environmental damages all over the world. Although it is expected that the properties of these events will be affected by changes in climate, in the land use and in the drainage network of river basins, there is no scientific consensus about the magnitude of the flood changes, as well as their respective spatial and temporal scales. In Brazil, which has continental dimensions, some of the largest and most important rivers in the world and is considered the country that has the second highest potential for flood loss among emerging countries, floods studies are practically non-existent. Thus, this work aimed to evaluate the presence of flood trends in Brazil, the seasonality of these events and the impact of trends on the flood frequency analysis. Fluviometric data from all over Brazil were obtained from the Hidroweb portal of the National Water Agency (ANA). It was used flood seasonality and trend analysis at the annual and seasonal scale in order to describe flood regime and their changes all across Brazil. It was also evaluated stationary and nonstationary models application for flood frequency analysis, with assessment of uncertainties associated with their use. It was possible to identify significant monotonic and abrupt trends in the time series, on the annual and seasonal scale, and a well-defined spatial pattern for the trends signs. In general, the South, North and part of the Southeast have positive floods trends in the 1976-2015 period, while the Northeast and the rest of the Southeast have negative trends. There is a change in the intensity of the trends or even their signal alteration in some Brazilian regions when considered a longer period of time, between 1951 and 2010. Significant trends do not justify the use of nonstationary models for flood frequency analysis, mainly when negative trends are identified. In this situation, nonstationary models can result greater risks assumption. In addition, these models represent greater uncertainties associated with their parameters estimates. There is significant seasonality for maximum annual flows in all regions of Brazil, concentrated mainly in the warmer seasons.

Keywords: Trends. Seasonality. Floods. Frequency Analysis.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Tendências na magnitude da vazão máxima anual para 3478 séries com no mínimo 30 anos de dados, referente ao período 1955-2014.....	52
Figura 2. Divisão territorial adotada por Gudmundsson <i>et al.</i> (2019), destaque para as regiões AMZ (Amazônia), NEB (Nordeste) e SSA (Sudeste da América do Sul), que contemplam o território brasileiro.	55
Figura 3. Tendências observadas para os índices fluviométricos estudados por Gudmundsson <i>et al.</i> (2019). MIN, P10, P50, MEAN, P90 E MAX representam a vazão mínima, de percentil 10, percentil 50, média, de percentil 90 e máxima.	56
Figura 4. Tendências observadas nos índices fluviométricos estudados por Gudmundsson <i>et al.</i> (2019) e sua respectiva variação para os três períodos estudados (1951-1990, 1961-2000 e 1971-2010) na região Amazônica, Nordeste Brasileiro e Sudeste da América do Sul.....	56
Figura 5. Tendências no valor de altura de precipitação anual no Brasil nas estações seca e chuvosa e também em escala anual, no período de 1979 a 2011. Hachuras indicam áreas em que foram identificadas tendências ao nível de confiança de 95%.	57
Figura 6. Série temporal mensal do Índice de Precipitação Padronizada (SPI) da região Nordeste do Brasil, referente ao período 1982–2016.....	59
Figura 7. Período de vazão máxima trimestral para todos os continentes.	62
Figura 8. (a) Comparação entre estimativas de vazões máximas anuais de um posto fluviométrico localizado no Rio Smith (EUA) para o período 1932-2013, extrapoladas a partir dos modelos não estacionário - NS (faixa vermelha), estacionário com parâmetros atualizados a partir do modelo não estacionário no período de calibração - uST (faixa dourada) e estacionário – ST (faixa azul). As faixas indicam o intervalo de confiança (95%) das estimativas, enquanto que a linha preta os valores efetivamente observados no período entre 1932 e 2013, período de calibração dos modelos.....	69
Figura 9. Resumo da metodologia adotada no trabalho	71
Figura 10. América do Sul com destaque para o Brasil, suas grandes regiões de acordo com divisão política, principais rios e relevo.	72
Figura 11. Localização dos postos fluviométricos referentes às 3254 séries obtidas a partir do portal Hidroweb (circunferências transparentes) e das 738 séries que atenderam aos critérios de período, tamanho mínimo e percentual de falhas (circunferência coloridas em função da bacia em que se encontra o posto fluviométrico). a) Distribuição do número de séries	

em função das áreas das bacias onde estão localizados os postos fluviométricos. b) Distribuição do número de séries em função das regiões onde estão localizados os postos fluviométricos. c) Distribuição do número de séries em função das bacias hidrográficas onde estão localizados os postos fluviométricos. d) Área média, em km², coberta por cada posto fluviométrico, em função da região do Brasil..... 74

Figura 12.a) Distribuição de frequência do tamanho (em anos) das 738 séries usadas neste trabalho. b) Número de séries cujos dados relativos a um determinado ano foram utilizados. Distribuição espacial das séries e representação de seu respectivo (c) tamanho (d) percentual de falhas (e) ano inicial e (f) ano final. 76

Figura 13. Número médio de eventos fluviométricos, por ano, que excedem o valor do 95º percentil para cada uma das séries avaliadas..... 77

Figura 14. Distribuição espacial das séries disponíveis quando adotado os períodos a) 1951-1980 (229 séries); b) 1961-1990 (273 séries); c) 1971-2000 (460 séries) e d) 1981-2010 (567 séries). 79

Figura 15. (a) Estação do ano com predominante ocorrência do valor máximo anual de vazão. b) Intensidade da sazonalidade, dada pelo valor do parâmetro R da Equação 50..... 99

Figura 16. Localização dos postos fluviométricos cujas séries apresentaram mudança abrupta na a) magnitude e b) frequência, e respectivo sinal da mudança. 101

Figura 17. Mudanças Abuptas quando considerados diferentes períodos (a) 1951-1980, (b) 1961-1990, (c) 1971-2000 e (d) 1981-2010 e igual quantidade de dados (30 anos) para todas as séries..... 104

Figura 18. Série de vazão máxima diária anual no posto fluviométrico de Itaipu, no Rio Paraná. 105

Figura 19. Valor médio da declividade de Theil-Sen para séries de vazão máxima anual de todas as regiões do Brasil, obtido a partir da média dos valores da referida declividade para cada série temporal de uma determinada região para os períodos 1951-1980, 1961-1990, 1971-2000 e 1981-2010. 105

Figura 20. Tendências na magnitude dos eventos de cheias em escala anual e sazonal (superior). Tendências na frequência de eventos de cheias em escala anual e sazonal (inferior). Em cinza, regiões em que as tendências são regionalmente significativas. 107

Figura 21. Resumo geral das tendências encontradas, para todos os períodos de tempo e variáveis avaliadas na (a) magnitude e (b) frequência, em escala anual e sazonal..... 109

Figura 22. Percentual de séries, para cada região do Brasil, que apresentaram mudança abrupta e tendência monotônica significativa em escala anual e sazonal para a magnitude (superior) e para a frequência (inferior) das cheias.	112
Figura 23. Mudanças abruptas e tendências monotônicas em séries relativas a (a) magnitude e (b). frequência das cheias.....	113
Figura 24. Localização da estações fluviométricas cujas séries foram classificadas como não estacionárias por apresentarem o coeficiente β do modelo de tendência significativamente diferente de 0 e resíduos do modelo de tendência normalmente distribuídos, independentes e homocedásticos.	114
Figura 25. Valor de T_f (recurrence reduction) associado a uma cheia estimada como de 100 anos no modelo estacionário adotando o modelo de a) Vogel e b) Serago e Vogel...	115
Figura 26. Percentual de redução/aumento da magnitude da vazão com Tempo de Retorno de 100 anos quando comparados os modelos estacionário e não estacionário de a) Vogel e b) Serago e Vogel.....	117
Figura 27. Curvas de frequência de vazões estimadas a partir dos modelos estacionário e não estacionário correspondentes às séries (a) 14100000 - Manacapuru – Rio Solimões/Amazonas; (b) 29700000 - Tucuruí – Rio Tocantins; (c) 46035000 – Gameleira – Rio São Francisco e (d) 64507000 – Jataizinho – Tibagi.	118
Figura 28. Distribuição dos valores de ΔBIC e ΔAIC obtidos para todas as séries avaliadas neste trabalho que (a) não apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall (b) apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall.	119
Figura 29. Distribuição dos valores de ΔBIC e ΔAIC obtidos para todas as séries de tamanho 40 anos que (a) não apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall (b) apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall.	120
Figura 30. Distribuição espacial dos valores de (a) ΔBIC e (b) ΔAIC e relação entre a existência de tendências significativas nas séries de tamanho 40 anos.	121
Figura 31. Distribuição das séries, dentre as consideradas não estacionárias no período de calibração, com melhor desempenho na validação para os modelos NS, uST e ST considerando o valor da função de verossimilhança para o conjunto ótimo de parâmetros (L_{MAP}) e o valor médio da função de verossimilhança (L_{MED}).	122
Figura 32. Comparação entre os modelos (a) ST, (b) uST e (c) NS para a estação fluviométrica (f) 11500000, localizada na Bacia do Rio Amazonas. Curvas de frequência para os modelos (d) ST e (e) uST.....	123

Figura 33. Comparação entre os modelos (a) ST, (b) uST e (c) NS para a estação fluviométrica (f) 34270000, localizada na Bacia do Atlântico Nordeste. Curvas de frequência para os modelos (d) ST e (e) uST..... 123

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Valores adotados para os parâmetros μ_0 , β , σ da distribuição a priori 95

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

Abreviatura/Sigla	Descrição
AIC	Critério de Informação de Aikaike
AMO	Oscilação Multidecadal do Atlântico
AMS	Valor Máximo Anual de Vazão, do inglês <i>annual maximum streamflow</i>
AMZ	Amazônia
ANA	Agência Nacional de Águas
ASAN	Alta Subtropical do Atlântico Norte
ASAS	Alta Subtropical do Atlântico Sul
BIC	Critério de Informação de Bayes
CCM	Complexos Convectivos de Mesoescala
CNRH	Conselho Nacional de Recursos Hídricos
ENOS	El Niño – Oscilação Sul
EUA	Estados Unidos da América
GEV	Generalizada de Valores Extremos
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCC	Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas
JBN	Jatos de Baixo Nível
LN	Lognormal
MAX	Vazão Máxima
MEAN	Vazão Média
MIN	Vazão Mínima
NAO	Oscilação do Atlântico Norte
NEB	Noedeste
NS	Não Estacionário
ODP	Oscilação Decadal do Pacífico
ONS	Operador Nacional do Sistema Elétrico
P10	Vazão de Percentil 10
P50	Vazão de Percentil 50
P90	Vazão de Percentil 90
PNM	Pressão ao Nível do Mar
POT	Valor acima do limite, do inglês <i>peak-over-threshold</i>
SMS	Valor máximo de vazão de cada estação do ano, do inglês <i>seasonal maximum streamflow</i>)
SPI	Índice de Precipitação Padronizada
SSA	Sudeste da América do Sul
ST	Estacionário
TSM	Temperatura da Superfície do Mar
uST	Estacionário no Período de Validação
VCAN	Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis
ZCAS	Zona de Convergência do Atlântico Sul
ZCIT	Zona de Convergência Intertropical

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	35
1.1	OBJETIVO GERAL	37
1.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS E HIPÓTESES	37
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	39
2.1	EVENTOS EXTREMOS E CHEIAS	39
2.2	MECANISMOS ASSOCIADOS A ALTERAÇÕES NO REGIME de vazões....	40
2.3	CLIMA DO BRASIL E SUA RELAÇÃO COM EVENTOS de cheias.....	43
2.3.1	Principais fenômenos climáticos no Brasil	43
2.3.1.1	<i>Complexos Convectivos de Mesoescala - CCM</i>	<i>44</i>
2.3.1.2	<i>El Niño – Oscilação Sul (ENOS)</i>	<i>44</i>
2.3.1.3	<i>Jatos de Baixos Níveis - JBNs</i>	<i>45</i>
2.3.1.4	<i>Oscilação Decadal do Pacífico - ODP</i>	<i>45</i>
2.3.1.5	<i>Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis - VCAN</i>	<i>45</i>
2.3.1.6	<i>Zona de Convergência Intertropical - ZCIT.....</i>	<i>46</i>
2.3.1.7	<i>Zona de Convergência do Atlântico Sul - ZCAS</i>	<i>46</i>
2.3.2	Clima do Brasil	47
2.3.2.1	<i>Centro-Oeste.....</i>	<i>47</i>
2.3.2.2	<i>Nordeste.....</i>	<i>47</i>
2.3.2.3	<i>Norte</i>	<i>48</i>
2.3.2.4	<i>Sudeste.....</i>	<i>49</i>
2.3.2.5	<i>Sul.....</i>	<i>49</i>
2.4	TENDÊNCIAS	50
2.5	SAZONALIDADE	60
2.6	ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS e estacionariedade	64
3	METODOLOGIA.....	71
3.1	ÁREA DE ESTUDO	72

3.2	DADOS DE VAZÕES	73
3.2.1	Critério de Seleção de Dados I.....	73
3.2.2	Critério de Seleção de Dados II.....	78
3.3	ANÁLISE DE TENDÊNCIA	79
3.3.1	Identificação de Tendências na Magnitude dos Eventos	80
3.4.1.1	<i>Teste de Pettitt.....</i>	<i>81</i>
3.4.1.2	<i>Teste de Mann Kendall.....</i>	<i>81</i>
3.4.1.3	<i>Theil-Sen.....</i>	<i>82</i>
3.4.1.3	<i>Teste de Walker</i>	<i>83</i>
3.4.1.4	<i>Trend free pre-whitening.....</i>	<i>84</i>
3.3.2	Identificação de Tendências na Frequência dos Eventos.....	85
3.3.2.1	<i>Regressão Segmentada.....</i>	<i>85</i>
3.4.2.2	<i>Regressão de Poisson.....</i>	<i>86</i>
3.4	ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS – MODELOS ESTACIONÁRIO E NÃO ESTACIONÁRIO.....	86
3.4.1	Teste de Aderência dos dados à distribuição LN.....	87
3.4.2	Análise de Frequência de Cheias – Modelo Estacionário LN.....	88
3.4.3	Análise de Frequência de Cheias – Modelos Não Estacionários LN.....	88
3.7.2.1	<i>Modelo Não Estacionário – Vogel et al. (2011).....</i>	<i>88</i>
3.7.2.2	<i>Modelo Não Estacionário – Serago e Vogel (2018).....</i>	<i>91</i>
3.5	ANÁLISE DE INCERTEZA.....	93
3.5.1	Estimativa dos Parâmetros - Inferência Bayesiana.....	94
3.6	SAZONALIDADE	97
4	RESULTADOS	99
4.1	SAZONALIDADE	99
4.2	TENDÊNCIAS	100
4.2.1	MUDANÇAS ABRUPTAS	101

4.2.2	TENDÊNCIAS MONOTÔNICAS.....	106
4.3	ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS.....	113
4.4	ANÁLISE DE INCERTEZA.....	119
5	CONCLUSÕES.....	125
6	REFERÊNCIAS.....	129

1 INTRODUÇÃO

Cheias são responsáveis por prejuízos ambientais e socioeconômicos em todo o mundo (SLATER E VILLARINI, 2016; MALLAKPOUR E VILLARINI, 2016; HALL *et al.*, 2014; VILLARINI *et al.*, 2011; PETROW E MERZ, 2009). Com prejuízos anuais estimados em 104 bilhões de dólares, estão entre os desastres naturais mais custosos em todo o mundo, sendo o Brasil o país que tem o segundo maior potencial de perdas associadas a inundações entre as nações emergentes (UNISDR, 2015).

É esperado que as características das cheias sofram alterações, decorrentes do resultado de uma complexa interação entre diversos mecanismos de origem natural e antropogênica relacionados a fenômenos climáticos, nas bacias hidrográficas e na rede de drenagem (VIGLIONE *et al.*, 2016; BLÖSCHL *et al.*, 2015; MERZ *et al.*, 2012) que agem em paralelo, interagem entre si e atuam em diferentes escalas espaciais (MERZ *et al.*, 2012).

Há a necessidade em avaliar a hipótese de que cheias tornaram-se mais (ou menos) frequentes e intensos e, explicar essas mudanças (MALLAKPOUR E VILLARINI, 2015; HALL *et al.*, 2014). Este tipo de avaliação têm sido feita em muitas regiões (HODGKINS *et al.*, 2017; MALLAKPOUR E VILLARINI, 2015; MEDIERO *et al.*, 2015; VILLARINI *et al.*, 2011; PETROW E MERZ, 2009; ESPINOZA *et al.*, 2009). De maneira geral, os estudos tem indicado a presença de padrões regionais distintos (de tendências positivas ou negativas), sem consenso sobre a existência de tendências e de seu possível sinal em escala global (BLÖSCHL *et al.*, 2019; BLÖSCHL *et al.*, 2015). O desafio tem sido identificar, através de dados espacialmente e temporalmente representativos, os mecanismos responsáveis por possíveis alterações nesses eventos. Ainda é um obstáculo reconhecer e diferenciar o efeito das alterações naturais do clima daquelas que, possivelmente, são causadas por interferência humana. (BERJHUIJS *et al.* 2017; BLÖSCHL *et al.*, 2019; BLÖSCHL *et al.*, 2017; SLATER E VILLARINI, 2016; MEDIERO *et al.*, 2015; MADSEN *et al.*, 2014).

Apesar de sua extensa e importante rede hídrica, diretamente associada à conservação de ecossistemas, abastecimento de água, produção de energia e atividades econômicas, estudos de cheias são praticamente inexistentes no Brasil. Não obstante, a dimensão continental do país o classifica em uma condição singular, de manifestação de diferentes padrões climáticos, hidrológicos, de uso e ocupação da terra e relevo representativos de grande parte da América do Sul. Através da investigação do comportamento e das propriedades dos fenômenos fluviométricos pode-se obter informações e ferramentas que subsidiem o desenvolvimento de políticas adequadas a uma nova realidade, tanto do ponto de vista hidrológico, quanto social e econômico.

Tendências na magnitude de cheias têm implicação direta sobre a análise de frequência desses eventos. A adequada estimativa dos valores máximos de vazão esperados em determinada seção de um rio é o passo básico para a avaliação de riscos e essencial para projetos, operação e gerenciamento de estruturas hidráulicas (HODGKINS *et al.*, 2017; MADSEN *et al.*, 2014; PROSDOCIMI *et al.*, 2014). Métodos geralmente desenvolvidos para este fim são baseados na premissa da estacionariedade, a qual pode tornar-se inválida face às mudanças hidroclimáticas (MILLY *et al.*, 2008). Sendo assim, torna-se necessário identificar e usar modelos que levem em conta a não-estacionariedade no gerenciamento de riscos de cheias e no planejamento de recursos hídricos (MILLY *et al.*, 2015). Montanari e Koutsoyiannis (2014) rebatem a afirmação de Milly *et al.* (2015, 2008), de forma que sugerem cautela no uso de modelos não estacionários, inclusive por conta da maior incerteza associada ao uso destes (LUKE *et al.*, 2017). Segundo Montanari e Koutsoyiannis (2014), há a necessidade de relações determinísticas que expliquem a evolução de um certo processo ao longo do tempo antes de considerá-lo não estacionário.

Enquanto relativo esforço tem sido dedicado a detecção de tendências no comportamento de cheias, bem como os efeitos das mesmas sobre a análise de frequência de cheias, ainda há pouca informação relacionada à sazonalidade desses eventos (VILLARINI, 2016), em especial no Brasil. Estudos da sazonalidade fornecem informações sobre a época do ano em que eventos extremos tendem a ocorrer (VILLARINI, 2016). Sendo assim, esses estudos podem ser muito úteis para auxiliar na identificação dos diferentes mecanismos associados à ocorrência das cheias (como sistemas frontais ou precipitações convectivas - Hall *et al.* 2014) ou na identificação e atribuição de causas às mudanças observadas no regime fluvial (HALL E BLÖSCHL, 2017). As alterações e tendências nos períodos em que predominantemente ocorrem cheias pode ser considerada uma impressão digital dos efeitos das mudanças climáticas sobre a ocorrência desse fenômeno, como por exemplo, o derretimento antecipado da neve em regiões em que esse mecanismo desempenha importante papel na geração de cheias (BLÖSCHL *et al.*, 2017).

Neste trabalho foram avaliados os padrões espaciais e temporais da sazonalidade e da presença de tendências na magnitude e na frequência em séries correspondentes a eventos de cheias no Brasil. Além disso, testou-se métodos para entender o impacto dessas mudanças sobre a análise de frequência desses eventos. Todas as análises feitas neste trabalho tiveram como base uma perspectiva regional, que se caracteriza pelo estudo de diversas séries fluviométricas de uma vasta região, fato que reduz a presença de ruídos nas séries e possibilita a identificação

de um padrão espacial para as mudanças com maior confiança (HALL *et al.*, 2014; PETROW E MERZ, 2009).

Os temas abordados neste trabalho se relacionam diretamente com quatro das vinte e três questões colocadas como desafios contemporâneos da hidrologia, segundo levantamento feito em 2018, a partir da opinião de 230 cientistas de todas as regiões do planeta (BLÖSCHL *et al.* 2019), sendo elas: i. O ciclo hidrológico está se intensificando sob efeitos de mudanças climáticas e ambientais? ii. Quais são os impactos das mudanças na cobertura do solo sobre os fluxos de água e energia na superfície da terra? iii. Como surgem os períodos com predominante ocorrência de eventos de cheias e secas? Há alterações nas suas características? iv. Porque os extremos de escoamento superficial são mais sensíveis a mudanças no uso/cobertura do solo em determinadas bacias hidrográficas?

1.1 OBJETIVO GERAL

Analisar os padrões espaciais e temporais da sazonalidade e de tendências na magnitude e frequência de eventos de cheias no Brasil.

1.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS E HIPÓTESES

Objetivo I. Avaliar a sazonalidade nos eventos de vazão máxima anual no Brasil, bem como padrões espaciais e temporais para a ocorrência deste fenômeno.

Hipótese I. Eventos de vazão máxima anual possuem sazonalidade significativa no Brasil, sendo possível identificar padrões espaciais definidos.

Objetivo II. Identificar a presença de tendências monotônicas e abruptas na magnitude e na frequência de eventos de cheias no Brasil, em escala anual e sazonal.

Hipótese II. Há tendências significativas na frequência e na magnitude de eventos de cheias no Brasil, com distintos padrões quando observadas as escalas anual e sazonal. Dois tipos de tendências, monotônicas e abruptas, se manifestam no Brasil.

Objetivo III. Identificar padrões espaciais e temporais na ocorrência de tendências na magnitude e na frequência de eventos de cheias no Brasil.

Hipótese III. Há regiões do Brasil em que tendências positivas (aumento na intensidade e/ou na frequência) na vazão são predominantes, enquanto que em outras regiões há principalmente tendências negativas (diminuição na intensidade e/ou na frequência).

Objetivo IV. Avaliar a aplicação de modelos dos tipos estacionário e não estacionário na análise de frequência de cheias.

Hipótese IV. O uso de modelos não estacionários, apesar de representar aumento nas incertezas das estimativas, pode se fazer necessário para uma adequada estimativa de vazões máximas quando existentes tendências nas séries.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 EVENTOS EXTREMOS E CHEIAS

Não há uma definição para o termo ‘eventos extremos’ que seja comum a todas as áreas que o utilizam (MCPHILLIPS *et al.*, 2018). Na engenharia, eventos extremos geralmente estão relacionados à seleção de padrões construtivos e de projetos associados a específicos tempos de retorno de um determinado fenômeno. O cálculo da probabilidade de ocorrência de um evento e seu tempo de retorno é feito a partir da aplicação de métodos estatísticos em extensas séries de dados daquela variável sob análise. Dentre os eventos extremos que tem ganho cada vez mais atenção no meio científico, destacam-se os fluviais, os quais por sua vez podem estar associados a vazões mínimas (secas) ou vazões máximas (cheias). Neste texto, o termo “eventos extremos” faz referência a elevadas vazões, que diferem dos valores preponderantemente observados em uma determinada seção de um rio.

Cheias tem grande potencial em provocar danos de ordem social e econômica (CORREA *et al.*, 2017; MALLAKPOUR E VILLARINI; 2016; SLATER E VILLARINI; 2016; ÁVILA *et al.*, 2016; VILLARINI *et al.*, 2011a; VILLARINI *et al.*, 2011a; 2011b; PETROW E MERZ, 2009). Segundo o Escritório das Nações Unidas para a Redução do Risco de Desastres, inundações são os eventos que mais afetam pessoas em todo o mundo, com perdas econômicas anuais estimadas em US\$ 104 bilhões (UNISDR, 2015). De acordo com o mesmo Órgão, o Brasil é o país que tem o segundo maior potencial de perdas associadas a inundações entre as nações emergentes. Somente em 2013, este tipo de evento provocou 108 mortes e afetou 4.356.550 pessoas em todo o país (BRASIL, 2014).

A vulnerabilidade da sociedade frente a eventos de cheias demanda que se estude suas características e os mecanismos associados à sua ocorrência, que incluem tendências, sazonalidade e respectivas conexões com alterações ocorridas nas bacias hidrográficas e nos fenômenos climáticos. De maneira geral, percebe-se que as características e mecanismos anteriormente citados são inter-relacionadas, sendo fundamental o entendimento dos mesmos para o gerenciamento de riscos e prevenção de danos de monta social e financeira causados por cheias. Além de ser socialmente relevante, a importância científica do tema pode ser observada por se relacionar diretamente com quatro das vinte e três questões colocadas como desafios contemporâneos da hidrologia, segundo levantamento feito em 2018 a partir da opinião de 230 cientistas de todas as regiões do planeta (BLÖSCHL *et al.* 2019).

2.2 MECANISMOS ASSOCIADOS A ALTERAÇÕES NO REGIME DE VAZÕES

Nos últimos anos, o interesse pela complexa relação que existe entre processos hidrológicos e condições do clima e do ambiente aumentou devido ao: i. melhor entendimento dos mecanismos de circulação oceânica e atmosférica de grande escala; ii. reconhecimento da existência de mudanças climáticas; iii. aumento da população e de seus impactos sobre o ambiente e sobre a disponibilidade de recursos hídricos; iv. melhor entendimento dos efeitos antropogênicos e de processos atmosféricos e oceânicos sobre o ciclo hidrológico (SALAS *et al.*, 2018).

Qualquer alteração no regime de vazões deve ser entendida como o resultado de uma complexa interação entre diversos mecanismos de origem natural e antropogênica relacionados a fenômenos climáticos, nas bacias hidrográficas e na rede de drenagem (VIGLIONE *et al.*, 2016; BLÖSCHL *et al.*, 2015; MERZ *et al.*, 2012). Esses mecanismos agem em paralelo, interagem entre si e atuam em diferentes escalas espaciais (MERZ *et al.*, 2012). Embora múltiplos mecanismos contribuam para a geração de cheias, estudos que tratam deste tema geralmente limitam-se a identificar um único indutor por bacia hidrográfica (BERGHUIJS *et al.*, 2019).

O sistema de drenagem é relevante para a ocorrência de alterações no comportamento das vazões, uma vez que as ondas de cheia se propagam através deste e, portanto, são influenciadas pelas propriedades deste sistema (BLÖSCHL *et al.* 2015). Intervenções na rede de drenagem geralmente consistem em diminuir a rugosidade e aumentar a área da seção transversal do canal (com o objetivo de aumentar sua capacidade de transporte), fato que leva ao aumento da velocidade com que as ondas de cheia se deslocam e da descarga a jusante. Alterações nas propriedades do sistema de drenagem são mais frequentes e possuem maiores impactos em pequenas bacias hidrográficas, nas quais a capacidade de amortecimento de uma onda cheia é bastante reduzida.

Slater *et al.* (2014) chamam a atenção para o fato que a capacidade de uma onda de cheia ser transportada na rede de drenagem é tipicamente assumida como constante. Assim, alterações no risco de inundações ao longo do tempo são associadas somente às alterações nas vazões de uma determinada seção de um corpo hídrico. No entanto, os autores observaram que a redução da capacidade da rede de drenagem foi responsável por alterações no risco de inundações em diversos locais nos EUA. A redução da capacidade da rede de drenagem pode amplificar o risco de inundações mesmo quando a distribuição da frequência ou da magnitude das cheias (em valores absolutos) não muda (SLATER *et al.*, 2014).

Fatores relacionados às propriedades da bacia hidrográfica e à sua ocupação, como a capacidade de infiltração e de armazenamento, também são importantes para a ocorrência de alterações no comportamento das vazões (BLÖSCHL *et al.*, 2015; MERZ *et al.*, 2012). A urbanização e a transformação de áreas florestadas em agricultáveis tendem a diminuir a capacidade de infiltração do solo, através da supressão de caminhos preferenciais para a ocorrência deste fenômeno. Também deve ser observado que a maior capacidade de infiltração de solos de áreas florestadas é contrabalanceada por maiores taxas de evapotranspiração registradas neste tipo de cobertura do solo. Este é um exemplo clássico da complexa interação que existe no sistema solo-planta-atmosfera no controle da geração do escoamento (BLÖSCHL *et al.*, 2015).

Doyle e Barros (2011) mencionam que mudanças no uso e ocupação da terra são as responsáveis por alterações no regime de vazões que ocorreram nas últimas décadas ao norte da Bacia do Prata, enquanto que mudanças no regime de precipitação parecem ser a principal causa de alterações no regime de vazões na região central da referida Bacia, que compreende boa parte da Bacia do Rio Paraná e Uruguai. Saurral, Barros e Lettenmaier (2008) concluíram a partir do uso de um modelo hidrológico que as alterações observadas nas vazões do Rio Uruguai durante a segunda metade do século XX podem ser atribuídas ao aumento da precipitação.

Propriedades relacionadas as condições iniciais das bacias hidrográficas também tem forte influência sobre a geração de cheias. Berghuijs *et al.* (2019), a partir da análise de um conjunto de dados de milhares de bacias hidrográficas da Europa revelaram que entre 1960 e 2010 apenas algumas cheias foram causadas por picos de precipitação. A maioria das mesmas foram decorrentes do derretimento da neve e ocorrência de intensa precipitação em solo com elevada umidade antecedente.

Os mecanismos mais explorados na análise das causas de alterações no regime de cheias se relacionam ao clima, tendo em vista que temperaturas mais elevadas intensificam o ciclo hidrológico (BLÖSCHL *et al.*, 2017; SLATER E VILLARINI; 2016; MADSEN *et al.*, 2014). A relação entre alterações no clima e no regime fluvial não está claramente identificada em escala global (HANNAFORD E BUYS, 2012). Tal fato se deve pela existência de inúmeros processos que controlam o regime de vazões, por conta da inconsistência dos dados atualmente disponíveis e da dificuldade dos mesmos em representar adequadamente os distintos padrões espaciais existentes (BLÖSCHL *et al.* 2017). Além disso, as alterações nas propriedades de um mesmo fenômeno podem ter distintas implicações para bacias hidrográficas localizadas na mesma região. Por exemplo, alterações nas propriedades de chuvas do tipo convectiva são

relevantes principalmente para pequenas bacias hidrográficas, com área da ordem de centenas a milhares de quilômetros quadrados (BLÖSCHL *et al.*, 2015; FISCHER E SCHUMANN, 2019). Já alterações nas características de precipitações do tipo frontais tendem a ter efeitos mais claros em bacias hidrográficas de grande área, da ordem de centenas a centenas de milhares de quilômetros quadrados.

A afirmação dos efeitos do clima sobre tendências de cheias deve ser feita idealmente com base em dados de bacias hidrográficas relativamente livres da influência humana (HODGKINS *et al.*, 2017; HANNAFORD E BUYS, 2012), raramente encontradas. Sendo assim, muitas abordagens vêm sendo empregadas em estudos deste tipo, que incluem: i. a correlação entre dados de índices climáticos e de vazão e precipitação (LEE *et al.*, 2018; KHOUAKHI E VILLARINI, 2017; VILLARINI *et al.*, 2013); ii. o uso de dados de locais minimamente impactados por atividades antrópicas (HODGKINS *et al.*, 2017; VORMOOR *et al.*, 2016); e iii. modelagem climática (VILLARINI E SLATER, 2017; WOBUS *et al.*, 2017; SORRIBAS *et al.*, 2016).

O 5º Relatório de Avaliação (Fifth Assessment Report - AR5) do Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas (IPCC) aponta um aquecimento de 0.85°C na temperatura média da superfície terrestre durante o período entre 1880 e 2012 (IPCC, 2014). O mesmo documento menciona como provável que a variação da temperatura global de superfície no final do Século XXI exceda 1,5°C em relação ao período 1850-1900. Tal número é baseado em projeções obtidas a partir de três dos quatro cenários de Trajetórias Representativas de Concentração (RCPs) avaliados. Ainda, segundo o 5º Relatório de Análise do IPCC, é clara a influência humana sobre o sistema climático, principalmente por conta da emissão de gases de efeito estufa.

A elevação da temperatura média da atmosfera resulta em maior precipitação, uma vez que baseado em considerações termodinâmicas (relação de Clausius-Clapeyron), a pressão de vapor de saturação aumenta exponencialmente com o aumento da temperatura, fato que faz com que exista maior quantidade de vapor d'água na atmosfera sujeita à precipitação (VILLARINI *et al.*, 2013; HIRSCH E RYBERG, 2012). Uma vez que a precipitação é o fenômeno que tem maior potencial em causar alterações nas propriedades das cheias (BLÖSCHL *et al.*, 2015), espera-se que haja alterações na frequência e magnitude de cheias em decorrência da elevação da temperatura média da atmosfera.

Enquanto a relação entre o aumento da temperatura e o comportamento da precipitação em escala global é um consenso no meio científico, a hipótese de relação positiva entre tendências na precipitação/temperatura e vazões não é fortemente fundamentada. De acordo

com Wasko e Sharma (2017), essa seria uma situação válida somente se toda a precipitação fosse convertida em escoamento. Porém, as inúmeras abstrações que existem no volume de água precipitado em decorrência da infiltração no solo, armazenamento em depressões, evapotranspiração, etc., fazem com que não exista uma relação linear entre o volume de água precipitado e o escoado. Além disso, a temperatura média do ar mais elevada pode também resultar em menor umidade do solo (decorrente das maiores taxas de evapotranspiração), logo maior capacidade de armazenamento de água no mesmo e menor escoamento (HIRSCH E RYBERG, 2012). Estes são alguns exemplos de fatores que podem levar a uma condição de relação negativa entre tendências nos valores de precipitação e de vazão observados em uma determinada bacia hidrográfica. Na Europa, por exemplo, há um claro padrão espacial de aumento da precipitação, enquanto que para séries de vazões tal fato não é verdadeiro, sendo observadas tanto tendências positivas quanto negativas (MADSEN *et al.*, 2014).

Embora muito se discuta sobre os efeitos das mudanças climáticas (sobretudo decorrente de ações antrópicas) sobre o regime de precipitação e vazão, também deve ser observada a variabilidade climática natural. São inúmeros os trabalhos que investigam e reconhecem a relação entre fenômenos como o El Niño-Oscilação Sul (ENOS), Oscilação Decadal do Pacífico (ODP), Oscilação do Atlântico Norte (NAO), Oscilação Multidecadal do Atlântico (AMO) e variações nos regimes de precipitação e vazão em todo o mundo (LEE *et al.*, 2018; NOBRE *et al.*, 2017; CARVALHO *et al.* 2014; REBOITA E SANTOS, 2014; VILLARINI *et al.*, 2013; DOYLE E BARROS; 2011; CARVALHO *et al.* 2011).

2.3 CLIMA DO BRASIL E SUA RELAÇÃO COM EVENTOS DE CHEIAS

Devido sua dimensão continental, extensa costa e influência de diferentes massas em seu território, o clima do Brasil é bastante diversificado (ZANDONADI *et al.*, 2016). Assim, inúmeros fenômenos climáticos exercem influência sobre a ocorrência e a magnitude de extremos de precipitação e vazão no Brasil. Nesta seção, são brevemente descritos os principais fenômenos climáticos que têm influência sobre o comportamento dos eventos de cheias no Brasil, bem como as características do clima de cada uma das regiões do país.

2.3.1 Principais fenômenos climáticos no Brasil

As discussões sobre a influência de fenômenos climáticos de grande escala que tem impacto sobre os regimes de precipitação e de vazão no Brasil se concentram principalmente

em Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM), ENOS, Jatos de Baixo Nível (JBN); ODP; Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis (VCAN), Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) e Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS) (CARVALHO, 2014; ALVES *et al.*, 2013; DOYLE E BARROS, 2011; CARVALHO *et al.*, 2011).

2.3.1.1 *Complexos Convectivos de Mesoescala - CCM*

Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM) são sistemas grandes e organizados, de longa duração, compostos por um conjunto de tempestades que, juntas, podem resultar em elevada quantidade de precipitação e influenciar o regime hidrológico de uma região. A Bacia do Rio do Prata é reconhecida por apresentar alta frequência e concentração destes eventos durante o verão (DURKEE *et al.*, 2009).

