PLANEJAMENTO ANUAL DA OPERAÇÃO DE CONTROLE DE CHEIAS EM APROVEITAMENTOS HIDROELÉTRICOS: ESTUDO DA ESTACIONARIEDADE HIDROLÓGICA

Priscilla Dafne Shu Chan

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Civil, COPPE, da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil.

Orientador(es): Otto Corrêa Rotunno Filho
Fernanda da Serra Costa

Rio de Janeiro
Março de 2020

PLANEJAMENTO ANUAL DA OPERAÇÃO DE CONTROLE DE CHEIAS EM APROVEITAMENTOS HIDROELÉTRICOS: ESTUDO DA ESTACIONARIEDADE HIDROLÓGICA

Priscilla Dafne Shu Chan

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DO INSTITUTO ALBERTO LUIZ COIMBRA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA DE ENGENHARIA DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE EM CIÊNCIAS EM ENGENHARIA CIVIL.

Orientadores: Otto Corrêa Rotunno Filho
Fernanda da Serra Costa

Aprovada por: Prof. Otto Corrêa Rotunno Filho
Prof[a]. Fernanda da Serra Costa
Prof. Afonso Augusto Magalhães de Araujo
Prof. Daniel Andrés Rodriguez
Prof[a]. Heloisa Teixeira Firmo
Prof. Jorge Machado Damázio

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL
MARÇO DE 2020

Chan, Priscilla Dafne Shu

Planejamento anual da operação de controle de cheias em aproveitamentos hidroelétricos: Estudo da estacionariedade hidrológica / Priscilla Dafne Shu Chan – Rio de Janeiro: UFRJ/COPPE, 2020.

XXVII, 174 p.: il.; 29,7 cm.

Orientadores: Otto Corrêa Rotunno Filho

Fernanda da Serra Costa

Dissertação (mestrado) – UFRJ / COPPE / Programa de Engenharia Civil, 2020.

Referências Bibliográficas: p. 116-124

1. Análise de estacionariedade 2. Vazões máximas 3. Distribuição de extremos 4. Controle de cheias I. Rotunno Filho, Otto Corrêa *et al*. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Programa de Engenharia Civil. III. Título.

Dedico esta dissertação aos meus avós, Shu Wa e Lin Yau Shu,

aos meus pais, Jane e Leandro, e ao meu irmão, Derek,

por todo amor e incentivo durante toda a minha vida.

AGRADECIMENTOS

A Deus.

À minha família, tanto aos aqui presentes, quanto aos que estão em minha memória, por tornar este momento possível. Em especial, agradeço aos meus avós, Shu Wa e Lin Yau Shu, aos meus pais, Jane Shu e Leandro Chan, e ao meu irmão, Derek Kevin Shu Chan, pelo amor e apoio incondicional durante toda a minha vida, sempre incentivando-me e ajudando quando foi preciso. Amo vocês.

À minha orientadora e mentora, Fernanda da Serra Costa, não apenas pelos conhecimentos transmitidos, mas também pelos incentivos, atenção, amizade, empenho, paciência e disponibilidade desde quando ingressei no CEPEL como estagiária até os dias de hoje.

Ao meu orientador, Prof. Otto Corrêa Rotunno Filho, pela sua disposição em ajudar e contribuições, não somente para este trabalho, mas ao longo de todo o mestrado.

Ao Centro de Pesquisas de Energia Elétrica – CEPEL, não apenas pela oportunidade de crescimento pessoal e profissional, permitindo-me desenvolver este mestrado dentro de minhas atribuições, mas também pelo agradável ambiente de trabalho e pelos amigos, com os quais tive ou ainda tenho a chance de conviver.

A todos das equipes CHEIAS e SINV, principalmente, ao Jorge Machado Damázio, Igor Pinheiro Raupp e Daniela de Souza Kyrillos por todo o companheirismo, amizade, conhecimento e ajuda ao longo deste tempo em que faço parte do CEPEL. Agradecimento especial ao meu amigo Wanderson Luiz Silva, não apenas pela amizade, conselhos e risadas, mas também pelo auxílio nos assuntos relacionados à meteorologia.

Aos amigos do CEPEL, em especial, Adhara Ginaid, Cátia Lima, Diego Maia, Felipe Treistman, Hugo Santarém, Juan Colonese, Lívia Rodrigues, Lílian Brandão, Luis Fernando Cerqueira, Marcelle Marques, Valéria Pimenta e Victor Almeida por me ouvirem e tornarem meus dias mais leves e divertidos.

Às amigas Ana Carolina Fisher, Hanna Rodrigues, Isabella Costa, Laura Possidonio e Thatiana Caputo, por todas as conversas, apoio, risadas, momentos únicos e, principalmente, por se manterem presentes.

Aos amigos “chingones”, por toda amizade, cumplicidade e por tornarem esta jornada mais leve e agradável.

Aos membros examinadores do trabalho, por aceitarem participar da banca de avaliação da dissertação desenvolvida, com contribuições para a versão final deste documento.

Aos professores da COPPE/UFRJ, em especial, do Programa de Engenharia Civil da COPPE/UFRJ, pelos conhecimentos transmitidos, contribuindo para a continuidade da minha formação acadêmica, e aos funcionários do Programa de Engenharia Civil da COPPE/UFRJ, pelo suporte técnico-administrativo.

Registra-se, também, que o presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Complementarmente, em nome do Laboratório de Recursos Hídricos e Meio Ambiente (LABH2O) do Programa de Engenharia Civil da COPPE/UFRJ, agradeço às agências de fomento FAPERJ e CNPq, que, por meio de suporte ao projeto PEC/COPPE FAPERJ – Pensa Rio – Edital 34/2014 (2014-2021) – E-26/010.002980/2014, bem como aos projetos CNPq Edital Universal No. 28/2018 – Processo 435714/2018-0, CNPq Edital nº 12/2016 – Processo 306944/2016-2 e CNPq Edital nº 06/2019 – Processo 303846/2019-4, entre outros, estimulam o avanço científico-tecnológico brasileiro na temática que abrange o escopo desta pesquisa.

Agradecimentos extensivos são dirigidos ao Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS), em especial à equipe responsável pelo controle de cheias, e à *National Oceanic and Atmospheric Administration* (NOAA), por terem fornecido os dados necessários para a realização deste trabalho

Por fim, a todos que, de forma direta ou indireta, contribuíram para o desenvolvimento deste trabalho.

Resumo da Dissertação apresentada à COPPE/UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Ciências (M.Sc.)

PLANEJAMENTO ANUAL DA OPERAÇÃO DE CONTROLE DE CHEIAS EM APROVEITAMENTOS HIDRELÉTRICOS: ESTUDO DA ESTACIONARIEDADE HIDROLÓGICA

Priscilla Dafne Shu Chan

Março/2020

Orientadores: Otto Corrêa Rotunno Filho
Fernanda da Serra Costa

Programa: Engenharia Civil

Durante a estação chuvosa, o setor elétrico brasileiro disponibiliza parte dos seus reservatórios como volumes vazios (volumes de espera) com o intuito de amortecer possíveis cheias que venham a ocorrer. A metodologia de controle de cheias utilizada atualmente baseia-se no pressuposto de estacionariedade das séries de vazões diárias naturalizadas e permite a consideração do fenômeno ENSO (*El Niño South-Oscillation*). Diante da possibilidade de mudanças no ciclo hidrológico, são realizados estudos de forma a avaliar possíveis alterações já identificáveis nas séries históricas. Nesse contexto, propõe-se uma abordagem metodológica para a análise de estacionariedade em séries de vazões máximas anuais de duração compatível com eventos de cheias, com enfoque no correspondente controle utilizando os reservatórios das usinas hidroelétricas. O procedimento considerou a análise de estacionariedade temporal de forma direta e indireta, sendo esta última definida mediante o estudo das variações temporais do fenômeno ENSO. Os resultados da aplicação do procedimento na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico Porto São José, considerando afluências máximas anuais de médias de 10 dias, sugerem que a bacia do rio Paraná até Jupiá apresenta um comportamento estacionário no tempo, enquanto a bacia do rio Paranapanema apresenta um comportamento não estacionário. De forma geral, pode-se considerar que o regime de cheias da bacia do rio Paraná é influenciado pelo ENSO.

Abstract of Dissertation presented to COPPE/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science (M.Sc.)

ANNUAL PLANNING OF FLOOD CONTROL OPERATION IN HYDROPOWER RESERVOIRS: STUDY OF HYDROLOGICAL STATIONARITY

Priscilla Dafne Shu Chan

March/2020

Advisors: Otto Corrêa Rotunno Filho
Fernanda da Serra Costa

Program: Civil Engineering

During the rainy season, the Brazilian Power Sector reserves empty volumes in its hydropower reservoirs, referred to as the so-called waiting volume, in order to dampen potential floods that might occur. The currently used flood control methodology is based on the assumption of the stationarity of the naturalized daily streamflow time series and also allows the consideration of the phenomenon ENSO (*El Niño South-Oscillation*). Given the possibility of changes in the hydrological cycle, studies have been carried out in order to evaluate possible alterations, which are already identifiable in the historical series. In this context, it is proposed a methodological approach for the analysis of stationarity of maximum annual streamflow series of duration compatible with flood events focusing on flood control associated to hydropower reservoirs. The procedure considered the analysis of temporal stationarity directly and indirectly, the last through the study of temporal variations of the ENSO phenomenon. The results of such procedure applied to the Paraná river basin until Porto São José fluviometric station, by means of considering maximum annual inflows of 10-days averages, suggest that the Paraná river basin until Jupiá presents a temporal stationary behavior, while the Paranapanema river basin reveals a non-stationary behavior. In general, it can be said that the flood regime in the Paraná river basin is influenced by ENSO.

SUMÁRIO

	LISTA DE FIGURAS	**xii**
	LISTA DE TABELAS	**xv**
	LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS	**xxv**
CAPÍTULO 1.	**INTRODUÇÃO**	**1**
1.1	CONTEXTUALIZAÇÃO	**1**
1.2	MOTIVAÇÃO E JUSTIFICATIVA	**3**
1.3	OBJETIVOS	**3**
1.4	DESCRIÇÃO DOS CAPÍTULOS	**4**
CAPÍTULO 2.	**CONTROLE DE CHEIAS NO SISTEMA INTERLIGADO NACIONAL (SIN)**	**6**
2.1	CÁLCULO DOS VOLUMES DE ESPERA	**7**
2.2	SISTEMA COMPUTACIONAL UTILIZADO NO CÁLCULO DOS VOLUMES DE ESPERA	**14**
CAPÍTULO 3.	**ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE DE SÉRIES DE VAZÕES**	**17**
CAPÍTULO 4.	**FENÔMENO MACROCLIMÁTICO ENSO (*EL NIÑO – SOUTH OSCILLATION*)**	**25**
4.1	ÍNDICES RELACIONADOS AO FENÔMENO ENSO	**26**
4.2	CONSIDERAÇÕES DO FENÔMENO ENSO NO PLANEJAMENTO ENERGÉTICO DO SIN	**29**

CAPÍTULO 5.	**PROPOSTA PARA A VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE EM RELAÇÃO AO TEMPO E AO FENÔMENO ENSO**	**30**
5.1	VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DIRETA	
5.1.1	TESTES GERAIS	**31**
5.1.2	TESTES ESPECÍFICOS	**40**
5.2	VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE SEGUNDO O FENÔMENO ENSO	**44**
5.3	VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DE FORMA CONJUNTA SEGUNDO O TEMPO E O FENÔMENO ENSO	**48**
CAPÍTULO 6.	**ESTUDO DE CASO**	**56**
6.1	DETERMINAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO	
6.2	LEVANTAMENTO DE DADOS	**59**
6.2.1	SÉRIES DE VAZÕES DIÁRIAS	**59**
6.2.2	CLASSIFICAÇÃO DAS ESTAÇÕES CHUVOSAS SEGUNDO O FENÔMENO ENSO	**60**
CAPÍTULO 7.	**RESULTADOS**	**61**
7.1	ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE NO TEMPO	**61**
7.1.1	TESTES GERAIS	**61**
7.1.2	TESTE ESPECÍFICO	**67**
7.2	ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE SEGUNDO O FENÔMENO ENSO	**84**