2.3.1.2 *El Niño – Oscilação Sul (ENOS)*

O fenômeno El Niño – Oscilação Sul é considerado uma das mais proeminentes fontes de variação interanual do tempo e clima em todo o planeta, caracterizado por flutuações de variabilidade interanual na temperatura da superfície do mar (TSM) do Oceano Pacífico na região equatorial, associado também a anomalias na pressão ao nível do mar entre o Pacífico Central e o Pacífico Oeste (LEE *et al.*, 2018). No Brasil, a fase positiva do ENOS (El Niño) está associada a maiores valores de precipitação no Sul e déficit na região Norte e Nordeste, já a fase negativa é reconhecida pela ocorrência do oposto (RAO *et al.*, 2016; REBOITA E SANTOS; 2014; DAI *et al.*, 2009). As características do ENOS para uma mesma fase (El Niño ou La Niña), como sua estrutura espacial e duração, podem resultar em diferentes efeitos sobre as condições pluviométricas de uma determinada região (RODRIGUES E MCPHADEN, 2014). Eventos La Niña do tipo canônico, com resfriamento concentrado no Pacífico Leste, causam resfriamento do Atlântico Norte tropical e aquecimento do Atlântico Sul tropical, que levam a ZCIT a migrar para o sul, levando chuva para o Nordeste. Por outro lado, eventos La Niña com resfriamento concentrado no Pacífico Central causam aquecimento do Atlântico Norte tropical e resfriamento do Atlântico Sul tropical, levando secas ao Nordeste. Esse foi o caso do evento La Niña ocorrido em 2011-2012, que contrariando as expectativas, levou ao Nordeste a seca mais intensa dos últimos 30 anos. Também há a influência de outros fenômenos climáticos de grande escala sobre o comportamento do ENOS. Wang *et al.* (2014) citam que a típica relação interanual entre o ENOS e o clima global não é estacionária e pode ser regulada, por exemplo, pela ODP.

2.3.1.3 *Jatos de Baixos Níveis - JBNs*

Jatos de Baixos Níveis (JBNs) são fortes fluxos meridionais observados na baixa atmosfera (em torno de 2.000 m) ao longo de cadeias montanhosas. Na América do Sul, os JBNs são responsáveis por transportar umidade atmosférica oriunda do fluxo dos ventos alísios que passa sobre a Amazônia, podendo ainda adquirir maior quantidade de umidade por conta da intensa evapotranspiração nesta região. Seguindo adiante, os JBNs sofrem mudanças de direção devido ao bloqueio topográfico e corre paralelamente aos Andes em direção ao Sul/Sudeste do Brasil, onde desempenha papel fundamental sobre o tempo e o clima, (MARENGO, AMBRIZI E SOARES, 2009).

Soares e Marengo (2007) mostraram que em um cenário de possível aquecimento global da atmosfera, pode existir uma maior ocorrência de JBNs, além de ser intensificada a magnitude deste fenômeno. Com o aumento da umidade nos baixos níveis da atmosfera sobre a floresta Amazônica, maior quantidade de umidade estaria disponível para ser transportada pelos JBNs para regiões mais ao sul do continente. Dessa forma, os JBNs podem funcionar como um modulador hidrológico entre a região Amazônica e a bacia do Prata, possibilitando maior convecção e possivelmente, maior quantidade de eventos extremos de precipitação nas regiões Sul e Sudeste do Brasil.

2.3.1.4 *Oscilação Decadal do Pacífico - ODP*

A Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) é caracterizada por flutuações com variabilidade decadal na TSM do Pacífico Norte. A fase positiva (negativa) da ODP está associada a anomalias positivas (negativas) na TSM do Pacífico. Quando comparadas anomalias de precipitação induzidas pelo ENSO em relação as fases da ODP fica demonstrado que o fenômeno El Niño (La Niña) tende a ser mais intenso durante a fase positiva (negativa) da ODP (WANG *et al.*, 2014). A fase positiva da ODP está associada a mais frequentes e intensos El Niños na Bacia do Prata (DOYLE E BARROS, 2011). Por volta do ano 2000, a ODP entrou em uma fase negativa, com aumento na frequência de fenômenos La Niña, levando a condições mais úmidas naquelas regiões em que a precipitação está associada a eventos La Niña e a condições mais secas naquelas em que a precipitação está associada a eventos El Niño (WANG *et al.*, 2014).

2.3.1.5 *Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis - VCAN*

Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis (VCAN) são sistemas meteorológicos caracterizados por centros de pressão relativamente baixa que se originam na alta troposfera e se estendem até os níveis médios, dependendo da instabilidade atmosférica. São caracterizados

por serem quase estacionários e por terem um tempo de vida de vários dias (FERREIRA, RAMIREZ E GAN, 2009). Os efeitos desse sistema sobre a precipitação nas regiões Norte e Nordeste do Brasil são evidentes principalmente quando se formam sobre o continente. Nesse contexto, parte da região Nordeste experimenta nebulosidade e chuva e parte apresenta céu claro decorrente dos movimentos verticais subsidentes existentes no centro do VCAN.

2.3.1.6 Zona de Convergência Intertropical - ZCIT

A Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) é considerada o sistema mais importante gerador de precipitação sobre a região equatorial dos oceanos Atlântico, Pacífico e Índico, assim como sobre áreas continentais adjacentes (MELO *et al.*, 2009). É caracterizado por uma banda de nuvens convectivas que se estende em uma faixa ao longo da região equatorial. Na região do Atlântico Equatorial, a ZCIT migra sazonalmente, em anos considerados normais, de sua posição mais ao norte (em torno de 14°N) durante agosto-setembro, para sua posição mais ao sul (em torno de 2°S) durante março-abril. Essa migração tem papel importante na determinação da estação chuvosa na região Nordeste do Brasil, sendo que em anos chuvosos, a ZCIT pode atingir até 5°S, perto da costa nordestina. Além da posição propriamente dita, a permanência da ZCIT por mais tempo mais ao norte ou mais ao sul determina a qualidade da estação no Nordeste do Brasil.

2.3.1.7 Zona de Convergência do Atlântico Sul - ZCAS

A Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS) é caracterizada pela presença de uma banda de nebulosidade e chuvas com orientação noroeste-sudeste, que se estende desde a Amazônia até o Sudeste do Brasil e, frequentemente sobre o Atlântico Subtropical, influenciando as precipitações desde o centro-sul da Região Norte até o norte do Paraná, incluindo a totalidade das Regiões Centro-Oeste e Sudeste e parte do Nordeste do Brasil. Embora a ZCAS seja registrada em todos os verões, importantes variações ocorrem na organização espacial, na intensidade das chuvas e na circulação (CARVALHO E JONES, 2009). Ainda, de acordo com os autores, a ZCAS é responsável pela ocorrência de eventos extremos em grande parte do território brasileiro. Por outro lado, a descaracterização desse sistema pode representar longos períodos de seca ou má distribuição das chuvas.

2.3.2 Clima do Brasil

2.3.2.1 Centro-Oeste

A região Centro-Oeste é caracterizada por marcante variabilidade climática, atribuída à diversidade de fatores relacionados a latitude, relevo, vegetação, entre outros (ALVES, 2009). O regime pluviométrico, que tem alta variabilidade na região, está diretamente relacionado a condições atmosféricas decorrentes da interação entre fenômenos pertencentes a várias escalas espaciais e temporais, que vão desde a escala local até global. A precipitação anual média na região Centro-Oeste é de 1.500 mm, sendo que as maiores médias anuais (superiores a 1.800 mm) ocorrem ao norte do estado de Mato Grosso, resultado da influência de sistemas da Amazônia. A região Centro-Oeste, assim como a Sudeste, é caracterizada por alta sazonalidade da precipitação, com ocorrência de seis meses chuvosos durante o verão seguidos de seis meses secos durante o inverno, típico de regime de monções (RAO *et al.*, 2016).

2.3.2.2 Nordeste

Entre todas as regiões do Brasil, a Nordeste é a que apresenta o clima mais seco. Além disso, esta região tem marcante variabilidade espacial e temporal de precipitações, que condiciona-lhe três tipos de clima: clima litorâneo úmido, com precipitação anual em torno de 2.000 mm; clima tropical, com precipitação anual entre 1.000 e 1.200 mm; e clima tropical semiárido, com precipitação anual inferior a 500 mm (KAYANO E ANDREOLI, 2009). Quanto a sazonalidade, as precipitações se concentram em três meses do ano, sendo a estação chuvosa geralmente entre março e maio ao norte da região; no período entre dezembro e fevereiro ao sul e sudeste e, por fim, de maio a julho ao leste da região (RAO *et al.*, 2016).

O regime de precipitação da região Nordeste é o resultado da complexa interação entre o relevo, a posição geográfica e a natureza da sua superfície e os sistemas de pressão atuantes na região (KAYANO E ANDREOLI, 2009). Os principais mecanismos de precipitação são condicionados pela ZCIT, VCAN, CCM, frentes frias e por efeitos das brisas marítima e terrestre. Estes, por sua vez, são fortemente influenciados pelo fenômeno ENOS, pela TSM dos oceanos Atlântico Sul e Norte, pelos Ventos Alísios, e pela Pressão ao Nível do Mar (PNM) (KAYANO E ANDREOLI, 2009; RAO *et al.*, 2016).

Hasternrath e Greischar (1993) sugerem que o gradiente de temperatura da superfície do mar entre o Oceano Atlântico Norte e Sul é relacionado com variabilidade da precipitação

no Nordeste, através do controle da posição da ZCIT, que é o principal fenômeno responsável pela precipitação registrada no Nordeste.

2.3.2.3 Norte

A região Norte, que ocupa praticamente metade do território nacional, é quase que totalmente drenada pela bacia Amazônica. De acordo com Rao *et al.* (2016), Marengo e Nobre (2009), o inverno (verão) é a estação chuvosa na parte norte (sul) da bacia Amazônica, enquanto que na parte central, os máximos de precipitação ocorrem no outono. Ainda, de acordo com Marengo e Nobre (2009), a região Amazônica possui quatro áreas onde a precipitação média anual é mais elevada. A primeira está localizada ao noroeste da região, com precipitação anual maior que 3000 mm, causada pela presença de ar úmido trazido por ventos de leste da ZCIT e pelo efeito orográfico provocado pela presença da Cordilheira dos Andes. Na segunda área, na parte central da região, a precipitação é de aproximadamente 2500 mm/ano. A terceira está localizada ao sul da região, com precipitação provavelmente provocada pela Monção Sul Americana e por último, com precipitação em torno de 4000 mm/ano está uma área localizada no extremo nordeste da bacia Amazônica.

Em relação aos fenômenos que influenciam o clima da região Amazônica destacam-se o ENOS, ZCIT, CCM, circulação de brisa marítima, penetração de sistemas frontais, deslocamento da Alta Subtropical do Atlântico Sul/Alta Subtropical do Atlântico Norte (ASAS/ASAN) e a Alta da Bolívia, que, por sua vez, podem interagir com outros mecanismos de escala regional, como o vapor d'água da floresta Amazônica e a Cordilheira dos Andes (REBOITA *et al.*, 2010; MARENGO E NOBRE, 2009).

De acordo com Rao *et al.* (2016), a região Amazônica exibe grande variabilidade interanual no regime pluviométrico, geralmente causada pela influência de fenômenos El Niño e La Niña. As maiores cheias já observadas na região Amazônica (nos anos de 1954, 1989, 1999, 2009, 2011 e 2012) estão associadas a ocorrência do fenômeno La Niña, (MARENGO *et al.*, 2013) que por sua vez está correlacionado a maiores alturas de precipitação principalmente nas partes norte e central da bacia (GLOOR *et al.*, 2015). Já ao sul, a resposta ao fenômeno ENSO tende a ser contrária (ESPINOZA *et al.*, 2009). Em relação ao El Niño, algumas das secas registradas na região Amazônica não são necessariamente associadas a este tipo de evento (RAO *et al.*, 2016).

Rao *et al.* (2016) destacam a relação que existe entre os regimes de precipitação das regiões Amazônica e localizadas mais ao sul do Brasil (Sul, Sudeste e Centro-Oeste), manifestada através dos JBNs, de grande importância principalmente para o regime de vazões

da Bacia do Prata. A maior frequência de extremos de precipitação no sudeste da América do Sul é consistente com JBNs mais intensos (MARENGO, AMBRIZZI E SOARES, 2009). Além disso, há correlação positiva entre a frequência e intensidade de JBNs e o fenômeno El Niño, e em um possível cenário de aquecimento da atmosfera, a ocorrência e magnitude dos JBNs é maior (RAO *et al.*, 2016).

Um outro importante controle sobre a variabilidade interanual da precipitação e do escoamento superficial sobre a bacia Amazônica são as anomalias na TSM do Atlântico Norte, sendo a mesma anticorrelacionada com a precipitação e vazão na bacia Amazônica (GLOOR *et al.*, 2015). A explicação é que TSM no Atlântico Norte mais elevadas que a média faz com que a ZCIT fique posicionada mais ao norte que o habitual, levando menores valores de precipitação à bacia Amazônica.

2.3.2.4 *Sudeste*

A Região Sudeste é caracterizada por uma diversidade de regimes climáticos, resultado da variabilidade latitudinal e topográfica, da maritimidade/continentalidade e da atuação de sistemas tropicais e extratropicais de latitudes médias (NUNES *et al.*, 2009). Em relação ao regime pluviométrico, a distribuição da precipitação é altamente irregular no espaço e no tempo com enorme variação inter e intra-anual, sendo possível definir quatro distintas regiões (NUNES *et al.*, 2009). A primeira possui precipitação média anual superior a 2.000 mm (chegando a 4.500 mm em alguns locais) e está localizada no litoral paulista. A segunda, com precipitação média entre 1.500 e 1.700 mm, abrange áreas do Rio de Janeiro ao oeste do Estado de Minas Gerais, no sentido sudeste-nordeste. A terceira, com precipitação entre 1.250 e 1.400 mm, está localizada no interior da região, notadamente o Planalto Ocidental paulista, o centro-norte mineiro, o norte fluminense e o Espírito Santo. Por último, o extremo norte do Espírito Santo e o noroeste de Minas Gerais que apresentam precipitação anual abaixo de 1.000 mm. O regime pluviométrico da região Sudeste é influenciado por fenômenos de grande escala como o ODP, ZCAS. Segundo Rao *et al.* (2016), eventos extremos de precipitação nas regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil ocorrem notadamente quando a ZCAS é de forte intensidade e quando são observados a existência do fenômeno El Niño.

2.3.2.5 *Sul*

A maior parte da região Sul é caracterizada pela ocorrência de precipitação quase que uniformemente distribuída ao longo do ano, com maiores precipitações durante o inverno.

Exceção para a parte norte da região, onde a estação chuvosa inicia-se na primavera e termina no início do outono, com grande diferença entre os valores precipitados quando comparados ao verão e ao inverno (GRIMM, 2009). Ainda, de acordo com Grimm (2009), o regime pluviométrico da região Sul sofre a influência de diversos fenômenos, entre os quais frentes frias, ciclones extratropicais, cavados, JBN, CCM, ZCAS, ENOS e ODP.

2.4 TENDÊNCIAS

Alterações no comportamento hidrológico, sobretudo associadas as tendências na frequência e na magnitude de cheias, têm grandes implicações no gerenciamento de recursos hídricos e para a concepção de projetos de barragens, pontes, sistemas de drenagem e construções em áreas inundáveis. Tendências encontradas em séries podem ser do tipo monotônicas ou abruptas. As do tipo monotônicas se referem àquelas em que há tendência de aumento ou diminuição no valor da variável em estudo. Já a do tipo abrupta se refere à mudança de um regime para outro, de forma repentina. Em termos práticos, a principal diferença entre mudanças abruptas e monotônicas está relacionada a persistência das alterações no futuro. É esperado que tendências monotônicas se mantenham no futuro, enquanto que mudanças abruptas indicam a alteração de um regime de vazões para outro, o qual deve permanecer até que nova modificação ocorra (VILLARINI *et al.* 2011b).

Reconhecer tendências é fundamental para subsidiar o desenvolvimento de projetos e de técnicas apropriadas para o gerenciamento de riscos (HODGKINS *et al.*, 2017; GADO E NGUYEN, 2016). Segundo Gudmundsson *et al.* (2019), para melhor antecipar às mudanças futuras sobre os recursos hídricos e extremos hidrológicos, é essencial analisar as mudanças já registradas. A identificação de tendências em séries de vazões também é importante para a adequada análise de frequência de cheias, sendo que uma vez ignoradas (assumindo-se a condição estacionária), pode haver superestimativa ou subestimativa do valor de vazão esperado para um determinado tempo de retorno. Este fato pode representar o aumento dos riscos associados a ocorrência de determinada cheia ou dos custos relacionados à construção e manutenção de estruturas hidráulicas que visam a proteção contra esses eventos (GADO E NGUYEN, 2016).

Embora pareça perceptível para a sociedade de que nas últimas décadas eventos hidrológicos extremos e os danos associados aos mesmos tornaram-se mais frequentes e intensos (PETROW E MERZ, 2009), há ainda um grande desafio e necessidade no meio científico em validar essa hipótese e, explicar essas mudanças (MALLAKPOUR E

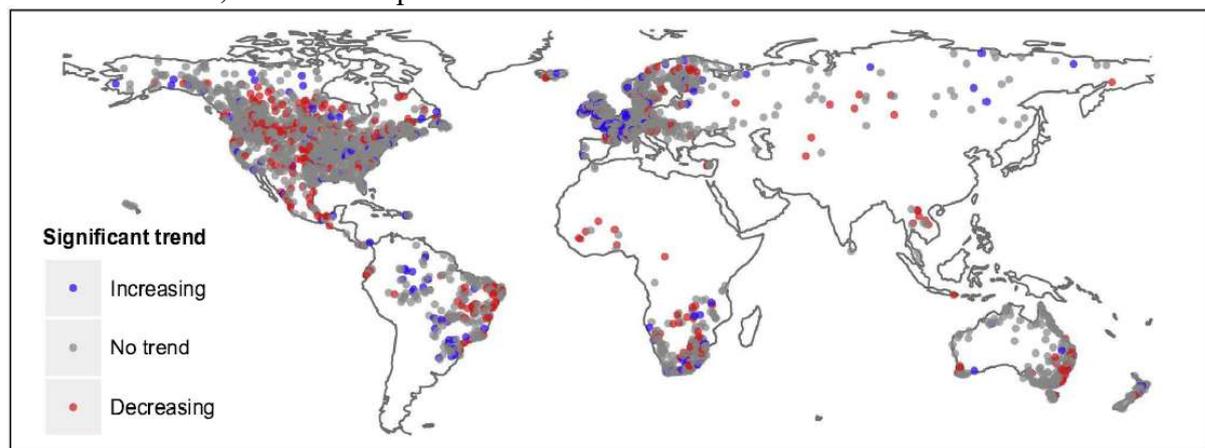
VILLARINI, 2015; HALL *et al.*, 2014). Estudos de tendências em eventos de cheias têm sido feitos em todo o mundo (HODGKINS *et al.*, 2017; MALLAKPOUR E VILLARINI, 2015; MEDIERO *et al.*, 2015; VILLARINI *et al.*, 2011; PETROW E MERZ, 2009; ESPINOZA *et al.*, 2009). De maneira geral, distintos padrões regionais (de tendências positivas ou negativas) têm sido encontrados, sem consenso sobre a existência de tendências em escala global e de seu possível sinal (BLÖSCHL *et al.*, 2019; BLÖSCHL *et al.*, 2015). A grande variabilidade espacial no comportamento dessa variável reforça a hipótese da atuação de diferentes mecanismos, que variam espacialmente, na geração de eventos de cheias (BLÖSCHL *et al.*, 2015). Além disso, Hall *et al.* (2014) citam que obter um padrão espacial de larga escala coerente para o sinal das tendências de cheias é dificultado por diferentes períodos de observação presentes nas séries e variedade de métodos aplicados na detecção de tendências nas mesmas. De maneira similar, Gudmundsson *et al.* (2019) citam que é difícil obter um padrão de mudanças a partir dos trabalhos existentes, já que estes são frequentemente adaptados para corresponder às condições de um continente específico, consideram períodos diferentes e tem variações no método e nos índices selecionados para a representação das tendências.

São raros os trabalhos que avaliam tendências levando-se em conta dados de postos fluviométricos de todos ou de boa parte dos continentes (e.g. GUDMUNDSSON *et al.*, 2019; DO *et al.*, 2017; BERGHUIJS *et al.*, 2017; KUNDZWEICZ *et al.*, 2005). Quando existentes, esses estudos geralmente se limitam a um número restrito de séries de vazões, que dificilmente podem representar o comportamento espacial global da variável em análise. De maneira geral, avaliações de tendências com base em dados de áreas espacialmente representativas concentram-se nos Estados Unidos e na Europa (MANGINI *et al.*, 2018; HODGKINS *et al.*, 2017; MEDIERO *et al.*, 2015; MALLAKPOUR E VILLARINI, 2015; PROSDOCIMI *et al.*, 2014; PETROW E MERZ, 2009), principalmente em decorrência da maior disponibilidade de dados históricos. No Brasil, há poucos trabalhos sobre o tema e, quando existentes, quase sempre se limitam a um número bastante reduzido de estações fluviométricas ou então à dados de vazões médias (ALVES *et al.*, 2013; DOYLE *et al.*, 2011; ESPINOZA *et al.*, 2009).

Do *et al.* (2017) investigaram a presença de tendências na magnitude da vazão máxima anual de 9213 séries da base de dados do *Global Runnof Data Centre*, referentes a todos os continentes (Figura 1). As séries foram divididas seguindo critérios de tamanho e características da bacia (i.e. tipo do clima, presença de barragens, cobertura florestal e tamanho da bacia). Os resultados foram consistentes na escala continental, com tendências negativas para grande número de séries de vazões referentes ao oeste da América do Norte e regiões da Austrália, e tendências positivas em partes da Europa, leste da América do Norte, partes da América do Sul

(essencialmente Nordeste do Brasil) e do sul da África. Segundo os autores, a presença de barragens e mudanças na cobertura florestal não tiveram grande efeito sobre as tendências. No entanto, o tamanho da bacia foi um fator importante, bacias de menor (maior) área tendem a apresentar tendências positivas (negativas). Ainda, de acordo com Do *et al.* (2017), há mais séries com tendências negativas em todo o conjunto de dados analisados, o que indica que há evidências limitadas para a hipótese de que o risco de inundações está aumentando.

Figura 1. Tendências na magnitude da vazão máxima anual para 3478 séries com no mínimo 30 anos de dados, referente ao período 1955-2014.



Fonte: Do *et al.* (2017)

Kundzewicz *et al.* (2005) avaliaram séries de vazões máximas de distintos períodos correspondentes a postos fluviométricos da América do Sul (3 séries), África (4 séries), Ásia (8 séries), Austrália (40 séries), Europa (70 séries) e Estados Unidos (70 séries). Das 195 séries avaliadas, 27 apresentaram tendência significativamente positiva para a magnitude dos eventos, 31 negativas e a maioria delas, 137, não apresentaram tendência. Nenhuma das três séries da América do Sul apresentaram tendência significativa. Os autores concluíram que os resultados não suportam a hipótese de que há crescimento ubíquo das vazões máximas em todos os continentes avaliados. Conclusão semelhante, de que faltam evidências convincentes de alterações no comportamento de vazões máximas em grande escala espacial, está presente no trabalho de Hodgkins *et al.* (2017). Os autores avaliaram tendências na frequência de grandes cheias (com períodos de retorno de 25, 50 e 100 anos) de mais de 1200 bacias minimamente impactadas dos Estados Unidos e da Europa referentes a dois períodos distintos (1931 a 2010 e 1961 a 2010).

Berghuijs *et al.* (2017), ao avaliarem tendências na frequência e na magnitude de grandes cheias (com período de retorno de 30 anos) na Europa, Estados Unidos, Austrália e

Brasil, tiveram conclusão contrária a de Hodgkins *et al.* (2017) e de Kundzewicz *et al.* (2005). Das 661 séries relativas aos Estados Unidos, houve aumento médio de 21,4% na frequência e de 8,4% na magnitude das cheias quando comparados os períodos 1980-1994 e 1995-2009. Na Europa, com base na análise de 520 séries, o aumento foi de 44,4% para a frequência e 9,9% para a magnitude. Segundo Berghuijs *et al.* (2017), a atribuição de causas para as mudanças observadas é dificultada por conta da variação dos mecanismos causadores das cheias entre as bacias hidrográficas. No entanto, consideram que a variabilidade climática e tendências de longo prazo são os fatores responsáveis por alterações no regime de vazões observadas em todas as regiões estudadas. Ressalta-se que embora as conclusões entre os trabalhos de Hodgkins *et al.* (2017), Kundzewicz *et al.* (2005) e de Berghuijs *et al.* (2017) sejam conflitantes, deve-se considerar que as séries e períodos avaliados, além dos métodos utilizados para detecção das tendências foram distintos.

Na Europa, Blöschl *et al.* (2019) identificaram claros padrões regionais de aumento e diminuição de vazões máximas nas últimas cinco décadas, resultantes de alterações no clima. Os resultados sugerem que: i. o aumento das chuvas no período inverno e outono resultou em intensificação das inundações no noroeste da Europa; ii. a diminuição da precipitação e aumento da evaporação levaram à diminuição das inundações em médias e grandes bacias no sul da Europa e iii. a diminuição da cobertura e do derretimento da neve, resultantes de temperaturas mais quentes, levaram à diminuição das inundações na Europa Oriental. Mediero *et al.* (2015) também atribuem ao clima as tendências na frequência e na magnitude de vazões máximas identificadas com base em 102 séries de 25 países da Europa. Pôde-se identificar cinco grandes regiões com regimes fluviométricos distintos, sendo que tendências (negativas) se manifestaram em duas das regiões para a magnitude e em nenhuma região para a frequência das cheias. Já Petrow e Merz (2009) avaliaram tendências em 145 séries relacionadas à magnitude e à frequência de vazões máximas da Alemanha, correspondentes ao período entre 1952 e 2002. Foram observadas tendências significativas em parte considerável das séries, a maioria das quais positivas e especialmente agrupadas. Petrow e Merz (2009) sugerem que a principal causa para o registro destas mudanças se relaciona a fenômenos climáticos. Prosdocimi *et al.* (2014) também encontraram padrões de tendências de vazões máximas especialmente agrupados no Reino Unido. Na Noruega, Vormoor *et al.* (2016) avaliaram 221 séries de vazões máximas correspondentes a três diferentes períodos (1962–2012, 1972–2012, 1982–2012) e chegaram à conclusão de que tendências são mais pronunciadas na frequência de eventos extremos em relação a magnitude, sendo estas o efeito de mecanismos associados a precipitação e ao derretimento da neve, dependendo da região avaliada.

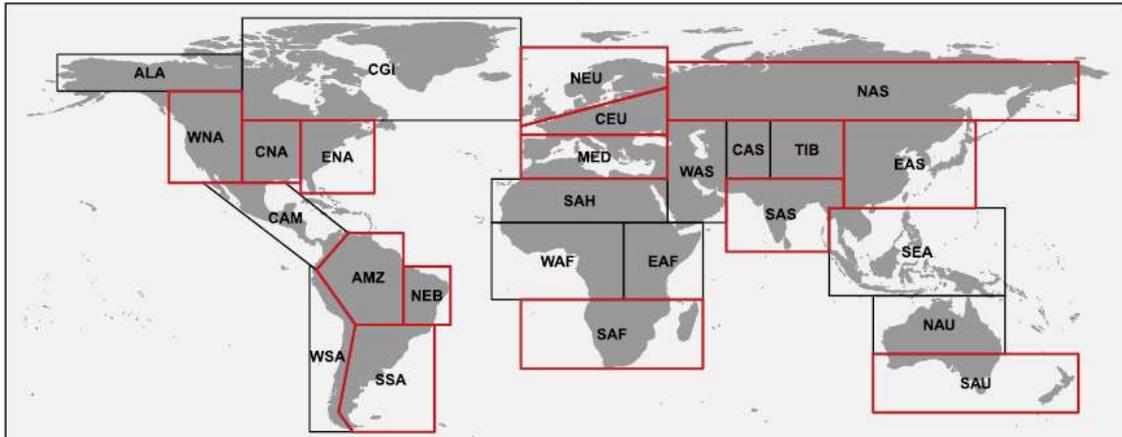
Mallakpour e Villarini (2015) observaram tendências significativas para a magnitude em 20% de 774 séries de vazões máximas da região central dos Estados Unidos, enquanto que em 43% houve manifestação de tendências para a frequência. Segundo os autores, a maior parte das tendências identificadas são positivas e podem ser principalmente atribuídas a alterações na temperatura da atmosfera e no regime pluviométrico, com mudanças na cobertura do solo atuando como fator amplificador. No entanto, salientam que a atribuição das alterações observadas às atividades antrópicas representa uma questão muito mais complexa, de difícil mensuração.

No Brasil, Berghuijs *et al.* (2017) foram os primeiros a avaliar tendências na magnitude e na frequência de eventos de vazões extremas. Com base na análise de 244 séries os autores concluíram que a frequência e a magnitude dos eventos aumentaram 14% e 1,4%, respectivamente, quando comparados os períodos 1980-1994 e 1995-2009. Berghuijs *et al.* (2017) consideram que a variabilidade climática é o mecanismo dominante para as alterações no regime de vazões em todos os locais avaliados, que inclui também a Europa, Estados Unidos e Austrália.

Recentemente, Gudmundsson *et al.* (2019) investigaram, a nível global, mudanças em indicadores de vazões médias e máximas e chegaram à conclusão de que algumas regiões do planeta estão ficando mais secas, enquanto outras mais úmidas. Para a execução do estudo, o território mundial foi dividido em 26 grandes regiões (Figura 2). O território brasileiro foi representado pelas regiões AMZ (Amazônia), NEB (Nordeste) e SSA (Sudeste da América do Sul). Pelo fato das tendências em séries poderem ser influenciadas pela variabilidade decadal, Gudmundsson *et al.* (2019) dividiram as séries disponíveis em três diferentes períodos de 40 anos de dados, sendo eles: 1951-1990, 1961-2000 e 1971-2010. Somente foram avaliadas regiões que apresentaram mais de 50 séries para um determinado período. Gudmundsson *et al.* (2019) avaliaram tendências para os seguintes índices fluviométricos: MAX (vazão máxima anual), P90 (vazão correspondente ao percentil 90), MEAN (vazão média), P50 (mediana), P10 (vazão correspondente ao percentil 10) e MIN (vazão mínima anual).

Na maioria dos casos avaliados por Gudmundsson *et al.* (2019), em todas as regiões do planeta, os sinais das tendências são consistentes para todos os índices (Figura 3). Isso implica que todos os percentis de vazões apresentam tendências positivas ou negativas, indicando condições mais úmidas ou mais secas, contrariando a noção comum de que o risco de inundações e secas podem aumentar simultaneamente (GUDMUNDSSON *et al.*, 2019).

Figura 2. Divisão territorial adotada por Gudmundsson *et al.* (2019), destaque para as regiões AMZ (Amazônia), NEB (Nordeste) e SSA (Sudeste da América do Sul), que contemplam o território brasileiro.

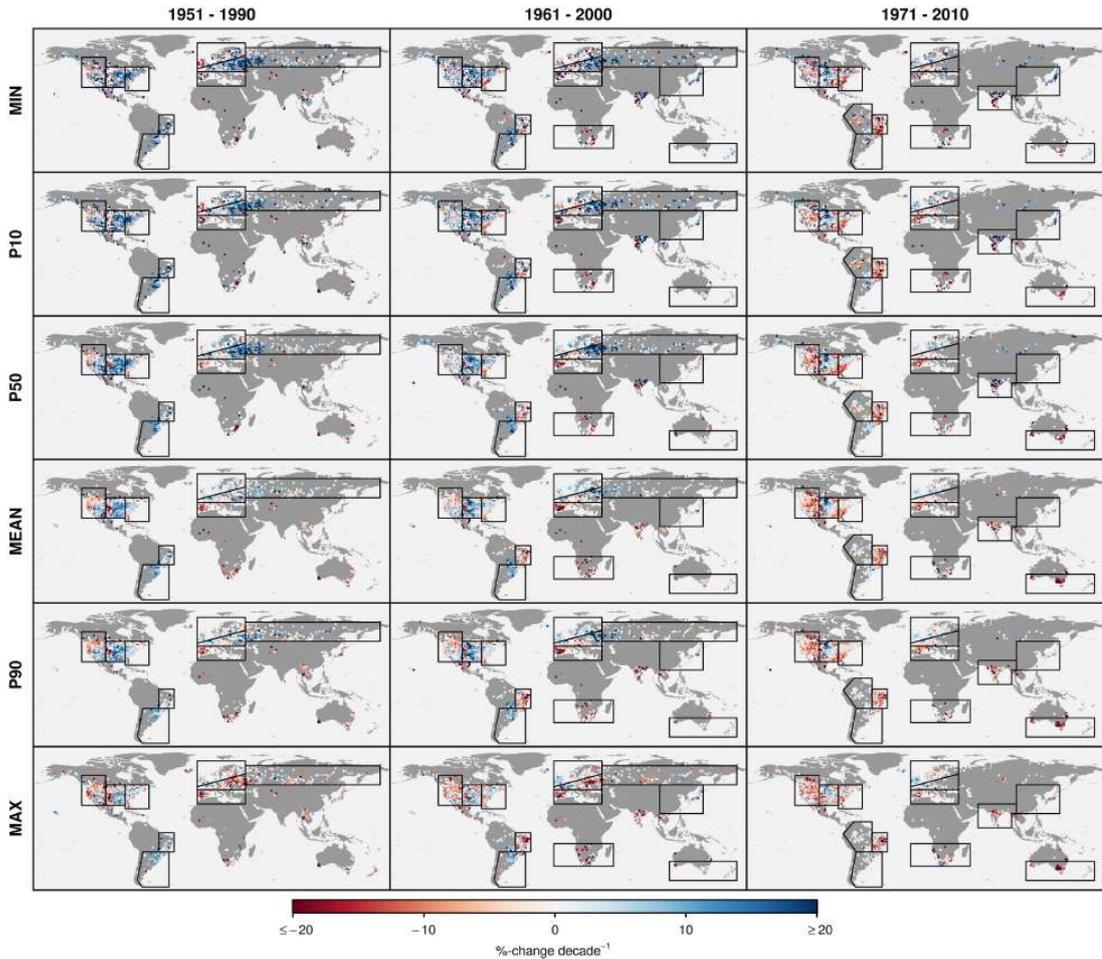


Fonte: Gudmundsson *et al.* (2019).

Na Amazônia, apenas para o período 1971-2010 houve mais de 50 séries disponíveis. Neste, a mediana (P50) e as altas vazões (P90 e MAX) apresentam tendência positiva (Figura 4). No Nordeste do Brasil, com exceção do índice P10, houve tendência positiva no período entre 1951 e 1990. Esse padrão inverte-se a partir de então, e todos os índices exibem tendência negativa entre 1961 e 2000 (Figura 4). No período entre 1971 a 2010, todos os índices mostraram tendência negativa. O Sudeste da América do Sul apresentou tendências positivas para todos os índices entre 1951 e 1990. No segundo período (1961-2000), todos os índices, exceto o P90, também apresentaram tendências positivas, a qual inverteu-se entre 1971 e 2010, para o qual foram registradas tendências negativas para a maioria dos índices.

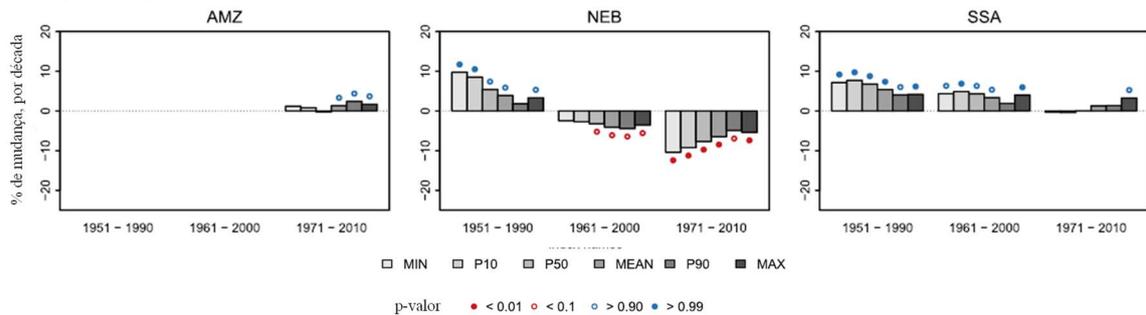
Rao *et al.* (2016) estudaram tendências nos valores de precipitação anual em todo o Brasil no período 1979-2011 em escala anual e também dividindo o ano em dois períodos de seis meses, seco e chuvoso, conforme análise da sazonalidade das precipitações. Segundo Rao *et al.* (2016) há um significativo aumento da precipitação na estação chuvosa ao norte da região Amazônica, da ordem de 10 mm por ano (Figura 5). Em alguns locais desta região também foram registradas tendências negativas, porém não significativas. Já na estação seca, há tendências de diminuição na precipitação. Desta maneira, os autores concluem que ao norte da região Amazônica, a estação seca está tornando-se ainda mais seca e a estação chuvosa mais úmida. Ao sul da região, ambas estações seca e chuvosa estão tornando-se mais secas. Ainda, de acordo com Rao (2016), no sudeste do Brasil tem havido uma significativa diminuição das chuvas tanto na estação chuvosa como na seca, da ordem de 10 a 20 mm por ano. No sul do Brasil, regiões ao leste estão se tornando mais úmidas em ambas estações, enquanto regiões ao oeste estão se tornando mais secas.

Figura 3. Tendências observadas para os índices fluviométricos estudados por Gudmundsson *et al.* (2019). MIN, P10, P50, MEAN, P90 E MAX representam a vazão mínima, de percentil 10, percentil 50, média, de percentil 90 e máxima.



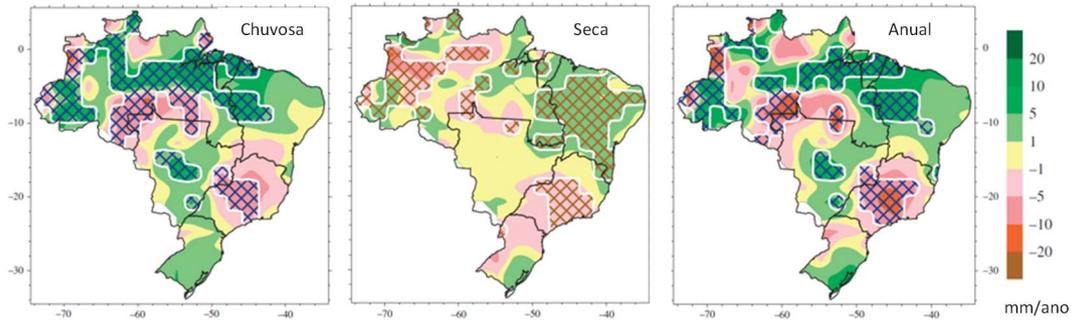
Fonte: Gudmundsson *et al.* (2019).