7.3	ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE SEGUNDO O TEMPO E O FENÔMENO ENSO DE FORMA CONJUNTA.	**95**
CAPÍTULO 8.	**CONCLUSÕES E SUGESTÕES**	**109**
8.1	CONSIDERAÇÕES FINAIS	**109**
8.2	CONCLUSÕES	**111**
8.3	RECOMENDAÇÕES	**114**
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	**116**
	ANEXO A – VAZÕES MÁXIMAS ANUAIS DAS MÉDIAS DE 10 DIAS PADRONIZADAS AFLUENTES ÀS UHES DA BACIA DO RIO PARANÁ ATÉ O POSTO FLUVIOMÉTRICO DE PORTO SÃO JOSÉ CONSIDERADAS NO ESTUDO	**125**
	ANEXO B – REVISÃO DO CRITÉRIO DE CLASSIFICAÇÃO DAS ESTAÇÕES CHUVOSAS EM ÚMIDA, SECA OU NORMAL EM RELAÇÃO AO FENÔMENO MACROCLIMÁTICO ENSO	**135**
	ANEXO C – CLASSIFICAÇÃO DAS ESTAÇÕES CHUVOSAS EM RELAÇÃO AO ENSO CONSIDERADA NOS ESTUDOS DE ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE MÁXIMOS	**173**

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1	Esboço de uma cheia hipotética a ser protegida e do seu respectivo volume de espera, definido por uma trajetória crítica.	**8**
Figura 2.2	Definição da envoltória das trajetórias críticas. (Fonte: COSTA *et al.*, 2018a)	**9**
Figura 2.3	Esquema descritivo da classificação da série histórica e da geração condicionada de séries sintéticas de possíveis afluências diárias.	**13**
Figura 2.4	São Simão: evolução temporal dos volumes de espera para os quatro cenários hidrológicos. (Fonte: ONS, 2018a)	**14**
Figura 2.5	Cadeia de modelos do Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias (SPEC). (Fonte: adaptado de CEPEL, 2019)	**15**
Figura 4.1	Regiões *Niño* no Pacífico Equatorial. (Fonte: NOAA, 2017a)	**25**
Figura 5.1	Fluxograma das etapas a serem descritas, ressaltando os procedimentos empregados no trabalho para a análise de estacionariedade em séries de máximos.	**31**
Figura 5.2	Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise temporal.	**44**
Figura 5.3	Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise segundo o ENSO.	**47**
Figura 5.4	Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise temporal.	**54**

Figura 5.5	Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise segundo o ENSO.	**55**
Figura 6.1	Localização da bacia do rio Paraná. (Fonte: ANA, 2019)	**56**
Figura 6.2	Topologia do sistema de controle de cheias da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José com destaque para as UHEs selecionadas.	**58**
Figura 7.1	Sequência de testes percorrida para a análise de estacionariedade de forma conjunta.	**97**
Figura 7.2	Sequência de testes percorrida para a análise de estacionariedade de forma conjunta.	**103**
Figura 7.3	Localização de cada UHE analisada e a respectiva conclusão quanto à condição de estacionariedade. (Fonte: adaptado de ONS, 2018a)	**108**
Figura A.1	Furnas: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**130**
Figura A.2	Água Vermelha: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**130**
Figura A.3	Nova Ponte: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**131**
Figura A.4	Emborcação: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**131**
Figura A.5	São Simão: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**132**
Figura A.6	Barra Bonita: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**132**

Figura A.7	Promissão: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**133**
Figura A.8	Jupiá: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**133**
Figura A.9	Jurumirim: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**134**
Figura A.10	Capivara: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.	**134**
Figura B.1	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice SOI padronizado e o critério de 97.	**142**
Figura B.2	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice SOI padronizado e o critério de 97.	**143**
Figura B.3	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice SOI e o critério de 2009.	**145**
Figura B.4	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação disponível no Plano Anual de Prevenção de Cheias.	**146**
Figura B.5	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.	**147**
Figura B.6	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.	**148**
Figura B.7	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.	**150**
Figura B.8	Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.	**151**

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1	Testes estatísticos utilizados para a análise de estacionariedade. (Fonte: AIRES DE SOUZA *et al*., 2015)	**20**
Tabela 3.2	Distribuição das séries estacionárias e não estacionárias de acordo com sua localização nos subsistemas. (Fonte: DETZEL *et al*., 2011)	**21**
Tabela 5.1	Testes de razão de verossimilhança no tempo.	**43**
Tabela 5.2	Testes de razão de verossimilhança segundo o ENSO.	**46**
Tabela 5.3	Testes de razão de verossimilhança considerando o tempo e o ENSO conjuntamente.	**52**
Tabela 6.1	Características das UHEs que realizam controle de cheias na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José. (Fonte: CEPEL, 2018)	**57**
Tabela 7.1	*Software* e pacote utilizado para a realização de cada teste geral selecionado.	**61**
Tabela 7.2	Teste t-*Student* com intervalo de confiança de 95%.	**62**
Tabela 7.3	Teste F de Snedecor com intervalo de confiança de 95%.	**62**
Tabela 7.4	Teste de Mann-Whitney com intervalo de confiança de 95%.	**62**
Tabela 7.5	Teste Rho de Spearman com intervalo de confiança de 95%.	**63**
Tabela 7.6	Teste de Cox-Stuart com intervalo de confiança de 95% (modelado no R com o pacote SNPAR).	**63**
Tabela 7.7	Teste de Sequências (*Run Test*).	**63**
Tabela 7.8	Teste Mann-Kendall com intervalo de confiança de 95% (modelado no R com o pacote TREND).	**64**

Tabela 7.9	Teste Mann-Kendall multivariado com intervalo de confiança de 95%.	**64**
Tabela 7.10	Matriz de covariância do teste Mann-Kendall multivariado.	**65**
Tabela 7.11	Resumo dos resultados dos testes gerais.	**66**
Tabela 7.12	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Furnas.	**68**
Tabela 7.13	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Furnas.	**68**
Tabela 7.14	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Furnas.	**69**
Tabela 7.15	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Água Vermelha.	**69**
Tabela 7.16	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Água Vermelha.	**70**
Tabela 7.17	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Água Vermelha.	**70**
Tabela 7.18	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Nova Ponte.	**70**
Tabela 7.19	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Nova Ponte.	**71**
Tabela 7.20	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Nova Ponte.	**71**
Tabela 7.21	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Emborcação.	**72**

Tabela 7.22	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Emborcação.	**72**
Tabela 7.23	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Emborcação.	**73**
Tabela 7.24	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE São Simão.	**73**
Tabela 7.25	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE São Simão.	**74**
Tabela 7.26	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE São Simão.	**74**
Tabela 7.27	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Barra Bonita.	**74**
Tabela 7.28	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Barra Bonita.	**75**
Tabela 7.29	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Barra Bonita.	**75**
Tabela 7.30	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Promissão.	**76**
Tabela 7.31	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Promissão.	**76**
Tabela 7.32	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Promissão.	**77**
Tabela 7.33	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Jupiá.	**77**
Tabela 7.34	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jupiá.	**78**

Tabela 7.35	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jupiá.	**78**
Tabela 7.36	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Jurumirim.	**78**
Tabela 7.37	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jurumirim.	**79**
Tabela 7.38	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jurumirim.	**79**
Tabela 7.39	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Capivara.	**80**
Tabela 7.40	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara.	**80**
Tabela 7.41	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara.	**81**
Tabela 7.42	Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Capivara – Modelo II.	**81**
Tabela 7.43	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara – Modelo II.	**82**
Tabela 7.44	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara – Modelo II.	**82**
Tabela 7.45	Modelo temporal mais verossímil segundo o teste da razão de verossimilhança, no nível de significância de 5%.	**83**
Tabela 7.46	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos f13 e f13a estimados para a UHE Capivara.	**83**
Tabela 7.47	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Furnas.	**85**

Tabela 7.48	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Furnas.	**85**
Tabela 7.49	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Água Vermelha.	**86**
Tabela 7.50	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Água Vermelha.	**86**
Tabela 7.51	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Nova Ponte.	**87**
Tabela 7.52	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Nova Ponte.	**87**
Tabela 7.53	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Emborcação.	**88**
Tabela 7.54	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Emborcação.	**88**
Tabela 7.55	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE São Simão.	**89**
Tabela 7.56	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE São Simão.	**89**
Tabela 7.57	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Barra Bonita.	**90**
Tabela 7.58	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Barra Bonita.	**90**
Tabela 7.59	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Promissão.	**91**
Tabela 7.60	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Promissão.	**91**

Tabela 7.61	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jupiá.	**92**
Tabela 7.62	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jupiá.	**92**
Tabela 7.63	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jurumirim.	**93**
Tabela 7.64	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jurumirim.	**93**
Tabela 7.65	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara.	**94**
Tabela 7.66	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara.	**94**
Tabela 7.67	Modelo mais verossímil considerando o fenômeno ENSO segundo o teste da razão de verossimilhança no nível de significância de 5%.	**95**
Tabela 7.68	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Água Vermelha segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.	**98**
Tabela 7.69	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Água Vermelha.	**98**
Tabela 7.70	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Nova Ponte segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.	**99**
Tabela 7.71	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Nova Ponte.	**99**

Tabela 7.72	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Emborcação segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.	**100**
Tabela 7.73	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Emborcação.	**100**
Tabela 7.74	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE São Simão segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.	**101**
Tabela 7.75	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE São Simão.	**101**
Tabela 7.76	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jupiá segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.	**102**
Tabela 7.77	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jupiá.	**102**
Tabela 7.78	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jurumirim segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.	**104**
Tabela 7.79	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jurumirim.	**104**
Tabela 7.80	Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.	**105**
Tabela 7.81	Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara.	**105**

Tabela 7.82	Modelos mais verossímeis, no nível de significância de 5%, segundo as análises de estacionariedade no tempo, no ENSO e no tempo e no ENSO conjuntamente.	**106**
Tabela A.1	Série de máximos anuais da média de 10 dias padronizada afluentes às UHEs da bacia do rio Paraná utilizadas no estudo.	**126**
Tabela B.1	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**142**
Tabela B.2	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**142**
Tabela B.3	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**143**
Tabela B.4	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**143**
Tabela B.5	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**144**
Tabela B.6	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**145**
Tabela B.7	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**145**
Tabela B.8	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**146**
Tabela B.9	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**147**
Tabela B.10	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**147**

Tabela B.11	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**148**
Tabela B.12	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**148**
Tabela B.13	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**149**
Tabela B.14	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**149**
Tabela B.15	Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.	**150**
Tabela B.16	Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.	**150**
Tabela B.17	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.	**152**
Tabela B.18	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.	**153**
Tabela B.19	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.	**153**
Tabela B.20	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.	**153**
Tabela B.21	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.	**153**
Tabela B.22	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.	**153**
Tabela B.23	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.	**154**

Tabela B.24	Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.	**154**
Tabela B.25	Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.	**154**
Tabela B.26	Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.	**155**
Tabela B.27	Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.	**155**
Tabela B.28	Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.	**155**
Tabela B.29	Série do índice SOI (*South Oscillation Index*) padronizado.	**157**
Tabela B.30	Série do índice SOI (*South Oscillation Index*).	**161**
Tabela B.31	Série do índice ONI (*Oceanic Niño Index*).	**164**
Tabela B.32	Classificações dos anos segundo os índices SOI e ONI e suas respectivas necessidades de volume de espera.	**168**
Tabela C.1	Classificação das estações chuvosas segundo o fenômeno ENSO.	**174**