Figura 4. Tendências observadas nos índices fluviométricos estudados por Gudmundsson *et al.* (2019) e sua respectiva variação para os três períodos estudados (1951-1990, 1961-2000 e 1971-2010) na região Amazônica, Nordeste Brasileiro e Sudeste da América do Sul.



Fonte: Gudmundsson *et al.* (2019).

Figura 5. Tendências no valor de altura de precipitação anual no Brasil nas estações seca e chuvosa e também em escala anual, no período de 1979 a 2011. Hachuras indicam áreas em que foram identificadas tendências ao nível de confiança de 95%.



Fonte: Rao *et al.* (2016).

Alves *et al.* (2013) avaliaram tendências na magnitude de vazões médias e máximas diárias disponibilizadas pelo Operador Nacional do Sistema (ONS) referentes a afluentes às usinas hidrelétricas brasileiras. Os autores encontraram tendências positivas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e negativa nas do Norte e no Nordeste do Brasil. Há correlação entre o índice da ODP e as mudanças de patamar de vazões máximas para a maioria das séries avaliadas (ALVES *et al.*, 2013).

Também a partir de dados de afluentes às usinas hidrelétricas brasileiras disponibilizados pelo ONS, mas com foco em vazões médias, Detzel *et al.* (2011) investigaram a condição de não-estacionariedade de 146 séries referentes ao período entre 1931 e 2007, sendo que 75 das 146 séries avaliadas apresentam evidências de não estacionariedade. Todas as séries referentes ao subsistema Sul apresentaram tal característica, manifestada através de variações positivas na vazão média anual, enquanto que no subsistema Norte e Nordeste não há evidências de não estacionariedade. Já o subsistema Sudeste apresenta tanto variações positivas quanto negativas. Detzel *et al.* (2011) destacam que há aumento médio de 21% nas vazões avaliadas quando comparados períodos anterior e posterior a 1969.

Espinoza *et al.* (2009) relatam que foram os primeiros a analisar a evolução do escoamento na Bacia Amazônica utilizando dados de vazões máximas, mínimas e médias de 18 estações fluviométricas correspondentes ao período entre 1974 e 2004 (incluindo dados de postos localizados em outros países da América do Sul). Os autores encontraram tendências positivas (negativas) em bacias ao sul (noroeste) da Bacia Amazônica para a magnitude das vazões máximas. Tendências positivas se manifestaram como mudanças abruptas, ocorridas por volta de 1992, com aumento de 16% na vazão máxima anual após esta data.

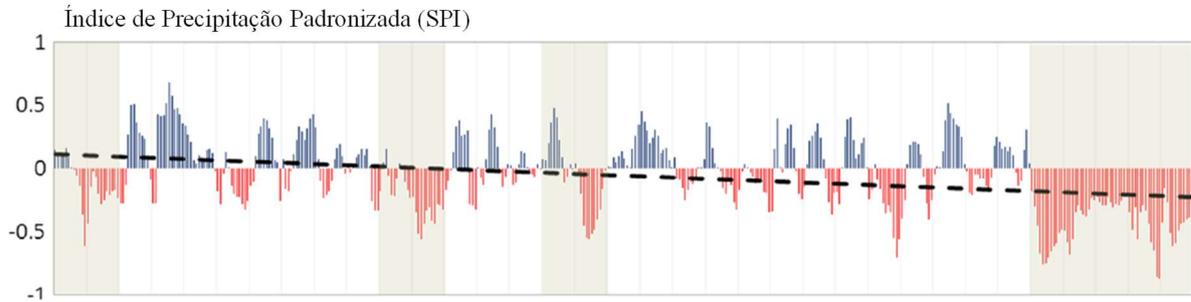
Gloor *et al.* (2015) citam que análises de dados de vazão e precipitação da Amazônia sugerem uma intensificação do ciclo hidrológico ao longo das últimas décadas, através do aumento da precipitação média anual (desde ~1990), da precipitação na estação mais chuvosa e da vazão máxima anual (desde 1980). Além disso, houve ligeira diminuição na vazão e precipitação na estação mais seca e aumento na frequência de cheias e secas anormalmente severas sobre a Amazônia. Segundo Gloor *et al.* (2015) as possíveis causas das mudanças do ciclo hidrológico da Amazônia estão associadas a padrões da TSM do Atlântico, as quais aumentaram rapidamente e constantemente desde 1990, enquanto as TSM do Pacífico mudaram durante a década de 1990 de uma fase positiva da ODP (com maiores temperaturas no Pacífico leste) para uma fase negativa (com menores temperaturas no Pacífico leste). Essas condições de TSM têm se mostrado associadas a um aumento da precipitação na maior parte da Amazônia, exceto no sul e no sudoeste desta região. Cunha *et al.* (2018) chegaram à conclusão de que o aquecimento no Atlântico tropical está afetando o transporte de vapor de água para o continente, resultando em aumento das vazões na Amazônia e menor precipitação no Nordeste. A maior frequência de estiagens no Nordeste é comprovada, segundo Cunha *et al.* (2018), ao observar a tendência no valor do Índice de Precipitação Padronizada (SPI) da região Nordeste do Brasil, referente ao período 1982–2016 (Figura 6).

Doyle e Barros (2011) afirmam que as vazões médias dos Rios Paraná, Paraguai e Uruguai apresentaram tendência negativa durante a primeira metade do século XX, comportamento que foi revertido durante a segunda metade do século, em especial depois de 1970. Houve aumento de 35% na vazão média na Bacia do Prata quando comparados os períodos 1951-1970 e 1980-1999, fato que favoreceu a geração de energia elétrica, navegação e outros usos dos recursos hídricos, mas que também teve impactos negativos como o aumento na frequência de grandes cheias. Neste contexto, é essencial avaliar se os valores de vazão registrados nas últimas décadas ou aqueles observados no início do século devem ser predominantes no futuro, situação que pode trazer inúmeras consequências (DOYLE E BARROS, 2011).

Pode ser observado em inúmeros trabalhos (e. g. BERGHUIJS *et al.* 2017; VORMOOR *et al.* 2016; MALLAKPOUR E VILLARINI, 2015) que há diferenças quanto a presença de tendências na magnitude e na frequência de eventos extremos quando comparadas mesmas séries ou regiões. É possível ainda que para uma mesma série temporal ou região o tipo de tendências (positiva ou negativa) para magnitude e frequência não sejam necessariamente iguais (PETROW E MERZ, 2009), que tendências significativas sejam encontradas em apenas

uma das variáveis (MALLAKPOUR E VILLARINI, 2015) ou que sejam ainda mais pronunciadas em uma das mesmas (VORMOOR *et al.*, 2016).

Figura 6. Série temporal mensal do Índice de Precipitação Padronizada (SPI) da região Nordeste do Brasil, referente ao período 1982–2016.



Fonte: Cunha *et al.* (2018).

Alguns estudos, como o de Villarini *et al.* (2011), Villarini *et al.* (2009) e Villarini e Smith (2010) atribuem à ocorrência de mudanças abruptas em séries como a principal causa para a violação da premissa de estacionariedade. Embora mudanças abruptas nos regimes pluviométrico e fluviométrico também sejam registradas em diversas regiões do Brasil (CARVALHO *et al.* 2014; DOYLE E BARROS, 2011, ESPINOZA *et al.*, 2009) e tenham grande impacto sobre a ocorrência de eventos extremos, a verificação de tendências geralmente limita-se a do tipo monotônicas. É interessante notar que, quando investigadas, mudanças abruptas no Brasil são geralmente associadas às alterações no comportamento do clima. Esta hipótese vai na contramão das usualmente exploradas em outros continentes, de que tais mudanças são associadas a fatores antropogênicos como alterações no uso e cobertura do solo, práticas agrícolas e, principalmente, regularização de rios.

Carvalho *et al.* (2014) avaliaram 593 séries de precipitação das regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul do Brasil correspondentes ao período entre 1940 e 2011, a conclusão foi de que há um claro padrão de aumento na precipitação máxima diária anual em todas as regiões estudadas, sendo mais acentuada no Centro-Oeste e Sudeste do Brasil. Os autores também identificaram que na década de 70 houve mudança abrupta no regime pluviométrico nas regiões Sul e Sudeste. Identificou-se um aumento na precipitação máxima de 6,10% para a região Sudeste e de 13,40% para a região Sul quando comparados os períodos anterior e posterior a 1970. No Centro-Oeste foi identificado decréscimo de 1,56%. Carvalho *et al.* (2014) atribuem este comportamento à mudança abrupta que ocorreu no comportamento do ENSO por volta de 1970 e que segundo os mesmos, dura até hoje. De acordo com Doyle e Barros (2011), o número

de meses definidos pelas fases positivas e negativas do ENSO foi maior (menor) para o El Niño (La Niña) no período 1980-1999 quando comparado a 1960-1979, nomeadamente 87 (49) versus 72 (61), respectivamente. No entanto o número de meses definidos pela fase neutra do ENSO praticamente não mudou, passou de 107 no período 1960-1979 para 104 no período mais recente.

Embora Carvalho *et al.* (2014) e Doyle e Barros (2011) considerem que existe relação entre a fase positiva da ODP e mais intensos e frequentes fenômenos El Niño em algumas regiões no Brasil, os mesmos autores descartam que as modificações que ocorreram no regime de vazões possam ser atribuídas somente a alterações no comportamento do ENSO ou da ODP. Doyle e Barros (2011) afirmam que os fenômenos El Niño e La Niña contribuíram com menos de 50% para a mudança observada no regime fluvial da Bacia do Prata nas últimas décadas, sendo mais relevantes para a região central da Bacia do Rio Paraguai.

Assim, não pode ser descartado que o aumento na precipitação durante as últimas quatro décadas do século passado é o resultado de outras forçantes naturais, como o aumento da quantidade de vapor de água na atmosfera e/ou alterações na temperatura da superfície do Oceano Atlântico (DOYLE E BARROS, 2011). Carvalho *et al.* (2011) mencionam que o Sistema de Monção Sul Americana, caracterizado por intensa atividade convectiva e precipitação durante o verão sofreu significativa mudança em suas características na década de 70, principalmente no aumento da sua duração.

Alguns trabalhos (e. g. VILLARINI *et al.* 2009) tem utilizado os resultados de testes estatísticos para, indiretamente, inferir a causa de alterações no regime fluvial. A identificação de mudanças abruptas nas séries, por exemplo, é o primeiro passo na investigação se tais alterações estão relacionadas a fatores climáticos ou outras forçantes (CARVALHO *et al.*, 2014). É reconhecido que a construção de estruturas hidráulicas em rios tende a produzir efeitos abruptos nas séries enquanto que modificações no clima ou no uso e ocupação da terra mudam mais graduais. Portanto, o ponto inicial para qualquer atribuição de causa na alteração do regime fluvial é formular hipóteses sobre a existência/tipo da tendência (HALL *et al.*, 2014).

2.5 SAZONALIDADE

Entender ‘como’ e ‘quando’ eventos extremos ocorrem é fundamental na avaliação e mitigação dos danos causados pelos mesmos; a resposta à questão ‘quando’ está diretamente relacionada a estudos de sazonalidade (KOUTROLIS *et al.*, 2010). As previsões da ocorrência

de eventos extremos geralmente são realizadas para um curto horizonte de tempo (horas a dias) sem levar em conta aspectos sazonais (LEE *et al.*, 2018). Enquanto previsões desse tipo são essenciais para a comunicação de perigo eminente, previsões que levam em conta maior horizonte temporal podem fornecer subsídios que facilitam a tomada de decisão proativa, como a operação de reservatórios e alocação de equipes e materiais de enfrentamento à ocorrência. Além disso, a identificação da sazonalidade pode ser extremamente útil para a identificação e atribuição de causas às mudanças identificadas nos valores extremos de vazão (HALL E BLÖSCHL, 2017) e na identificação diferenças regionais nos mecanismos de geração de cheias, uma vez que muitos destes são altamente sazonais, como a ocorrência de sistemas frontais, precipitações convectivas ou derretimento de neve (FISCHER E SCHUMANN; 2019; BLÖSCHL *et al.*, 2015; HALL *et al.*, 2014; KOUTROLIS *et al.*, 2010). A avaliação deficiente das diferenças regionais nos mecanismos predominantes de geração de cheias resulta em um pobre entendimento das tendências históricas de eventos de vazões extremas e maiores incertezas nas previsões de condições futuras (BERGHUIJS *et al.*, 2016).

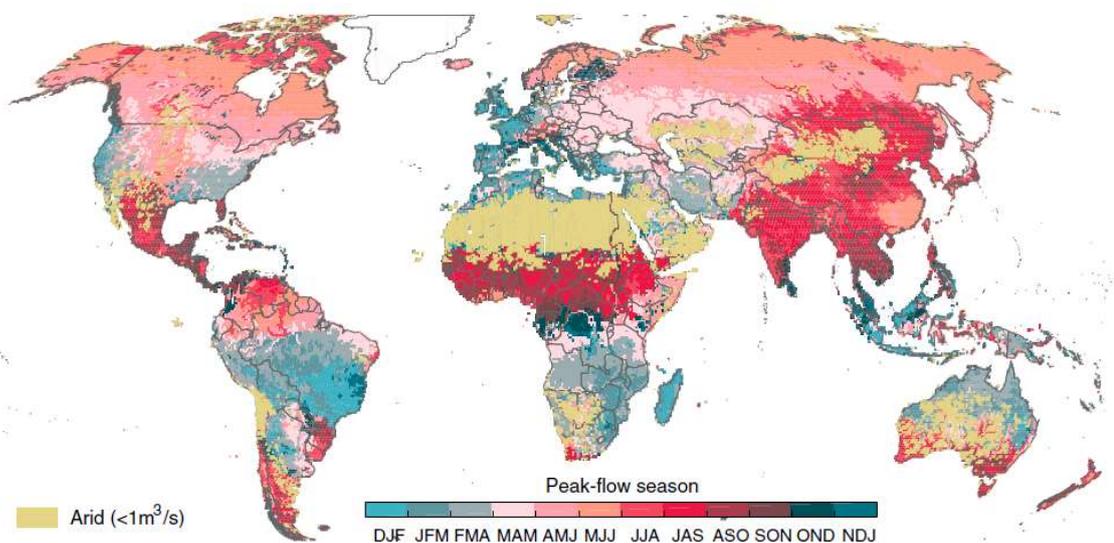
Estudos da sazonalidade de cheias que analisam o padrão espacial e temporal na ocorrência das mesmas têm sido feitos inclusive em escalas continentais, como por exemplo o trabalho de Lee *et al.* (2018) em todas as regiões do planeta; Mediero *et al.* (2015) na Europa e de Saharia *et al.* (2017) e Villarini (2016) nos Estados Unidos.

Lee *et al.* (2018), a partir de um grid de dados obtidos do modelo hidrológico PCR-GLOBWB (PCRaster GLOBAL Water Balance) calcularam a vazão média em todas as regiões do planeta levando-se em conta intervalos de tempo de três meses (Figura 7). As vazões obtidas pelo modelo hidrológico PCR-GLOBWB foram validadas a partir de séries da base de dados do *Global Runnof Data Centre*. Especificamente ao Brasil, há uma grande heterogeneidade no período de ocorrência dos maiores valores de vazões médias (LEE *et al.*, 2018). De maneira geral, em grande parte do Sudeste e Centro-Oeste do Brasil os maiores valores de vazão ocorrem durante o verão austral, já em quase todo o Sul e parte do Norte e Nordeste nos meses relativos ao inverno.

Mediero *et al.* (2015) estudaram a sazonalidade de vazões máximas de 102 séries de vazões de 25 países da Europa e encontraram períodos distintos de maior probabilidade de ocorrência de cheias em função da região avaliada. Segundo os autores, a sazonalidade pode ser atribuída a ocorrência de fenômenos distintos, como a presença de sistemas frontais e ciclones, o derretimento do gelo acumulado durante o inverno ou à combinação dos mesmos. Saharia *et al.* (2017) ao avaliar a sazonalidade dos eventos de cheias nos EUA concluíram que a época em que predominantemente são registrados eventos fluviométricos extremos varia de

acordo com a região dos EUA, fato que pode ser atribuído à diversidade dos mecanismos responsáveis pela geração da precipitação. Conclusão similar é a de Villarini (2016) que, com base na análise de dados de 7506 séries, identificou forte sazonalidade para as cheias nos Estados Unidos. O autor afirma que a intensidade da sazonalidade e o período predominante de ocorrência das cheias variam consideravelmente nos Estados Unidos, reflexo de diferentes mecanismos de geração destes eventos. Villarini (2016) ainda identificou que o impacto da urbanização e da regularização fluvial ocorre principalmente sobre a intensidade da sazonalidade, tendo pouco impacto sobre o período predominante de ocorrência das cheias.

Figura 7. Período de vazão máxima trimestral para todos os continentes.



Fonte: Lee *et al.* (2018).

Embora simples e de extrema importância, estudos da sazonalidade de cheias são inexistentes no Brasil. Por outro lado, sabe-se que eventos de precipitação têm acentuada sazonalidade no país. Segundo Rao *et al.* (2016), os maiores valores de precipitação ocorrem no verão em maior parte do Brasil (Sudeste, Centro-Oeste e parte do Norte, Sul e Nordeste). Logo, espera-se que tal sazonalidade registrada para a precipitação também reflita na sazonalidade de eventos de vazão.

A integração entre estudos de tendência e sazonalidade pode ser muito útil para a análise de frequência de cheias e dos riscos que tendências significativas, uma vez identificadas, efetivamente representam. Estudos de sazonalidade fornecem informações sobre a época do ano em que cheias predominantemente ocorrem (VILLARINI, 2016), enquanto que análise de tendência em blocos sazonais indica o comportamento destes eventos em cada época do ano. A

situação mais crítica é aquela na qual tendências positivas significativas são encontradas exatamente naquela estação do ano que predominantemente ocorrem cheias.

Embora relevantes, são raros em todo o mundo estudos de análise de tendência que levem em conta aspectos sazonais (PETROW E MERZ, 2009). Diferentes resultados podem ser obtidos dependendo se a análise é conduzida a partir de séries sazonais ou anuais (VILLARINI *et al.*, 2011). Por exemplo, um determinado local pode apresentar tendência de aumento no valor máximo anual de vazão, mas diminuição no valor máximo de vazão correspondente a uma estação específica do ano. Análises deste tipo podem ser aplicadas, por exemplo, para a avaliação da relação entre tendências em séries de vazões e mecanismos hidrometeorológicos que tem alto grau de sazonalidade (VORMOOR *et al.*, 2016).

Hannaford e Buys (2012) pontuam que embora existam inúmeros estudos de tendência relacionados a variáveis hidrológicas no Reino Unido, nenhum dos mesmos avaliam mudanças no regime de vazões para um grande número de séries levando-se em conta aspectos sazonais, fato que consideram uma lacuna levando-se em conta que cientificamente esta é uma relevante ferramenta na avaliação dos impactos das mudanças climáticas sobre variáveis hidrológicas. Em termos práticos, os autores mencionam que a presença de tendências em blocos sazonais (estações do ano específicas) pode ser mais crítica para o gerenciamento de recursos hídricos em comparação a alterações identificadas em blocos anuais. Tal fato ocorre, por exemplo, em decorrência da diminuição da disponibilidade hídrica durante o período do ano em que a oferta deste recurso é reconhecidamente limitada ou, por outro lado, maior risco de inundação por conta de presença de condições mais úmidas na época do ano que historicamente ocorrem cheias.

Buscando superar a lacuna supracitada, Hannaford e Buys (2012) avaliaram tendências para diferentes quantis de valores de vazão para quatro diferentes estações do ano em 89 bacias do Reino Unido. Foi possível identificar diferentes padrões de tendências, como tendências positivas para vazões extremas no inverno e outono e negativas na primavera. De acordo com Prosdocimi *et al.* (2014), as séries de vazão máxima anual do Reino Unido são resultado de realizações de diferentes processos, os quais podem ser pragmaticamente divididos como de verão e de inverno, caracterizados por diferentes condições de precipitação, umidade do solo e evapotranspiração, por exemplo.

Para a região central dos Estados Unidos, Mallakpour e Villarini (2015) identificaram tendências positivas em 6% das séries de vazões extremas relativas a primavera e em 30% ao verão. Por outro lado, tendências não foram tão evidentes nas séries relativas ao outono e inverno. Petrow e Merz (2009) classificaram dados de 145 estações da Alemanha e encontraram

tendências significativas em 23% (20%) das séries correspondentes ao inverno (verão). Todas as tendências foram positivas para as séries correspondentes ao verão, enquanto que para o inverno se manifestaram de maneira igualitária tendências positivas e negativas, mas com clara distinção espacial.

Cunderlik e Ouarda (2009) avaliaram 162 estações do Canadá correspondentes ao período 1974-2003 e, semelhante a Petrow e Merz (2009) classificaram os dados em sub-séries, de primavera e inverno. Foram identificadas tendências significativas na magnitude das cheias para 17% das séries correspondentes a primavera, sendo a maior parte delas (85%) negativas. Não foram encontradas tendências significativas para a magnitude das cheias registradas no inverno.

2.6 ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS E ESTACIONARIEDADE

A adequada estimativa das vazões máximas esperadas em determinada seção de um rio é o passo básico para o projeto, operação e gerenciamento de estruturas hidráulicas (GADO E NGUYEN, 2016; PROSDOCIMI *et al.*, 2014). Os métodos tradicionais desenvolvidos com este propósito são geralmente baseados na hipótese da estacionariedade, o que implica que as propriedades da série temporal não se alteram com o passar do tempo e que são constantes os parâmetros da função densidade de probabilidade que modela a variável (READ E VOGEL, 2016; SRAJ *et al.*, 2016; READ E VOGEL, 2015; PETROW E MERZ, 2009). No entanto, esta hipótese pode se tornar inválida devido a inúmeros fatores que influenciam o regime de vazões, como mudanças hidroclimatológicas (MILLY *et al.* 2008), no uso e ocupação da terra através da urbanização (VOGEL *et al.*, 2011) e das práticas agrícolas (FOUFOULA-GEORGIOU *et al.*, 2015), além da construção e operação de usinas hidrelétricas e reservatórios (RÄSÄNEN *et al.*, 2017; ZAJAC *et al.*, 2017).

Milly *et al.* (2008) sugerem que a “a estacionariedade está morta” em face às mudanças hidroclimatológicas. Sendo assim, torna-se necessário identificar e usar modelos que levem em conta a não-estacionariedade no gerenciamento de riscos de cheias e no planejamento de recursos hídricos (MILLY *et al.*, 2015). No entanto, Montanari e Koutsoyiannis (2014) rebatem a afirmação de Milly *et al.* (2008) com o uso da expressão “a estacionariedade é imortal” e sugerem cautela no uso de modelos não estacionários na análise de frequência de cheias, bem como da expressão “a estacionariedade está morta”. Segundo os mesmos, há a necessidade de relações determinísticas que expliquem a evolução de um certo processo ao longo do tempo antes de considerá-lo não estacionário, afirmação também de Salas (2018), Koutsoyiannis e

Montanari (2015); Lins e Cohn (2011) e Koutsoyiannis (2006). A seleção de um modelo não estacionário é somente uma opção e não uma solução universal para a modelagem das mudanças no ambiente (MONTANARI E KOUTSOYIANNIS, 2014). É fundamental entender se, de fato, modelos não estacionários são necessários (SALAS *et al.*, 2018).

Apesar das críticas sobre a expressão “estacionariedade está morta” (KOUTSOYIANNIS E MONTANARI, 2015; MONTANARI E KOUTSOYIANNIS, 2014; LINS E COHN, 2011), Milly *et al.* (2015) lembram que a ciência sugere substanciais mudanças no clima, as quais não podem ser assumidas como insignificantes ao longo do horizonte de planejamento de ações e projetos relacionados aos recursos hídricos. Neste contexto, a importância de dados históricos e a continuidade das observações no futuro desempenham papel essencial na avaliação de condições de não estacionariedade e é um ponto de convergência entre Milly *et al.* (2008) e Montanari e Koutsoyiannis (2014). A interpretação de dados de curtas séries, por exemplo, pode levar a classificar um fenômeno de longa memória, que exibe tendências em um determinado período do tempo, como não estacionário (SALAS *et al.*, 2018). Neste contexto, Koutsoyiannis (2011) aponta que “mudança” não significa, necessariamente, “não estacionariedade”.

A falta de consenso sobre a real necessidade do uso de modelos não estacionários na análise de frequência de cheias ainda deve permanecer no futuro, resultante em parte da incerteza associada a habilidade de detectar, atribuir e modelar tendências do passado e de prever tendências futuras (SERAGO E VOGEL, 2018). Mesmo nas situações em que há conhecimento do processo hidrológico associado a não estacionariedade, sempre há incerteza adicional associada a análise de frequência a partir de modelos não estacionários. Segundo Luke *et al.* (2017), esta é uma das maiores desvantagens destes modelos, de forma que sugerem que qualquer comparação entre modelos estacionário e não estacionário deve levar em conta a incerteza adicional introduzida por esse tipo de abordagem. Serago e Vogel (2018) sugerem que, quando avaliados a utilização de modelos estacionários e não estacionários na análise de frequência de cheias, sejam utilizadas abordagens de decisão baseadas no risco (*risk-based decision approach*), nas quais são observados os benefícios e danos evitados *versus* o investimento necessário quando levado em conta um determinado cenário.

Segundo Sraj *et al.* (2016) modelos de análise de frequência estacionários tendem a subestimar vazões máximas. No entanto, este fato é comumente ignorado por projetistas e ou algumas vezes levado em conta através do simples uso de fatores de correção aplicados aos resultados obtidos por estes modelos (PROSDOCIMI *et al.*, 2015). Logo, assumir a simplificação de estacionariedade em estudos hidrológicos ou somente usar fatores de correção

é uma prática arriscada, fato que tem levado pesquisadores a adaptar métodos estatísticos afim de que possam levar em conta possíveis efeitos da não estacionariedade (READ E VOGEL, 2016; SRAJ *et al.*, 2016; VOGEL *et al.*, 2015). Quando fenômenos hidrológicos são não estacionários, a probabilidade de excedência associada a um determinado evento muda com o tempo, assim a tradicional Equação utilizada na hidrologia $T = 1/p$ (onde T é o tempo de retorno e p a probabilidade de excedência associada a um determinado valor de vazão) não é mais adequada (READ E VOGEL, 2015; 2016; PETROW E MERZ, 2009). Planejar sobre condições não estacionárias pode ser fundamentalmente diferente de planejar sobre condições estacionárias (VOGEL *et al.*, 2015).

Por outro lado, Luke *et al.* (2017) lembram que a aplicação de um modelo não estacionário a uma série estacionária pode levar a superestimava dos valores máximos de vazão e, conseqüentemente, estruturas superdimensionadas. Além disso, Luke *et al.* (2017) trazem outra importante questão: uma vez que se identifique tendências, é melhor assumir que as mesmas irão continuar no futuro da mesma forma como observado no passado ou deve-se usar os parâmetros não estacionários mais recentes na análise da frequência de cheias através da adoção, a partir de então, de um modelo estacionário?

Apesar da análise de frequência de cheias levando-se em conta condições não estacionárias ser um tema explorado na Europa (SRAJ *et al.*, 2016; PROSDOCIMI; KJELDSSEN; SVENSSON, 2014; VILLARINI *et al.*, 2011), Estados Unidos (GADO E NGUYEN, 2016; SADRI; KAM; SHEFFIELD, 2016; VOGEL *et al.*, 2011) Ásia (DU *et al.*, 2015; ZHANG *et al.*, 2015), inclusive com algumas iniciativas de agências governamentais para adaptar diretrizes utilizadas na análise de frequência de cheias, este ainda é um tema timidamente discutido no Brasil. Tal fato é preocupante quando levado em conta a densa rede de drenagem existente no país – extremamente relevante para a geração de energia, controle de cheias e abastecimento – e as intensas mudanças no uso e ocupação do solo associadas a alterações climáticas que tem sido registradas nas últimas décadas no país (SALAZAR *et al.*, 2016; SALAZAR *et al.*, 2015). Clarke (2007) sugere que assumir a hipótese de média, variância e correlação constantes em valores anuais, médios e extremos de variáveis hidrológicas é inválido sob algumas condições encontradas na América do Sul.

Existem inúmeros modelos de análise de frequência de cheias baseados em distribuições de probabilidade como a Generalizada de Valores Extremos (GEV), Gumbel, lognormal (LN) que vem sendo modificados para que levem em conta aspectos relacionados a não estacionariedade. De maneira geral, esses modelos têm permitido que os parâmetros das distribuições de probabilidade, usualmente constantes, variem em função de uma ou mais

variáveis, como por exemplo, o tempo (SERAGO E VOGEL, 2018; VOGEL *et al.* 2011), precipitação anual (SRAJ *et al.*, 2016), um determinado valor de percentil de precipitação (PROSDOCIMI *et al.*, 2014) e outras variáveis meteorológicas e índices climáticos (DU *et al.* 2015; LÓPEZ E FRANCÉS, 2013).

Vogel *et al.* (2011) desenvolveram um modelo de análise de frequência de cheias não estacionário que assume que o parâmetro de posição de uma distribuição LN é função do tempo, o qual é estimado a partir de um modelo de regressão linear. Após aplicá-lo na análise de 19.250 séries de vazão máxima anual dos Estados Unidos, a conclusão foi que cheias que atualmente possuem um determinado tempo de retorno irão se tornar muito mais frequentes no futuro, fato que segundo os autores é o resultado de uma variedade de processos relacionados às atividades antropogênicas, como a regularização de corpos hídricos e mudanças no clima e no uso e ocupação da terra. O modelo desenvolvido por Vogel *et al.* (2011) considera somente a possibilidade de tendência na média dos valores máximos anuais, sem alterações na variância e na assimetria dos dados.

Prosdocimi *et al.* (2014) aprimoraram o modelo de análise de frequência de cheias desenvolvido por Vogel *et al.* (2011), incluindo uma nova variável no modelo de regressão além do tempo, o 99º percentil de precipitação diária de cada ano. A justificativa dos autores para a inclusão desta segunda variável independente é que as séries tipicamente demonstram grande variabilidade temporal, resultado da influência de fatores climáticos. Prosdocimi *et al.* (2014) aplicaram o modelo a um conjunto de séries obtidas a partir de um grid de dados de todo o Reino Unido correspondente ao período 1961-2010. A conclusão foi que o valor do 99º percentil da precipitação explica grande parte da variabilidade encontrada nas observações de vazões máximas do Reino Unido. A extrapolação de tendências históricas para o futuro deve basear-se em evidências plausíveis, razão pela qual se recomenda usar covariáveis de base física para modelar estudos sobre condições não-estacionárias. Mesmo nessa condição, a extrapolação de tendências pode se demonstrar ineficiente devido à falta de conhecimento sobre o comportamento futuro de uma determinada covariável (SALAS *et al.*, 2018).

Recentemente, Serago e Vogel (2018) propuseram uma nova abordagem para a análise de frequência de cheias a partir de modelos não estacionários baseado no uso de um modelo de regressão linear. Esse modelo descreve a relação entre a vazão máxima anual e uma determinada variável que possa explicar o comportamento não estacionário dessa vazão. O modelo desenvolvido por Serago e Vogel (2018) é, na realidade, um avanço daquele proposto por Vogel *et al.* (2011) e aprimorado por Prosdocimi *et al.* (2014). No entanto, enquanto o primeiro modelo foi desenvolvido tendo como base somente a distribuição de probabilidade

LN de dois parâmetros, o último leva em conta outras distribuições (LN três parâmetros, GEV e log pearson tipo III). Além disso, o mais recente modelo difere também quanto a possibilidade de serem derivados os valores da média, variância e assimetria de uma determinada série, condicionados a dada variável independente. Como principais vantagens do modelo proposto, Serago e Vogel (2018) apontam a facilidade de uso, interação gráfica, estimativa de intervalos de confiança para extrapolações das tendências e possibilidade de análise de incerteza.

Luke *et al.* (2017) destacam que embora bastante conveniente e simplista, a estimativa da média em função do tempo, como no modelo desenvolvido por Vogel *et al.* (2011) e Serago e Vogel (2018), possui algumas implicações. A primeira é que uma tendência no valor médio da vazão (em escala logarítmica) equipara a uma tendência exponencial na média dos valores máximos de vazão. Segundo os autores, tal suposição parece ser questionável, mas é suportada por análises de tendências feitas nos Estados Unidos e Reino Unido por Vogel *et al.* (2011) e Prosdocimi *et al.* (2014). Além disso, Luke *et al.* (2017) também apontam que o uso da variável independente tempo no modelo de tendência não fornece informações sobre os fatores físicos, climáticos ou antropogênicos que podem explicar as mudanças identificadas ao longo do tempo. Neste contexto, os autores sugerem o uso de variáveis independentes relacionadas a variáveis climáticas e a alterações uso e ocupação do solo neste tipo de análise.

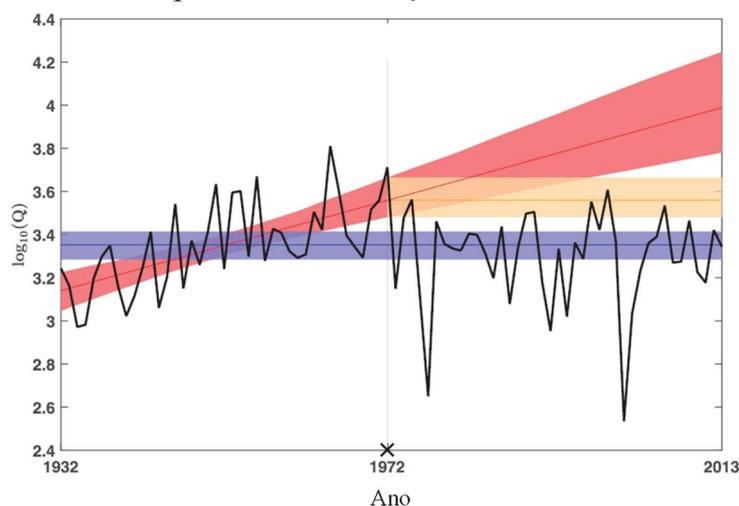
Sobre a análise de incerteza, de fundamental importância na avaliação do modelo mais adequado para a representação do processo em questão, Luke *et al.* (2017) compararam a aplicação de modelos estacionário e não estacionário partir de dados de 1250 estações fluviométricas dos Estados Unidos. Os modelos utilizados eram baseados na distribuição log-pearson de três parâmetros, sendo as séries divididas em dois períodos e os parâmetros da distribuição e do modelo de tendência estimados utilizando inferência Bayesiana a partir dos dados referentes ao primeiro período da série temporal. Os dados referentes ao segundo período foram reservados para a avaliação das previsões obtidas a partir dos modelos estacionário e não estacionário.

A validação do modelo não estacionário ocorreu de duas formas no trabalho de Luke *et al.* (2017), i. através da extrapolação da tendência observada na calibração do modelo não estacionário ao longo do período de validação (NS) e ii. através do uso do valor da tendência observada no final do período de calibração, aplicada ao modelo estacionário no período de validação (uST). Na Figura 8 são ilustradas as estimativas de vazões máximas anuais obtidas por Luke *et al.* (2017) quando utilizados os modelos estacionário ST, NS e uST, bem como os valores reais de vazões para uma estação fluviométrica localizada no Rio Smith (EUA). O

período 1932-1972 foi utilizado para a calibração dos modelos, enquanto que o período 1972-2013 para a validação.

É perceptível na Figura 8 que há, para o posto fluviométrico avaliado por Luke *et al.* (2017), uma forte tendência de aumento na média das vazões máximas anuais no período entre 1932 e 1972 (período de calibração). Tal tendência leva, até então, a acreditar que o modelo mais apropriado para a representação do comportamento da série temporal no futuro é o modelo não estacionário. No entanto, quando observada a série completa, no período entre 1932 e 2013, a mesma deixa de apresentar tendências positivas e passa a ser melhor representada pelo modelo estacionário (ST) ou por sua variante com parâmetros atualizados a partir do modelo não estacionário no período de calibração (uST). Luke *et al.* (2017) chamam a atenção para o fato de que as estimativas feitas com o uso dos modelos não estacionários superestimam drasticamente os valores de vazões máximas anuais. A conclusão de Luke *et al.*, (2017) é de que o modelo estacionário é o mais adequado para a análise de frequência de cheias nos locais avaliados.

Figura 8. (a) Comparação entre estimativas de vazões máximas anuais de um posto fluviométrico localizado no Rio Smith (EUA) para o período 1932-2013, extrapoladas a partir dos modelos não estacionário - NS (faixa vermelha), estacionário com parâmetros atualizados a partir do modelo não estacionário no período de calibração - uST (faixa dourada) e estacionário - ST (faixa azul). As faixas indicam o intervalo de confiança (95%) das estimativas, enquanto que a linha preta os valores efetivamente observados no período entre 1932 e 2013, período de calibração dos modelos.