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS

α	Nível de significância
Δt	Intervalo de discretização (1 dia = 86400 s)
ξ	Parâmetro de forma
μ	Parâmetro de locação
μ_0	Parcela do parâmetro de locação associada ao termo independente ou ao termo independente + classe normal
μ_1	Parcela do parâmetro de locação associada ao tempo
μ_2	Parcela do parâmetro de locação associada à classe seca
μ_3	Parcela do parâmetro de locação associada à classe úmida
μ_i	Média da população i
ρ_{XY}	Correlação entre as populações X e Y do teste Rho de Spearman
σ	Parâmetro de escala
σ_0	Parcela do parâmetro de escala associada ao termo independente ou ao termo independente + classe normal
σ_1	Parcela do parâmetro de escala associada ao tempo
σ_2	Parcela do parâmetro de escala associada à classe seca
σ_3	Parcela do parâmetro de escala associada à classe úmida
σ_i^2	Variância da população i
AED	Análise exploratória dos dados disponíveis
A_i	Anomalia de temperatura do mês i
ANA	Agência Nacional de Águas
ANEEL	Agência Nacional de Energia Elétrica
CEPEL	Centro de Pesquisas de Energia Elétrica
CPTEC	Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos
EPC	Estudos de Prevenção de Cheias
ENSO	*El Niño - South Oscillation*
ENV(t)	Envoltória para o t-ésimo dia
$f_X(x)$	Função densidade de probabilidade da variável aleatória X
F	Estatística F do teste F
$F_X(x)$	Função de distribuição acumulada para variável aleatória X
GCOI	Grupo Coordenador para Operação Interligada
GEV	Distribuição generalizada de valores extremos

$\mathbf{H_0}$	Hipótese nula
$\mathbf{H_1}$	Hipótese alternativa
IPCC	Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas
k	Quantidade de trajetórias críticas que não serão protegidas
MEI	*Bi-monthly Multivariate El Niño-Southern Oscillation Index*
$\mathbf{n_c}$	Número de cenários sintéticos considerados no cálculo da envoltória
$\mathbf{n_i}$	Número de elementos da subsérie i
NA	Nível da água
$\mathbf{N_{SS}}$	Número total de séries sintéticas geradas
NOAA	*National Oceanic and Atmospheric Administration*
NORMAL	Variável utilizada no teste específico
ONI	*Oceanic Niño Index*
$\mathbf{ONI_j}$	Índice ONI para o mês j
ONS	Operador Nacional do Sistema Elétrico
PAPC	Plano Anual de Prevenção de Cheias
$\mathbf{P_{m,i}}$	Pressão média para o mês i
$\mathbf{P_{padronizada,i}}$	Pressão padronizada do mês i
$\mathbf{P_{real,i}}$	Pressão real medida num dado mês i
$\mathbf{Q_{afluente}\ (t)}$	Vazão média diária no t-ésimo dia da estação chuvosa
$\mathbf{Q_{restricao}}$	Vazão de restrição ou restrição de defluência máxima
r	Estatística r do teste de razão de verossimilhança
$\mathbf{r_{XY}}$	Medida de correlação linear amostral associada ao teste Rho de Spearman
R	Quantidade de sequências no teste de sequências (*Run Test*)
S	Estatística do teste Mann-Kendall
$\mathbf{s_i^2}$	Variância da amostra ou subsérie i
$\mathbf{S^-}$	Quantidade de sinais negativos no teste Cox-Stuart
$\mathbf{S^+}$	Quantidade de sinais positivos no teste Cox-Stuart
SEB	Setor Elétrico Brasileiro
SECA	Variável utilizada no teste específico
SIN	Sistema Interligado Nacional
SOI	*South Oscillation Index*
$\mathbf{SOI_{padronizado}}$	Índice SOI padronizado
SPEC	Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias

t	Dia t da estação chuvosa ou estatística t ou ano no teste específico
T	Último dia da estação chuvosa
TR	Tempo de recorrência ou tempo de retorno
TSM	Temperatura da superfície do mar
TSM_i	Temperatura da superfície do mar medida num mês i
$TSM_{m.i}$	Média da temperatura da superfície do mar para o mês i
U	Estatística U do teste de Mann-Whitney
UHE	Usina hidroelétrica
UHEs	Usinas hidroelétricas
ÚMIDA	Variável utilizada no teste específico
V_1	Verossimilhança do ajuste do modelo mais simples
V_2	Verossimilhança do ajuste do modelo mais complexo
VE	Volume de espera
VEs	Volumes de espera
VE (t)	Volume de espera para o t-ésimo dia da estação chuvosa
VU	Volume útil
$\overline{x}_i$	Média da amostra ou subsérie i
W_i	Soma dos postos da subsérie i no teste de Mann-Whitney
z	Estatística z

CAPÍTULO 1. INTRODUÇÃO

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO

Por dispor de um grande potencial hídrico e grandes quedas, o Brasil tem a hidroeletricidade como a sua principal fonte de energia elétrica, sendo ela a responsável por 60,56% da capacidade instalada brasileira (ANEEL, 2020). A geração hidráulica depende basicamente das quedas disponíveis e das vazões afluentes aos aproveitamentos hidroelétricos, o que torna a hidroeletricidade uma fonte de energia limpa, renovável e de baixo custo. A sazonalidade das vazões fluviais e a necessidade de se manter um fornecimento contínuo de energia elétrica aos consumidores fazem com que o sistema de geração brasileiro conte com um conjunto de hidroelétricas com reservatórios de acumulação e usinas termelétricas de complementação.

No ano de 1977, o rompimento das barragens das usinas hidroelétricas Euclides da Cunha e Limoeiro, localizadas no rio Pardo, fez com que o controle de cheias começasse a ganhar importância no setor elétrico brasileiro (SEB). Com o rompimento, percebeu-se que era necessário elaborar uma condição de operação que garantisse a segurança da barragem e construir uma metodologia de operação integrada dos reservatórios para controle de cheias. Esse evento motivou o SEB a incorporar o controle de cheias no planejamento da operação de suas usinas hidroelétricas (UHEs), sob a responsabilidade do Grupo Coordenador para Operação Interligada (GCOI). Em meados da década de 90, teve início o processo de reestruturação do SEB e, em 1999, foi extinto o GCOI, cujas atribuições foram transferidas para o Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS), passando este a ser o responsável pelos estudos de prevenção de cheias e coordenação da operação de controle de cheias (ONS, 2018a).

A Lei 9.433 (BRASIL, 1997) estabeleceu que a gestão de recursos hídricos deve contemplar os usos múltiplos. Em conformidade com a referida lei, o planejamento da operação do Sistema Interligado Nacional (SIN), realizado pelo ONS, considera, além da geração de energia elétrica, diferentes usos para os seus reservatórios, sendo um deles o controle de cheias. Esses dois usos são conflitantes, visto que buscam utilizar o reservatório de formas opostas simultaneamente. Para a geração de energia elétrica, a principal função desses reservatórios é regularizar os regimes fluviais armazenando água

nos períodos com disponibilidade hídrica mais favorável, de forma a utilizá-la durante os períodos de hidrologia menos favorável. Por outro lado, para a prevenção de cheias, é importante manter esses reservatórios vazios com o intuito de amortecer possíveis cheias que possam vir a ocorrer e, assim, proteger as regiões a jusante da usina. Para solucionar tal conflito, o SEB disponibiliza, durante a estação chuvosa, parte dos reservatórios de suas UHEs que contribuem para a prevenção de cheias como volumes vazios, denominados de volumes de espera (VEs). Por essa razão, anualmente, o Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS) e os agentes de geração realizam os Estudos de Prevenção de Cheias (EPC) (COSTA *et al*., 2014a; CEPEL, 2019; ONS, 2018a), que são consolidados no Plano Anual de Prevenção de Cheias (PAPC) (ONS, 2018a), e elaboram as Diretrizes para as Regras de Operação de Controle de Cheias (OLIVEIRA et al., 2014; ONS, 2018b). O ONS encaminha o PAPC e as Diretrizes à Agência Nacional de Águas (ANA) e à Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) para que sejam avaliados.

Os Estudos de Prevenção de Cheias possuem duas etapas: o cálculo dos volumes de espera e o planejamento da operação de controle de cheia dos reservatórios das usinas hidroelétricas. A primeira é realizada antes do início da estação chuvosa, enquanto a segunda é realizada ao longo dela. Os cálculos dos volumes de espera (VEs) devem ser realizados antes da estação chuvosa para que, no início dela, eles estejam disponíveis nos reservatórios das UHEs que compartilham seus reservatórios com o controle de cheias[1]. Uma vez que, nesse instante, a real afluência hidrológica é desconhecida, o problema é tratado de forma estocástica através da consideração de cenários sintéticos de possíveis afluências diárias.

É importante destacar que a prevenção de cheias pode ser feita de diversas maneiras, sendo elas divididas em duas categorias: medidas não estruturais e estruturais. As primeiras são aquelas que visam uma melhor convivência do ser humano com as cheias, tais como: sistemas de alerta, zoneamento de áreas de risco de cheias, seguros contra danos causados por cheias e educação da população. Já a segunda categoria abrange as obras de engenharia realizadas em uma bacia de forma a alterar o seu regime fluvial para minimizar as consequências das cheias, tais como: os diques, os canais de desvio e os

[1] Apenas as UHEs cujos reservatórios possuem capacidade de regularização podem compartilhar seu uso com o controle de cheias.

reservatórios. Neste trabalho, será abordado o controle de cheias feito através do uso dos reservatórios de usinas hidroelétricas do setor elétrico brasileiro (SEB).

1.2 MOTIVAÇÃO E JUSTIFICATIVA

De acordo com o IPCC (2013), o ciclo hidrológico vem sofrendo alterações causadas pelas mudanças climáticas, que, por sua vez, podem ter origens naturais ou antropogênicas. Dado que o nível de incerteza em torno das consequências sobre o ciclo hidrológico ainda é grande e que o conhecimento sobre possíveis comportamentos hidrológicos futuros pode ajudar a realizar um adequado planejamento na área de recursos hídricos, diversos estudos vêm sendo feitos de forma a analisar e verificar alterações que já venham ocorrendo e que possam ser identificadas nas séries históricas hidrológicas. Nesse contexto, estão os estudos sobre a estacionariedade de séries históricas de precipitações e vazões.

Muitos estudos sobre estacionariedade de vazões foram feitos com base em séries de vazões anuais e/ou mensais, focados nos possíveis efeitos sobre abastecimento (água e energia). Por outro lado, impactos em eventos extremos, como ocorrência de cheias, estão associados a intervalos temporais de um a alguns dias (por exemplo: 3, 7, 10 dias), dependendo da bacia hidrográfica. Nesse caso, a análise sobre a existência de alterações no comportamento deve ser feita considerando séries de vazões máximas anuais de duração de alguns dias. No caso específico dos estudos de prevenção de cheias, realizado com base nos reservatórios da UHEs, torna-se, portanto, relevante realizar esse tipo de análise, de forma a verificar a significância de possíveis alterações no histórico de vazões que poderiam influenciar no grau de proteção fornecido.

1.3 OBJETIVOS

Como objetivo geral, esta dissertação propõe um procedimento para a análise de estacionariedade em vazões máximas anuais de duração compatível com eventos de cheias mediante enfoque na prevenção realizada a partir da utilização dos reservatórios das usinas hidroelétricas (UHEs) do setor elétrico brasileiro (SEB). Nesse sentido, o presente trabalho está associado à etapa do cálculo dos volumes de espera em reservatórios do complexo brasileiro de geração de energia hidroelétrica.

Como objetivo específico, o trabalho propõe-se a efetuar a verificação do comportamento estacionário das séries de afluências máximas anuais de médias de 10 dias a UHEs localizadas na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José.

1.4 DESCRIÇÃO DOS CAPÍTULOS

Este trabalho é composto por 8 Capítulos e 3 Anexos. No primeiro capítulo, formula-se o problema, provendo o contexto de sua inserção no setor elétrico brasileiro, precisando o objetivo geral da pesquisa, associado com a temática de determinação de volumes de espera, e, notadamente, explicita-se o objetivo específico de investigar o comportamento estacionário das séries de vazões máximas anuais afluentes a usinas hidroelétricas dispostas na bacia do rio Paraná.

No Capítulo 2, apresenta-se uma breve revisão bibliográfica sobre a prevenção de cheias utilizada nos reservatórios de usinas hidroelétricas do setor elétrico brasileiro. Aborda-se a metodologia adotada, atualmente, nos Estudos de Prevenção de Cheias (EPC) para a determinação dos volumes de espera a serem alocados nos reservatórios das UHEs que realizam controle de cheias. Complementarmente, apresenta-se a cadeia de modelos computacionais do Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias (SPEC), implantados sob as diretrizes associadas com a metodologia referenciada sobre tratamento de cheias.

O Capítulo 3 oferece uma revisão bibliográfica sobre análise de estacionariedade de séries temporais fluviométricas. Em particular, exploram-se as principais vertentes, notadamente sob o ponto de vista de testes paramétricos e não paramétricos, delineando as potenciais mudanças que os procedimentos buscam identificar. Adicionalmente, revisam-se estudos sobre análises de estacionariedade de séries de vazão conduzidos no Brasil e no exterior.

O Capítulo 4 descreve, de forma sucinta, o fenômeno macroclimático ENSO (*El Niño - South Oscillation)*, incluindo a discussão sobre dois índices representativos de sua manifestação, buscando incorporar a correspondente influência em estudos de prevenção de cheias do setor elétrico brasileiro.

O Capítulo 5 expõe a metodologia para exame da estacionariedade de séries de vazão máxima, tanto na forma direta de análise temporal, quanto no modo que se convencionou denominar de indireto, em que variações temporais do fenômeno ENSO são também consideradas no que tange a produzir ou não algum grau de não estacionariedade em máximos anuais. Nesse sentido, testes gerais e testes específicos foram aplicados. Os testes gerais abrangem a aplicação de um conjunto de testes comumente utilizados para análises de estacionariedade, sendo eles empregados somente para a análise direta neste trabalho. Por outro lado, os testes específicos, utilizados para as análises direta e indireta, empregam o método de razão de verossimilhança para estabelecer a contraposição entre modelos estacionário e não estacionários, que, por sua vez, são ajustados segundo as distribuições de valores extremos de Gumbel ou GEV (*Generalized Extreme Value).*

O Capítulo 6 apresenta características da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José e os dados utilizados para desenvolver o estudo de caso, enquanto os resultados obtidos para as diferentes séries de vazão máximas analisadas são apresentados no Capítulo 7.

No Capítulo 8, as conclusões e as sugestões para trabalhos futuros são expostas.

Ao final do texto, estão dispostas as referências bibliográficas e os anexos. No Anexo A, exibem-se as séries de vazões máximas anuais das médias de 10 dias utilizadas no estudo de caso. A análise de estacionariedade indireta está associada à classificação de cada ano do histórico segundo o fenômeno ENSO, o que, por sua vez, depende de um critério de classificação. Uma vez que se passaram quase 10 anos desde a última revisão do critério de classificação e as séries de vazões e de índices são diferentes, na medida em que aumentaram ou podem ter sido revistas, julgou-se interessante realizar uma nova reavaliação do critério, bem como analisar outras alternativas. O Anexo B detalha o estudo realizado para a revisão do critério de classificação das estações chuvosas segundo o fenômeno ENSO (*El Niño South Oscillation*). No Anexo C, exibe-se a classificação das estações chuvosas utilizadas na aplicação.

CAPÍTULO 2. CONTROLE DE CHEIAS NO SISTEMA INTERLIGADO NACIONAL (SIN)

A geração de energia elétrica e o controle de cheias são usos conflitantes, e, por essa razão, o planejamento da operação do SIN, mais especificamente dos reservatórios das hidroelétricas (UHEs) que contribuem para o controle de cheias, deve buscar o equilíbrio entre eles, minimizando o conflito. Diante desse cenário, o setor elétrico brasileiro (SEB) disponibiliza parte dos reservatórios de suas UHEs que contribuem para o controle de cheias de forma a amortizar as cheias por meio da alocação de volumes de espera (VEs). Nesse sentido, todos os anos, o ONS e os agentes de geração realizam os Estudos de Prevenção de Cheias (EPC) (COSTA *et al*., 2014a; CEPEL, 2019; ONS, 2018a) para a maioria das bacias hidrográficas do SIN, sendo elas: bacia do rio Paraná até Porto São José, bacia do rio Paraíba do Sul, bacia do rio São Francisco, bacia do rio Parnaíba, bacia do rio Jequitinhonha, bacia do rio Iguaçu e bacia do rio Jacuí.

Como descrito na contextualização do problema no capítulo introdutório, os EPC possuem duas etapas: cálculo dos volumes de espera (VEs) e planejamento da operação de controle de cheias. A primeira é realizada antes do início da estação chuvosa, enquanto a segunda é realizada ao longo dela.

Na primeira etapa dos EPC, cálculo dos volumes de espera (VEs), são definidas as vazões de restrição[2] e o grau de proteção a ser adotado, representado pelo tempo de recorrência TR[3] (risco = 1/TR), e calculados os volumes de espera (volumes vazios) a serem alocados nos reservatórios das UHEs que realizam controle de cheias ao longo de toda a estação chuvosa. O cálculo dos VEs envolve metodologias desenvolvidas e aprimoradas ao longo dos anos pelo Centro de Pesquisas de Energia Elétrica – CEPEL (KELMAN *et al*., 1983; DAMÁZIO, 1988; RAUPP, 2008; COSTA *et al*., 2013; COSTA *et al*., 2014a; COSTA *et al*., 2018a) que objetivam a otimização sinérgica entre a geração de energia elétrica e o controle de cheias, uma vez que possuem interesses conflitantes quanto à utilização dos volumes dos reservatórios.

[2] As vazões de restrição, também conhecidas como restrições de defluência máximas, são determinadas pelos agentes de geração e informadas ao ONS para serem adotadas nos EPC.
[3] A probabilidade de ocorrer uma sequência de afluências com recorrência igual ou superior a TR é, em média, igual a 1/TR.

Na segunda etapa dos EPC, planejamento da operação de controle de cheias (KYRILLOS, 2006; COSTA *et al*., 2011; RAUPP *et al*., 2012; COSTA *et al.*, 2014b; OLIVEIRA *et al*., 2014;ONS, 2018b), são estabelecidas as regras operativas e tomadas as decisões quanto ao enchimento e esvaziamento dos VEs durante e após uma cheia, que dependerão da afluência ao reservatório e do nível em que o mesmo se encontra. A operação de controle de cheias pode ser dividida em dois tipos: normal e emergencial. A operação normal ocorre quando a cheia está controlada e, portanto, não há a previsão de esgotamento dos VEs ou de descargas acima das restrições máximas a jusante. Em contrapartida, a operação emergencial ocorre quando há uma cheia tal que a restrição de vazão máxima tenha que ser ultrapassada devido ao esgotamento dos volumes de espera ou caso ocorra uma falha de comunicação entre o centro de operações e o controlador do reservatório.

Uma vez que este trabalho está associado à primeira etapa dos EPC, neste capítulo, serão descritas, brevemente, as metodologias atualmente nela utilizadas. Além disso, será apresentada a cadeia de modelos computacionais desenvolvida para auxiliar na etapa do cálculo dos volumes de espera.

2.1 CÁLCULO DOS VOLUMES DE ESPERA

Atualmente, todas as bacias do SIN cujos reservatórios das UHEs contribuem para o controle de cheias realizam o cálculo dos volumes de espera através da metodologia desenvolvida pelo CEPEL (CEPEL, 2019), baseada na Teoria das Condições de Controlabilidade (MARIEN, 1984; DAMÁZIO, 1988; COSTA *et al*., 2014a; ONS, 2018a), que consiste em uma evolução do método das Trajetórias Críticas (KELMAN, 1987).

O método das Trajetórias Críticas foi desenvolvido para sistemas com um único reservatório e um único ponto de controle[4]. O volume de espera a ser alocado no reservatório em cada dia da estação chuvosa é determinado de forma recursiva, ou seja, do final para o início da estação chuvosa através de uma equação de balanço hídrico do reservatório. Como condição inicial, adota-se um volume de espera nulo no último dia da

[4] Local onde existe uma restrição de defluência máxima ou de nível, de forma a não causar danos à população e/ou a benfeitorias a jusante.

estação chuvosa. Mediante essa diretriz, o volume de espera VE para cada instante é definido pela Equação (2.1), expressa por

$$VE\ (t-1) = \max\ [0; (\Delta Q * \Delta t) + VE\ (t)];\ \ t = T, T-1, T-2, \ldots.,1 \qquad (2.1)$$

sendo

$$\Delta Q = Q_{afluente}(t-1) - Q_{restricao} \qquad (2.2)$$

onde:

VE (t-1) - volume de espera para o dia (t-1) da estação chuvosa;

T - último dia da estação chuvosa;

Δt - intervalo de discretização (1 dia = 86400 s);

$Q_{afluente}$(t-1) - vazão média diária no dia (t-1) da estação chuvosa;

$Q_{restricao}$ - vazão de restrição do ponto de controle.

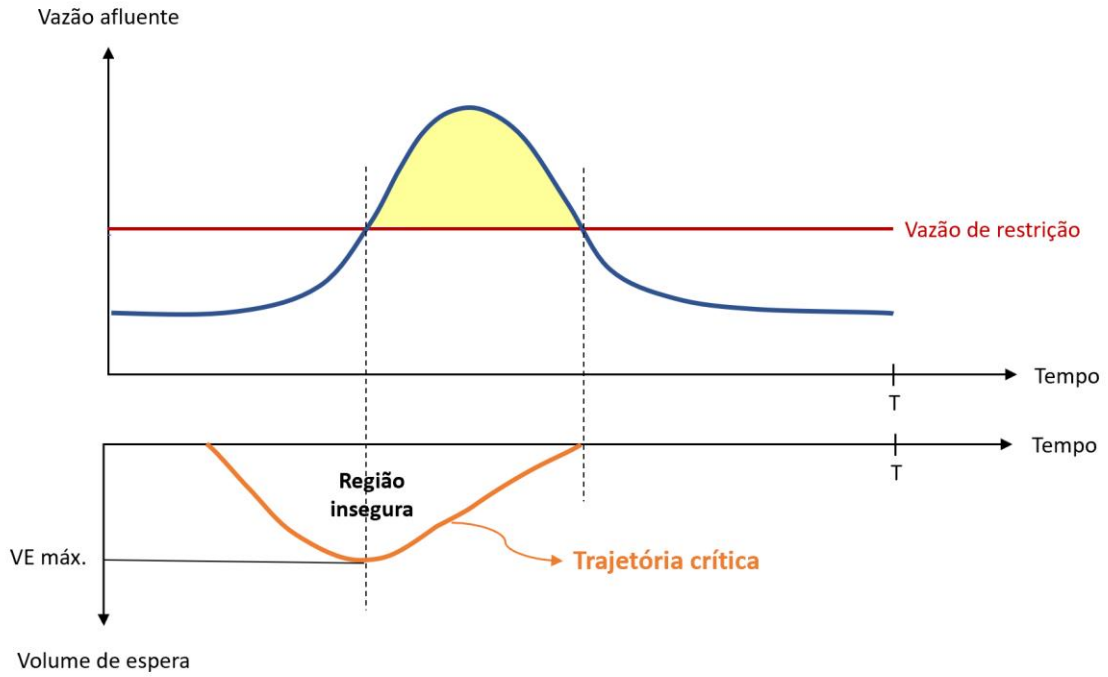


Figura 2.1 - Esboço de uma cheia hipotética a ser protegida e do seu respectivo volume de espera, definido por uma trajetória crítica.