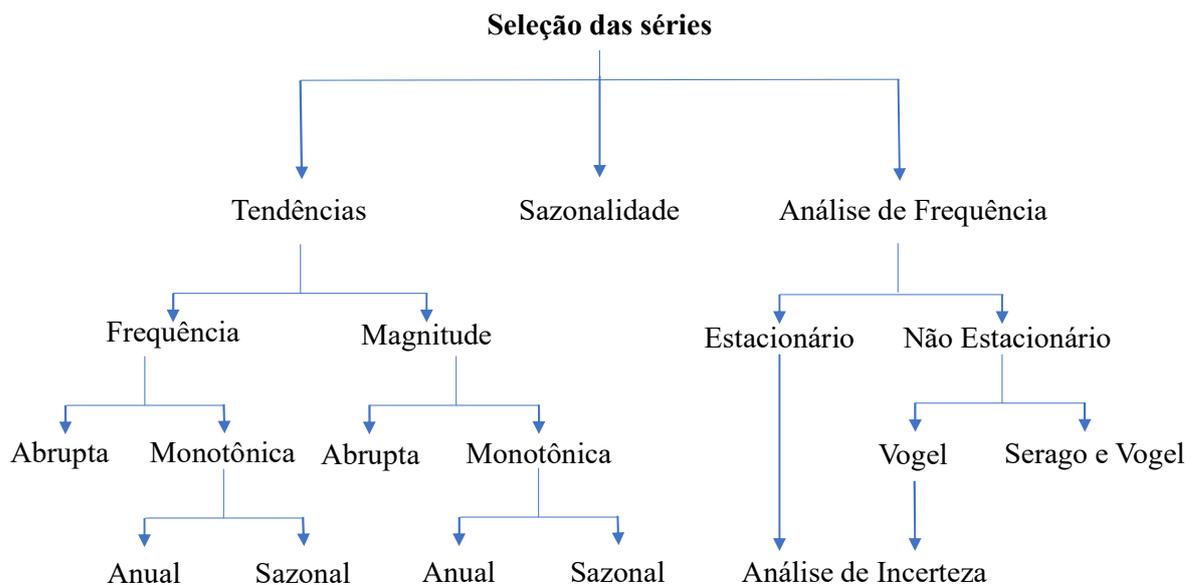
Fonte: Luke *et al.* (2017).

3 METODOLOGIA

A metodologia adotada neste trabalho serviu de base para o desenvolvimento de três tipos de análises a partir dos dados das séries de vazões selecionadas, são elas: de tendências na magnitude e na frequência das cheias (em escala anual e sazonal); de análise de frequência de cheias com os modelos dos tipos estacionário e não estacionário e; de estudo da sazonalidade da vazão máxima anual (Figura 9).

Resumidamente, foram identificadas tendências na frequência e na magnitude das cheias. As análises contemplaram a identificação de tendências monotônicas, em escalas anual e sazonal (para as quatro estações do ano), e mudanças abruptas em escala anual. A análise de frequência de cheias contemplou a utilização de modelos dos tipos estacionário e não estacionário, oriundos da distribuição de probabilidade LN, sendo que para o modelo não estacionário foram utilizadas duas abordagens distintas, uma que considera a variação do parâmetro de posição da distribuição LN ao longo do tempo (VOGEL *et al.*, 2011) e outra que considera também a mudança no valor do parâmetro de escala da distribuição LN (SERAGO E VOGEL, 2018). A análise da incerteza associada ao uso desses modelos foi realizada a partir de técnica de inferência bayesiana. Por fim, foram identificadas a presença de sazonalidade significativa nas séries de vazões máximas anuais utilizando técnicas de estatística direcional.

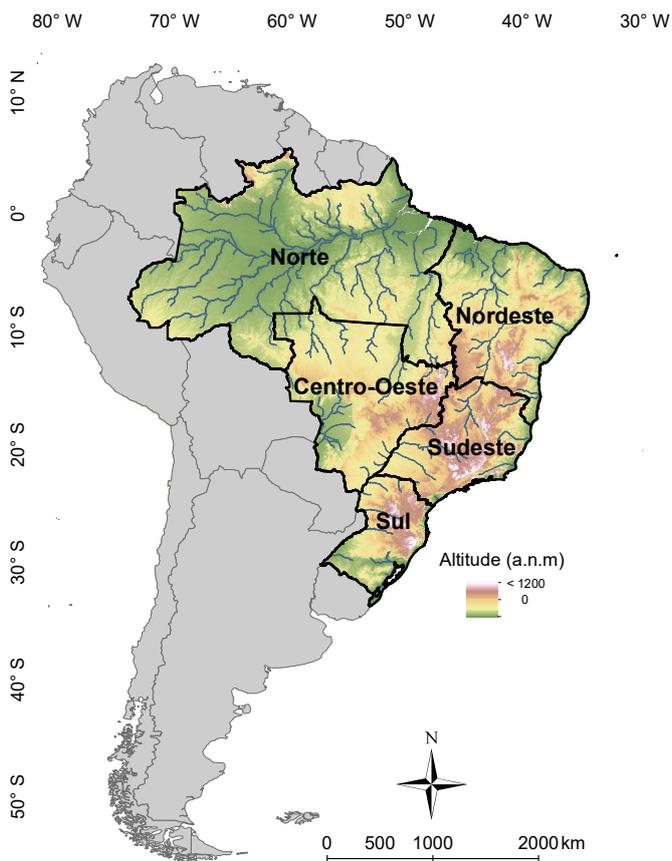
Figura 9. Resumo da metodologia adotada no trabalho



3.1 ÁREA DE ESTUDO

Neste trabalho foram utilizados dados de estações fluviométricas de todo o Brasil. Com área de 8.515.759 km² (IBGE, 2010) o Brasil ocupa quase metade do continente Sul Americano e é o quinto maior país do mundo. Politicamente, é dividido em cinco grandes regiões: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste (Figura 10). A Divisão Hidrográfica Nacional (Figura 11), instituída pelo Conselho Nacional de Recursos Hídricos (CNRH), estabelece doze grandes Regiões Hidrográficas, a saber: Amazônica, Tocantins-Araguaia, Paraná, Atlântico Sul, Atlântico Sudeste, Atlântico Leste, São Francisco, Atlântico Nordeste Oriental, Parnaíba, Atlântico Nordeste Ocidental, Uruguai e Paraguai. Destaque para a bacia Amazônica que drena também áreas de outros países da América do Sul, que é a bacia hidrográfica mais extensa do mundo.

Figura 10. América do Sul com destaque para o Brasil, suas grandes regiões de acordo com divisão política, principais rios e relevo.



3.2 DADOS DE VAZÕES

Foram obtidas, em dezembro de 2018, 3254 séries a partir do portal Hidroweb (<http://www.snirh.gov.br/hidroweb>) da Agência Nacional de Águas (ANA), todas referentes ao maior período de tempo disponível para cada estação fluviométrica. Foram adotados dois critérios de seleção de dados (I e II) para a realização das análises deste trabalho, levando-se em conta os objetivos das investigações, detalhados nas subseções seguintes.

3.2.1 Critério de Seleção de Dados I

Este critério de seleção de dados foi utilizado para a maior parte das análises, que inclui a análise de tendências na magnitude e na frequência dos eventos fluviométricos (em escala anual e sazonal); a análise de frequência de cheias com os modelos estacionário e não estacionário e o estudo da sazonalidade da vazão máxima anual. Sendo assim, quando aplicado o critério de seleção de dados I, as análises se limitaram àquelas séries que continham no mínimo 30 anos de dados, correspondentes ao período entre 1976 e 2015. Desta forma, obteve-se séries de tamanho entre 30 (1976-2005, 1977-2005 ou 1986-2015, eg.) e 40 anos (1976-2015). Preliminarmente, foi avaliada a adoção de um único período (1976-2015 ou 1986-2015, eg.) e tamanho (40 ou 30 anos, eg.) para todas as séries. No entanto, esta alternativa foi rejeitada quando constatado que reduziria em mais da metade o número de dados disponíveis para a realização do trabalho, deixando algumas importantes regiões, como o extremo norte do Brasil, sem representação.

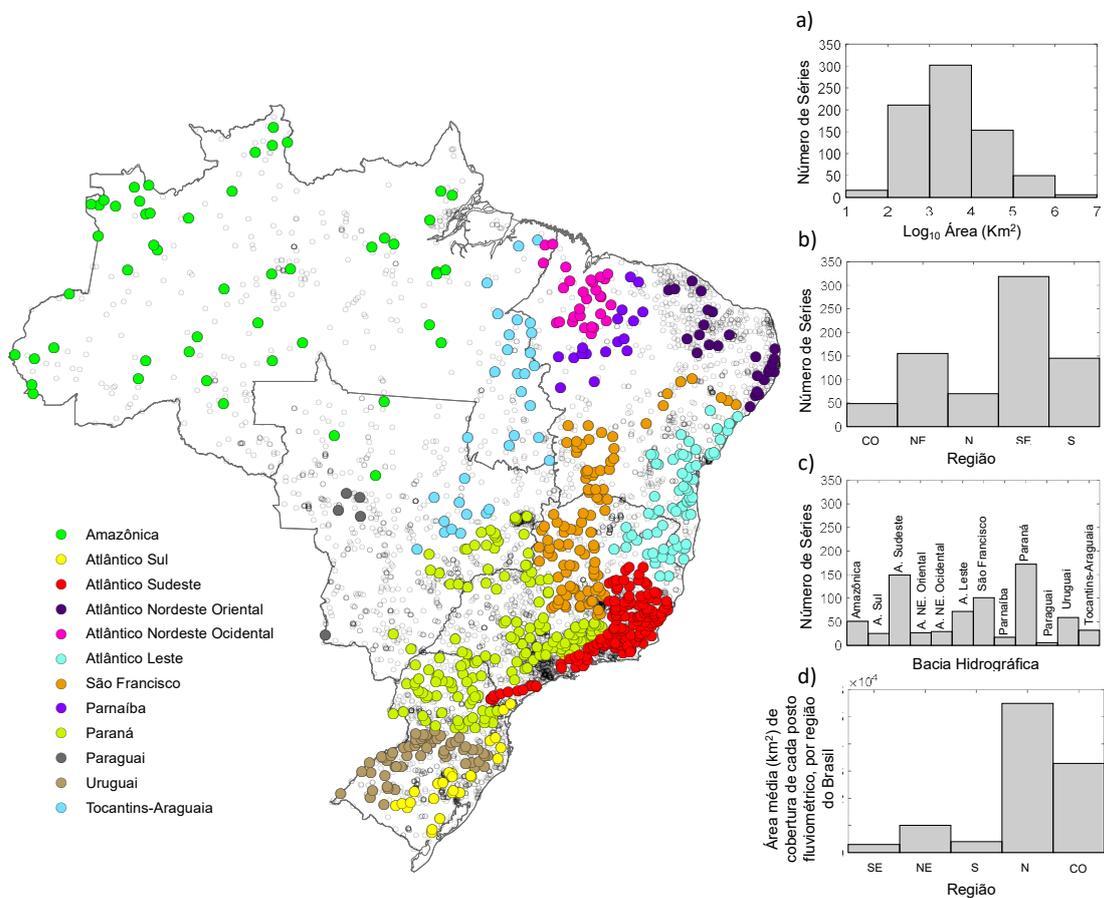
Com esse critério de seleção de dados, conseguiu-se obter um período de tempo comum (entre 1986 e 2005) para todas as séries, de forma a avaliar a existência de padrões espaciais e temporais de tendências e sazonalidade nas séries fluviométricas. O uso de um período de tempo comum para todas as séries elimina ou reduz o efeito da variabilidade climática natural sobre as análises de tendências (CUNDERLIK E OURDA, 2009), presente quando avaliados períodos de tempo que não sejam comuns para o conjunto das séries estudadas.

Além de avaliar o período e tamanho mínimo das séries, também foi verificada a presença de falhas nas séries. Foi adotada metodologia semelhante a proposta por Papalexou e Koutsoyiannis (2013), na qual foi avaliada a porcentagem de falhas registradas nos anos que correspondem aos 40% menores valores de vazão máxima anual. Se em qualquer desses anos a porcentagem de falhas foi igual ou superior a 30%, a série temporal foi descartada. 738 séries

atenderam a todos os critérios supracitados, valor correspondente a 22,7% do total das séries obtidas no Portal Hidroweb.

A localização dos postos fluviométricos referentes às 738 séries obtidas partir do Portal Hidroweb e àquelas que atenderam aos critérios de tamanho mínimo, período e percentual de falhas estão apresentas na Figura 11. Pode ser constatado que as séries são principalmente de postos fluviométricos localizados nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste do Brasil, sobretudo nas bacias hidrográficas do Paraná, Atlântico Sudeste e São Francisco. O conjunto de dados se refere essencialmente a grandes bacias hidrográficas, com área de drenagem da ordem de centenas a milhares de quilômetros quadrados.

Figura 11. Localização dos postos fluviométricos referentes às 3254 séries obtidas a partir do portal Hidroweb (circunferências transparentes) e das 738 séries que atenderam aos critérios de período, tamanho mínimo e percentual de falhas (circunferência coloridas em função da bacia em que se encontra o posto fluviométrico). a) Distribuição do número de séries em função das áreas das bacias onde estão localizados os postos fluviométricos. b) Distribuição do número de séries em função das regiões onde estão localizados os postos fluviométricos. c) Distribuição do número de séries em função das bacias hidrográficas onde estão localizados os postos fluviométricos. d) Área média, em km², coberta por cada posto fluviométrico, em função da região do Brasil.



A Figura 12 ilustra a distribuição de frequência do (a) tamanho (em anos) das 738 séries usadas neste trabalho quando adotado o Critério de Seleção de Dados I, bem como do (b) número de séries cujos dados relativos a um determinado ano foram utilizados e a distribuição espacial das demais propriedades das séries, (c) tamanho, (d) percentual de falhas, (e) ano inicial e (f) ano final.

A disponibilidade de dados históricos relacionados a variáveis hidrológicas no Brasil, sobretudo fluviométricos, é bastante heterogênea. De maneira geral, as regiões Sul, Sudeste e Nordeste possuem quantidade relativamente grande de séries, algumas com aproximadamente 100 anos de dados. No entanto, as regiões Norte e Centro-Oeste possuem número limitado de informações, tanto com relação a quantidade de dados quanto a sua representatividade espacial e temporal (Figura 11d). Além disso, a grande maioria das séries não possuem um longo período de tempo comum, ideal quando busca-se comparar os resultados obtidos a partir de suas análises.

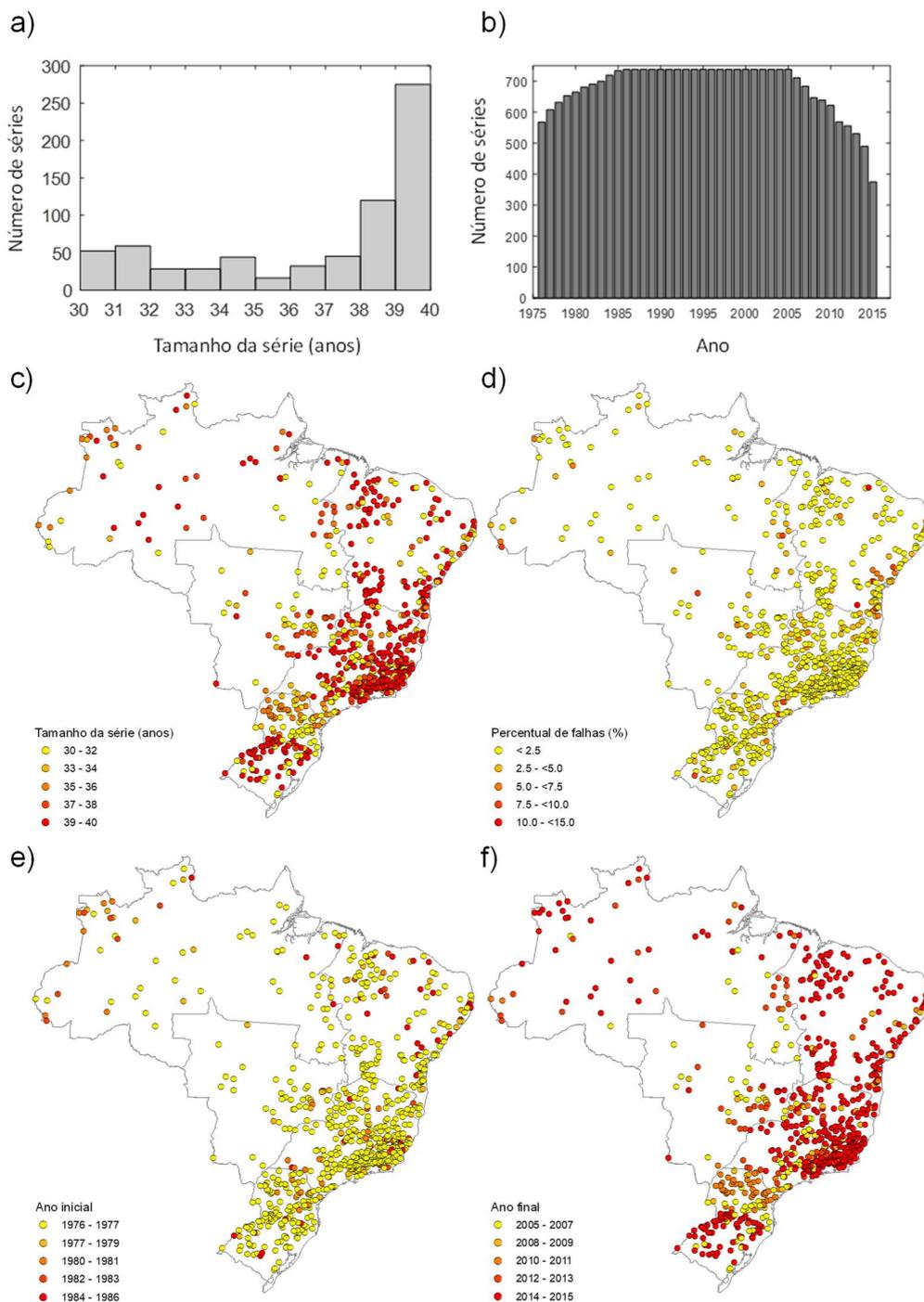
Similar a Mallakpour e Villarini (2015), foi selecionado o valor máximo anual de vazão (AMS, *annual maximum streamflow*) e o valor máximo de vazão de cada estação do ano (SMS, *seasonal maximum streamflow*) para avaliação da presença de tendências na magnitude dos eventos fluviométricos associados a cheias em escala anual e sazonal, respectivamente. Foi considerado como pertencentes ao verão os dados referentes aos meses de janeiro, fevereiro e março (JFM); outono os meses de abril, maio e junho (AMJ); inverno os meses de julho, agosto e setembro (JAS); e primavera os meses de outubro, novembro e dezembro (OND).

A maior parte dos estudos estatísticos de análise de tendência focam em séries AMS (ARCHFIELD *et al.*, 2016; HALL *et al.*, 2014; PETROW E MERZ, 2009). As limitações deste método são que em um ano seco este valor máximo anual pode ser tão baixo que nem possa ser considerado uma cheia (HIRSCH E ARCHFIELD, 2015) e que caso ocorram múltiplas cheias em um determinado ano, somente será observada a mais intensa (ARCHFIELD *et al.*, 2016). Para uma análise mais realística é aconselhável a utilização do método *peak-over-threshold* (POT). Neste método, a série temporal resultante inclui todos os eventos nos quais a vazão excede um determinado valor, sendo possível também analisar a frequência dos eventos (VORMOOR *et al.*, 2016; HIRSCH E ARCHFIELD, 2015).

Portanto, para o estudo de tendências na frequência de eventos fluviométricos associados a cheias, foi utilizado o método POT baseado no valor do 95° percentil dos valores de vazões diárias registrados na série temporal em análise para identificar os picos de vazões. Foi calculado o número de vezes em um dado ano ou estação do ano em que o valor da vazão diária

excedeu o valor do 95º percentil. Nesta análise, foi considerado apenas um único evento fluviométrico dentro de um período de 14 dias (para que não fosse contabilizado o mesmo evento mais de uma vez), metodologia similar à adotada por Mallakpour e Villarini (2015, 2016).

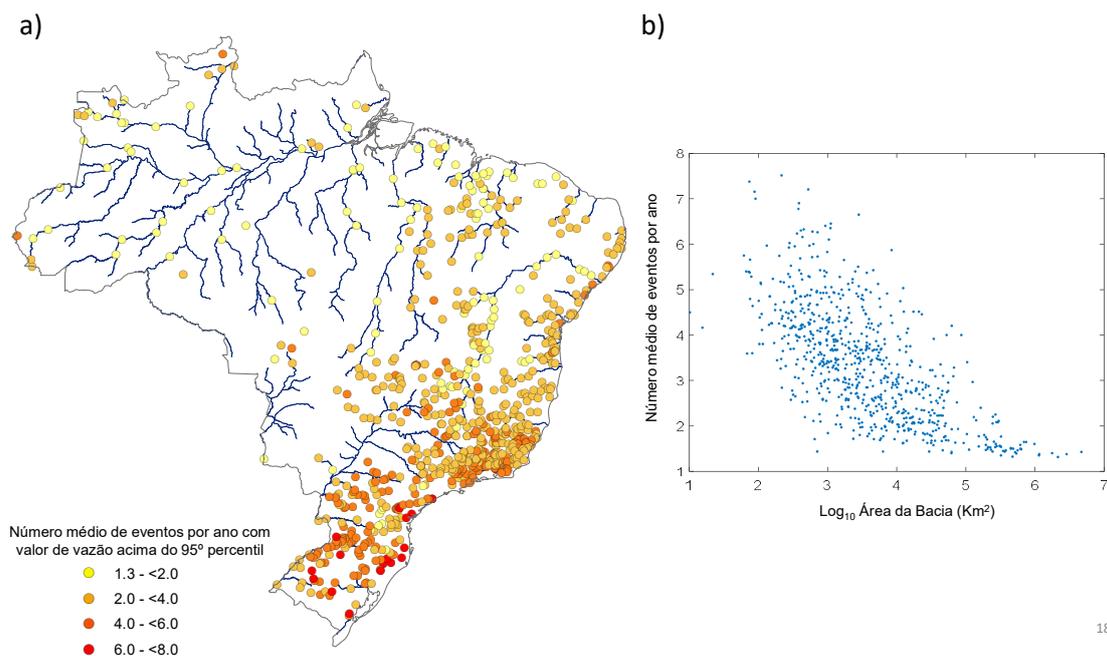
Figura 12.a) Distribuição de frequência do tamanho (em anos) das 738 séries usadas neste trabalho. b) Número de séries cujos dados relativos a um determinado ano foram utilizados. Distribuição espacial das séries e representação de seu respectivo (c) tamanho (d) percentual de falhas (e) ano inicial e (f) ano final.



Houve preocupação que o número de eventos, quando utilizado o método POT, fosse demasiadamente elevado, de forma a não representar fielmente um evento fluviométrico com características singulares quando levado em conta sua magnitude. Teoricamente, ao adotar o método em que pode ser contabilizado um único evento fluviométrico dentro de um período de 14 dias, poderia resultar em mais de 25 eventos por ano ($365 \text{ dias} \cdot \text{ano}^{-1} / 14 \text{ dias} \cdot \text{evento}^{-1}$). Logo, procedeu-se com a verificação do número médio de eventos fluviométricos, por ano, que excederam o valor do 95º percentil para cada uma das séries avaliadas (Figura 13a).

Ao levar em conta dados de todas as séries, foram obtidos, em média, 3.3 eventos fluviométricos por ano com vazão acima do valor do 95º percentil. Esse valor, relativamente baixo, pode ser explicado pelas dimensões das bacias hidrográficas, as quais geralmente possuem área de centenas a milhares de quilômetros quadrados. Logo, picos de vazões são decorrentes de hidrogramas com taxas de ascensão e recessão reduzidas, que fazem com que no intervalo de tempo de 14 dias utilizado sejam registrados outros eventos que excedem o valor do 95º percentil, que acabam não sendo contabilizados com o método de seleção de dados utilizado. A representação da área da bacia *versus* número médio de eventos, por ano, que excedem o valor do 95º percentil é dada na Figura 13b. O coeficiente de correlação de spearman ρ entre as duas matrizes de dados (área da bacia *versus* número médio de eventos por ano) é de -0,68.

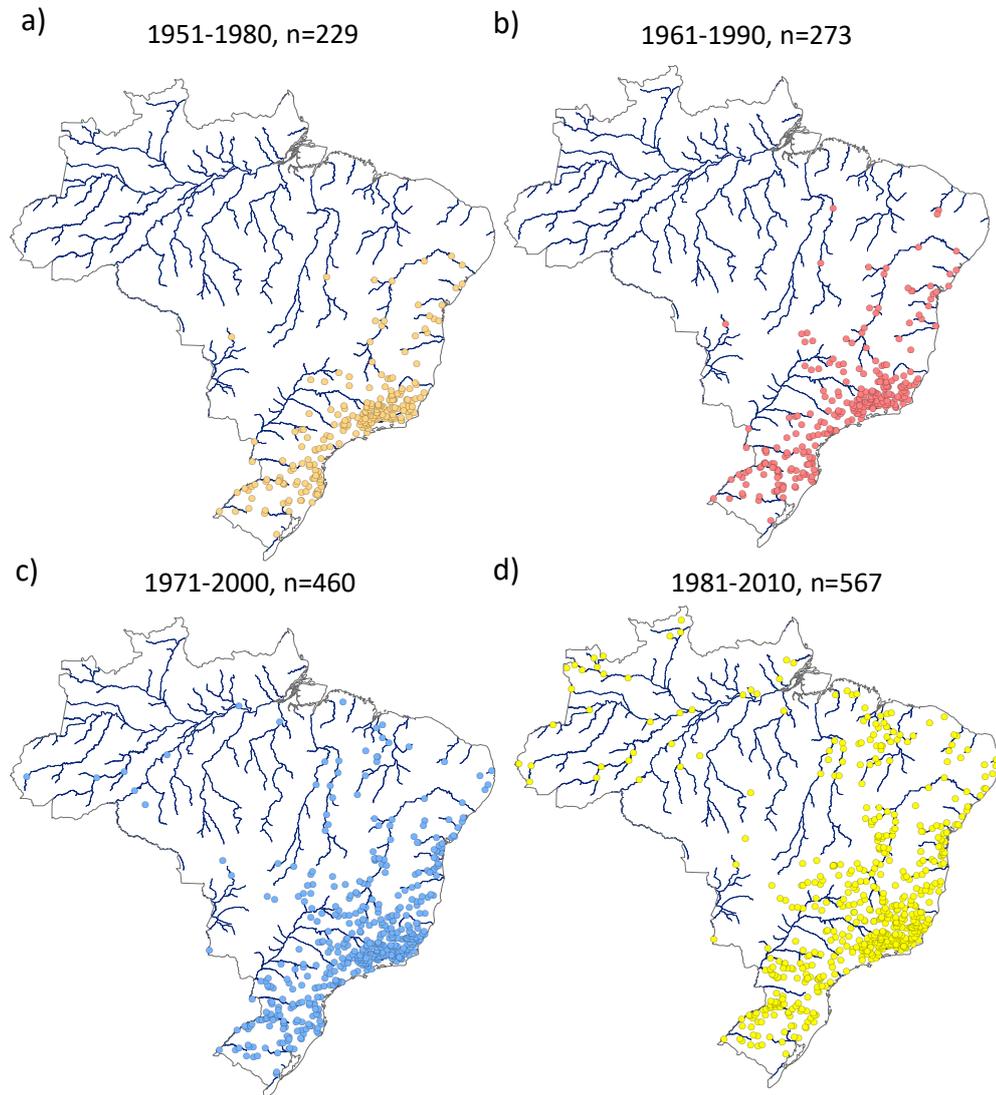
Figura 13. Número médio de eventos fluviométricos, por ano, que excedem o valor do 95º percentil para cada uma das séries avaliadas.



3.2.2 Critério de Seleção de Dados II

De maneira similar a Gudmundsson *et al.* (2019), foi investigada a presença de tendências nas séries históricas utilizando-se de dados de diferentes períodos das séries, obtidos a partir do Critério de Seleção de Dados II. Essa metodologia teve como objetivo avaliar a influência da variabilidade decadal sobre as tendências, inclusive sobre a mudança dos seus sinais. No entanto, a obtenção de um longo período de dados, de forma a dividir as séries em diferentes períodos representativos é uma tarefa difícil para os dados disponíveis no Brasil, que reduz todo o conjunto de dados disponíveis a apenas algumas dezenas de séries. Buscando contornar essa limitação, foram obtidas séries de 30 anos de dados correspondentes ao período entre 1951 e 2010, adotando os seguintes blocos de período de tempo (1951-1980, 1961-1990, 1971-2000 e 1981-2010). Desta forma, obteve-se no total 825 séries, assim divididas: 1951-1980 (229 séries); 1961-1990 (273 séries), 1971-2000 (460 séries) e 1981-2010 (567 séries), conforme representado na Figura 14. O restante dos critérios aplicados na seleção de dados, em relação a falhas e obtenção dos valores máximos anuais de vazão, são os mesmos indicados para o Critério de Seleção de Dados I.

Figura 14. Distribuição espacial das séries disponíveis quando adotado os períodos a) 1951-1980 (229 séries); b) 1961-1990 (273 séries); c) 1971-2000 (460 séries) e d) 1981-2010 (567 séries).



3.3 ANÁLISE DE TENDÊNCIA

Testes estatísticos não paramétricos são os mais utilizados na identificação de tendências em séries (VORMOOR *et al.*, 2016; YUE *et al.*, 2002). Ao contrário dos testes paramétricos, estes não exigem que os dados sejam normalmente distribuídos e independentes, características que dificilmente são encontradas em séries de eventos de vazões extremas. Entre os testes não paramétricos amplamente utilizados na hidrologia destacam-se o de Mann-Kendall (MANN, 1945; KENDALL, 1975) para a identificação de tendências monotônicas e de Pettitt (PETTITT, 1979) para mudanças abruptas (GEBRIMICAEL *et al.*, 2017; NKA *et al.*, 2015; WAGESHO *et al.*, 2012; PETROW E MERZ, 2009; ESPINOZA *et al.*, 2009).

3.3.1 Identificação de Tendências na Magnitude dos Eventos

O teste de Pettitt foi utilizado para identificar mudanças abruptas nas séries AMS e sua provável data de ocorrência, assumindo-se que não há mais que uma mudança abrupta na série temporal, semelhante a Villarini *et al.* (2011a; 2011b). Foram identificadas mudanças abruptas nas séries obtidas pelo Critério de Seleção de Dados I (referente ao período 1976-2015) e Critério de Seleção de Dados II (referente aos períodos 1951-1980; 1961-1990; 1971-2000 e 1981-2010).

Tendências monotônicas nas séries AMS e SMS obtidas no Critério de Seleção de Dados I (referente ao período entre 1976-2015) foram identificadas utilizando o teste de Mann Kendall. Semelhante a Sagarika *et al.* (2014), foi avaliado se as tendências encontradas através do teste de Mann Kendall para cada região brasileira são regionalmente significativas usando o teste de Walker (Wilks, 2006) a um nível de significância $\alpha = 0,05$

Segundo Yue *et al.* (2002), a maioria dos estudos de tendência em variáveis hidrológicas assumem que os dados das séries são independentes. No entanto, séries frequentemente apresentam significativa autocorrelação, fato que altera a variância da estatística de Mann Kendall, aumentando a probabilidade de que seja rejeitada a hipótese H_0 quando efetivamente a mesma é verdadeira. Neste caso é necessário aplicar métodos para remover esta autocorrelação (YUE *et al.*, 2002). Desta forma, antes de aplicar o teste de Mann Kendall, foi verificada a presença de autocorrelação nas séries e caso existente removidas através do procedimento denominado *trend free pre-whitening*, proposto por Yue *et al.* (2002).

Já para a identificação de tendências monotônicas nas séries AMS, obtidas a partir do Critério de Seleção de Dados II (referentes aos períodos 1951-1980; 1961-1990; 1971-2000 e 1981-2010), foi utilizada a regressão linear de Theil-Sen (THEIL, 1950; SEN, 1968), de forma a permitir a obtenção de um único valor de tendência, representativo de cada região do Brasil e de cada período avaliado. De maneira similar a Gudmundsson *et al.* (2019), para cada série foi obtida a declividade de Theil-Sen e, desde que disponível o número mínimo de 10 séries para um determinada região do Brasil e período de tempo, foi obtida uma média desses valores.

Nas próximas subseções serão brevemente apresentados os testes de Pettitt, Mann Kendall, Walker, regressão linear de Theil-Sen e o procedimento proposto por Yue *et al.* (2002) para a remoção da autocorrelação.

3.4.1.1 Teste de Pettitt

O teste de Pettitt é baseado no teste de Mann-Whitney, o qual permite avaliar se duas amostras (X_1, \dots, X_M e X_{M+1}, \dots, X_N) são da mesma população. A hipótese nula (H_0) é que não existe mudança abrupta na série temporal enquanto que a hipótese alternativa (H_1) é que há mudança abrupta. A estatística do teste de Pettitt é dada por

$$k(t) = \max(U_t, T) \quad \text{Equação 1}$$

onde

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^T \text{sgn}(X_i - X_j) \quad \text{Equação 2}$$

em que $\text{sgn}(x) = 1$ se $x > 0$; -1 se $x < 0$ e 0 se $x = 0$.

O valor de $k(t)$ indica a posição onde há mudança abrupta na série temporal, sendo seu nível de significância dado por:

$$p \approx 2e^{\frac{-6k_t^2}{T^3 + T^2}} \quad \text{Equação 3}$$

Neste trabalho, foi adotado o nível de significância $\alpha = 0,05$ para o teste de Pettitt.

3.4.1.2 Teste de Mann Kendall

A hipótese nula (H_0) do teste de Mann Kendall é que os dados de uma série temporal são independentes e identicamente distribuídos, enquanto a hipótese alternativa (H_1) é que existe tendência monotônica na série temporal. Considerando uma série temporal $X = (X_1, X_2, \dots, X_N)$, onde X_j representa o valor da variável no tempo j , a estatística do teste de Mann Kendall é dada por:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(X_j - X_k) \quad \text{Equação 4}$$

em que $\text{sgn}(x) = 1$ se $x > 0$; -1 se $x < 0$ e 0 se $x = 0$.

Mann (1945) e Kendall (1975) documentam que quando $n \geq 8$, a estatística de S é aproximadamente normalmente distribuída, com média igual a zero e variância dada por:

$$VAR(S) = \frac{1}{18} \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^m t_j(t_j-1)(2t_j+5) \right] \quad \text{Equação 5}$$

em que n é o número de observações. Caso haja valores repetidos na série, m é o número de grupos contendo valores iguais na série temporal e t_j representa a quantidade de repetições de um determinado valor em um certo grupo j .

A estatística padronizada Z do teste de Mann Kendall é dada por

$$Z = \frac{S - 1}{\sqrt{VAR(S)}} \text{ se } S > 0$$

$$Z = 0 \text{ se } S = 0$$

$$Z = \frac{S + 1}{\sqrt{VAR(S)}} \text{ se } S < 0$$

Equação 6

A significância da tendência pode ser verificada comparando o valor de Z com o da variável normal padronizada para um dado nível de significância α . A tendência é dita significativa se

$$Z > Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \quad \text{Equação 7}$$

Neste trabalho foi adotado o nível de significância $\alpha = 0,05$ para o teste de Mann Kendall.

3.4.1.3 Theil-Sen

A regressão de Theil-Sen (Sen, 1968) é um teste não paramétrico bastante resistente a presença de outliers na série temporal, o estimador de Theil-Sen (b) é calculado por

$$b = \text{mediana} \left(\frac{x_j - x_i}{j - i} \right) \forall i < j \quad \text{Equação 8}$$

onde x_j e x_i são os valores da série correspondente aos anos j e i , respectivamente. A declividade b é o equivalente à mediana de todos os possíveis pares consecutivos de dados.

Similar a Gudmundsson *et al.* (2019), para tornar possível a comparação de tendências obtidas para bacias hidrográficas de diferentes características, os resultados para as mesmas foram expressos em percentual de variação por ano, calculado da seguinte forma

$$T_s = \frac{b}{\bar{x}_s} * 100 \quad \text{Equação 9}$$

onde T_s é a tendência (em % por ano) de uma determinada série, b é o estimador da declividade de Theil-Sen e \bar{x}_s é a média dos valores de vazão da série temporal.

3.4.1.3 Teste de Walker

De acordo com Wilks (2006), o teste de Walker considera a magnitude do valor p de cada um dos testes K de tendências individuais (para cada série) para determinar se a hipótese nula H_0 (de que todas as hipóteses nulas locais são verdadeiras) pode ser rejeitada em uma escala global a um dado nível de significância α . Se todas as hipóteses nulas locais K forem verdadeiras, cada uma das respectivas estatísticas de teste representará distribuições aleatórias de suas distribuições nulas, quaisquer que sejam essas distribuições. Se essas distribuições nulas locais forem contínuas e se os resultados dos testes locais forem independentes, os valores p resultantes serão uma amostra aleatória de distribuição uniforme, $f(u) = 1, 0 \leq u \leq 1$. Se algumas das hipóteses nulas locais são falsas, seus valores de p tendem a ser menores do que seria esperado com a distribuição uniforme. Sendo assim, para rejeitar a hipótese nula global de que todas as hipóteses nulas locais são verdadeiras, é necessário determinar o quão pequeno deve ser o menor dos K p valores locais.