A Figura 2.1 explicita, de forma gráfica, a Equação (2.1), indicando a cheia a ser protegida e o volume de espera correspondente (área em amarelo). A evolução da necessidade de volume de espera ao longo do tempo recebe o nome de trajetória crítica (curva laranja na Figura 2.1). Essa curva é capaz de garantir a proteção da região a jusante do ponto de controle sem a necessidade de se defluir uma vazão superior à restrição de

defluência máxima, caso essa sequência de afluências venha a ocorrer durante a estação chuvosa.

Esta etapa é realizada antes da estação chuvosa e, nesse instante, a real sequência de afluências (vazões futuras) é desconhecida. Conforme exibido na Figura 2.2, dispondo de um conjunto de trajetórias críticas, é possível determinar a correspondente envoltória (representada pela linha vermelha) como sendo o máximo valor das trajetórias críticas consideradas em cada instante da estação chuvosa. A envoltória garante a proteção do vale a jusante considerando um conjunto de trajetórias críticas calculadas e, portanto, quanto maior a quantidade de sequências de afluências diárias considerada para defini-la, mais robusta ela será, aumentando a confiabilidade. Uma vez que o histórico de vazões pode não ser tão vasto, são considerados cenários sintéticos de possíveis sequências de afluências diárias para a estação chuvosa, sendo eles gerados a partir do histórico de vazões diárias. Para cada cenário, é, então, calculada a correspondente trajetória crítica e a envoltória de volume de espera é definida pela Equação (2.3), sendo expressa por

$$\mathrm{ENV(t) = max[VE(t, i); i = 1,2, \dots, n_c] ; t = 1,2, \dots, T} \qquad (2.3)$$

onde:

VE (t-1, i) - volume de espera para o dia (t-1) da i-ésimo cenário para a estação chuvosa;
ENV(t) - envoltória para o t-ésimo dia;
n_c - número de cenários sintéticos considerados no cálculo da envoltória.

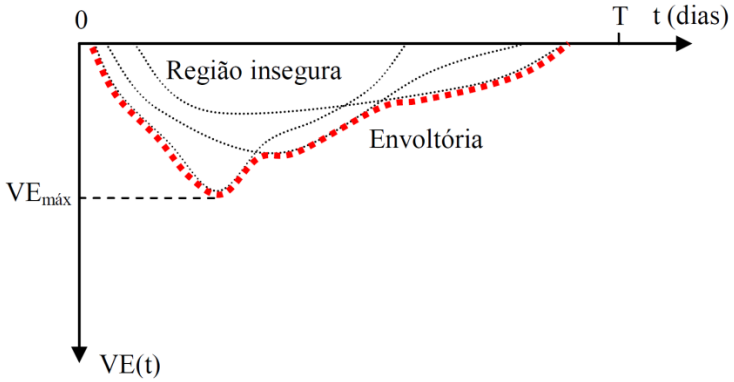


Figura 2.2 - Definição da envoltória das trajetórias críticas. (Fonte: COSTA *et al*., 2018a)

Como explicado, a envoltória garante a proteção para todos os cenários considerados. Uma vez que o volume de espera definido por essa envoltória poderia ser muito grande, ou até mesmo inviável de ser alocado, e prejudicar a geração de energia

elétrica, o setor elétrico admite um risco. Ao se definir uma envoltória associada a um determinado risco, não há necessidade de se garantir que a vazão defluente seja inferior à restrição de vazão máxima para todos os cenários. O número de cenários *k*, para os quais não será garantido que a vazão defluente seja inferior à restrição de vazão máxima, é função do risco (tempo de recorrência) (RAUPP, 2008).

De acordo com (RAUPP, 2008; CEPEL, 2019), o número de trajetórias críticas que não serão protegidas, ou seja, que serão excluídas do conjunto a ser utilizado para a definição da curva envoltória é calculado em função do tempo de recorrência determinado e da quantidade de cenários sintéticos que foram gerados, como mostra a Equação (2.4) na forma

$$k = \frac{N_{SS}}{TR} \tag{2.4}$$

onde:

k - quantidade de trajetórias críticas que não serão protegidas;
N_{SS} - número total de séries sintéticas geradas;
TR - tempo de recorrência.

Definido o número de trajetórias críticas que não serão protegidas, é necessário um critério para selecioná-las. Atualmente, existem dois critérios para realizar o descarte das trajetórias críticas que não serão protegidas: máximo reenchimento (FRANÇA e CANELLA, 1994) e máxima flecha (KELMAN, 1987). O primeiro descarta as trajetórias críticas que apresentam as maiores taxas de reenchimento ao final da estação chuvosa[5], priorizando a consideração daquelas que indicam uma maior probabilidade de se chegar ao final da estação chuvosa com os reservatórios cheios. O segundo critério descarta as trajetórias críticas que apresentam os maiores volumes de espera, independente do momento em que eles ocorram. Além dos dois critérios de descarte, é permitido estabelecer um limite para o volume de espera. Neste caso, são excluídas as *m* trajetórias críticas que apresentam um VE igual ou maior que esse limite, e, em seguida, são descartadas as $n = k - m$ trajetórias segundo um dos critérios de descarte mencionados.

Considerando o conjunto de $N_{SS} - k$ trajetórias, é definida a curva envoltória associada ao tempo de recorrência (TR) definido. A curva envoltória resultante

[5] Razão entre o volume vazio diário e o tempo existente até o final da estação chuvosa.

corresponde aos volumes de espera associados ao tempo de recorrência definido, a serem alocados no reservatório ao longo da estação chuvosa.

O método das Trajetórias Críticas soluciona a questão da alocação temporal dos volumes de espera somente para sistemas formados por um único reservatório e por um único ponto de controle. No entanto, em um sistema multireservatórios e com múltiplos pontos de controle, é necessário calcular, de forma otimizada, os volumes de espera necessários para a proteção dos diversos pontos de controle considerando conjuntamente todos os reservatórios disponíveis na bacia para controle de cheias.

Marien (1984) deu início à análise dos problemas de sistemas multireservatórios para controle de cheias, levando à formulação da Teoria das Condições de Controlabilidade para uma análise determinística de sistemas de multireservatórios com apenas um ponto de controle. Posteriormente, Damázio (1988) estendeu tais resultados de forma a considerar também sistemas com múltiplos pontos de controle, agregando a noção de envoltórias a essa teoria, permitindo, assim, um tratamento estocástico (DAMÁZIO *et al.*, 1994; COSTA *et al.*, 2014a, CEPEL, 2019).

Conforme ressaltado anteriormente, na etapa em que se calculam os volumes de espera, a sequência de afluências que ocorrerá durante a estação chuvosa é desconhecida. A questão é contornada com a consideração de um conjunto de cenários sintéticos de possíveis sequências de afluências diárias. Na metodologia atualmente em uso pelo SEB, os cenários são gerados através do modelo DIANA (KELMAN *et al.*, 1983; CEPEL, 2019). O DIANA é um modelo estocástico multivariado de vazões diárias, que reproduz as características das séries históricas de afluências diárias, tais como a sazonalidade e a grande assimetria da hidrógrafa.

Desde 1998, a metodologia de controle de cheias passou a permitir a consideração de informações macroclimáticas na geração dos cenários sintéticos de afluências diárias. Assim, nas bacias em que informações macroclimáticas têm influência no regime de cheias, é possível a geração de cenários condicionados a essas variáveis.

Os estudos descritos em CEPEL (1997) e em COSTA *et al*. (1997) identificaram que a estação chuvosa da bacia do rio Paraná sofre influências do fenômeno ENSO (*El Niño - South Oscillation*) (PHILANDER, 1989; RASMUSSON e WALLACE, 1983; DIAZ e MARKGRAF, 1992). Adicionalmente, observou-se que, para essa bacia, é

possível relacionar o comportamento do índice SOI (*South Oscillation Index)* (CHEN, 1982) a estações chuvosas que necessitem de maiores ou menores volumes de espera. Portanto, com o intuito de se obter cenários sintéticos mais próximos à realidade de cada estação chuvosa que virá, passou-se a realizar a geração dos cenários de possíveis afluências de forma condicionada ao fenômeno ENSO.

Para essa implementação, cada estação chuvosa do histórico é classificada segundo as fases do fenômeno ENSO em estação úmida, seca ou normal. No estudo descrito em CEPEL (1997) e em COSTA *et al.* (1997), foi definido o primeiro critério de classificação para a consideração desse fenômeno nos EPC. Em 2009, foi feita uma revisão do critério e, a partir da estação chuvosa de 2009/2010, passou-se a adotar um novo critério detalhado em ONS (2018a). Os dois critérios de classificação foram determinados considerando-se o SOI como índice representativo do fenômeno ENSO.

Conforme apresentado na Figura 2.3, o condicionamento da geração de cenários é feito excluindo-se, do histórico de vazões, as estações chuvosas classificadas como secas ou úmidas e utilizando-se os conjuntos resultantes para a estimação dos parâmetros do modelo de geração de cenários sintéticos quando o critério indicar que a estação chuvosa será mais úmida ou mais seca, respectivamente. Os cenários sintéticos normais são definidos considerando somente as estações chuvosas do histórico de vazões classificadas como normal, enquanto os cenários sintéticos independentes são definidos a partir de todo o histórico de vazões.

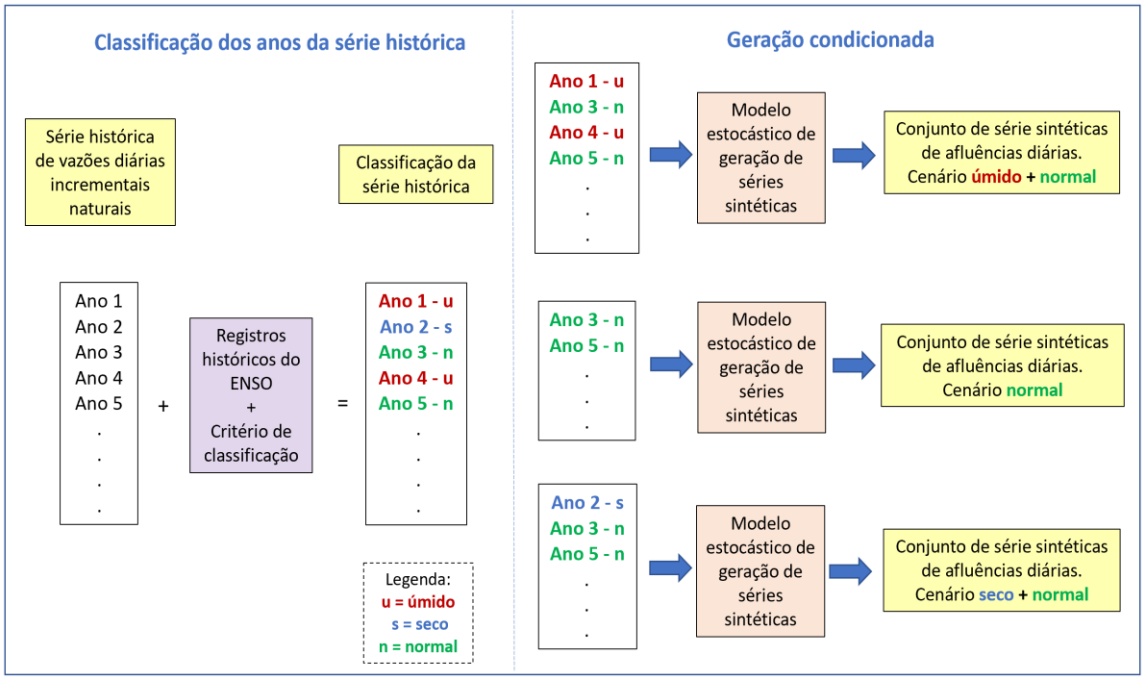


Figura 2.3 - Esquema descritivo da classificação da série histórica e da geração condicionada de séries sintéticas de possíveis afluências diárias.

De forma a exemplificar o efeito da consideração do fenômeno ENSO no controle de cheias da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José, a Figura 2.4 mostra as curvas de VE geradas para o reservatório de São Simão considerando os cenários hidrológicos independente, normal, seco + normal e úmido + normal e um tempo de recorrência (TR) de 30 anos para a estação chuvosa de 2018-2019.

Pode-se observar, claramente, a diferença na necessidade de volumes de espera em cada situação. Ao se comparar as curvas dos cenários independente (verde) e úmido + normal (amarela), é possível perceber que, caso fosse adotado o cenário independente e viesse a ocorrer um ano úmido, o VE estaria subdimensionado no início da estação, o que poderia causar danos no vale a jusante ou, até mesmo, o rompimento da barragem. Em contrapartida, comparando os cenários independente (verde) com qualquer cenário da geração condicionada (amarela, azul ou rosa), é possível perceber um superdimensionamento do VE no final da estação chuvosa, o que poderia levar a um risco de não reenchimento dos reservatórios.

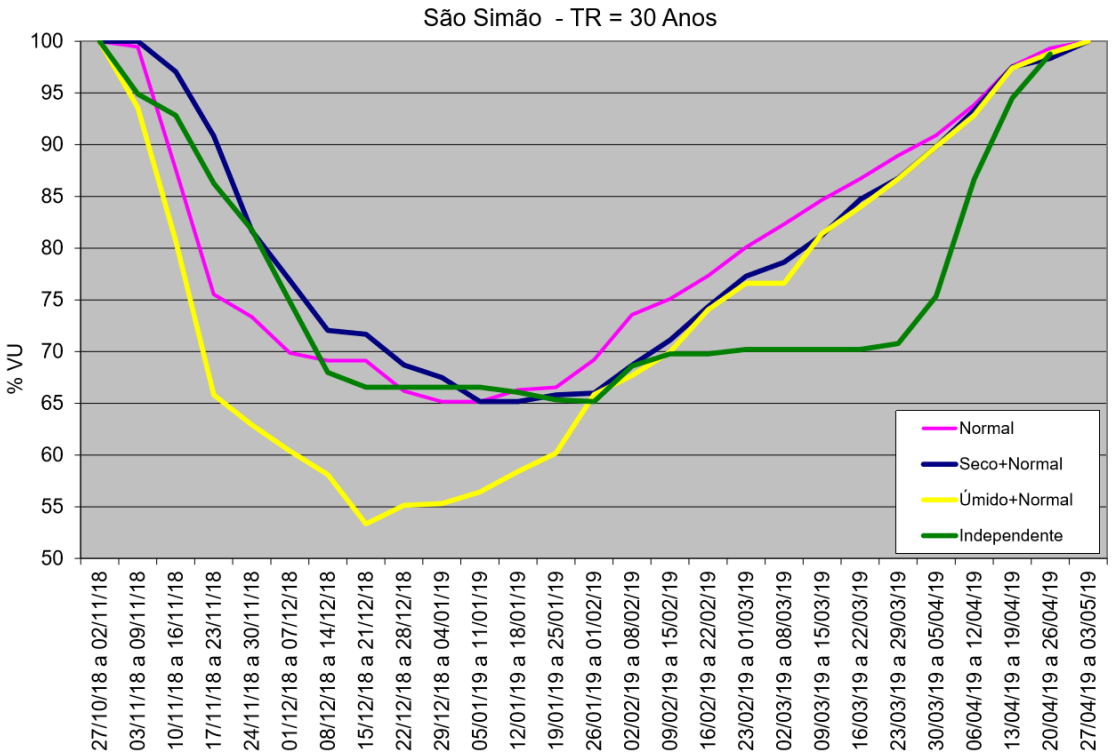


Figura 2.4 - São Simão: evolução temporal dos volumes de espera para os quatro cenários hidrológicos. (Fonte: ONS, 2018a)

2.2 SISTEMA COMPUTACIONAL UTILIZADO NO CÁLCULO DOS VOLUMES DE ESPERA

A metodologia desenvolvida pelo CEPEL, apresentada de forma sintética no item anterior, foi implementada no Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias – SPEC (COSTA *et al.*, 1999a; COSTA *et al.*, 1999b; CEPEL, 2019), que é composto pelos modelos ENSOCLAS, DIANA, SIMRESC, CAEV e VESPOT.

O SPEC tem como foco a análise de sistemas multireservatórios com múltiplos pontos de controle situados em bacias hidrográficas com comportamento hidrológico sazonal. Devido a essa sazonalidade, a alocação dos VEs varia ao longo da estação chuvosa, sendo menor em seu início e no fim. A Figura 2.5 apresenta um fluxograma que ilustra o funcionamento do SPEC e como seus modelos interagem.

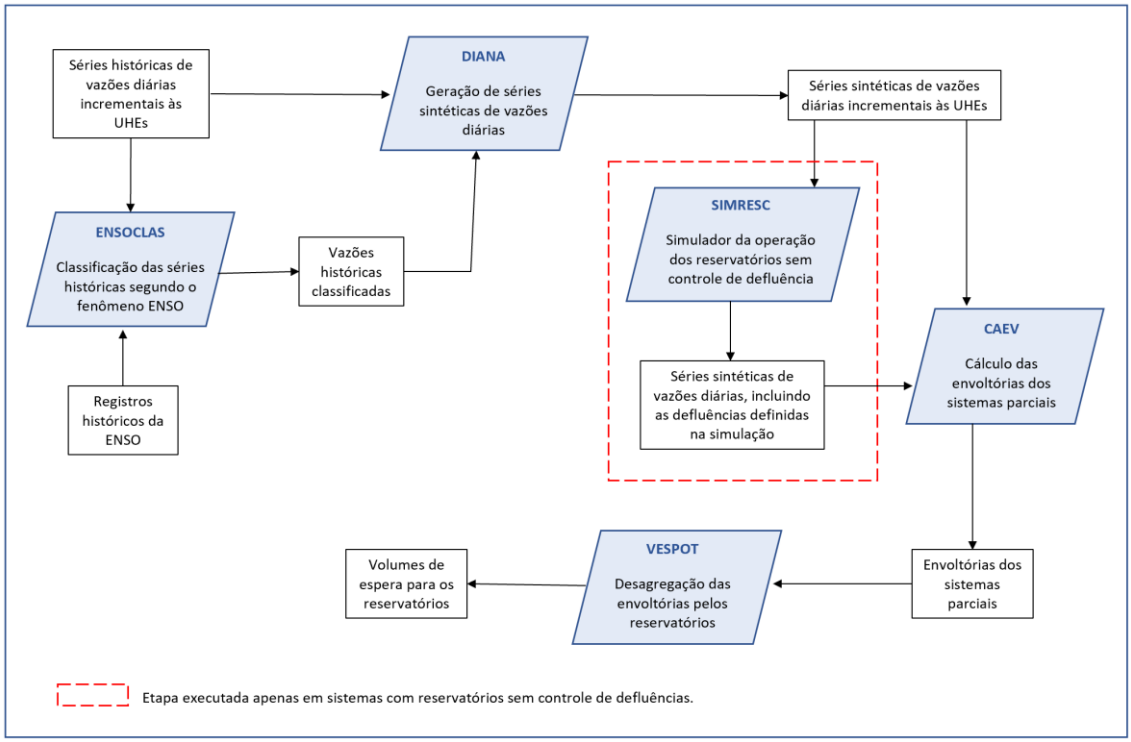


Figura 2.5 - Cadeia de modelos do Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias (SPEC). (Fonte: adaptado de CEPEL, 2019)

O modelo para classificação quanto à atuação do fenômeno ENSO (ENSOCLAS) (CEPEL, 2019) foi desenvolvido para a consideração de influências macroclimáticas na geração de cenários sintéticos. O seu objetivo é classificar cada estação chuvosa do histórico segundo as fases do fenômeno ENSO em estação úmida, seca ou normal e, com essa segmentação, permitir gerar um histórico de vazões condicionado. Para fazer tal classificação, o modelo utiliza a série histórica do índice representativo do fenômeno ENSO e um critério pré-definido. Atualmente, o SEB faz essa classificação considerando o índice SOI.

O modelo DIANA (KELMAN *et al.*, 1983; COSTA *et al.*, 2014a; CEPEL, 2019) é uma implementação computacional do modelo estocástico multivariado gerador de cenários sintéticos de séries de afluências diárias. A partir do histórico de vazões, condicionado ou não às influências macroclimáticas, o modelo DIANA gera um conjunto de até 12.000 séries sintéticas de possíveis afluências diárias ao sistema para o período do ano desejado.

O modelo SIMRESC (COSTA *et al.*, 2013; COSTA *et al.*, 2014a; CEPEL, 2019; COSTA *et al.*, 2018a) é utilizado em bacias que apresentem reservatórios localizados a

montante do sistema de controle de cheias integrado e que não apresentem controle de defluências.

O modelo CAEV (COSTA *et al.*, 2014a; CEPEL, 2019) utiliza as séries sintéticas geradas pelo modelo DIANA e, considerando a Teoria das Condições de Controlabilidade, gera as curvas de VE por sistema parcial[6].

Por fim, o modelo VESPOT (COSTA *et al.*, 2014a; CEPEL, 2019) desagrega as curvas VE por sistema parcial geradas pelo modelo CAEV em curvas de VE por reservatórios das UHE do SIN que fazem controle de cheias.

[6] Conjunto de reservatórios que realizam controle de cheias e que possuem um mesmo ponto de saída, tal que esse seja também um ponto de controle. Em outras palavras, é um conjunto de reservatórios utilizado para a proteção de um ponto de controle.

CAPÍTULO 3. ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE DE SÉRIES DE VAZÕES

Em geral, sistemas de recursos hídricos são projetados e operados com base no pressuposto de que as séries hidrológicas são estacionárias (AIRES DE SOUZA *et al.*, 2013), ou seja, as características estatísticas de longo prazo (média, desvio-padrão, entre outras medidas) de cada série não mudam ao longo do tempo.

Nos últimos anos, discussões relacionadas ao tema mudanças climáticas têm sido ampliadas, em especial sobre seus possíveis impactos. O Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC, na sigla em inglês) aponta que a mudança do clima pode representar uma ameaça ao desenvolvimento sustentável, uma vez que traria reflexos, por exemplo, sobre a saúde, a biodiversidade, a economia e os recursos hídricos, afetando direta ou indiretamente grande parte da população. Além disso, apesar de ocorrer em escala global, o impacto dessas mudanças pode variar entre as diferentes regiões do planeta.

De acordo com o IPCC (2013), o ciclo hidrológico vem sofrendo alterações causadas pelas mudanças climáticas, que, por sua vez, podem ter origens naturais ou antropogênicas. Dentre as origens antropogênicas, podem ser destacados o aumento da emissão de gases de efeito estufa na atmosfera e mudanças no uso e ocupação do solo, tais como a desflorestação, a urbanização (VILLARINI *et al*., 2009; VOGEL *et al*., 2011), construções de reservatórios (RÄSÄNEN *et al*., 2017; ZAJAC *et al*., 2017) e atividades agrícolas (FOUFOULA-GEORGIOU *et al*., 2015). A combinação desses fatores pode intensificar os efeitos de eventos extremos (estiagem ou inundação), o que pode levar a um desequilíbrio na disponibilidade dos recursos hídricos e a perdas, não apenas socioeconômicas, mas também de vidas.