Seja $p_{(1)}$ o menor dos K valores p locais, a distribuição de probabilidade para a distribuição amostral para o menor valor de p de K testes independentes, cujas hipóteses nulas são verdadeiras, é dada por:

$$[p_{(1)}] = \frac{\Gamma(K + 1)}{\Gamma(1)\Gamma(K)} P_{(1)}^0 [1 - p_{(1)}]^{K-1}, 0 \leq p_1 \leq 1, \quad \text{Equação 10a}$$

$$f[p_{(1)}] = K[1 - p_{(1)}]^{K-1} \quad \text{Equação 10b}$$

Para rejeitar a hipótese nula global de que todas as hipóteses nulas locais de K são verdadeiras, $p_{(1)}$ não deve ser maior que um valor crítico p_{Walker} , correspondente ao nível de teste global α_{global} . Ou seja, se o menor valor de p for pequeno o suficiente, pode-se concluir com alta confiança que a coleta de valores de K locais p não resultou de empates independentes de uma distribuição uniforme. O valor crítico para este teste global pode ser obtido através da integração da cauda esquerda da função densidade de probabilidade na Equação 10, isto é,

$$\alpha_{global} = K \int_0^{p_{Walker}} [1 - p_{(1)}]^{K-1} dp_1$$

$$\alpha_{global} = 1 - (1 - p_{Walker})^K, \quad \text{Equação 11}$$

ou, rearranjando,

$$p_{Walker} = 1 - (1 - \alpha_{global})^{\frac{1}{K}}, \quad \text{Equação 12}$$

Isso indica que a hipótese nula global pode ser rejeitada ao nível α_{global} se o menor dos valores p de K locais independentes for menor ou igual ao valor de p_{Walker} .

3.4.1.4 Trend free pre-whitening

Yue *et al.* (2002) propuseram uma metodologia denominada *trend free pre-whitening* – *TFPW* para corrigir uma série temporal com autocorrelação antes de aplicar o teste de Mann Kendall. Segundo Petrow e Merz (2009) e Yue *et al.* (2002), o procedimento consiste primeiramente em quantificar, a partir da amostra de dados, o coeficiente b da regressão de Theil-Sen. Se o coeficiente b difere de zero, a tendência identificada é assumida como sendo linear e então é removida da série original da seguinte maneira

$$Y_t = X_t - \beta t \quad \text{Equação 13}$$

onde X_t é a série temporal original, Y_t é a série sem tendência e t é o tempo.

Em seguida, o coeficiente lag-1 da função de autocorrelação (acf) da série sem tendência Y_t é calculado. Se não for encontrada autocorrelação serial significativa, o teste de Mann Kendall é aplicado à série original. Caso contrário, a componente (acf) é removida da série Y_t com o uso da Equação 14

$$Y'_t = Y_t - \phi Y_{t-1} \quad \text{Equação 14}$$

em que ϕ é o coeficiente lag-1 da função de autocorrelação amostral. A série temporal Y'_t deve agora estar livre de tendência e de autocorrelação. A tendência removida no início do processo é incluída novamente na série temporal, resultando em uma série que inclui a tendência original, mas sem autocorrelação,

$$Y''_t = Y'_t + \beta \cdot t \quad \text{Equação 15}$$

De maneira similar a Petrow e Merz (2009) e Petrow *et al.* (2009) foi verificada a presença de autocorrelação nas séries antes de aplicar o teste de Mann Kendall. Se identificada correlação, foi aplicada a metodologia proposta por Yue *et al.* (2002) para a remoção da mesma.

3.3.2 Identificação de Tendências na Frequência dos Eventos

Metodologia similar a utilizada para detectar mudanças monotônicas e abruptas nas séries AMS e SMS foram aplicadas às séries POT. No entanto, os testes de Pettitt e de Mann Kendall não são recomendados para detectar mudanças abruptas em séries POT, uma vez que estas tem características de uma distribuição discreta (número de dias em cada ano em que a vazão excede um determinado valor). Assim, da mesma maneira que Villarini *et al.* (2013), Mallakpour e Villarini (2013) e Villarini *et al.* (2012), foi utilizado o método de Regressão Segmentada (MUGGEO, 2003) para identificar mudanças abruptas nas séries POT e a Regressão de Poisson para identificar tendências monotônicas.

3.3.2.1 Regressão Segmentada

Segundo Muggeo (2008) a Regressão Segmentada permite o ajuste de múltiplos modelos lineares a um conjunto de dados para diferentes intervalos de valores da variável independente. No(s) ponto(s) de conexão de duas ou mais retas, ponto(s) de mudança abrupta, a inclinação da função linear muda, sendo o(s) valor(es) do(s) mesmo(s) tipicamente desconhecido(s).

O modelo, com uma única variável independente, pode ser representado da seguinte forma

$$\beta_1 x_i + \beta_2 (x_i - \theta)_+, \text{ onde} \quad \text{Equação 16}$$

$$(x_i - \theta)_+ = (x_i - \theta) \cdot I(x_i > \theta)$$

onde x é a variável independente; $i=1, 2, \dots, n$ são os índices correspondentes às observações; $I(\cdot)$ é igual a 1 quando a condição entre parênteses é verdadeira; β_1 é a inclinação da primeira reta; β_2 é a diferença das inclinações e θ é o ponto da mudança abrupta.

O modelo, na forma apresentada na Equação 16, é um modelo não linear. Muggeo (2003) sugere uma representação que permite traduzi-lo em uma estrutura linear padrão: dado um chute inicial para o ponto da mudança abrupta $\bar{\theta}$, sucessivos segmentos são testados para estimar o modelo pelo ajuste iterativo do modelo linear com o seguinte preditor linear:

$$\beta_1 x_1 + \beta_2 (x_i - \bar{\theta}) + \gamma I(x_i > \bar{\theta})^- \quad \text{Equação 17}$$

onde $I(\cdot)^- = -I(\cdot)$ e γ é o parâmetro que pode ser entendido como uma re-parametrização de θ e por isso representa a estimativa do ponto de mudança abrupta.

A cada iteração, um modelo linear padrão é ajustado, e o valor do ponto de quebra é atualizado via $\hat{\theta} = \theta + \frac{\hat{\gamma}}{\beta_2}$, em que $\hat{\gamma}$ representa o intervalo, na atual estimativa de θ , entre as duas retas ajustadas oriundas do modelo descrito. À medida que o algoritmo converge, o γ se torna menor. Se não existe mudança abrupta no conjunto de dados, β_2 deve ser zero, ou seja, não existe diferença entre as inclinações das duas retas.

Neste trabalho, foi utilizado o pacote em R “segmented regression” desenvolvido por Muggeo (2008) para verificação de mudança abrupta nas séries POT, o qual entre outras funções estima o(s) possível(is) ponto(s) de mudança(s) abrupta(s). Foi avaliada a existência de um único ponto de mudança abrupta na série POT.

3.4.2.2 Regressão de Poisson

Segundo Cupal *et al.* (2015), no modelo de regressão de Poisson a variável dependente assume uma distribuição de Poisson, muito comum na modelagem de variáveis aleatórias que possuem valor inteiro, maior ou igual a zero. Os parâmetros $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_k$ da regressão de Poisson são estimados através da maximização do logaritmo da função de verossimilhança.

No caso da avaliação da presença de tendência estatisticamente significativa na série POT, é ajustado o modelo no qual a taxa de ocorrência Λ de um determinado evento é função linear do tempo t por meio de uma função na forma $\Lambda = \exp[\beta_0 + \beta_1 t_1]$. Se o coeficiente β_1 é significativo a um determinado nível de significância α (neste trabalho foi adotado $\alpha=0,05$), aceita-se a hipótese de que há tendência significativa na série POT.

3.4 ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS – MODELOS ESTACIONÁRIO E NÃO ESTACIONÁRIO

A análise de frequência de cheias é um método no qual a taxa de recorrência de determinado evento de vazão é calculada com base na sua probabilidade de excedência anual, que por sua vez é usualmente estimada a partir da análise de séries, compostas por dados registrados ao longo do tempo (LUKE *et al.*, 2017). Neste método, os dados de uma determinada série devem se ajustar a uma distribuição de probabilidade (normal, LN, log-pearson, GEV, entre outras), a qual é utilizada para estimar a probabilidade de excedência de um valor específico de vazão (LUKE *et al.*, 2017; COSTA E FERNANDES, 2015; VOGEL *et al.*, 2011).

Neste trabalho, foi utilizada a distribuição de probabilidade LN para a análise de frequência de cheias, na forma estacionária e não estacionária. Uma série de vazões máximas anuais $Q = \{Q_1, Q_2, \dots, Q_n\}$ segue uma distribuição LN, caso a variável aleatória $X = \log_{10}(Q)$ seja distribuída de acordo com uma distribuição normal, ou seja

$$\log_{10}(Q) \sim N(\mu_t, \sigma) \quad \text{Equação 18}$$

A função densidade de probabilidade, $f(x)$, da distribuição normal é dada por

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad \text{Equação 19}$$

onde μ e σ são os parâmetros de posição e escala, respectivamente.

Nas próximas subseções serão brevemente apresentados os métodos que foram utilizados neste trabalho para a análise de frequência de cheias.

3.4.1 Teste de Aderência dos dados à distribuição LN

Antes de aplicar a distribuição LN na análise de frequência de cheias, foi verificada a aderência dos dados das séries à referida distribuição. A avaliação da aderência foi feita a partir do teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), ao nível de significância $\alpha = 0,05$. Segundo Naghettini e Pinto (2007), o teste de KS observa a máxima diferença absoluta entre a função de distribuição acumulada assumida para os dados e a função de distribuição empírica dos dados. Como critério, compara-se esta diferença com um valor crítico, para um dado nível de significância. A hipótese nula a ser testada é $H_0: P(X < x) = F_X(x)$, onde $F_X(x)$ é supostamente conhecida, ou seja, seus parâmetros não são estimados a partir da amostra. Para implementar o teste KS, inicialmente é necessário classificar os elementos da amostra $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ em ordem crescente, de modo a constituir a sequência $\{x(1), x(2), \dots, x(m), \dots, x(N)\}$, na qual $1 \leq m \leq N$ denota a ordem de classificação. Para cada elemento $x(m)$, a distribuição empírica $F_N(x_m)$ é calculada pela proporção de valores amostrais que não excedem $x(m)$, ou seja,

$$F_N(x_m) = \frac{m}{N} \quad \text{Equação 20}$$

Em seguida, é necessário calcular as probabilidades teóricas, segundo $F_X(x)$, tendo como argumento os valores $x(m)$. A estatística do teste de KS é dada por:

$$D_N = \sup_{-\infty < X < \infty} |F_N(x) - F_X(x)| \quad \text{Equação 21}$$

Correspondente, portanto, a maior diferença (em módulo) entre as probabilidades empírica e teórica, sendo que x é limitado superiormente entre $-\infty$ a ∞ .

Se D_N for maior que um valor crítico K (dado em função do nível de significância e do número de dados), rejeita-se a hipótese nula $H_0: P(X < x) = F_X(x)$. Uma vez aceita a hipótese alternativa, H_1 , significa que os dados não seguem a distribuição testada e que outra distribuição deve ser escolhida.

3.4.2 Análise de Frequência de Cheias – Modelo Estacionário LN

Partindo do pressuposto de que uma série de vazão máxima anual (composta por Q_1, Q_2, \dots, Q_n , baseado no conceito AMS) segue uma distribuição de probabilidade LN de dois parâmetros, a vazão máxima anual Q_p , com probabilidade de excedência p ou período de retorno $T = 1/p$, é dada (na condição estacionária) por

$$Q_p = \exp[\mu_y + z_p \sigma_y] \quad \text{Equação 22}$$

onde μ_y e σ_y são a média e o desvio padrão dos logaritmos naturais de Q , respectivamente, e z_p é o valor da variável normal padronizada com probabilidade de excedência p .

O modelo representado na Equação 22 é dito estacionário, uma vez que assume que os momentos de y (onde $y = \ln Q$), dados por μ_y e σ_y , são constantes.

3.4.3 Análise de Frequência de Cheias – Modelos Não Estacionários LN

Na condição não estacionária, um ou mais parâmetros da função densidade de probabilidade que modela a variável deve(m) ser assumido(s) como variável(eis). A seguir serão detalhados dois modelos de análise de frequência não estacionários que tem como base a distribuição LN e que, da mesma forma que o modelo estacionário, foram utilizados neste trabalho. Os modelos foram propostos por Vogel *et al.* (2011) e Serago e Vogel (2018).

3.7.2.1 Modelo Não Estacionário – Vogel *et al.* (2011)

Vogel *et al.* (2011) mostraram que a distribuição LN pode ser combinada com um modelo de tendência log-linear, de tal maneira que produz um modelo de análise de frequência não estacionário. O modelo foi utilizado por seus próprios desenvolvedores no estudo de séries

fluviométricas dos Estados Unidos e também foi adotado por Prosdocimi *et al.* (2014) no Reino Unido a partir da inserção de uma nova variável independente, relacionada a precipitação.

Vogel *et al.* (2011) relatam que um modelo exponencial, onde Q (vazão máxima anual) é a variável dependente e t (tempo) a independente, fornece uma excelente aproximação entre as variáveis tempo e vazão. Considerando o modelo exponencial,

$$Q_t = \exp(\alpha + \beta t + \varepsilon_t) \quad \text{Equação 23}$$

em que t é o tempo, α e β os parâmetros e ε_t os erros do modelo. Obtendo-se o logaritmo natural da Equação 23, tem-se

$$y_t = \ln(Q_t) = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 24}$$

De acordo com Vogel *et al.* (2011), se os parâmetros α e β forem significativamente diferente de zero, o modelo de regressão pode fornecer uma estimativa da média dos valores dos logaritmos naturais de Q (definida como μ_y na Equação 22) condicionado ao tempo, aqui denominada como $\mu_{y|t}$

$$\mu_{y|t} = \alpha + \beta t \quad \text{Equação 25}$$

A estimativa do intercepto do modelo de regressão pode ser calculado pelo Método dos Mínimos Quadrados

$$\alpha = \bar{y} - \beta \bar{t} \quad \text{Equação 26}$$

onde \bar{y} e \bar{t} são dados por

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \ln(Q_t) \quad \text{Equação 27}$$

$$\bar{t} = \frac{n+1}{2} \quad \text{Equação 28}$$

Combinando as Equações 25 e 26, obtém-se o modelo de tendência

$$\mu_{y|t} = \bar{y} + \hat{\beta}(t - \bar{t}) \quad \text{Equação 29}$$

onde $\hat{\beta}$ é uma estimativa de β , obtida a partir do método dos Mínimos Quadrados.

Substituindo o modelo de tendência (Equação 29) por μ_y da Equação 23, tem-se um modelo de análise de frequência não estacionário

$$Q_p(t) = \exp \left[\bar{y} + \hat{\beta} \left(t - \frac{n+1}{2} \right) + z_p \sigma_y \right] \quad \text{Equação 30}$$

onde σ_y é a estimativa do desvio padrão dos logaritmos naturais das vazões máximas anuais e z_p é o valor da variável normal padronizada com probabilidade de excedência p .

Neste trabalho, foram somente consideradas como séries não estacionárias aquelas cujo modelo de regressão linear apresentou coeficiente angular significativamente diferente de zero, verificado com o uso do teste t de Student unicaudal ao nível de significância $\alpha = 0,05$. Foi verificada a normalidade, independência e homocedasticidade dos resíduos do modelo de regressão com o uso dos testes de Anderson Darling, Durbin-Watson e Whites's, respectivamente, todos ao nível de significância $\alpha = 0,05$.

O modelo proposto por Vogel *et al.* (2011) assume que o parâmetro μ_y é variável. No entanto, os autores sugeriram que trabalhos futuros deveriam considerar a possibilidade de mudança do valor da variância do valor da vazão máxima anual ao longo do tempo. Neste contexto, Serago e Vogel (2018) propuseram um modelo, que dentre outras considerações, assume que a variância de y também é variável com o tempo.

Vogel *et al.* (2011) propõem em seu trabalho o cálculo do valor do *recurrence reduction*, o qual definem como o tempo médio (T_f) entre cheias em um ano futuro t_f associado a uma cheia com intervalo de recorrência médio T_0 em dado ano de referência t_0 . Em resumo, é o tempo de retorno de uma cheia no futuro, a qual tem um tempo de retorno T no presente. De acordo com Vogel *et al.* (2011), T_f pode ser dado por:

$$T_f = \frac{1}{1 - \phi \left[z_{p_0} - \frac{\hat{\beta} \Delta t}{\sigma_y} \right]} \quad \text{Equação 31}$$

onde ϕ é a função de densidade de probabilidade de uma variável normal padronizada e representa a probabilidade de que esta variável seja menor que o valor que está entre colchetes, z_{p_0} é o inverso da distribuição normal cumulativa com uma probabilidade de excedência p_0 , Δt é o horizonte de planejamento futuro, ou seja, o período (em anos) para o qual se pretende avaliar a alteração nos valores de vazão atualmente associadas a um determinado valor de probabilidade de ocorrência.

Como em Prosdocimi *et al.* (2014) e Vogel *et al.* (2011), foi calculado o *recurrence reduction* associado a uma cheia que atualmente (t_0) tem tempo de retorno T_0 de 100 anos, sob um horizonte de planejamento Δt igual a uma década.

3.7.2.2 Modelo Não Estacionário – Serago e Vogel (2018)

O modelo de análise de frequência de cheias não estacionário proposto por Serago e Vogel (2018) é, em parte, similar ao desenvolvido por Vogel *et al.* (2011). No entanto, além da LN, o modelo mais recente pode levar em conta outras distribuições de probabilidade para a estimativa das vazões máximas, conta ainda com a possibilidade de derivação da média, variância e assimetria da série de dados a partir de um modelo de regressão, momentos estes condicionados a uma determinada variável independente w que possa explicar o comportamento da variável em estudo. O modelo de Vogel *et al.* (2011) contempla apenas a estimativa da média, condicionada a variável independente tempo. O modelo de regressão tem a seguinte forma (SERAGO E VOGEL, 2018)

$$y = f(x) = \beta_0 + \beta_1 w_1 + \beta_2 w_2 + \dots + \varepsilon \quad \text{Equação 32}$$

onde x representa uma série temporal de vazões máximas anuais e $y = f(x)$ a transformação matemática da referida série, enquanto que w_1 e w_2 denotam variáveis independentes relacionadas ao clima e ao uso e ocupação do solo, por exemplo. β_1, β_2 são os coeficientes do e ε o erro aleatório do modelo.

Da mesma forma que em Vogel *et al.* (2011), é proposto por Serago e Vogel (2018) uma transformação logarítmica da série de vazão máxima anual e o uso de um modelo de regressão linear simples, cuja variável independente é o tempo, para a estimativa da vazão. No entanto, os autores deixam claro que podem ser utilizados outros tipos de variáveis independentes no modelo, relacionadas ao clima, por exemplo. Assumindo-se uma única variável independente, genericamente denominada w , o modelo de regressão apresentado na Equação 32 pode ser reescrito da seguinte forma

$$y = \bar{y} + \beta(w - \bar{w}) + \varepsilon \quad \text{Equação 33}$$

onde \bar{y} e \bar{w} são as médias das variáveis $y = \ln(x)$ e w , respectivamente, β é o coeficiente de regressão e ε representa o erro aleatório do modelo, o qual é assumido ser independente, normalmente distribuído, ter média zero e variância constante, dada por:

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = (1 - \rho^2)\sigma_y^2 \quad \text{Equação 34}$$

ρ é o coeficiente de correlação entre as variáveis y e w . A estimativa do coeficiente de regressão β da Equação 33 é dada por

$$\hat{\beta} = \hat{\rho} \frac{\hat{\sigma}_y}{\hat{\sigma}_w} \quad \text{Equação 35}$$

$\hat{\rho}$, $\hat{\sigma}_y$, $\hat{\sigma}_w$, \bar{y} , e \bar{w} são dados por

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^n (w_i - \bar{w})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (w_i - \bar{w})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad \text{Equação 35.1}$$

$$\hat{\sigma}_y = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad \text{Equação 35.2}$$

$$\hat{\sigma}_w = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (w_i - \bar{w})^2} \quad \text{Equação 35.3}$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad \text{Equação 35.4}$$

$$\bar{w} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i \quad \text{Equação 35.5}$$

No caso particular em que a variável w representa o tempo e assumindo-se que não há dados faltantes entre o primeiro e o último ano da série temporal, a média e a variância de w podem ser estimados por

$$\bar{w} = \frac{n+1}{2} \quad \hat{\sigma}_w^2 = \frac{n(n+1)}{12} \quad \text{Equação 36}$$

Segundo Serago e Vogel (2018) quando utilizado um modelo estacionário na análise de frequência de cheias, os momentos de x e $y = \ln(x)$ não dependem da variável explanatória w , desta forma são definidos por suas médias μ_x e μ_y , desvios padrões σ_x e σ_y e assimetrias γ_x e γ_y . Os referidos autores propõem, sem inicialmente fazer menção a respeito da distribuição de probabilidade de x e y , a utilização do modelo de regressão (Equação 33) para a obtenção dos momentos condicionais de x e y e, o uso dos mesmos nos modelos de análise de frequência de

cheias (neste caso, não estacionário). Tendo como base a Equação 33 tem-se o valor esperado de y , condicionado a variável independente w

$$\mu_{y|w} = \bar{y} + \beta(w - \bar{w}) \quad \text{Equação 37}$$

De maneira similar, a variância de y , condicionada a variável independente w , é obtida tomando a variância da Equação 33, que leva a

$$\sigma_{y|w}^2 = \sigma_\varepsilon^2 = \sigma_y^2(1 - \rho^2) \quad \text{Equação 38}$$

A assimetria de y , condicionada a variável w pode ser dada por

$$\gamma_{y|w} = \gamma_y - \beta^3 \gamma_w \quad \text{Equação 39}$$

O modelo desenvolvido por Serago e Vogel (2018) pode ser aplicado às distribuições de probabilidade LN de dois e três parâmetros, log-pearson e GEV. Neste trabalho, optou-se por utilizar somente a distribuição LN de dois parâmetros, em consonância com o modelo anteriormente desenvolvido por Vogel *et al.* (2011).

Baseado no pressuposto de que uma série de vazão máxima anual segue uma distribuição de probabilidade LN de dois parâmetros, combinando-se as Equações 37 e 38 à Equação 22, tem-se o seguinte modelo não estacionário de análise de frequência de cheias,

$$Q_{p|w} = \exp(\hat{\mu}_{y|w} + z_p \hat{\sigma}_{y|w}) = \exp\left(\bar{y} + \bar{\beta}(w - \bar{w}) + z_p \sqrt{\hat{\sigma}_y^2 - \hat{\beta}^2 \hat{\sigma}_w^2}\right) \quad \text{Equação 40}$$

onde z_p é o valor de uma variável normal padronizada com probabilidade de excedência p .

3.5 ANÁLISE DE INCERTEZA

Dois modelos foram considerados para a análise de incerteza associada a análise de frequência de cheias com o uso da distribuição LN: a forma estacionária, na qual os parâmetros da distribuição são assumidos como sendo constantes; e a não estacionária, na qual é considerado que o parâmetro de posição da distribuição aumenta ou diminui linearmente ao longo do tempo, i.e., $\beta_t = \beta_0 + \beta_1 t$. O modelo estacionário possui dois parâmetros a serem inferidos, $\theta = \{\mu, \sigma\}$, e o modelo não estacionário possui três parâmetros, $\theta = \{\mu_0, \beta, \sigma\}$.

Foi adotada metodologia semelhante a Luke *et al.* (2017) para a análise da incerteza associada ao uso dos modelos LN estacionário e não estacionário, inclusive através do uso de um código desenvolvido no Matlab® pelos mesmos para a estimativa dos parâmetros dos modelos a partir de séries de vazões máximas anuais. O referido código utiliza inferência bayesiana para a estimativa dos parâmetros, sendo a distribuição a posteriori dos parâmetros obtida com o uso do algoritmo DREAM (VRUGT *et al.*, 2008), um amostrador do tipo Monte Carlo via cadeias de Markov (MCMC).

Neste trabalho, quando existente menos de 40 anos de dados na série temporal, os parâmetros dos modelos foram estimados a partir da série completa e a comparação entre os modelos estacionário e não estacionário foi realizada através dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Bayes (BIC). Para as séries com 40 anos de dados (275 no total), os parâmetros dos modelos foram estimados a partir dos 30 primeiros anos e os últimos 10 anos foram reservados para a validação dos modelos estacionário (ST) e não estacionário. A validação do modelo não estacionário ocorreu de duas formas, (i) através da extrapolação da tendência observada na calibração do modelo não estacionário ao longo do período de validação (NS) e (ii) através do uso do valor da tendência observada no final do período de calibração, aplicada ao modelo estacionário no período de validação (uST).

3.5.1 Estimativa dos Parâmetros - Inferência Bayesiana

Os parâmetros das distribuições de probabilidade utilizadas na análise de frequência de eventos extremos são geralmente inferidos a partir do cálculo da média e do desvio padrão da série temporal disponível, método que não permite obter a incerteza associada a estimativa desses parâmetros. Sendo assim, neste trabalho foi utilizada inferência Bayesiana para obtenção dos parâmetros dos modelos ST e NS, os quais são considerados como variáveis probabilísticas nesta abordagem. A inferência Bayesiana permite a obtenção de uma adequada descrição da incerteza associada a determinação dos parâmetros de um determinado modelo, através da obtenção de uma distribuição dos possíveis valores dos parâmetros, chamada de distribuição a posteriori $p(\theta_j|X, M_j)$, e não somente um único valor.

Conceitualmente, a distribuição a posteriori é resultante de uma distribuição a priori $p(\theta_j|M_j)$, que capta as informações iniciais sobre os parâmetros do modelo, e uma função likelihood $L(\theta_j|X, M_j)$ que quantifica, pelas regras da teoria da probabilidade, o nível de

confiança nos valores dos parâmetros θ_j , a luz dos dados observados X . O cálculo da distribuição a posteriori é feito a partir do uso da Equação 41

$$p(\theta_j|X, M_j) \propto p(\theta_j|M_j)L(\theta_j|X, M_j) \quad \text{Equação 41}$$

onde $p(\theta_j|X, M_j)$ é a distribuição a posteriori dos parâmetros θ_j , dado o conjunto de dados X e o modelo de interesse M_j , j denota a classe do modelo, neste caso estacionário ou não estacionário, $p(\theta_j|M_j)$ é a distribuição a priori do conjunto de parâmetros θ_j , dado M_j e, por fim, $L(\theta_j|X, M_j)$ representa a função de verossimilhança do conjunto de parâmetros θ_j , dado θ_j e M_j .

A escolha de $p(\theta_j|M_j)$ é, muitas vezes, subjetiva e dependente do conhecimento do modelador. De maneira geral, a distribuição a priori pode ser construída com base em informações relatadas em publicações, dados experimentais ou prévio conhecimento sobre o comportamento de determinado processo ou sistema. Da mesma maneira que Luke *et al.* (2017) foi adotado para $p(\theta_j|M_j)$ uma distribuição uniforme com limites inferior e superior para cada um dos parâmetros (Tabela 1). A função de verossimilhança $L(\theta_j|X, M_j)$ é a própria distribuição LN.

Tabela 1. Valores adotados para os parâmetros μ_0 , β , σ da distribuição a priori

Parâmetro	Limite inferior	Limite superior
μ_0	-10	10
σ	0	2
β	-0,15	0,15

Uma vez definida a distribuição a priori dos parâmetros $p(\theta_j|M_j)$ e a função de verossimilhança, a distribuição a posteriori dos parâmetros $p(\theta_j|X, M_j)$ foi obtida com o uso do algoritmo *differential evolution adaptive Metropolis* - DREAM (VRUGT *et al.*, 2008), que é um amostrador do tipo Monte Carlo via cadeias de Markov (MCMC). Métodos de amostragem como o MCMC são necessários para a maioria das aplicações do teorema de Bayes, uma vez que geralmente não há solução analítica para $p(\theta_j|X, M_j)$. Foram utilizadas 3 cadeias de Markov com $T = 8.000$ amostragens em cada cadeia. Os 50% valores iniciais de cada cadeia foram descartados, e então a distribuição a posteriori para cada um dos parâmetros foi aproximada com um total de 12.000 valores.

A comparação entre os resultados dos modelos estacionário (ST) e não estacionário (NS) foi realizada de duas maneiras:

Método 1: inferência dos parâmetros do modelo a partir da série inteira, independente do tamanho da mesma (entre 30 e 40 anos), e comparação realizada a partir de critérios de informação de Akaike (AIC) e de Bayes (BIC). Os critérios de informação permitem estimar a redução de desempenho de um modelo ao ser utilizado em um período diferente do utilizado para inferência dos parâmetros, sem a necessidade de se reservar uma parte da série de dados disponível exclusivamente para esta finalidade. Os critérios de informação possuem um termo relacionado ao desempenho do modelo e um termo que penaliza pela complexidade do modelo. Os critérios de informação de Akaike e de Bayes (BIC) são dados por

$$AIC = -2\ln(L^*) + \frac{2d(d+1)}{(n-d-1)} \quad \text{Equação 42}$$

$$BIC = -2\ln(L^*) + d \ln(n) \quad \text{Equação 43}$$

em que L^* é o valor máximo da função de verossimilhança (para o conjunto ótimo de parâmetros), d é o número de parâmetros do modelo e n é o número de dados utilizados na inferência.

Segundo Burnham e Anderson (2002), a seleção do modelo mais apropriado para a representação de determinado conjunto de dados pode ser feita através do cálculo das diferenças de AIC/BIC entre o modelo candidato i (estacionário) e o que apresenta o menor valor de AIC/BIC (estacionário ou não estacionário), da seguinte forma:

$$\Delta AIC = \Delta AIC_i - \Delta AIC_{min} \quad \text{Equação 44}$$

$$\Delta BIC = \Delta BIC_i - \Delta BIC_{min} \quad \text{Equação 45}$$

Valores de ΔBIC e ΔAIC até 2 indicam suporte para o uso de modelo estacionário enquanto que valores maiores que 10 indicam que não há suporte para o uso do modelo estacionário (BURNHAM E ANDERSON, 2002).

Método 2: separação de cada uma das séries de dados em duas partes, um período (30 anos) utilizado para inferência dos parâmetros e outro período (10 anos) para avaliação de desempenho dos modelos. A utilização deste método possibilita a obtenção de resultados mais

robustos quando comparado ao primeiro método. Quando este método foi aplicado, a validação do modelo não estacionário foi conduzida de duas maneiras: (1) utilização do modelo não estacionário, com a extrapolação da tendência inferida (NS); e (2) utilização de um modelo estacionário atualizado, sendo utilizados os valores dos parâmetros do modelo não estacionário do final do período de calibração (uST). A avaliação de desempenho do período de validação foi realizada a partir do cálculo do valor da função de verossimilhança associado ao conjunto ótimo de parâmetros (L_{MAP}) e, para consideração da incerteza associada à estimativa dos parâmetros, do valor médio da função de verossimilhança ($L_{méd}$) calculada para cada um dos conjuntos de parâmetros da distribuição a posteriori.

3.6 SAZONALIDADE

Similar a Villarini (2016), Parajka (2010), Koutrolis *et al.* (2010) foram utilizadas técnicas de estatística direcional (MARDIA E JUPP, 2000) para identificar a presença de sazonalidade nas séries AMS. Neste método, cada evento extremo de vazão é representado por um ponto em uma circunferência, o qual tem localização em relação ao eixo vertical proporcional à data de ocorrência do evento (1° de janeiro ~ 1° e 31 de dezembro ~ 360°, por exemplo). A data de ocorrência D do evento em um dado ano é transformada em um ângulo θ , em coordenadas polares, pela seguinte fórmula:

$$\theta = \frac{2\pi D}{365} \quad \text{Equação 46}$$

onde $D= 1$ para 1 de janeiro e $D= 365$ para 31 de dezembro.

Para cada data de ocorrência D existe um vetor com origem no centro da circunferência e módulo igual ao raio da mesma. A direção $\bar{\theta}$ do vetor resultante indica a data média de ocorrência dos eventos extremos. As componentes \bar{x} e \bar{y} do vetor resultante são obtidas de uma amostra de n eventos por:

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n \frac{\cos(\theta_i)}{n} \quad \text{Equação 47}$$

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^n \frac{\text{sen}(\theta_i)}{n} \quad \text{Equação 48}$$

Onde θ_i é o ângulo θ correspondente à data de ocorrência do evento extremo i .

A direção $\bar{\theta}$ do vetor resultante é dada por

$$\bar{\theta} = \tan^{-1} \frac{\bar{y}}{\bar{x}} \quad \text{Equação 49}$$

A variabilidade da data de ocorrência em relação à data média é caracterizada pelo módulo R do vetor resultante, dado por

$$R = \sqrt{\bar{x}^2 + \bar{y}^2} \quad \text{Equação 50}$$

O parâmetro R pode assumir valores de 0 (quando os eventos extremos são uniformemente distribuídos ao longo do ano) a 1 (quando todos os eventos extremos ocorrem em um mesmo período) (VILLARINI, 2016; BEURTON E THIEKEN, 2009).

O teste de Rayleigh (MARDIA E JUPP, 2000) foi utilizado para verificar a uniformidade dos dados. A hipótese nula deste teste (H_0) é que há distribuição uniforme dos ângulos θ , enquanto que a hipótese alternativa é que a distribuição dos mesmos é unimodal. A hipótese nula é rejeitada quando o valor de R é maior que um determinado valor tabelado em função do tamanho da amostra e do nível de significância adotado. Foi utilizado um nível de significância $\alpha = 0.05$ para o teste de Rayleigh.

Os padrões espaciais encontrados para a ocorrência de tendências na magnitude e na frequência de eventos extremos correspondentes a cada estação do ano foram comparados com a sazonalidade destes eventos. Acredita-se que a situação mais crítica em termos de riscos de cheias seja quando tendências significativas de aumento na frequência ou na magnitude de eventos extremos sejam identificadas justamente na estação do ano em que estes eventos ocorrem com maior frequência/intensidade.

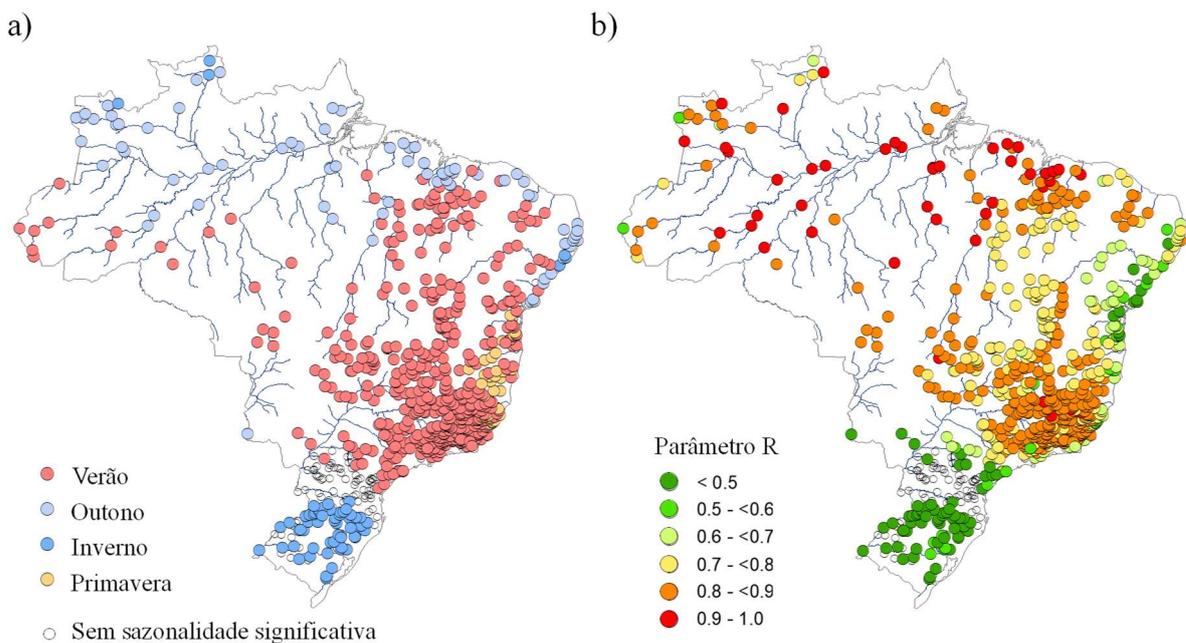
4 RESULTADOS

Nesta seção serão apresentados os resultados obtidos relacionados à identificação de sazonalidade e tendências e a partir dos dados das séries, bem como dos efeitos das tendências identificadas sobre a análise de frequência de cheias, utilizando os modelos estacionário e não estacionário.

4.1 SAZONALIDADE

Há sazonalidade significativa para as vazões máximas anuais em 647 das 738 séries avaliadas (Figura 15), com a manifestação de um claro padrão regional para a ocorrência e intensidade da sazonalidade desses eventos. No entanto, a estação do ano em que é predominante a ocorrência do valor máximo anual de vazão e a intensidade de sua manifestação variam significativamente na área de estudo. Todas as séries relativas ao Sudeste, Norte, Nordeste e Centro-Oeste do Brasil indicam sazonalidade significativa, enquanto que somente uma parte das séries do Sul, e em menor intensidade. O comportamento espacial pode ser o reflexo na diferenças nos mecanismos de geração de cheias, como reportado por Lee *et al.* (2018); Blöschl *et al.* (2017); Hall e Blöschl (2017) e Villarini (2016).

Figura 15. (a) Estação do ano com predominante ocorrência do valor máximo anual de vazão. b) Intensidade da sazonalidade, dada pelo valor do parâmetro R da Equação 50.



Os resultados indicam que eventos ocorrem principalmente no inverno na região Sul do Brasil, enquanto que no verão e no fim da primavera no Sudeste, Centro-Oeste e em parte do Nordeste. No restante do Nordeste, os eventos de vazão máxima anual ocorrem principalmente no outono/inverno, da mesma forma que no Norte do Brasil. A forte intensidade da sazonalidade é evidente para quase todas as regiões, com exceção do Sul e litoral do Nordeste do Brasil. Este padrão é muito similar ao reportado por Rao *et al.* (2016) para o regime de precipitação no Brasil. De acordo com os autores, o clima da maior parte do Brasil é caracterizado por um período de chuva bem definido, com exceção do Sul do Brasil em que há distribuição bem distribuída da precipitação ao longo do ano, com valores ligeiramente maiores durante o inverno.