Considerando que o ciclo hidrológico vem sofrendo alterações devido a mudanças climáticas (IPCC, 2013) e/ou devido a alterações do uso do solo, e que essas últimas podem já estar presentes nos registros históricos, vêm sendo realizados diversos estudos acerca da estacionariedade de séries hidrológicas visando verificar se existem sinais de alterações nos registros históricos.

A verificação de estacionariedade de séries pode ser feita através de uma análise exploratória dos dados disponíveis (AED) e/ou de testes estatísticos de estacionariedade.

Esses testes podem ser do tipo paramétrico ou não paramétrico. No primeiro caso, há a necessidade de assumir uma distribuição probabilística que permita a parametrização da distribuição dos valores da amostra (DETZEL *et al*., 2011). No segundo caso, os testes são efetuados na intenção de se encontrar não estacionariedades independentemente de assumir uma distribuição de probabilidades. Portanto, para a realização dos testes não paramétricos, não há necessidade de se especificar previamente a família de distribuição de probabilidades da população da qual foram extraídos os dados amostrais.

A seleção dos testes estatísticos está relacionada ao tipo de mudança de comportamento que se quer investigar. As mudanças nas séries hidrometeorológicas são evidenciadas de várias maneiras: abruptamente (saltos na série), gradualmente (tendências) ou de forma mais complexa (AIRES DE SOUZA *et al.*, 2015). Segundo VILLARINI *et al*. (2011), quando uma tendência é detectada, é provável que ela continue no futuro, enquanto a presença de uma mudança abrupta indica o deslocamento de um regime para outro, que tende a permanecer até a ocorrência de uma nova mudança abrupta. Dentre os principais testes, destacam-se:

- **testes de saltos -** (i) c*usum e* Mann-Whitney ou r*ank sum* (não paramétricos); (ii) desvio acumulado (c*umulative deviation*), razão de verossimilhança de Worsley (*Worsley likelihood*), t-*Student* (*Student's t*) e F de Snedecor (paramétricos);

- **testes de tendência -** (i) Mann-Kendall, Rho de Spearman ou *Spearman's Rho* (não paramétricos); (ii) coeficiente de regressão linear (l*inear regression*) (paramétrico);

- **testes de independência dos dados -** (i) cruzamento da mediana (m*edian crossing*), inflexões (t*urning Points*), diferenças de ordem (r*ank difference*) e Wald-Wolfowitz (não paramétricos); (ii) autocorrelação (a*utocorrelation*) (paramétrico).

MÜLLER *et al*. (1998) realizaram uma análise de estacionariedade sobre séries de vazões e precipitações médias anuais na bacia incremental da UHE Itaipu. Para essa avaliação, foram utilizados testes paramétricos e não paramétricos, sendo eles: Wald-Wolfowitz, Cox-Stuart, coeficiente de correlação de Spearman, Mann-Kendall, Wilcoxon, Kruskal-Wallis, t-*Student* e de tendência polinomial. Para o caso de séries autocorrelacionadas, foram geradas séries sintéticas autocorrelacionadas, através da simulação de Monte Carlo, e determinadas as probabilidades da estatística de interesse

dos testes. Os resultados indicaram um significativo aumento a partir de 1970, tanto nas séries de vazões, quanto nas de precipitações.

AIRES DE SOUZA *et al.* (2013) estudaram o comportamento estatístico das séries históricas hidrometeorológicas situadas na bacia do rio São Francisco. Quanto às séries de vazões, foram analisadas as vazões médias anuais no período seco. A análise foi realizada tanto para mudanças abruptas na média (saltos), quanto para graduais (tendência). Para a primeira, foram utilizados os testes t-*Student* e Mann-Whitney, enquanto o de Mann-Kendall foi adotado para a segunda. Além disso, para verificar a independência entre os dados, também foram realizados os testes *median crossing*, *turning points*, *rank difference* e autocorrelação. Por meio dos testes, foi concluído que as vazões se mostraram não estacionárias, apresentando valor esperado das médias anuais menores a partir de 1993 e significativa tendência de decrescimento.

VALENÇA *et al.* (2015) realizaram um estudo de estacionariedade sobre as séries de vazões incrementais anuais de dois trechos do rio São Francisco. Para efetuar a análise, foram levantados os dados de 1945 a 2015 e selecionados os testes c*usum, cumulative deviation, Worsley likelihood, rank sum* (Mann-Whitney), t-*Student, Mann-Kendall*, *Spearman's Rho, linear regression*, *median crossing* e *autocorrelation*. De acordo com o estudo, as séries vêm sendo alteradas devido a uma redução das vazões ao longo do tempo.

Em contrapartida, ao analisarem o comportamento estatístico das séries de vazões médias, mínimas e máximas anuais de 26 estações fluviométricas localizadas na parte brasileira da bacia do rio Paraguai, AIRES DE SOUZA *et al.* (2015) concluíram que, enquanto as vazões mínimas e médias registradas mais recentemente estão maiores que as do passado, as vazões máximas não apresentaram mudanças significativas no sentido de aumento ou diminuição. Para a análise de estacionariedade dessas séries, foram utilizados 14 testes estatísticos, conforme mostra a Tabela 3.1:

Tabela 3.1 - Testes estatísticos utilizados para a análise de estacionariedade. (Fonte: AIRES DE SOUZA *et al*., 2015)

Teste	Tipo de Mudança	Modelo Distributivo (*)	Hipótese Nula
Mann-Kendall	Graduais de Tendência	NP	Não apresentar tendência
Rho de Spearman	Graduais de Tendência	NP	Não apresentar tendência
Coeficiente de Regressão Linear	Graduais de Tendência	P	Não apresentar tendência
CUSUM	Abrupta da Média	NP	Não apresentar mudança abrupta na média
Desvio acumulado	Abrupta da Média	P	Não apresentar mudança abrupta na média
Razão de Verossimilhança de Worsley	Abrupta da Média	P	Não apresentar mudança abrupta na média
Rank-Sum ou Mann-Whitney	Abrupta da Mediana	NP	Não apresentar mudança abrupta na mediana
t-Student	Abrupta da Média	P	Não apresentar mudança abrupta na média
F de Snedecor	Abrupta da Variância	P	Não apresentar mudança abrupta na variância
Cruzamento da Mediana	Dependência dos dados	NP	Os dados são independentes
Inflexões	Dependência dos dados	NP	Os dados são independentes
Rank-Difference	Dependência dos dados	NP	Os dados são independentes
Autocorrelação	Dependência dos dados	P	Os dados são independentes
Wald-Wolfowitz	Dependência dos dados	NP	Os dados são independentes

(*) NP: Não-paramétrico; P: Paramétrico

De forma a fazer uma investigação sobre a estacionariedade das afluências às UHEs que compõem o SIN, DETZEL *et al.* (2011) utilizaram 146 séries de vazões naturalizadas médias anuais considerando o período de janeiro de 1931 a dezembro de 2007. A essas séries, foram aplicados seis (6) testes estatísticos: os paramétricos t-Student e F-Snedecor; e os não-paramétricos Cox-Stuart, Wilcoxon, Rho de Spearman e Mann-Kendall. Dentre as séries das 146 usinas analisadas, 75 apresentaram evidências de não estacionariedade. Cabe destacar que todas essas 75 usinas estão localizadas nos subsistemas Sul e Sudeste, enquanto todas as UHEs localizadas nos subsistemas Norte e Nordeste apresentaram apenas séries estacionárias, como mostra a Tabela 3.2.

Tabela 3.2 - Distribuição das séries estacionárias e não estacionárias de acordo com sua localização nos subsistemas. (Fonte: DETZEL *et al*., 2011)

Subsistema	Estacionárias	Não Estacionárias	Total
Sudeste	59	45	104
Sul	0	30	30
Nordeste	9	0	9
Norte	3	0	3
Total	71	75	146

Com o intuito de detectar e modelar características não estacionárias, DAMÁZIO e COSTA (2014) analisaram seis (6) séries de vazões diárias máximas anuais para o período entre 1931 e 2013. Uma vez que nesse estudo foi adotado o ano hidrológico, as séries de vazões diárias máximas anuais foram obtidas através da consideração do valor máximo em cada estação chuvosa da região para cada um dos seis aproveitamentos. As séries analisadas são relativas às UHEs de Furnas, Barra Bonita, Água Vermelha, Jupiá, Aimorés e Paraíbuna, que estão localizadas na região sudeste do Brasil. O comportamento das séries quanto à estacionariedade foi analisado através dos testes não-paramétricos Rho de Spearman e Mann-Kendall. Além disso, essas séries foram modeladas utilizando a distribuição de valores extremos (*Generalized Extreme Value* – GEV e de Gumbel) e testadas quanto ao seu comportamento estacionário através do teste de razão de verossimilhança. Ainda sobre essa modelagem, considerando o conhecimento prévio dos autores sobre alterações significativas no uso do solo ocorridas nas bacias entre as décadas de 50 e 80 do século XX, adicionalmente, foi avaliada a alteração do comportamento da série nesse período, admitindo estacionariedade no período anterior e no período posterior. Todos os resultados apontaram para a mesma conclusão: enquanto as séries de Água Vermelha e Aimorés não apresentam tendências significativas, o que indica um comportamento estacionário, as demais séries apresentaram tendências significativas, indicando um comportamento não estacionário.

No estudo realizado por SANTOS *et al*. (2016), um dos objetivos do trabalho era identificar se as vazões diárias máximas anuais da bacia do rio Pardo apresentam comportamento não estacionário. No estudo, foi analisada uma série de vazões diárias máximas anuais, obtidas considerando o período de janeiro de 1941 a dezembro de 2013. Assim como em DAMÁZIO e COSTA (2014), a estacionariedade da série foi analisada através dos testes não paramétricos de Mann-Kendall e Rho de Spearman. Uma vez que foi identificada uma tendência crescente nessa série, ela se caracterizou como não

estacionária. Além disso, após a identificação da tendência não estacionária, foi utilizado o teste de Pettitt (PETTITT, 1979) para localizar o ponto de ruptura/mudança na série. O teste de Pettitt apontou para o ano de 1975 como o ponto de mudança.

De forma a analisar o comportamento estacionário das séries de vazões máximas anuais na região sul do Brasil, BARTIKO *et al*. (2017) comparam modelos de frequência estacionários e não estacionários baseados na distribuição log-normal. Adicionalmente, os autores realizaram um estudo acerca da consequente alteração nos tempos de recorrência. Além disso, também foi aplicado o teste de Pettitt (PETTITT, 1979) com o intuito de detectar mudanças abruptas nas séries históricas, bem como o possível momento de sua ocorrência.

LUIZ SILVA *et al*. (2018) utilizaram o teste de Mann-Kendall com o intuito de detectar tendências significativas sobre séries históricas de precipitações e vazões médias anuais relativas às bacias de dez usinas hidroelétricas localizadas em diferentes regiões do Brasil. Além disso, foi aplicado o teste da curvatura de Sen (SEN, 1968) para estimar a magnitude dessas tendências. Os resultados indicaram que, no nível de confiança de 95%, as precipitações na região norte e as vazões na região nordeste estão reduzindo. Em contrapartida, tanto as precipitações quanto as vazões afluentes à UHE Itaipu estão aumentando.

O interesse acerca do comportamento em relação à estacionariedade de séries de vazões também está presente em diferentes regiões do globo, como pode ser percebido a seguir. VILLARINI *et al*. (2011) analisaram a estacionariedade de 55 séries de vazões máximas anuais localizadas na região central da Europa. De forma a identificar mudanças abruptas nas médias e nas variâncias, foi utilizado o teste de Pettitt. Os testes de Mann-Kendall e de Spearman foram aplicados com o intuito de detectar a presença de tendências. Os resultados indicaram que, para a maior parte dos casos em que foi detectado um comportamento não estacionário, essa não estacionariedade estava associada a mudanças abruptas na média e/ou na variância.