Rao *et al.* (2016) mencionam que as regiões Sudeste e Centro-Oeste são caracterizadas por registrarem chuvas principalmente no verão, enquanto que Espinoza *et al.* (2009) destacam que na região Amazônica as chuvas ocorrem principalmente no verão ao sul e no inverno ao norte. O padrão descrito por Espinoza *et al.* (2009) para a sazonalidade da precipitação na região Amazônica é bastante similar ao encontrado para a sazonalidade do valor máximo anual de vazão neste trabalho, passando do verão ao sul, outono na região central e inverno ao norte da região. De maneira igual, Marengo e Nobre (2009) descrevem que a estação chuvosa ocorre no verão ao sul da Amazônia, no outono na região central e no inverno no extremo norte.

A sazonalidade das cheias no Sul do Brasil parece estar diretamente relacionada à influência das frentes frias, muito comuns e responsáveis por elevadas alturas de precipitação no inverno. Além disso, as reduzidas taxas de evapotranspiração por conta das baixas temperaturas registradas no inverno também podem desempenhar importante papel na sazonalidade das cheias. Já ao norte da região Sul, as cheias não apresentam sazonalidade tão significativa por conta que nesta área há significativa influência de fenômenos, como a ZCAS, bastante atuantes durante o verão, que fazem com que as vazões máximas sejam melhores distribuídas ao longo do ano. Da mesma forma, a sazonalidade das cheias de grande parte das regiões Sul e Sudeste também aparentam estar diretamente relacionadas à atividade da ZCAS no verão.

4.2 TENDÊNCIAS

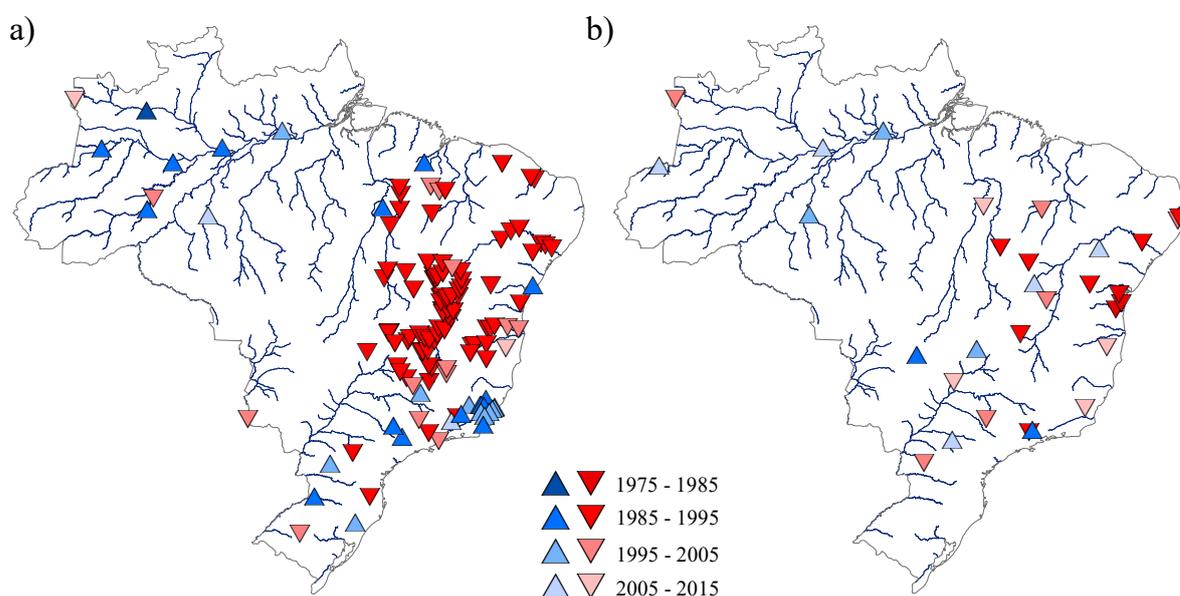
Embora os resultados das análises de mudanças abruptas e tendências monotônicas nas séries tenham sido apresentados em subseções distintas, deve-se ter em mente que, em muitas

situações, a ocorrência dos dois tipos de tendências são simultâneas, resultantes da influência de um mesmo tipo de fenômeno. Logo, grande parte das considerações feitas em apenas uma única subseção, relativas aos possíveis fenômenos associados a alterações no regime de vazões das séries estudadas, podem ser válidas para mudanças abruptas e tendências monotônicas.

4.2.1 MUDANÇAS ABRUPTAS

Foram identificadas 128 séries com significativas mudanças abruptas na magnitude das cheias (Figura 16a) no período entre 1976 e 2015. Por outro lado, somente 30 séries apresentaram mudanças abruptas na frequência (Figura 16b). Mudanças abruptas na magnitude dos eventos ocorreram principalmente no período 1985-1995 na região Nordeste e em parte do Sudeste e Norte do Brasil. Mudanças mais recentes, nos períodos 1995-2005 e 2005-2015 são concentradas na região Norte e na parte leste da região Sudeste. Não há claro padrão espacial ou temporal para as mudanças abruptas na frequência das cheias.

Figura 16. Localização dos postos fluviométricos cujas séries apresentaram mudança abrupta na a) magnitude e b) frequência, e respectivo sinal da mudança.



25

Embora a ocorrência de mudanças abruptas no regime fluvial seja apontada na literatura principalmente como o resultado de efeitos antropogênicos, como a construção de represas e reservatórios (VILLARINI *et al.* 2011b; VILLARINI *et al.* 2011c; VILLARINI *et al.* 2012), destacam-se algumas pesquisas (BARICHIVICH *et al.*, 2018; CARVALHO *et al.*, 2014; GLOOR *et al.*, 2013; DOYLE E BARROS, 2011; ESPINOZA *et al.*, 2009) que atribuem ao

clima a ocorrência de alterações no regime fluvial/pluvial no mesmo período para o qual foram identificadas mudanças abruptas na magnitude das cheias, principalmente na região Norte do Brasil.

O período em que ocorreram mudanças abruptas nas séries correspondentes a região Norte é consistente com o reportado por Barichivich *et al.* (2018), Espinoza *et al.* (2009) e Marengo *et al.* (2012) para a ocorrência de alterações no regime de vazões da bacia Amazônica, resultando na manifestação de cheias mais frequentes e intensas. Barichivich *et al.* (2018) descrevem que há fortes evidências que o ciclo hidrológico na bacia Amazônica vem se intensificado desde o fim dos anos 90, principalmente na estação úmida, levando a diferenças cada vez maiores entre as vazões máximas e mínimas nesta bacia (GLOOR *et al.*, 2013). Segundo Barichivich *et al.* (2018), oito das quatorze maiores cheias registradas no período entre 1903 e 2015 em Manaus foram em anos recentes (2015, 2014, 2013, 2012, 2009, 1999, 1994 e 1989). Além disso, estimam que a frequência das cheias aumentou de aproximadamente uma a cada 20 anos durante a primeira metade do século 20 para uma cheia a cada 4 anos a partir dos anos 2000. De maneira similar, Marengo *et al.* (2012) citam que das seis maiores cheias registradas na bacia Amazônica em mais de 100 anos, três foram registradas em anos recentes, 1989, 1999 e 2009. Espinoza *et al.* (2009) relataram uma tendência positiva na vazão diária média e máxima ao noroeste da bacia Amazônia, com mudança abrupta na vazão máxima diária em 1992, caracterizada por um aumento de 16% no escoamento após esse ano.

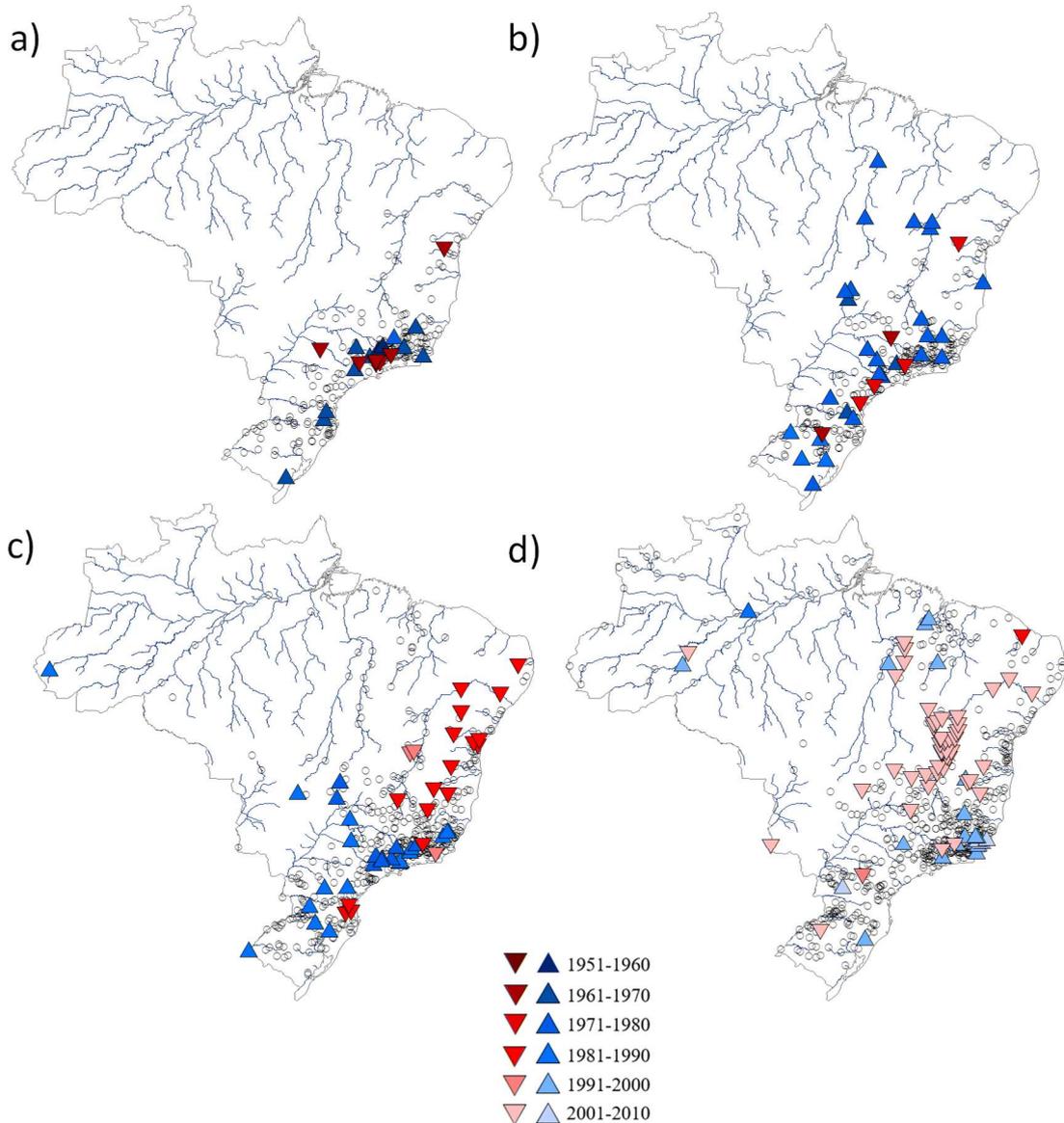
As possíveis causas das mudanças no ciclo hidrológico da Amazônia estão associadas a padrões da TSM do Atlântico e Pacífico, as quais aumentaram rapidamente e constantemente desde 1990, a TSM do Pacífico mudou durante a década de 1990 de uma fase positiva da ODP para uma fase negativa (GLOOR *et al.*, 2015). A relação entre a fase positiva da ODP, o fenômeno La Niña e precipitações mais intensas na Amazônia é reconhecida por Marengo *et al.* (2013). A última fase positiva da ODP começou nos anos 70 e permaneceu até pelo menos o final do século (DOYLE E BARROS, 2011).

Na Figura 17 são apresentados os resultados obtidos para a manifestação de mudanças abruptas quando considerados diferentes períodos de tempo (1951-1980; 1961-1990, 1971-2000 e 1981-2010) e igual quantidade de dados (30 anos) para todas as séries. Pode ser observado que, semelhante ao já explanado, as mudanças abruptas em períodos mais recentes concentram-se nas regiões Norte e Nordeste do Brasil, enquanto que em períodos mais remotos (década de 70/80) no Sul e Sudeste.

As mudanças no comportamento da vazão máxima anual nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste ocorreram no período em que é relatado o início da última fase positiva da ODP. Alterações nos regimes fluvial e pluvial das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil, no mesmo período, também foram identificadas por Carvalho *et al.* (2014) e Doyle e Barros, (2011). De acordo com Carvalho *et al.* (2014), houve um aumento na precipitação máxima anual nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste no período 1940-2011, sendo registradas mudanças abruptas no regime de vazões nas regiões Sul e Sudeste do Brasil na década de 70. Doyle e Barros (2011) identificaram que tendências em séries de vazões estão concentradas em um curto período de tempo, por volta de 1970, nos Rios Paraná e Paraguai, enquanto se estendem por várias décadas no Rio Uruguai.

Carvalho *et al.* (2014) atribuem às alterações observadas no regime fluvial à mudança abrupta que ocorreu no comportamento no ENSO por volta de 1970, enquanto que Doyle e Barros (2011) descartam que as modificações que ocorreram no regime de vazões da Bacia do Prata sejam majoritariamente decorrentes de alterações no comportamento do ENSO. Segundo os autores, essa pode ser a resposta de outras forçantes naturais, como a diminuição das taxas de evapotranspiração, aumento da quantidade de vapor de água na atmosfera e/ou alterações na temperatura da superfície do Oceano Atlântico. Kruger, Kaviski e Muller (1998) avaliaram tendências nas vazões médias afluentes a postos fluviométricos a montante da usina hidrelétrica de Itaipu e concluíram que a significativa tendência positiva, quando observados os períodos anterior e posterior a 1970, pode ser explicada por aumento na precipitação e infiltração (facilitada por melhores práticas no manejo do solo) e redução na evapotranspiração (por conta da remoção da floresta nativa). Segundo Kruger, Kaviski e Muller (1998), há aumento de 45% nas vazões médias da bacia do Rio Paranapanema quando comparados os períodos anterior e posterior a 1970. A Figura 18 exemplifica, a partir da série temporal de vazão máxima anual do posto fluviométrico de Itaipu - Rio Paraná, a mudança ocorrida no regime de vazões máximas anuais por volta de 1980, com um expressivo aumento da vazão máxima anual para este posto fluviométrico a partir da referida década.

Figura 17. Mudanças Abuptas quando considerados diferentes períodos (a) 1951-1980, (b) 1961-1990, (c) 1971-2000 e (d) 1981-2010 e igual quantidade de dados (30 anos) para todas as séries.



A Figura 19 ilustra, para os períodos 1951-1980, 1961-1990, 1971-2000 e 1981-2010, o valor médio da declividade de Theil-Sen para cada região do Brasil, obtido a partir da média dos valores da referida declividade para cada série temporal de vazão máxima anual de uma determinada região. Somente foi calculada a média da declividade de Theil-Sen se existente mais de 10 séries para um determinado período/região, critério não atendido por dados das regiões Centro-Oeste e Norte, nos períodos 1951-1980 e 1961-1990. Podem ser destacados alguns aspectos bastante interessantes na Figura 19 i. No Nordeste do Brasil, em todos os períodos avaliados, há tendência negativa na vazão máxima anual. ii. Na região Norte, há inversão do sinal da tendência na vazão máxima anual, passando de um valor negativo no

período 1971-2000 para um valor positivo no período 1981-2010. iii. Há, para todos os períodos avaliados, tendências positivas na vazão máxima anual da região Sudeste. No entanto, a intensidade da tendência é menor nos períodos mais recentes. iv. Há aumento da intensidade das tendências positivas na vazão máxima anual no Sul do Brasil quando comparados os períodos 1951-1980 e 1961-1990. No entanto, no período 1971-2000 há diminuição da intensidade dessas tendências e no último período, 1981-2010, inversão de seu sinal.

Figura 18. Série de vazão máxima diária anual no posto fluviométrico de Itaipu, no Rio Paraná.

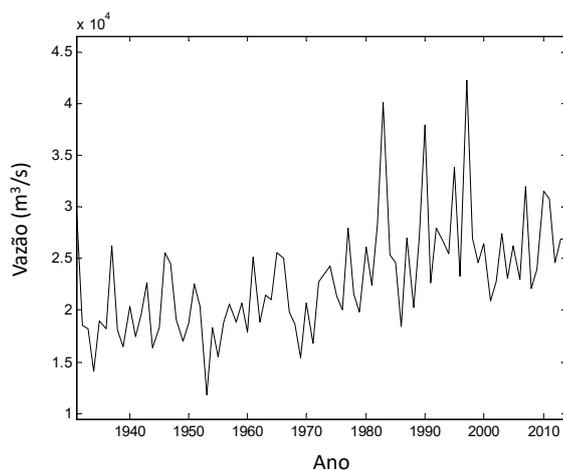
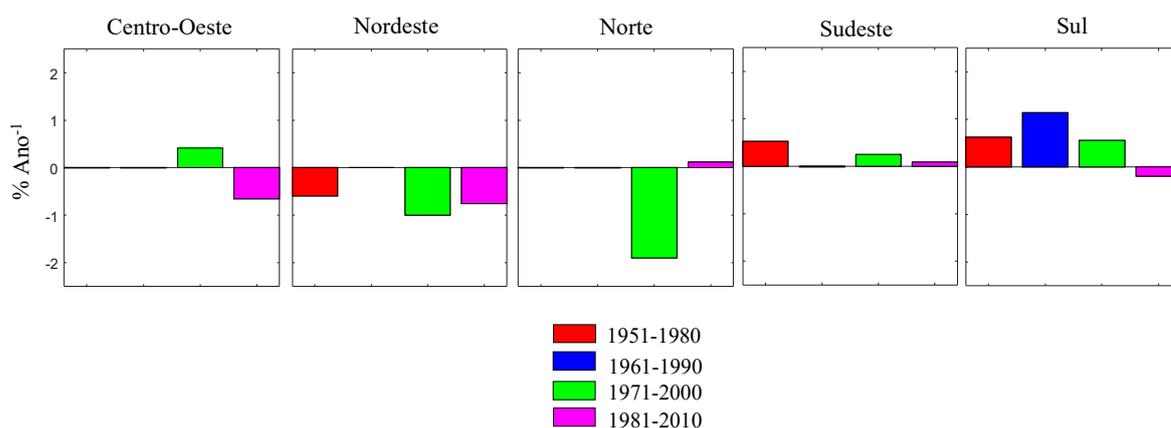


Figura 19. Valor médio da declividade de Theil-Sen para séries de vazão máxima anual de todas as regiões do Brasil, obtido a partir da média dos valores da referida declividade para cada série temporal de uma determinada região para os períodos 1951-1980, 1961-1990, 1971-2000 e 1981-2010.



Os resultados obtidos são muito semelhantes aos encontrados por Gudmundsson *et al.* (2019) na análise de tendências de diversos índices fluviais do Nordeste do Brasil, Amazônia e Sudeste da América do Sul (que inclui as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste) relativos a três distintos períodos (1951-1990, 1961-2000, 1971-2010). Os autores relatam que o Nordeste apresentou tendência negativa nos dois últimos períodos (1961-2000 e 1971-2010), enquanto

que positivas entre 1951 e 1990. Tendências positivas foram identificadas por Gudmundsson *et al.* (2019) no Sudeste da América do Sul em todos os intervalos de tempo, sendo menos significativas no último período (1971-2010). A Amazônia exibiu tendências crescentes no último período. No entanto, não houve dados suficientes para a análise de tendências desta região referente aos intervalos de tempo entre 1951-1990 e 1961-2000. São necessários métodos de detecção das possíveis causas associadas às tendências observadas, que podem estar relacionadas a mudanças no clima ou a fatores antropogênicos (GUDMUNDSSON *et al.*, 2019).

4.2.2 TENDÊNCIAS MONOTÔNICAS

Na Figura 20 é apresentada a localização dos postos fluviométricos cujas séries apresentaram tendências monotônicas (positivas ou negativas) na magnitude e/ou na frequência de eventos de cheias, em escala anual e sazonal. Há presença de significativas tendências para as cheias no Brasil no período entre 1976 e 2015, em escala anual e sazonal, e um padrão espacial bem definido para o sinal das tendências, em boa parte das regiões e situações avaliadas as tendências são regionalmente significativas. O referido padrão é bastante consistente com o observado para mudanças abruptas no mesmo período. Uma vez que não há claro padrão espacial para mudanças abruptas na frequência dos eventos, não é possível compará-lo com o obtido para tendências monotônicas.

De maneira geral, tendências positivas na magnitude e na frequência de eventos de cheias podem ser encontradas em séries correspondentes ao Sul, Norte e parte do Sudeste do Brasil. Por outro lado, é possível identificar tendências negativas em séries correspondentes a quase todo o Nordeste e ao restante do Sudeste do país. Não há um claro padrão espacial para as tendências na região Centro-Oeste do Brasil. Apesar dos resultados, ressalta-se que não é possível ter sólidas conclusões sobre a tendência de eventos de cheias no Norte e Centro-Oeste do Brasil, em decorrência da não homogeneidade na distribuição de postos fluviométricos nestas duas regiões, bem como da limitada quantidade de séries disponíveis referentes a estas duas regiões. Um resumo geral das tendências encontradas, para todas as escalas de tempo (anual e sazonal) e variáveis (magnitude e frequência) avaliadas é apresentado na Figura 21, a partir da qual fica mais claro reconhecer o padrão espacial supracitado.

Figura 20. Tendências na magnitude dos eventos de cheias em escala anual e sazonal (superior). Tendências na frequência de eventos de cheias em escala anual e sazonal (inferior). Em cinza, regiões em que as tendências são regionalmente significativas.

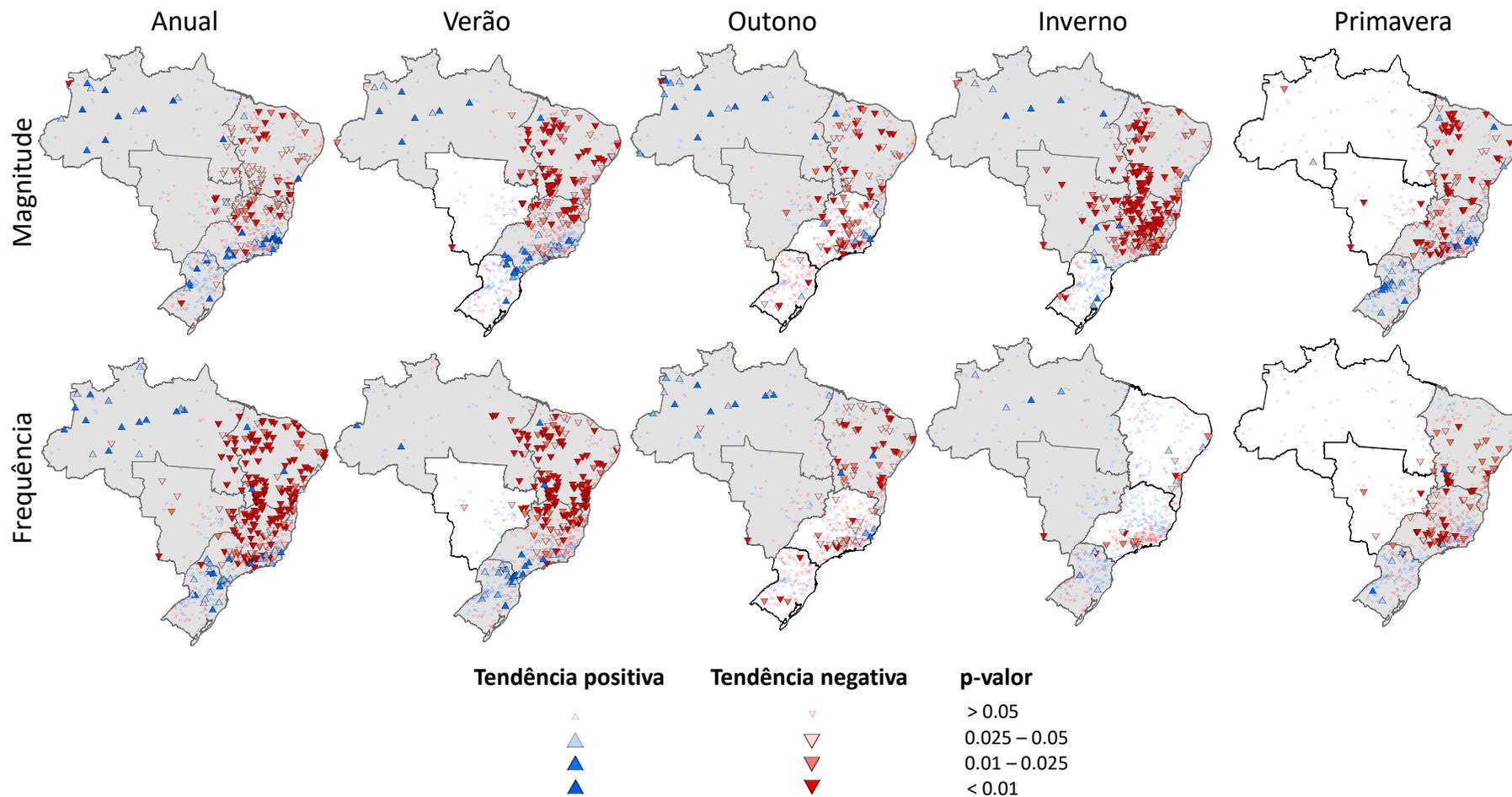
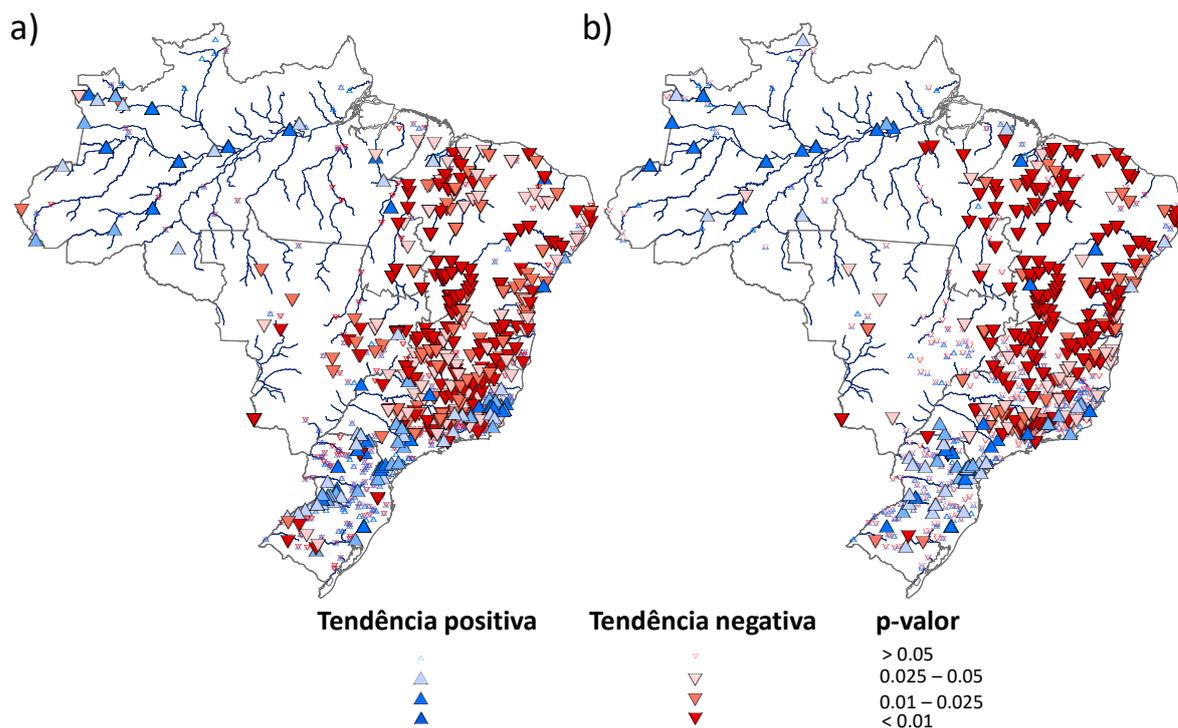


Figura 21. Resumo geral das tendências encontradas, para todos os períodos de tempo e variáveis avaliadas na (a) magnitude e (b) frequência, em escala anual e sazonal.



O padrão espacial identificado para o sinal das tendências dos eventos de cheias é semelhante ao reportado na literatura para o regime pluvial (CARVALHO *et al.*, 2014; HAYLOCK *et al.*, 2006; MARENGO *et al.*, 2016; ZANDONADI *et al.*, 2016) e fluvial (GUDMUNDSSON *et al.*, 2019; ALVES *et al.*, 2013; BARICHIVICH *et al.*, 2018; BERGHUIJS *et al.*, 2017; DAI *et al.*, 2009; DOYLE E BARROS, 2011). De maneira geral, todos os estudos relacionam tendências observadas nos regimes pluvial/fluvial a fenômenos como a Circulação de Walker, ENSO, ZCIT, ZCAS, ODP, entre outros.

Uma vez que há tendência de aumento tanto para a frequência quanto para a magnitude de eventos de cheias no Sul, Norte e parte do Sudeste do Brasil, a hipótese é que estes estão tornando-se mais frequentes e intensos nestas regiões. Similar, Berghuijs *et al.* (2017) encontraram aumento no número de ocorrências e na magnitude de grandes cheias observadas no período entre 1980 e 2009 em 244 bacias hidrográficas brasileiras, maioria das quais localizadas nas regiões Sul e Sudeste. Tendências positivas na magnitude de vazões nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste do Brasil também foram identificadas por Alves *et al.* (2013). Na Bacia do Prata, que drena boa parte das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil, Doyle e Barros (2011) afirmam, a partir da análise de 7 séries correspondentes ao período entre 1960 e 1999, que também houve aumento nas vazões médias. Gudmundsson *et al.* (2019) reportam tendências negativas no regime fluvial de todo o Nordeste e positivas no Sudeste da América

do Sul (que inclui as regiões Sul, Sudeste e parte da Centro-Oeste) e na Amazônia (que inclui o Norte e parte do Centro-Oeste).

Carvalho *et al.* (2014) identificaram, a partir da análise de 593 séries correspondentes ao período entre 1940 e 2011, tendência positiva na precipitação máxima diária nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul do Brasil. Zandonadi *et al.* (2016) relatam aumento da precipitação na Bacia do Rio Paraná com base na análise de dados de 32 postos pluviométricos correspondentes ao período entre 1986 e 2011 enquanto que Haylock *et al.* (2006) tendências positivas (negativas) para a magnitude da precipitação no Sul e Sudeste (Nordeste) do Brasil a partir de dados de 715 séries correspondentes ao período entre 1960 e 2000. Haylock *et al.* (2006) propuseram que as condições de dominância do El Niño no período entre 1960 e 2000 contribuíram para as mudanças no regime de precipitação. Segundo Dai *et al.* (2009) o El Niño tende a aumentar a vazão em muitos rios ao redor do mundo, incluindo os rios Paraná e Uruguai, localizados na bacia do Prata. Há também uma relação entre a fase positiva do ODP e El Niños mais intensos. Marengo, Ambrizzi e Soares (2009) relatam que o fenômeno JBN, importante para o transporte de umidade da Amazônia para o Sul e Sudeste do Brasil está correlacionado positivamente com o fenômeno El Niño e que o aquecimento da atmosfera pode estar associado a ocorrência mais frequente e intensa de JBN.

Barichivich *et al.* (2018) atribuem ao recente fortalecimento da circulação de Walker o aumento observado na frequência e intensidade de cheias severas na bacia Amazônica, a mudança no comportamento da circulação de Walker faz parte de uma reorganização climática em todo o mundo, provocada provavelmente pelo rápido aquecimento do Atlântico tropical durante as recentes décadas, que pode estar associado a fenômenos como o aquecimento da atmosfera e variações naturais no comportamento da Oscilação Multidecadal do Atlântico - AMO (BARICHIVICH *et al.*, 2018). Mudanças na circulação de Walker também foram apontadas por Marengo *et al.* (2013) como causa de anomalias de precipitação nessa região. Também há evidências de que o regime de chuvas na Amazônia é controlado por mudanças nas anomalias da TSM no Oceano Pacífico equatorial, embora El Niño explique apenas parte da variabilidade de precipitação encontrada (MARENGO *et al.*, 2013). Uma migração anormal da ZCIT para o sul durante o ano de 2009, devido a presença de águas superficiais mais quentes no Atlântico Sul tropical, foi apontada por Marengo *et al.* (2012) como responsável por chuvas abundantes em grandes regiões do leste da Amazônia, que culminaram em cheias com magnitude e duração observadas apenas algumas vezes nas últimas décadas. Os autores também

lembram que as chuvas no Nordeste do Brasil exibem grande variabilidade interanual, parte da qual foi atribuída ao ENSO.

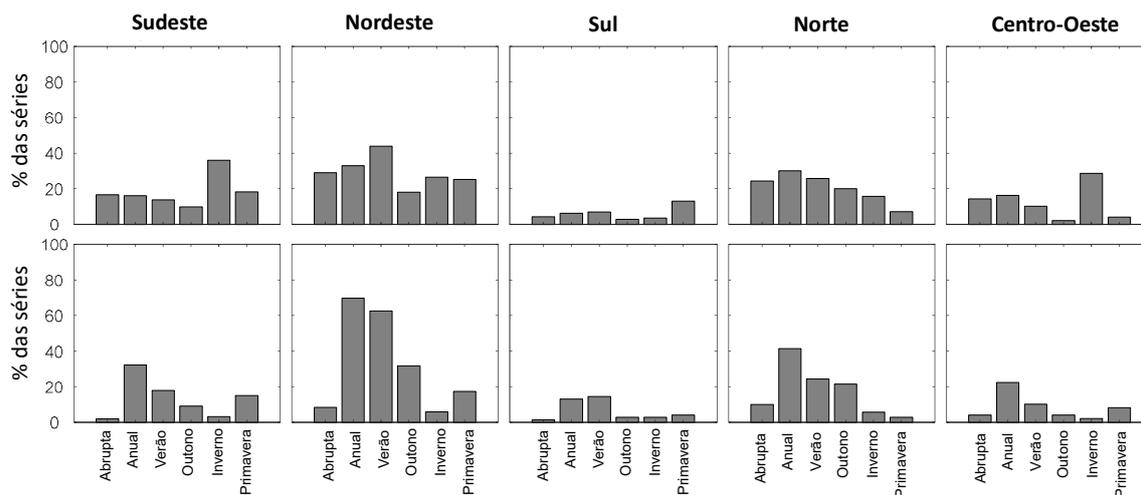
Observando as tendências na magnitude e na frequência das cheias em escala anual na Figura 20 pode ser constatado que mudanças significativas são mais evidentes na frequência (tendências foram identificadas em 36,6% das séries) que na magnitude (tendências foram identificadas em 18,9% das séries). Dentre as séries que apresentaram tendência significativa na frequência (magnitude), aproximadamente 82% (68%) são negativas. Logo, é possível concluir que as tendências no Brasil são predominantemente negativas, principalmente para a frequência de eventos de cheias. Diferenças entre a intensidade das tendências para a magnitude e frequência dos eventos também foram encontradas por Berghuijs *et al.* (2017), que relataram um aumento de 14,0% no número de ocorrência desses eventos no Brasil quando comparados os períodos 1980-1994 e 1995-2009 enquanto que na magnitude o aumento foi de apenas 1,4%. Embora os resultados encontrados neste trabalho indiquem um predomínio de tendências negativas para a magnitude e para a frequência desses eventos, em desacordo com Berghuijs *et al.* (2017), destaca-se que um número expressivo de tendências negativas foi identificado para o Nordeste do Brasil, região para a qual Berghuijs *et al.* (2017) avaliou um menor número de séries.

Em escala sazonal, pode ser constatado na Figura 20 que tendências significativas na magnitude são evidentes principalmente para as séries correspondentes ao período do inverno (25,2%) seguido do verão (19,6%) primavera (16,7%) e outono (10,6%). Por outro lado, tendências na frequência são mais evidentes nas séries correspondentes ao período do verão (26,7%), seguido do outono (13,4%), primavera (11,8%) e inverno (3,8%). A partir desses números é possível constatar um comportamento quase que oposto entre as tendências na magnitude e na frequência de eventos de cheias quando comparadas as estações do ano, esses eventos estão se tornando mais/menos (dependendo do sinal da tendência) intensos principalmente no inverno, enquanto mais/menos frequentes no verão. A diferença entre tendências da magnitude e frequência dos eventos quando levado em conta escala sazonal também foi encontrada por Mallakpour e Villarini (2015), na região central dos Estados Unidos.

A presença de tendências nas séries de vazão são mais evidentes na região Nordeste, para a qual em algumas estações do ano mais de 50% das séries apresentam tendências significativas (Figura 22). As regiões Norte e Nordeste também apresentam elevado percentual de séries com tendências significativas na magnitude e na frequência das cheias. O Sul do Brasil, que experimentou fortes tendências positivas no regime pluvial e fluvial por volta da década de

70/80 (CARVALHO *et al.*, 2014; DOYLE E BARROS, 2011), tem tendências pouco expressivas no período 1976-2015. Por fim, fica claro na Figura 22 que há diferença significativa entre as estações do ano quanto ao percentual de séries que apresentam tendências, para todas as regiões do Brasil.

Figura 22. Percentual de séries, para cada região do Brasil, que apresentaram mudança abrupta e tendência monotônica significativa em escala anual e sazonal para a magnitude (superior) e para a frequência (inferior) das cheias.



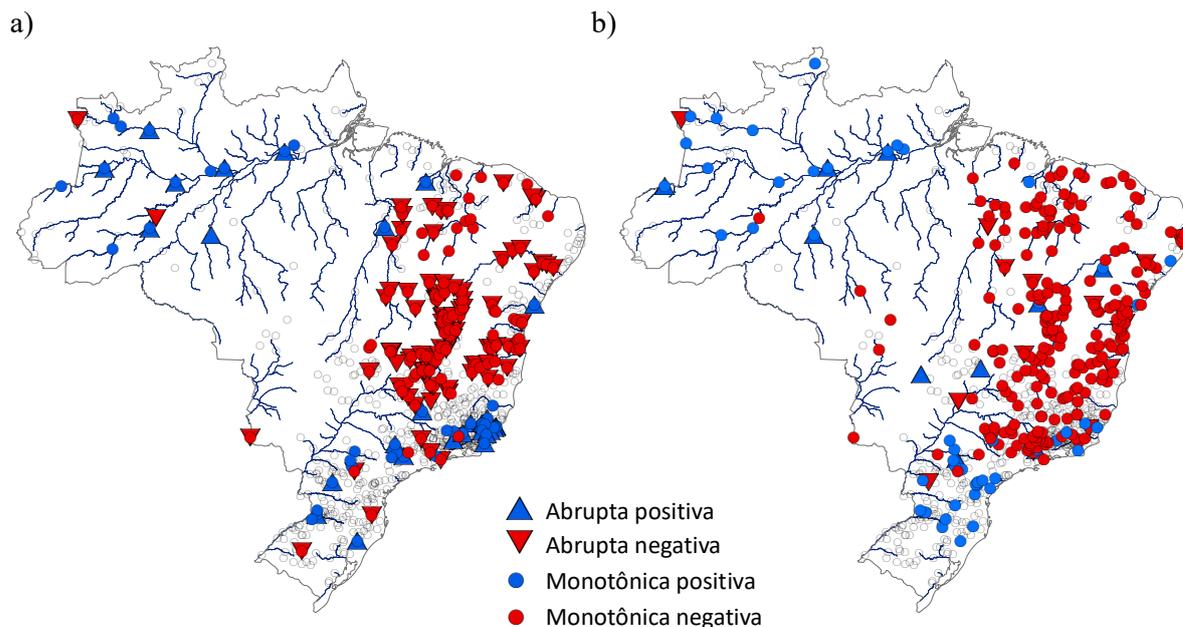
A Figura 23 mostra a localização dos postos fluviométricos cujas séries anuais apresentaram mudanças abruptas e/ou tendências monotônicas significativas. Pode ser constatado que alterações nas séries relativas à magnitude das cheias são principalmente associadas a mudanças abruptas. Por outro lado, tendências monotônicas são mais evidentes que mudanças abruptas em séries relativas à frequência das cheias.

Foram comparados os resultados dos estudos de sazonalidade com o padrão espacial obtido nas análises de tendências em blocos sazonais, para a magnitude e frequência das cheias. Focou-se nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, uma vez que essas apresentaram um claro sinal de tendência positiva na magnitude/frequência das cheias. Pode ser observado na Figura 20 que as tendências de aumento nessas regiões são registradas principalmente no verão e na primavera, enquanto as cheias geralmente ocorrem no inverno (em quase toda a região Sul do Brasil) e no verão (em quase toda a região Sudeste). A estação do ano em que predominantemente são registradas as cheias geralmente não é a mesma a qual apresenta tendências significativas.

Por outro lado, na quase totalidade da região Sudeste há forte sazonalidade, com cheias sendo registrados predominantemente no verão. Tendências positivas significativas na

magnitude/frequência das cheias foram encontradas para o verão e primavera em parte da região Sudeste (ao sul e leste dessa região, basicamente). Logo, acredita-se que estes locais, por apresentarem combinação de tendências positivas e sazonalidade, tem elevado potencial para que se registrem cheias no futuro.

Figura 23. Mudanças abruptas e tendências monotônicas em séries relativas a (a) magnitude e (b). frequência das cheias.



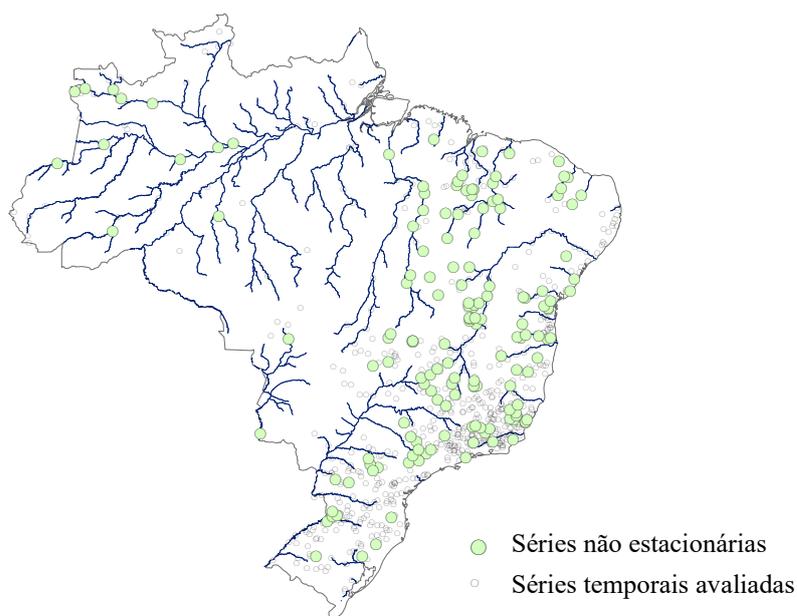
Há tendências negativas para a frequência e magnitude das cheias na maior parte do Sudeste e Nordeste do Brasil na estação do ano (verão) que predominante há a ocorrência desses eventos. Aparentemente essa é uma condição em que o risco de cheias no futuro será menor. No entanto, historicamente essas regiões são reconhecidas por seu clima semiárido, fato que traz a questão se os eventos estudados neste trabalho efetivamente representam cheias nas referidas regiões. As tendências negativas identificadas ocorrem também em séries de vazões mínimas e médias? Estas regiões estão ficando ainda mais secas?

4.3 ANÁLISE DE FREQUÊNCIA DE CHEIAS

Das 738 séries que atenderam aos critérios de seleção de dados, 155 foram classificadas como não estacionárias por apresentarem o coeficiente β do modelo de tendência (Equação 24) significativamente diferente de 0, todas essas séries apresentarem os resíduos do modelo de tendência normalmente distribuídos, independentes e homocedásticos. A localização dos postos fluviométricos cujas séries foram classificadas como não estacionárias é apresentada na Figura

24. Todas as séries classificadas como não estacionárias tiveram aderência à distribuição LN, verificada a partir do teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), ao nível de significância $\alpha = 0,05$.

Figura 24. Localização das estações fluviométricas cujas séries foram classificadas como não estacionárias por apresentarem o coeficiente β do modelo de tendência significativamente diferente de 0 e resíduos do modelo de tendência normalmente distribuídos, independentes e homocedásticos.

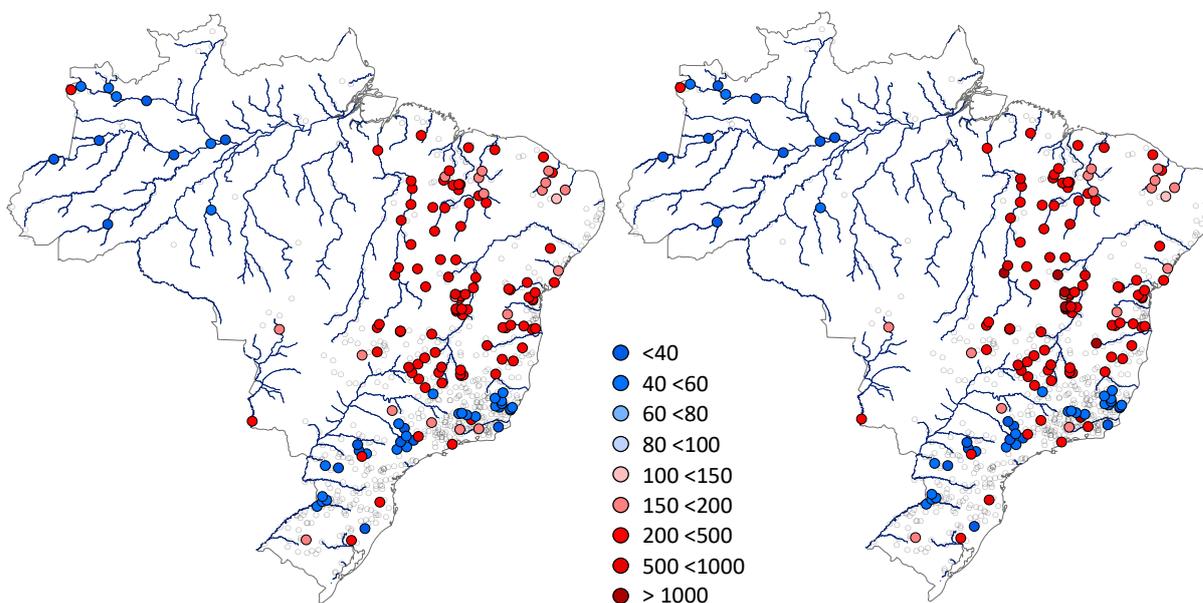


Serago e Vogel (2018) destacam que métodos não estacionários são extremamente úteis para a análise de frequência de cheias em bacias hidrográficas de áreas urbanizadas, tal fato decorre do reconhecido aumento dos valores de vazões máximas que ocorre nas bacias hidrográficas após sua urbanização. As séries existentes no Brasil são, na maioria dos casos, correspondentes a postos fluviométricos de grandes bacias hidrográficas em que o efeito direto da urbanização é mais difícil de ser identificado. Desse modo, acredita-se que condições não-estacionárias seriam encontradas com maior frequência se as séries existentes fossem representativas de bacias hidrográficas de todas as dimensões, principalmente por conta da intensa urbanização que ocorreu em algumas áreas do Brasil nas últimas décadas. Para essas grandes bacias hidrográficas é provável que a não estacionariedade, quando identificada, esteja principalmente relacionada a efeitos de grande escala, como alterações no clima.

Na Figura 25 é apresentado o valor de T_f (recurrence reduction) associado a uma cheia estimada como de 100 anos no modelo estacionário para os modelos de Vogel e de Serago e Vogel, o valor de T_f foi calculado considerando-se um horizonte de planejamento igual a 10 anos. O termo “recurrence reduction”, como previamente descrito, pode ser entendido como o

tempo de retorno de uma cheia no futuro, a qual atualmente está associada a um tempo de retorno T . Quando levado em conta os modelos de análise de frequência não estacionários, há significativas mudanças no tempo de retorno de cheias estimadas como de 100 anos na condição estacionária. Nos casos mais extremos, o período de retorno torna-se apenas algumas décadas quando levado em conta tendências positivas e de alguns séculos quando observadas tendências negativas nas séries.

Figura 25. Valor de T_f (recurrence reduction) associado a uma cheia estimada como de 100 anos no modelo estacionário adotando o modelo de a) Vogel e b) Serago e Vogel.



Não há, para a maioria das séries avaliadas, diferenças significativas entre as estimativas de vazões associadas a um Tempo de Retorno de 100 anos, quando utilizados os modelos de Vogel (2011) e de Serago e Vogel (2018). De maneira geral, o modelo de Serago e Vogel (2018) tende a gerar maiores diferenças entre os valores de vazões obtidos nas condições não estacionária e estacionária. Portanto, alterações na variância da série temporal, como considerado no modelo de Serago e Vogel (2018), não representam, de maneira geral, alterações adicionais significativas nos tempos de retorno das cheias, sendo preservada a magnitude das alterações já observadas quando levado em conta apenas mudanças na média dos dados das séries ao longo do tempo.

Modelos não estacionários têm sido usados, sobretudo, na análise de frequência de cheias quando identificadas tendências positivas nas séries. Vogel *et al.* (2011) concluíram que vazões extremas inicialmente associadas a um tempo de retorno de 100 anos nos Estados Unidos irão

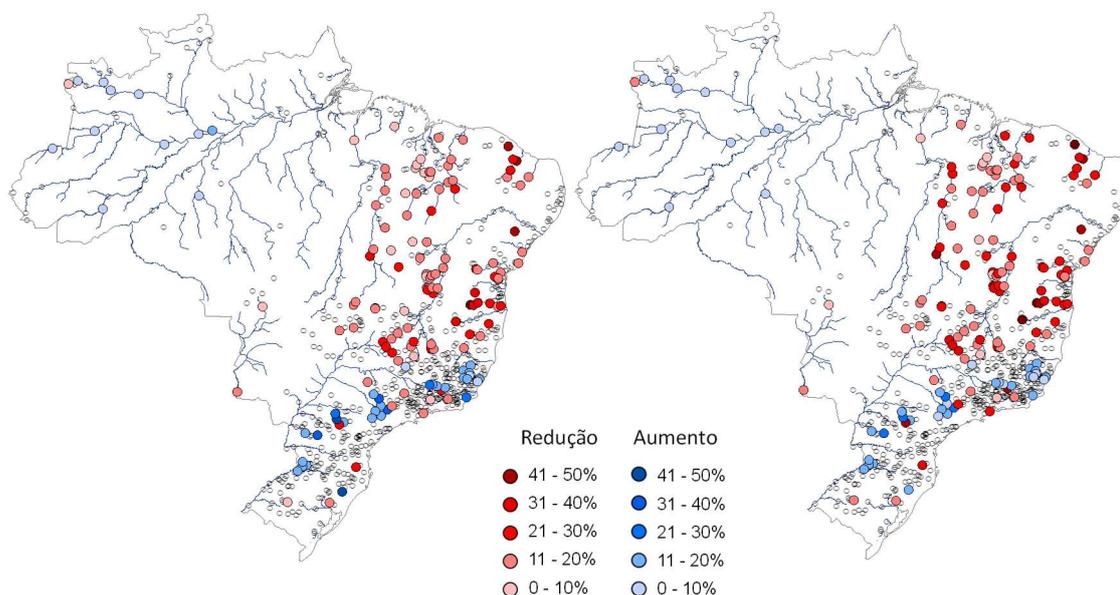
se tornar muito mais frequentes no futuro. Sraj *et al.* (2016) encontraram grande diferença para valores extremos de vazão de rios europeus quando comparadas estimativas de modelos estacionários e não estacionários. Em alguns casos, um determinado valor de vazão inicialmente associado a um tempo de retorno de 100 na condição estacionária revelou-se como de 20 anos na condição não estacionária, para chegar a esses números Sraj *et al.* (2016) utilizaram a distribuição GEV com seus respectivos parâmetros estimados em função do tempo (no caso não estacionário).

Os tempos de retorno excessivamente elevados quando aplicados os modelos não estacionários em séries que apresentam tendências negativas faz crer que este tipo de modelo não é o mais adequado para a análise de frequência de cheias quando identificada este tipo de tendência na série temporal. Nessa situação, modelos não estacionários subestimam as vazões máximas em relação ao modelo estacionário (Figura 26). Este fato pode representar prejuízos para o dimensionamento de estruturas hidráulicas e por consequência, maiores riscos de ocorrência de falhas, atuando de maneira oposta ao objetivo do emprego de coeficientes de segurança geralmente aplicados sobre os resultados obtidos através de modelos estacionários.

Por outro lado, o uso de modelos não estacionários, quando existentes tendências positivas nas séries, superestimam os valores das vazões máximas em relação ao modelo estacionário (Figura 26). De certo modo, este cenário pode ser visto como um coeficiente de segurança no dimensionamento de estruturas hidráulicas, representando menor risco de ocorrência de falhas. No entanto, é imprescindível que se verifique, antes da utilização dos valores de vazão obtidos por modelos não estacionários, os benefícios e danos evitados *versus* o investimento necessário quando levado em conta um determinado cenário, técnica conhecida como *risk-based decision approach* (SERAGO E VOGEL, 2018).

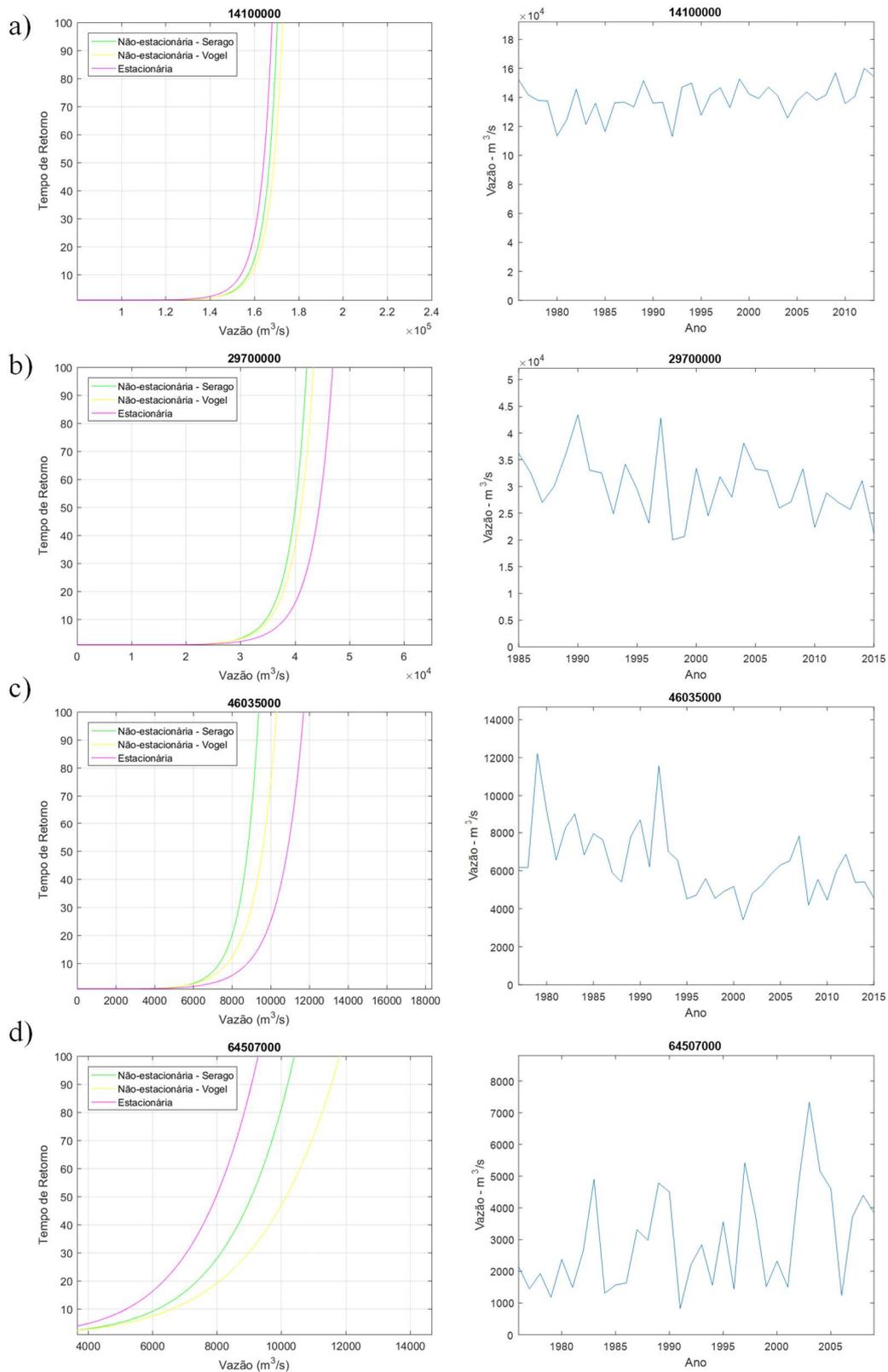
Na Figura 27 são apresentadas as curvas de frequência de vazões estimadas a partir dos modelos estacionário e não estacionário correspondentes às séries de (a) Manacapuru – Rio Solimões/Amazonas; (b) Tucuruí – Rio Tocantins; (c) Gameleira – Rio São Francisco e (d) Jataizinho – Rio Tibagi. Ao lado direito de cada respectiva curva de frequência, é ilustrada a série de dados cada posto fluviométrico.

Figura 26. Pectual de redução/aumento da magnitude da vazão com Tempo de Retorno de 100 anos quando comparados os modelos estacionário e não estacionário de a) Vogel e b) Serago e Vogel.



A partir das referidas curvas de frequência é possível observar a alteração do tempo de retorno associado a um determinado valor de vazão e também a mudança no valor de vazão para um mesmo tempo de retorno. Quando utilizados os modelos não estacionários, há aumento no valor da vazão estimada para as séries de Manacapuru e Jataizinho (tendências positivas) e diminuição para as séries de Gameleira e Tucuruí (tendências negativas). Exemplificando, o valor de vazão associado a um tempo de retorno de 100 anos em Manacapuru passa de 153.968 m³/s para 158.370 m³/s quando levado em conta o modelo não estacionário de Vogel (2011), um aumento de aproximadamente 3%. Por outro lado, para Gameleira, a vazão passa de 8.798 m³/s para 7.357 m³/s quando levado em conta o modelo não estacionário de Serago e Vogel (2018), diminuição de aproximadamente 16%. Também pode ser constatado na Figura 27 que há, para algumas séries, diferenças significativas entre os valores de vazões máximas estimadas para um Tempo de Retorno de 100 anos quando utilizados diferentes modelos, basicamente quando identificada alta variância nas séries.

Figura 27. Curvas de frequência de vazões estimadas a partir dos modelos estacionário e não estacionário correspondentes às séries (a) 14100000 - Manacapuru – Rio Solimões/Amazonas; (b) 29700000 - Tucuruí – Rio Tocantins; (c) 46035000 – Gameleira – Rio São Francisco e (d) 64507000 – Jataizinho – Tibagi.

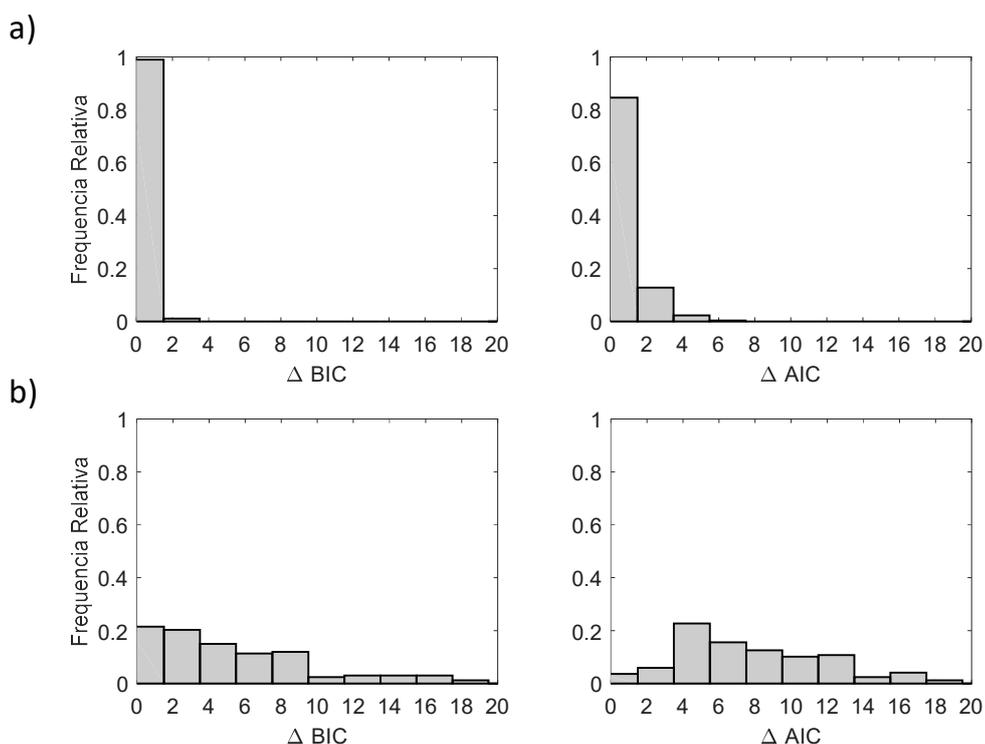


4.4 ANÁLISE DE INCERTEZA

A distribuição dos valores de ΔBIC e ΔAIC , utilizados para a avaliação de desempenho dos modelos ST e NS com os parâmetros das distribuições LN inferidos a partir da série completa, de 30 a 40 anos, são apresentados na Figura 28. Os resultados foram separados de acordo com a presença ou não de tendências significativas nas séries, identificadas com o uso do teste de Mann-Kendall. Valores de ΔBIC e ΔAIC até 2 indicam suporte para o uso de modelo estacionário enquanto que valores maiores que 10 indicam que não há suporte para o uso do modelo estacionário (BURNHAM E ANDERSON, 2002).

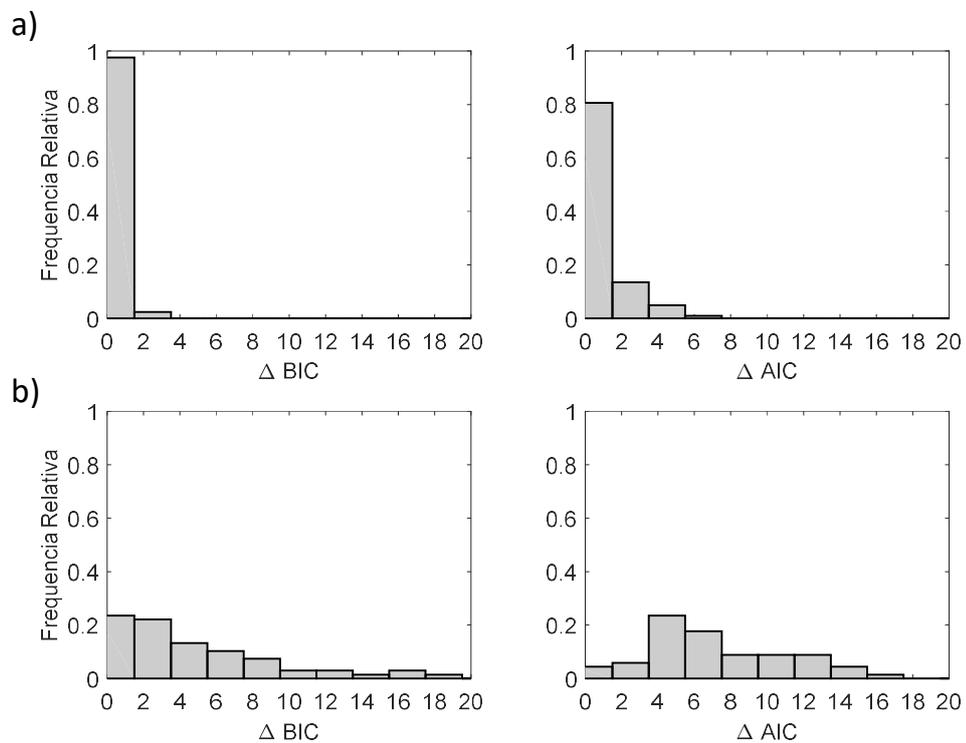
Pode ser constatado que não há o favorecimento do uso de modelos NS para a análise de frequência de cheias quando tendências significativas não se manifestam nas séries, constatado através dos baixos valores de ΔAIC e ΔBIC para esta situação. No entanto, maiores valores de ΔAIC e ΔBIC se manifestam quando presentes tendências significativas nas séries, representando assim maior favorecimento do modelo NS. O critério de informação de Bayes (BIC) foi mais conservador em termos de adição de complexidade do que o critério de informação de Akaike (AIC), resultando em maior favorecimento à utilização do modelo ST.

Figura 28. Distribuição dos valores de ΔBIC e ΔAIC obtidos para todas as séries avaliadas neste trabalho que (a) não apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall (b) apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall.



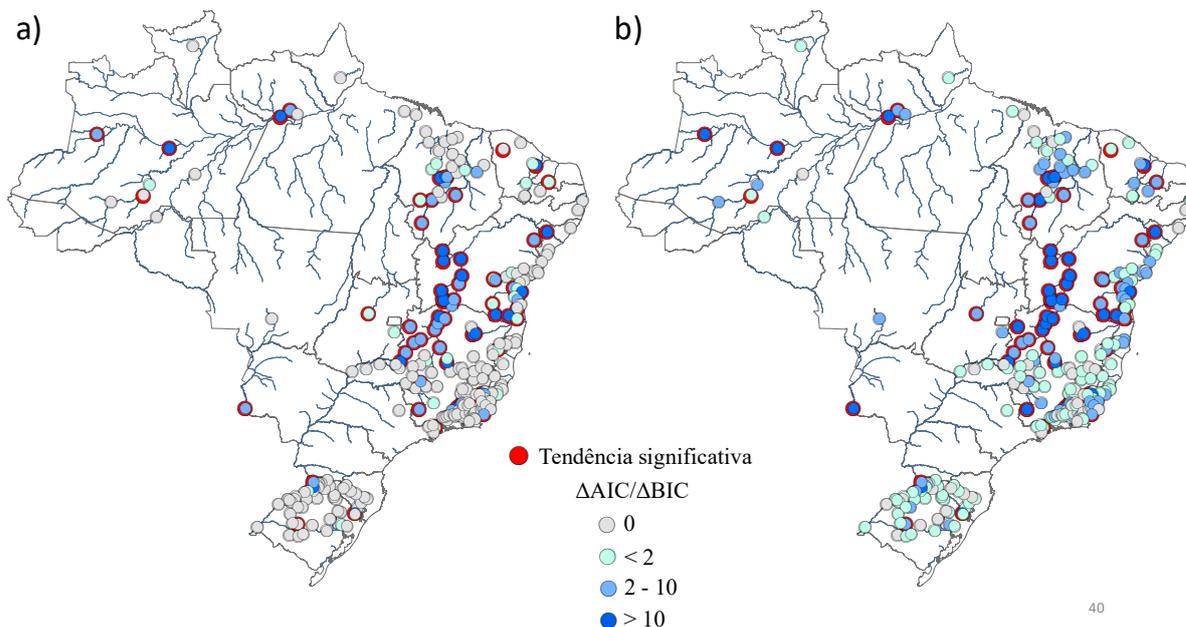
Quando consideradas apenas as séries com 40 anos de dados, total de 275 séries, os resultados praticamente não mudam (Figura 29), continuou não havendo favorecimento do uso de modelos NS para a análise de frequência de cheias quando tendências significativas não se manifestaram nas séries, constatado através dos baixos valores de ΔAIC e ΔBIC para esta situação. No entanto, maiores valores de ΔAIC e ΔBIC se manifestam quando presentes tendências significativas nas séries, representando assim maior favorecimento do modelo NS.

Figura 29. Distribuição dos valores de ΔBIC e ΔAIC obtidos para todas as séries de tamanho 40 anos que (a) não apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall (b) apresentaram tendências significativas no teste de Mann-Kendall.



A Figura 30 ilustra a distribuição espacial dos valores de ΔBIC e ΔAIC , bem como a existência de tendências significativas nas séries de tamanho 40 anos. Séries que apresentaram maiores valores de ΔBIC e ΔAIC estão localizadas principalmente no interior das regiões Sudeste e Nordeste, sobretudo na Bacia do Rio São Francisco, onde predominantemente foram registradas tendências negativas.

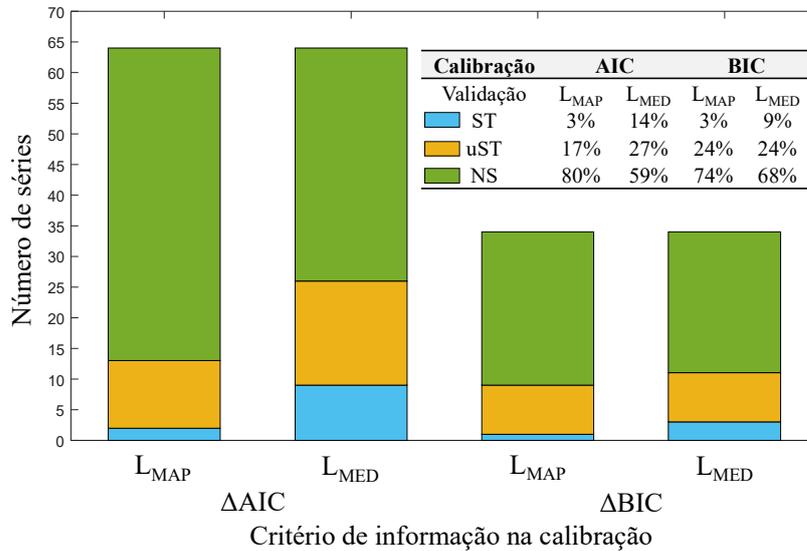
Figura 30. Distribuição espacial dos valores de (a) ΔBIC e (b) ΔAIC e relação entre a existência de tendências significativas nas séries de tamanho 40 anos.



Quando observado apenas o período de calibração para as séries de 40 anos, composto pelos primeiros trinta anos das séries, o modelo não estacionário foi preferido por 64 séries quando aplicado o critério de informação de Akaike ($\Delta AIC \geq 2$) e por 34 séries quando aplicado o critério de informação de Bayes ($\Delta BIC \geq 2$). Os resultados obtidos para a validação do modelo NS, a partir dos dez últimos anos das séries são apresentados na Figura 31. Foram avaliadas a utilização dos modelos (1) estacionário (ST); (2) não estacionário, com a extrapolação da tendência inferida durante o período de calibração (NS); e (3) estacionário atualizado (uST), sendo utilizados neste caso os valores dos parâmetros do modelo não estacionário do final do período de calibração.

O modelo NS resultou, para o período de validação, em melhor desempenho em parte significativa das séries classificadas como não estacionárias no período de calibração (maior que 70% quando levado em conta o conjunto ótimo de parâmetros L_{MAP}). Quando considerado também o modelo uST, que tem características não estacionárias, houve o favorecimento de modelos deste tipo em quase todos os casos.

Figura 31. Distribuição das séries, dentre as consideradas não estacionárias no período de calibração, com melhor desempenho na validação para os modelos NS, uST e ST considerando o valor da função de verossimilhança para o conjunto ótimo de parâmetros (L_{MAP}) e o valor médio da função de verossimilhança (L_{MED}).



O modelo NS recebeu maior suporte quando observado os valores da função de verossimilhança considerando apenas o conjunto ótimo de parâmetros (L_{MAP}). Quando levada em consideração a incerteza na estimativa dos parâmetros, através do valor médio da função de verossimilhança (L_{MED}) o suporte ao modelo NS diminuiu, mas ainda foi significativo. Este resultado vai ao encontro ao constatado em alguns estudos (e.g., Serinaldi e Kilsby, 2015), de que a incerteza promovida pelo aumento de complexidade é uma das principais limitações da utilização de modelos não estacionários. Esta constatação demonstra a importância de se considerar a incerteza na comparação entre modelos ST e NS, conforme sugerido por Luke *et al.* (2017). Na Figura 32 é representada a comparação entre os modelos ST, uST e NS para a estação fluviométrica 11500000 – Santo Antônio do Iça (Bacia do Rio Amazonas), que apresentou tendência significativa de sinal positivo e na Figura 33 é representada a comparação entre os modelos ST, uST e NS para a estação fluviométrica 34270000 – Barra do Lance (Bacia do Atlântico Nordeste), que apresentou tendência significativa de sinal negativo.

Figura 32. Comparação entre os modelos (a) ST, (b) uST e (c) NS para a estação fluviométrica (f) 11500000, localizada na Bacia do Rio Amazonas. Curvas de frequência para os modelos (d) ST e (e) uST.

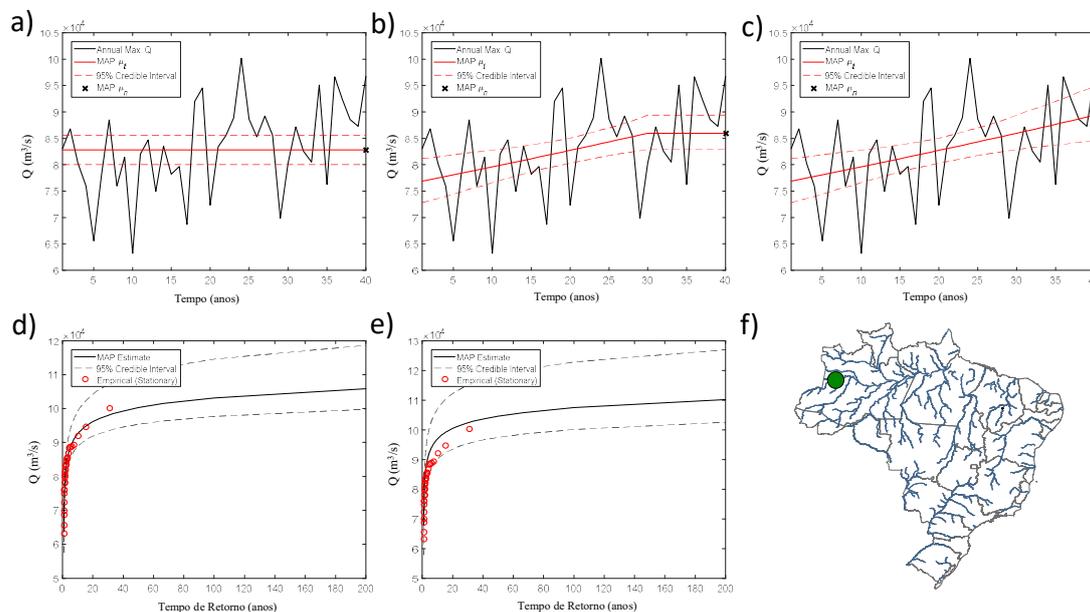
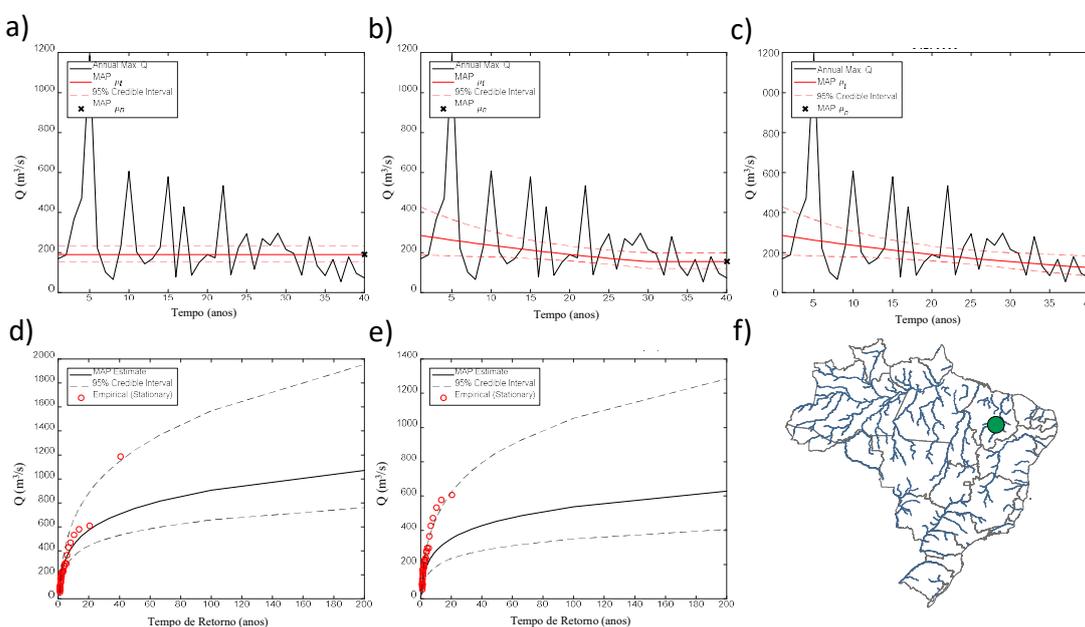


Figura 33. Comparação entre os modelos (a) ST, (b) uST e (c) NS para a estação fluviométrica (f) 34270000, localizada na Bacia do Atlântico Nordeste. Curvas de frequência para os modelos (d) ST e (e) uST.



Pode ser constatado nas Figuras 32 e 33 que, embora presentes tendências significativas nas séries 11500000 e 35270000, o modelo ST foi o que melhor representou o conjunto de dados de vazões máximas anuais, os quais não se ajustaram dentro do intervalo de confiança até mesmo quando avaliado o modelo uST para a série temporal 35270000.

Os resultados obtidos na análise de incerteza dos parâmetros do modelo não estacionário, aliados aos valores de tempo de retorno discrepantes quando adotados modelos não estacionários na análise de frequência de cheias faz crer que a presença de tendências significativas não justificam, a priori, o uso dos modelos não estacionários na análise de frequência de cheias, principalmente quando identificadas tendências negativas, uma vez que nesta situação este tipo de modelo pode resultar na assunção de maiores riscos, além de representarem maiores incertezas associadas a estimativas de seus parâmetros. O uso de modelos não estacionários é justificado somente se efetivamente demonstrado os fatores associados a não estacionariedade e a futura permanência da atuação dos mesmos, fato que dificilmente pode ser observado apenas com o estudo de tendências (Luke *et al.*, 2017). No debate em torno das premissas dos modelos estacionário e não estacionário, Montanari e Koutsoyiannis (2014) observam que mais esforços deveriam se concentrar na inclusão de processos físicos relevantes em modelos estocásticos. Ainda, nessas situações, deve ser avaliado os benefícios e danos evitados *versus* o investimento necessário quando levado em conta um determinado cenário, técnica conhecida como *risk-based decision approach* (SERAGO E VOGEL, 2018).

5 CONCLUSÕES

Há um claro padrão regional para a ocorrência e intensidade da sazonalidade das cheias no Brasil. No entanto, a estação do ano em que é predominante a ocorrência destes eventos e a intensidade da sazonalidade variam significativamente na área de estudo, corroborando com a **Hipótese I** desta Tese, de que eventos de vazão máxima anual possuem sazonalidade significativa no Brasil, sendo possível identificar padrões espaciais para a ocorrência da sazonalidade. Cheias ocorrem principalmente no inverno na região Sul do Brasil, enquanto que no verão e no fim da primavera no Sul, Centro-Oeste e parte do Nordeste. No restante do Nordeste os eventos ocorrem principalmente no outono/inverno, consistente com o Norte do Brasil. A forte intensidade da sazonalidade é evidente para quase todas as regiões, com exceção do Sul e litoral do Nordeste do Brasil.

Foi possível identificar a presença de tendências significativas, tanto monotônicas quanto abruptas, nas séries de cheias no Brasil. Essas tendências existem tanto em escala anual e sazonal, com um claro padrão espacial para os seus sinais, corroborando com as **Hipóteses II** e **III** desta Tese, de que há tendências significativas em séries relacionadas à frequência e à magnitude de eventos de cheias no Brasil, com distintos padrões quando observadas as escalas anual e sazonal.

Mudanças abruptas na magnitude dos eventos ocorreram principalmente no período 1985-1995 na região Nordeste e em parte do Sudeste e Norte do Brasil. Mudanças abruptas mais recentes, nos períodos 1995-2005 e 2005-2015 são concentradas na região Norte e na parte leste da região Sudeste. Embora a ocorrência de mudanças abruptas no regime fluvial seja apontada na literatura principalmente como resultado de ações antropogênicas (e.g. a construção de represas e reservatórios) algumas pesquisas atribuem ao clima a ocorrência de alterações no regime de vazão e precipitação no mesmo período para o qual foram identificadas mudanças abruptas na magnitude dos eventos, principalmente na região Norte.

Há, para algumas regiões do Brasil, mudança na intensidade das tendências ou até mesmo inversão de seu sinal quando considerados diferentes intervalos de tempo. Na região Norte, há inversão do sinal da tendência na vazão máxima anual, passando de um valor negativo no período 1971-2000 para um valor positivo no período 1981-2010. Na região Sul, há aumento da intensidade das tendências positivas na vazão máxima anual quando comparados os períodos 1951-1980 e de 1961-1990. No entanto, no período 1971-2000 há diminuição da intensidade dessas tendências e inversão de seu sinal no período 1981-2010. Há, para todos os períodos

avaliados, tendências positivas na vazão máxima anual da região Sudeste. No entanto, a intensidade da tendência é menor nos períodos mais recentes. No Nordeste do Brasil, em todos os períodos avaliados, há tendência negativa na série de vazão máxima anual.

De maneira geral, tendências monotônicas positivas na magnitude e na frequência de eventos de cheias podem ser encontradas em séries correspondentes ao Sul, Norte e parte do Sudeste do Brasil. Por outro lado, é possível identificar tendências negativas em séries correspondentes a quase todo o Nordeste e ao restante do Sudeste do país. Não há um padrão espacial claro para as tendências na região Centro-Oeste do Brasil. Apesar dos resultados, ressalta-se que não é possível ter sólidas conclusões sobre a tendência de cheias no Norte e Centro-Oeste do Brasil, em decorrência da não homogeneidade na distribuição de postos fluviométricos nestas duas regiões. O padrão espacial identificado para o sinal das tendências dos eventos é semelhante ao reportado na literatura para o regime pluvial e fluvial.

Apesar da presença de tendências significativas nas séries, conclui-se, a priori, que as mesmas não justificam o uso dos modelos não estacionários para a análise de frequência de cheias. Deve-se tomar cuidado especial quando identificadas tendências negativas, uma vez que nesta situação este tipo de modelo pode resultar na assunção de maiores riscos, além de representar maiores incertezas associadas a estimativas de seus parâmetros. Quando levado em conta os modelos de análise de frequência não estacionários, há significativas mudanças no tempo de retorno de cheias estimadas em relação a condição estacionária. Nos casos mais extremos, o período de retorno de 100 anos torna-se apenas algumas décadas quando levado em conta tendências positivas. Desta forma, há a rejeição da **Hipótese IV** desta Tese, de que o uso de modelos não estacionários, apesar de representar aumento nas incertezas das estimativas, se faz necessário para uma adequada estimativa de vazões máximas quando existentes tendências nas séries.

Este trabalho contribuiu significativamente para a identificação de tendências na magnitude e na frequência de cheias no Brasil, bem como o padrão espacial e temporal destas mudanças e a implicação que podem representar em termos práticos. É importante que sejam tomadas medidas pelo poder público e pela sociedade em geral para enfrentar os efeitos adversos causados por alterações no comportamento das cheias, buscando cessar as causas das mudanças que possam ser prejudiciais ao ambiente, ocasionadas pelo homem. Exatamente neste sentido, de buscar identificar quais são os fenômenos responsáveis por alterações identificadas no comportamento das cheias, é que são as sugestões para trabalhos futuros.

O desafio científico é responder quais fenômenos estão associados às mudanças observadas no regime das cheias e se há perspectiva de que esses mecanismos continuem a atuar da mesma maneira como observado no passado. Para uma avaliação completa dos impactos desses fenômenos sobre o regime fluvial, é importante que sejam realizadas pesquisas similares a este trabalho para diferentes valores de percentis de vazões, incluindo vazões mínimas e médias. Também é imprescindível que novos trabalhos sejam realizados assim que maior número de dados estiverem disponíveis, em especial relativos àquelas regiões que ainda tem escassez de dados. Além disso, que os modelos não estacionários a serem explorados para a análise de frequência de cheias tenham base física, como a inclusão nos modelos de tendência de variáveis independentes relacionadas ao clima ou ao uso e ocupação da terra.

6 REFERÊNCIAS

- ALVES, L. M. Clima da região Centro Oeste do Brasil. . In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.
- ALVES, B. C. C.; FILHO, F. DE A. DE S. F.; SILVEIRA, C. DA S. 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, p. 19–34, 2013.
- ARCHFIELD, S. A.; HIRSCH, R. M.; VIGLIONE, A.; BLÖSCHL, G. Fragmented patterns of flood chanfe across the United States. **Geophysical Research Letters**, v. 43, p. 10232–10239, 2016.
- ÁVILA, A.; JUSTINO, F.; WILSON, A.; BROMWICH, D.; AMORIM, M. Recent precipitation trends, flash floods and landslides in southern Brazil. **Environmental Research Letters**, v. 11, n. 11, p. 1–13, 2016.
- BARICHIVICH, J., GLOOR, E., PEYLIN, P., BRIENEN, R.J.W. Recent intensification of Amazon flooding extremes driven by strengthened. **Science Advances**, 2018
- BERGHUIJS, W. R.; WOODS, R. A., HUTTON, C. J; SIVAPALAN, M. Dominant flood generating mechanisms across the United States. **Geophysical Research Letters**, v. 43, p. 4382–4390, 2016.
- BERGHUIJS, W. R.; AALBERS, E. E.; LARSEN, J. R.; TRANCOSO, R.; WOODS, R. A. Recent changes in extreme floods across multiple continents. **Environmental Research Letters**, 2017.
- BERGHUIJS, W.; SHAUN, H.; PETER, M.; SLATER, L. J.; KIRCHNER, J. W. The relative importance of different flood - generating mechanisms across Europe. **Water Resources Research**, v. 55, p. 4582-4593, 2019.
- BEURTON, S.; THIEKEN, A. H. Seasonality of floods in Germany Seasonality of floods in Germany. **Hydrological Sciences Journal**, 2009.
- BLÖSCHL, G.; GAÁL, L.; HALL, J.; *et al.* Increasing river floods: fiction or reality? **Wiley Interdisciplinary Reviews: Water**, v. 2, n. 4, p. 329–344, 2015.
- BLÖSCHL, G.; HALL, J.; PARAJKA, J.; *et al.* Changing climate shifts timing of European Floods. **Science**, v. 357, n. 6351, p. 588–590, 2017.
- BRASIL, 2014. **Anuário brasileiro de desastres naturais - 2013**. Ministério da Integração Nacional. Secretaria Nacional de Proteção e Defesa Civil. Centro Nacional de Gerenciamento de Riscos e Desastres. – Brasília: CENAD.
- BURNHAM, K. P., ANDERSON, D. R. (2001). Kullback–Leibler information as a basis for strong inference in ecological studies. **Wildlife Research**, 28, 111-119.
- CARVALHO, L. M. V. JONES, C. Zona de convergência do Atlântico Sul. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.
- CARVALHO, J. R. P.; ASSAD, E. D.; DE OLIVEIRA, A. F.; SILVEIRA PINTO, H. Annual maximum daily rainfall trends in the midwest, southeast and southern Brazil in the last 71 years. **Weather and Climate Extremes**, v. 5, n. 1, p. 7–15, 2014.
- CARVALHO, L. M. V; JONES, C.; SILVA, A. E.; LIEBMANN, B.; SILVA DIAS, P.

L. The South American Monsoon System and the 1970s climate transition. **International Journal of Climatology**, v. 31, n. 8, p. 1248–1256, 2011.

CLARKE, R. T. Hydrological prediction in a non-stationary world. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 11, n. 1, p. 408–414, 2007.

CORREA, S. W.; PAIVA, R. C. D. DE; ESPINOZA, J. C.; COLLISCHONN, W. Multi-decadal Hydrological Retrospective: Case study of Amazon floods and droughts. **Journal of Hydrology**, v. 549, p. 667–684, 2017.

COSTA, K. T. DA; FERNANDES, W. DOS S. Avaliação do tipo de distribuição de probabilidades das vazões máximas diárias anuais no Brasil. , v. 20, p. 442–451, 2015.

CUNDERLIK, J. M.; OURDA, T. B. M. J. Trends in the timing and magnitude of floods in Canada. **Journal of Hydrology**, v. 375, p. 471–480, 2009.

CUNHA, A. P. M. A.; TOMASELLA, J.; RIBEIRO-NETO, G. G.; *et al.* Changes in the spatial – temporal patterns of droughts in the Brazilian Northeast. **Atmospheric Science Letters**, , p. 1–8, 2018.

CUPAL, M.; DEEV, O.; LINNERTOVA, D. The Poisson Regression Analysis for Occurrence of Floods. **Procedia Economics and Finance**, v. 23, p. 1499–1502, 2015.

DAI, A.; QIAN, T.; TRENBERTH, K. E.; MILLIMAN, J. D. Changes in continental freshwater discharge from 1948 to 2004. **Journal of Climate**, v. 22, n. 10, p. 2773–2792, 2009.

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

DIAS, M. A. F.; ROZANTE, J. R.; MACHADO, L. A. T. Complexos Convectivos de Mesoescala na América do Sul. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

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

DOYLE, M. E.; BARROS, V. R. Attribution of the river flow growth in the Plata Basin. **International Journal of Climatology**, v. 2248, n. 31, p. 2234–2248, 2011.

DU, T.; XIONG, L.; XU, C. Y.; *et al.* Return period and risk analysis of nonstationary low-flow series under climate change. **Journal of Hydrology**, v. 527, p. 234–250, 2015.

DURKEE, J. D.; MOTE, T. L.; SHEPHERD, J.M. The Contribution of Mesoscale Convective Complexes to Rainfall across Subtropical South America. **Journal of Climate** 22(17), p. 4590–4605, 2009.

ESPINOZA VILLAR, J. C.; GUYOT, J. L.; RONCHAIL, J.; *et al.* Contrasting regional discharge evolutions in the Amazon basin (1974-2004). **Journal of Hydrology**, v. 375, n. 3–4, p. 297–311, 2009.

FERREIRA, N. J.; RAMÍREZ, M. V. GAN, M. A. G. Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis que atuam na vizinhança do Nordeste do Brasil. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

FISCHER, S.; SCHUMANN, A. Spatio-temporal consideration of the impact of flood

event types on flood statistic. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 2, 2019.

FOUFOULA-GEORGIU, E.; TAKBIRI, Z.; CZUBA, J.; SCHWENK, J. The change of nature and the nature of change in agricultural landscapes: Hydrologic regime shifts modulate ecological transitions. **Water Resources Management**, v. 51, p. 6649–6671, 2015.

GADO, T. A.; NGUYEN, V. An at-site flood estimation method in the context of nonstationarity II . Statistical analysis of floods in Quebec. **Journal of Hydrology**, v. 535, p. 722–736, 2016.

GEBREMICAEL, T. G.; MOHAMED, Y. A.; ZAAG, P. V.; HAGOS, E. Y. Temporal and spatial changes of rainfall and streamflow in the Upper Tekezē-Atbara river basin, Ethiopia. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 21, n. 4, p. 2127–2142, 2017.

GLOOR, M., BRIENEN, R.J.W., GALBRAITH, D., FELDPAUSCH, T.R., SCHÖNGART, J., GUYOT, J.L., ESPINOZA, J.C., LLOYD, J., PHILLIPS, O.L. Intensification of the Amazon hydrological cycle over the last two decades. **Geophysical Research Letters**, v. 40, p. 1729–1733, 2013

GLOOR, M.; BARICHIVICH, J.; ZIV, G.; BRIENEN, R.; SCHÖNGART, J.; PEYLIN, P.; LADVOCAT CINTRA, B.; FELDPAUSCH, T.; PHILLIPS, O.; BAKER, J. Recent Amazon climate as background for possible ongoing and future changes of Amazon humid forests. **Global Biogeochemical Cycles**, v. 29, p.1384–1399, 2015.

GRIMM, A. Clima da região Sul do Brasil. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

GUDMUNDSSON, L.; LEONARD, M.; DO, H. X.; WESTRA, S.; SENEVIRATNE, S. I. Observed Trends in Global Indicators of Mean and Extreme Stream flow Geophysical Research Letters. **Geophysical Research Letters**, v. 46, p. 1–11, 2019.

HALL, J.; ARHEIMER, B.; BORGA, M.; BRÁZDIL, R.; CLAPS, P.; KISS, A.; KJELDSSEN, T. R.; KRIAUCUNIENE, J.; *et al.* Understanding flood regime changes in Europe: A state-of-the-art assessment. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 18, n. 7, p. 2735–2772, 2014.

HALL, J.; BLÖSCHL, G. Spatial Patterns and Characteristics of Flood Seasonality in Europe. **Hydrology and Earth System Sciences Discussions**, v.22. p. 3883–3901, 2017.

HANNAFORD, J.; BUYS, G. Trends in seasonal river flow regimes in the UK. **Journal of Hydrology**, v. 475, p. 158–174, 2012.

HASTERNRATH, S.; GREISCHAR, L. Further Work on the Prediction of Northeast Brazil Rainfall. **Journal of Climate**, v. 6, p. 743–758, 1993.

HAYLOCK, M. R.; PETERSON, T. C.; ALVES, L. M.; *et al.* Trends in total and extreme South American rainfall in 1960-2000 and links with sea surface temperature. **Journal of Climate**, v. 19, n. 8, p. 1490–1512, 2006.

HIRSCH, R. M.; ARCHFIELD, S. A. Flood trends: Not higher but more often. **Nature Climate Change**, v. 5, n. 3, p. 198–199, 2015.

HIRSCH, R. M.; RYBERG, K. R. Has the magnitude of floods across the USA changed with global CO₂ levels? Has the magnitude of floods across the USA changed with global. **Hydrological Sciences Journal**, v. 57, n. 1, p. 1–9, 2012.

HODGKINS, G. A.; WHITFIELD, P. H.; BURN, D. H.; *et al.* Climate-driven variability in the occurrence of major floods across North America and Europe. **Journal of Hydrology**, v. 552, p. 704–717, 2017.

IPCC, 2014: Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland, 151 pp.

KAYANO, M. T.; ANDREOLI, R. V. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

KENDALL, M.G. 1975. Rank Correlation Methods, 4th edition, Charles Griffin, London.

KHOUAKHI, A., VILLARINI, G., VECCHI, G.A. Contribution of Tropical Cyclones to Rainfall at the Global Scale. **Journal of Climate**. v. 30, 359–372, 2017.

KOUTROULIS, A. G.; TSANIS, I. K.; DALIAKOPOULOS, I. N. Seasonality of floods and their hydrometeorologic characteristics in the island of Crete. **Journal of Hydrology**, v. 394, p. 90-100, 2010.

KOUTSOYIANNIS, D. Nonstationarity versus scaling in hydrology. **Journal of Hydrology**, v. 324, n. 1–4, p. 239–254, 2006.

KOUTSOYIANNIS, D. Hurst-Kolmogorov Dynamics and Uncertainty. *Journal of the American Water Resources Association*, v. 47, p. 481-495, 2011.

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

KUNDZEWICZ, Z. W.; GRACZYK, D.; MAURER, T.; *et al.* Trend detection in river flow series: 2. Flood and low-flow index series. **Hydrological Sciences Journal**, v. 50, n. 5, p. 796-810, 2005.

LEE, D.; WARD, P.; BLOCK, P. Attribution of Large-Scale Climate Patterns to Seasonal Peak-Flow and Prospects for Prediction Globally. **Water Resources Research**, v. 2, n. c, p. 1–23, 2018.

LIEBMANN, B., G. N. KILADIS, C. S. VERA, A. C. SAULO, AND L. M .V. CARVALHO. Subseasonal variations of rainfall in South America in the vicinity of the low-level jet east of the Andes and comparison to those in the South Atlantic convergence zone. **Journal of Climate**, v. 17, p. 3829-3842, 2004

LIEBMANN, B.; MECHOSO, C. R. South American Monsoon System. **The Global Monsoon System**, p. 137–157, 2011.

LINS, H. F.; COHN, T. A. Stationarity: Wanted Dead or Alive? **Journal of the American Water Resources Association**, v. 47, n. 3, p. 475–480, 2011.

LÓPEZ, J.; FRANCÉS, F. Non-stationary flood frequency analysis in continental Spanish rivers, using climate and reservoir indices as external covariates. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 17, n. 8, p. 3189–3203, 2013.

LUKE, A.; VRUGT, J. A.; AGHAKOUCHAK, A; MATTHEW, R.; SANDERS, B. F. Predictiong nonstationarity flood frequencies: Evidence supports and updated stationarity thesis in the United States. **Water Resources Research**, p. 1–26, 2017.

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

MALLAKPOUR, I.; VILLARINI, G. The changing nature of flooding across the central United States. **Nature Climate Change**, v. 5, n. 3, p. 250–254, 2015.

MALLAKPOUR, I.; VILLARINI, G. Investigating the relationship between the frequency of flooding over the central United States and large-scale climate. **Advances in Water Resources**, v. 92, p. 159–171, 2016.

MANGINI, W.; VIGLIONE, A.; HALL, J.; *et al.* Detection of trends in magnitude and frequency of flood peaks across Europe. **Hydrological Sciences Journal**, p. 1–20, 2018.

MAAN, H.B. 1945. **Non-parametric tests against trend**, *Econometrica* 13:163-171.

MARDIA, K, V; JUPP, P. E. **Directional Statistics**. John Wiley & Sons, 1999.

MARENGO, J. A.; AMBRIZZI, T.; SOARES, W. R. Jato de Baixos Níveis ao longo dos Andes. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

MARENGO, J. A.; NOBRE, C. Clima da região Amazônica. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

MARENGO, J.A., TORRES, R.R. & ALVES, L.M. Drought in Northeast Brazil-Past, present, and future. **Theoretical Applied Climatology** 129: 1189, 2016.

MARENGO, J. A.; BORMA, L. S.; RODRIGUEZ, D. A.; *et al.* Recent Extremes of Drought and Flooding in Amazonia: Vulnerabilities and Human Adaptation. **American Journal of Climate Change**, v. 2, n. June, p. 87–96, 2013.

MARENGO, J. A.; TOMASELLA, J.; SOARES, W. R.; ALVES, L. M.; NOBRE, C. A. Extreme climatic events in the Amazon basin. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 107, n. 1–2, p. 73–85, 2012.

MCPHILLIPS, L.E., CHANG, H., CHESTER, M. V, DEPIETRI, Y., FRIEDMAN, E., GRIMM, N.B., KOMINOSKI, J.S., MCPHEARSON, T., MÉNDEZ-LÁZARO, P., ROSI, E.J., SHIVA, J.S. Defining Extreme Events: A Cross-Disciplinary Review. **Earth's Future**. 441–455, 2018.

MEDIERO, L.; KJELDSSEN, T. R.; MACDONALD, N.; *et al.* Identification of coherent flood regions across Europe by using the longest streamflow records. **Journal of Hydrology**, v. 528, p. 341–360, 2015.

MELO, A. B. C.; CAVALCANTI, I. F. A.; SOUZA, P. F. Zona de Convergência Intertropical do Atlântico. Clima da região Amazônica. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

MERZ, B.; VOROGUSHYN, S.; UHLEMANN, S.; DELGADO, J.; HUNDECHA, Y. HESS Opinions: “More efforts and scientific rigour are needed to attribute trends in flood time series”. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 16, n. 5, p. 1379–1387, 2012.

MILLY, P. C. D.; BETANCOURT, J.; FALKENMARK, M.; *et al.* Stationarity is Dead: Whither water management? **Science**, v. 319, p. 573–574, 2008.

MILLY, P. C. D.; BETANCOURT, J.; FALKENMARK, M.; *et al.* On Critiques of “stationarity is Dead: Whither Water Management?” **Water Resources Research**, v. 51, n. 9, p. 7785–7789, 2015.

MONTANARI, A.; KOUTSOYIANNIS, D. Modeling and mitigating natural hazards: Stationary is immortal. **Water resources research**, p. 9748–9756, 2014.

MÜLLER, I. I.; KRUGER, C. M.; KAVISKI, E. Análise de estacionariedade de séries hidrológicas na bacia incremental de Itaipu. *Revista Brasileira de Recursos Hidricos*, v. 3, n. 4, p. 51–71, 1998.

MUGGEO, V. M. R. Estimating regression models with unknown break-points. **Statistics in Medicine**, v. 22, n. 19, p. 3055–3071, 2003.

MUGGEO, V. M. R. Segmented: An R package to Fit Regression Models with Broken-Line Relationships. **R News**, v. 8, n. May, p. 20–25, 2008.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. **Hidrologia estatística**. Serviço Geológico do Brasil (CPRM). 552 p. 2007

NKA, B. N.; OUDIN, L.; KARAMBIRI, H.; PATUREL, J. E.; RIBSTEIN, P. Trends in floods in West Africa: Analysis based on 11 catchments in the region. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 19, n. 11, p. 4707–4719, 2015.

NOBRE, G.; JONGMAN, B.; AERTS, J.; WARD, P. J. The role of climate variability in extreme floods in Europe. **Environmental Research Letters**, v. 12, n. 8, 2017.

NUNES, L. H.; VICENTE, A. K.; CANDIDO, D. H. Clima da região Sudeste do Brasil. In *Tempo e Clima no Brasil*. Org. por CAVALCANTI, I. F. DE A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J.; DIAS, M. A. F. DA S. São Paulo. Oficina de Textos, 2009.

PAPALEXIOU, S. M.; KOUTSOYIANNIS, D. Battle of extreme value distributions : A global survey on extreme daily rainfall. **Water Resources Research**, v. 49, n. 1, p. 187–201, 2013.

PARAJKA, J.; KOHNOVÁ, S.; BÁLINT, G.; *et al.* Seasonal characteristics of flood regimes across the Alpine – Carpathian range. **Journal of Hydrology**, v. 394, p. 78–89, 2010.

PETROW, T.; MERZ, B. 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.

PETROW, T.; ZIMMER, J.; MERZ, B. Changes in the flood hazard in Germany through changing frequency and persistence of circulation patterns. **Natural Hazards and Earth System Science**, v. 9, n. 4, p. 1409–1423, 2009.

PETTITT, A. N. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem. **Journal Of the Royal Statistical Society**, v. 28, n. 2, p. 126–135, 1979.

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

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

RAO, V. B.; FRANCHITO, S. H.; SANTO, CLOVIS M.E.; GAN, M. A. An update on the rainfall characteristics of Brazil: Seasonal variations and trends in 1979-2011.

International Journal of Climatology, v. 36, n. 1, p. 291–302, 2016.

RÄSÄNEN, T. A.; SOMETH, P.; LAURI, H.; *et al.* Observed river discharge changes due to hydropower operations in the Upper Mekong Basin. **Journal of Hydrology**, v. 545, p. 28–41, 2017.

READ, L. K.; VOGEL, R. M. Reliability, return periods, and risk under nonstationarity. **Water Resources Research**, , n. 1, p. 1–18, 2015.

READ, L. K.; VOGEL, R. M. Hazard function theory for nonstationary natural hazards. **Natural Hazards and Earth System Sciences**, v. 16, n. 4, p. 915–925, 2016.

REBOITA, M. S.; GAN, M. A.; ROCHA, R. P.; AMBRIZZI, T. Regimes de precipitação na América do Sul: uma revisão bibliográfica. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, n. 2, p. 185-204, 2010.

REBOITA, M. S.; SANTOS, I. Influência De Alguns Padrões De Teleconexão Na Precipitação No Norte E Nordeste Do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 15, p. 28–48, 2014.

RODRIGUES, R. R.; MCPHADEN, M. Why did the 2011–2012 La Niña cause a severe drought in the Brazilian Northeast? **Geophysical Research Letters**, v. 41, p. 1012–1018, 2014.

SADRI, S.; KAM, J.; SHEFFIELD, J. Nonstationarity of low flows and their timing in the eastern United States. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 20, n. 2, p. 633–649, 2016.

SAGARIKA, S., KALRA, A., AHMAD, S. Evaluating the effect of persistence on long-term trend and analyzing step changes in streamflows of the continental United States. **Journal of Hidrology**. 517, 36–53, 2014.

SAHARIA, M.; KIRSTETTER, P.; VERGARA, H.; GOURLEY, J. J. Characterization of floods in the United States. **Journal of Hydrology**, v. 548, p. 524–535, 2017.

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

SALAZAR, A.; BALDI, G.; HIROTA, M.; SYKTUS, J.; MCALPINE, C. Land use and land cover change impacts on the regional climate of non-Amazonian South America: A review. **Global and Planetary Change**, v. 128, p. 103–119, 2015.

SALAZAR, A.; KATZFEY, J.; THATCHER, M.; *et al.* Deforestation changes land-atmosphere interactions across South American biomes. **Global and Planetary Change**, v. 139, p. 97–108, 2016. Elsevier B.V.

SAURRAL, R. I.; BARROS, V. R.; LETTENMAIER, D. P. Land use impact on the Uruguay River discharge. **Geophysical Research Letters**, v. 35, n. 12, 2008.

SEN, P. K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. **Journal of American Statistical Association**, v. 63, p. 1379–1389, 1968.

SERAGO, J. M.; VOGEL, R. M. Parsimonious nonstationary flood frequency analysis. **Advances in Water Resources**, v. 112, n. November 2017, p. 1–16, 2018.

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

SOARES, W. R.; MARENGO, J. A. Assessments of moisture fluxes east of the Andes in South America in a global warming scenario. *International Journal of Climatology*, 2008.

SLATER, L. J.; SINGER, M. B.; KIRCHNER, J. W. Hydrologic versus geomorphic drivers of trends in flood hazard. *Geophysical Research Letters*, p. 1–8, 2014.

SLATER, L. J.; VILLARINI, G. Recent trends in U.S. flood risk. *Geophysical Research Letters*, v. 43, n. 24, p. 12,428–12,436, 2016.

SLATER, L.J., VILLARINI, G. Evaluating the Drivers of Seasonal Streamflow in the U.S. Midwest. *Water*, v. 9, p. 1–22, 2017;

SORRIBAS, M. V.; PAIVA, R. C. D.; MELACK, J. M.; *et al.* Projections of climate change effects on discharge and inundation in the Amazon basin. *Climatic Change*, v. 136, n. 3–4, p. 555–570, 2016.

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

SUN, W.; MU, X.; SONG, X.; *et al.* Changes in extreme temperature and precipitation events in the Loess Plateau (China) during 1960–2013 under global warming. *Atmospheric Research*, v. 168, p. 33–48, 2016.

THEIL, H. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, 1, 2, e 3, *Proceedings of the Royal Netherlands Academy of Sciences*, v. 53, 386–392, 521–525, e 1397–1412, 1950.

UNISDR. **Making Development Sustainable: The Future of Disaster Risk Management. Global Assessment Report on Disaster Risk Reduction.** 2015.

VIGLIONE, A.; MERZ, B.; DUNG, N. V.; *et al.* Attribution of regional flood changes based on scaling fingerprints. *Water Resources Research*, v. 52, p. 5322–5340, 2016.

VILLARINI, G. On the seasonality of flooding across the continental United States. *Advances in Water Resources*, v. 87, p. 80–91, 2016.

VILLARINI, G.; SERINALDI, F.; SMITH, J. A.; KRAJEWSKI, W. F. On the stationarity of annual flood peaks in the continental United States during the 20th century. *Water Resources Research*, v. 45, p. 1–17, 2009.

VILLARINI, G.; SMITH, J. A. Flood peak distributions for the eastern United States. *Water Resources Research*, v. 46, n. 6, p. 1–17, 2010.

VILLARINI, G.; SMITH, JAMES A.; BAECK, M. L.; KRAJEWSKI, W. F. Examining Flood Frequency Distributions in the Midwest U.S. *Journal of the American Water Resources Association*, v. 47, n. 3, p. 447–463, 2011a.

VILLARINI, G.; SMITH, JAMES A.; LYNN, M.; *et al.* On the frequency of heavy rainfall for the Midwest of the United States. *Journal of Hydrology*, v. 400, n. 1–2, p. 103–120, 2011b.

VILLARINI, G.; SMITH, JAMES A.; SERINALDI, F.; NTELEKOS, A. A. Analyses of seasonal and annual maximum daily discharge records for central Europe. *Journal of Hydrology*, v. 399, n. 3–4, p. 299–312, 2011c.

VILLARINI, G.; SMITH, J. A.; SERINALDI, F.; NTELEKOS, A.; SCHWARZ, U. Analyses of extreme flooding in Austria over the period 1951 – 2006. , v. 1192, p. 1178–1192,

2012.

VILLARINI, G.; SMITH, J. A.; VECCHI, G. A. Changing frequency of heavy rainfall over the central United States. **Journal of Climate**, v. 26, n. 1, p. 351–357, 2013.

VILLARINI, G.; SMITH, J. A.; VITOLO, R.; STEPHENSON, D. B. On the temporal clustering of US floods and its relationship to climate teleconnection patterns. **International Journal of Climatology**, v. 33, n. 3, p. 629–640, 2013.

VOGEL, R. M.; YAINDL, C.; WALTER, M. Nonstationarity: Flood magnification and recurrence reduction factors in the united states. **Journal of the American Water Resources Association**, v. 47, n. 3, p. 464–474, 2011.

VOGEL, R. M., U. LALL, X. CAI, B. RAJAGOPALAN, P. K. WEISKEL, R. P. HOOPER; MATALAS N. C. Hydrology: The interdisciplinary science of water, **Water Resources Research**, v. 51, p. 1-21, 2015

VORMOOR, K.; LAWRENCE, D.; SCHLICHTING, L.; WILSON, D.; KWOK, W. Evidence for changes in the magnitude and frequency of observed rainfall vs . snowmelt driven floods in Norway. **Journal of Hydrology**, v. 538, p. 33–48, 2016.

VRUGT, J. A.; TER BRAAK, C. J. F.; CLARK, M. P.; HYMAN, J. M.; ROBINSON, B. A. Treatment of input uncertainty in hydrologic modeling: Doing hydrology backward with Markov chain Monte Carlo simulation. **Water Resources Research**, v. 44, n. 12, p. 1–15, 2008.

WAGESHO, N.; GOEL, N. K.; JAIN, M. K. Investigation of non-stationarity in hydro-climatic variables at Rift Valley lakes basin of Ethiopia. **Journal of Hydrology**, v. 444–445, p. 113–133, 2012.

WANG, S.; HUANG, J.; HE, Y.; GUAN, Y. Combined effects of the Pacific Decadal Oscillation and El Niño-Southern Oscillation on Global Land Dry–Wet Changes. **Scientific Reports**, v. 4, p. 1–8, 2014.

WASKO, C.; SHARMA, A. Global assessment of flood and storm extremes with increased temperatures. **Scientific Reports**, v. 7, n. 1, p. 1-8, 2017.

WILKS, D.S. On “ Field Significance ” and the False Discovery Rate. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**, 45, 1181–1189, 2006.

WOBUS, C.; GUTMANN, E.; JONES, R.; *et al.* Climate change impacts on flood risk and asset damages within mapped 100-year floodplains of the contiguous United States. **Hazards Earth System Sciences**, v. 17, p. 2199–2211, 2017.

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

ZAJAC, Z.; REVILLA-ROMERO, B.; SALAMON, P.; *et al.* The impact of lake and reservoir parameterization on global streamflow simulation. **Journal of Hydrology**, 2017.

ZANDONADI, L.; ACQUAOTTA, F.; FRATIANNI, S.; ZAVATTINI, J. A. Changes in precipitation extremes in Brazil (Paraná River Basin). **Theoretical and Applied Climatology**, v. 123, n. 3–4, p. 741–756, 2016.

ZHANG, Q.; GU, X.; SINGH, V. P.; XIAO, M.; CHEN, X. Evaluation of flood frequency under non-stationarity resulting from climate indices and reservoir indices in the East River basin, China. **Journal of Hydrology**, v. 527, p. 565–575, 2015.