YE *et al*. (2015) analisaram as séries de vazões máximas anuais e as séries de volumes máximos anuais de 15 dias de quatro (4) estações localizadas na bacia do rio Yangtze, situado na China. As duas séries de cada um dos postos foram analisadas de forma individual através do teste de Mann-Kendall e de forma conjunta utilizando o teste

de Mann-Kendall multivariado. Os resultados indicaram alterações significativas de tendências em alguns postos e em outros não.

O estudo realizado por ŠRAJ *et al*. (2016), cuja análise foi feita para as séries de vazões máximas anuais afluentes a duas estações situadas em localidades com distintas características na Eslovênia, utilizou o teste de Mann-Kendall e modelagens considerando a distribuição de probabilidades GEV. A análise de estacionariedade considerando a GEV contrapôs quatro (4) modelos: (i) estacionário; (ii) não estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo; (iii) não estacionário com os parâmetros de locação e escala variando no tempo e (iv) não estacionário com o parâmetro de locação variando segundo a precipitação anual. Os resultados indicaram um comportamento não estacionário dessas séries.

Conforme explicado na introdução, esta dissertação visa contribuir para os estudos de prevenção de cheias no âmbito do SIN. Sabendo que, numa mesma região, as alterações no regime hidrológico devido a mudanças climáticas e/ou alterações do uso do solo podem ocorrer em diferentes direções, podem ocorrer, por exemplo, conforme a escala temporal, redução nas afluências médias mensais e aumento de afluências máximas diárias, e que as mudanças de regime de vazões máximas diárias podem afetar a necessidade de volume de espera e as regras de operação para controle de cheias. Pressupõe-se ser interessante investigar a estacionariedade das séries históricas de máximos de afluências nas escalas temporais de 10 dias de bacias onde os reservatórios das UHEs são compartilhados com o controle de cheias.

Em geral, os estudos de estacionariedade de séries de vazões concentram-se na análise do comportamento da série ao longo do tempo, ou seja, a estacionariedade implica que a variável analisada tem uma função densidade de probabilidade com parâmetros fixos e que não variam no tempo (HIPEL e MCLEOD, 1994; DETZEL *et al.*, 2011). Por outro lado, os parâmetros do modelo que descreve o comportamento da série de vazões podem estar sofrendo alteração devido a outra variável, cuja variação temporal pode levar a um comportamento não estacionário da série de vazão analisada. Por exemplo, nas regiões onde fenômenos macroclimáticos influenciam o regime de chuvas e, consequentemente, de vazões, os parâmetros do modelo que descreve o comportamento das séries de vazões podem não ser constantes.

Para algumas bacias brasileiras, como a bacia do rio Paraná, o controle de cheias utilizando os reservatórios das UHEs faz uso de informações sobre o fenômeno ENSO.

Como descrito no Capítulo 2 desta dissertação, os parâmetros do modelo são alterados em função da atuação desse fenômeno na bacia. Diante desse aspecto, nesta dissertação, a análise da estacionariedade das séries de afluências máximas anuais de médias de 10 dias às UHEs da bacia do rio Paraná, cujos reservatórios são utilizados para o controle de cheias, será conduzida temporalmente de duas formas: (i) diretamente (estacionariedade temporal); e (ii) indiretamente, através das variações temporais do fenômeno ENSO (estacionariedade em relação ao ENSO).

Por esse motivo, para um melhor entendimento do fenômeno ENSO, o Capítulo 4 apresenta uma breve descrição desse fenômeno e dos índices que o representam.

CAPÍTULO 4. FENÔMENO MACROCLIMÁTICO ENSO (*EL NIÑO – SOUTH OSCILLATION)*

O ENSO (*El Niño - South Oscillation*) (PHILANDER, 1989; RASMUSSON e WALLACE, 1983; DIAZ e MARKGRAF, 1992) é um fenômeno de interação entre a atmosfera e o oceano observado em toda a região do Oceano Pacífico Equatorial. Esse fenômeno é caracterizado por anomalias (desvio do valor observado num dado instante em relação à média climatológica) de pressão atmosférica, de temperatura da superfície do mar (TSM) (RASMUSSON e CARPENTER, 1982) e da velocidade dos ventos na superfície. O aumento ou diminuição na força dos ventos alísios (que vão da costa oeste da América do Sul para a costa leste da Austrália) provoca não apenas a variação de correntes marítimas, mas também uma maior ou menor ressurgência de águas profundas mais frias em alguns locais, aquecendo ou resfriando a temperatura da superfície do mar na região do Pacífico Equatorial (PHILANDER, 1989; DIAZ e MARKGRAF, 1992). Todas essas alterações são observadas em quatro diferentes regiões do Pacífico Equatorial, sendo elas, como mostrado na Figura 4.1: *Niño* 1+2, *Niño* 3, *Niño* 3.4 e *Niño* 4. Segundo a *National Oceanic and Atmospheric Administration* (NOAA, 2017a), a região mais utilizada pelos cientistas para a caracterização do ENSO é a região *Niño* 3.4, que, de acordo com BARNSTON *et al*. (1997) é a mais representativa. Esta região situa-se entre as longitudes 170°O e 120°O e compreende parte das regiões *Niño* 3 e *Niño* 4.

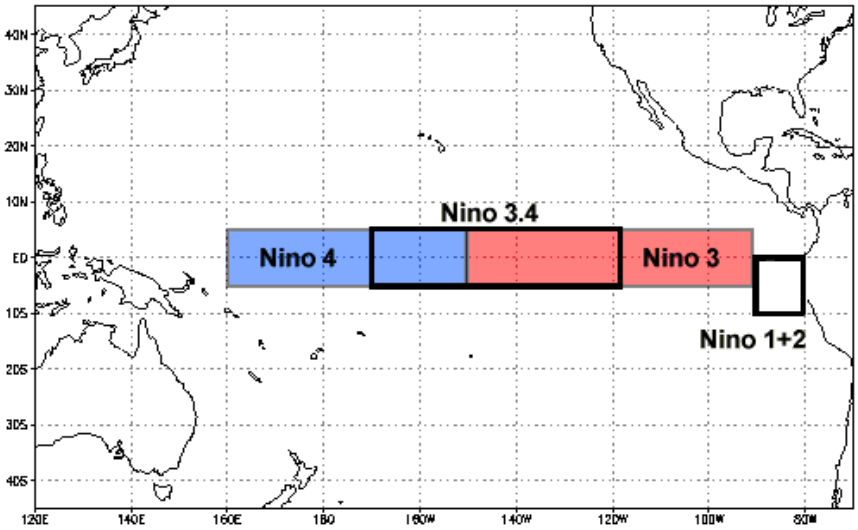


Figura 4.1 - Regiões *Niño* no Pacífico Equatorial. (Fonte: NOAA, 2017a)

O ENSO é um fenômeno complexo. De forma a caracterizar e permitir identificar esse processo atmosférico, diferentes índices são formulados para representá-lo, cada um priorizando um dado aspecto. Por sua vez, esses índices são utilizados para classificar o fenômeno ENSO entre três fases distintas: *El Niño*, neutra e *La Niña*. Devido às suas características, as fases *El Niño* e *La Niña* tendem a ser consideradas como fases opostas, enquanto a fase neutra se comporta como uma transição entre elas. Durante um evento *El Niño*, há um aumento da TSM nas regiões central e leste do Oceano Pacífico Equatorial. Já na condição de *La Niña*, há um resfriamento anormal das águas superficiais e subsuperficiais do Oceano Pacífico Equatorial, primeiramente em sua porção leste e, logo após, no setor central (ALLAN *et al*., 1996; TRENBERTH e CARON, 2000). O fenômeno ENSO é a principal fonte de variabilidade climática global, com reflexos em diversas regiões do planeta, inclusive no Brasil (DRACUP,1994; GRIMM, 2000; GRIMM, 2003; YNOUE *et al*., 2017).

Em períodos de *El Niño*, partes do Pacífico ocidental, como a Austrália, tendem a sofrer severas secas, enquanto ocorre o aumento de precipitação em partes do Pacífico oriental, podendo trazer inundações para a costa oeste da América do Sul equatorial. Em contrapartida, nos períodos de *La Niña*, a água de superfície quente é levada para o oeste, gerando precipitações na Austrália e no Pacífico ocidental (NOAA, 2017a).

No Brasil, durante os meses de dezembro a fevereiro, o fenômeno *El Niño* leva à ocorrência de precipitações acima do normal na região sul e de baixas precipitações na região nordeste. Por outro lado, eventos *La Niña* causam precipitações acima do normal no norte da região nordeste de dezembro a fevereiro e abaixo do normal no sul do país entre junho e agosto (YNOUE *et al*., 2017).

4.1 ÍNDICES RELACIONADOS AO FENÔMENO ENSO

O fenômeno ENSO pode ser representado por três índices, sendo eles:

- SOI (*South Oscillation Index);*
- ONI (*Oceanic Niño Index*)*;*
- MEI (*Bi-monthly Multivariate El Niño-Southern Oscillation Index*).

As séries desses índices podem ser encontradas no endereço eletrônico da NOAA. A NOAA disponibiliza os dados do índice SOI a partir do ano de 1882, porém seus dados

sem falhas datam somente a partir do ano de 1933. Já os dados referentes às medições da TSM e suas respectivas anomalias, que são utilizadas para a definição do índice ONI, são disponibilizados a partir do ano de 1951. Diante do fato do índice MEI (NOAA, 2020) ter sido criado recentemente, a sua série tem início somente em 1979.

Atualmente, o índice empregado no controle de cheias utilizando reservatórios de UHE é o índice SOI. Entretanto, mais recentemente, o índice ONI também vem sendo recomendado e aplicado em outros estudos, tal como em TREISTMAN *et al*. (2020). Portanto, nos estudos desenvolvidos nesta dissertação, foram considerados os índices SOI e ONI. Abaixo, é feito um breve detalhamento desses dois índices.

- **Índice SOI (*South Oscillation Index*)**

De acordo com o Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC, 2019) e a NOAA (2017a; 2017b), o índice SOI (CHEN, 1982) representa a diferença de pressão ao nível do mar entre as regiões do Pacífico Leste (no Tahiti, localizado na Polinésia Francesa) e do Pacífico Oeste (em Darwin, na Austrália). Esse índice está relacionado às mudanças na circulação atmosférica (nos níveis mais baixos da atmosfera) causadas pelo aquecimento/resfriamento das águas superficiais do Oceano Pacífico. Geralmente, uma pressão mais baixa em Darwin e uma pressão mais alta no Tahiti fortalecem uma circulação de ar de leste para oeste, levando água de superfície quente para o oeste e causando precipitações na Austrália e no Pacífico ocidental. Normalmente, períodos prolongados de SOI negativo coincidem com episódios *El Niño*, enquanto períodos prolongados de SOI positivo coincidem com episódios *La Niña*.

Conforme descrito em CEPEL (1997) e em COSTA *et al*. (2018b), o índice SOI em um dado mês i atual é definido como a diferença entre as pressões padronizadas entre Tahiti e Darwin para o respectivo mês i. Considerando $P_{real,i}$ (Tahiti) a pressão medida no Tahiti num dado mês i e $P_{m,i}$ (Tahiti) a pressão média do Tahiti para esse mesmo mês, a pressão padronizada $P_{padronizada,i}$(Tahiti) para o mês i é definida segundo a Equação (4.1) como

$$P_{padronizada,i}(\text{Tahiti}) = \frac{P_{real,i}(\text{Tahiti}) - P_{m,i}(\text{Tahiti})}{DP(\text{Tahiti})} \quad (4.1)$$

sendo

$$DP(\text{Tahiti}) = \sqrt{\frac{\sum(P_{real,i}(\text{Tahiti}) - P_{m,i}(\text{Tahiti}))^2}{N}} \quad (4.2)$$

A $P_{padronizada,i}$ (Darwin) deve ser calculada de forma análoga à $P_{padronizada,i}$ (Tahiti). Dispondo das pressões padronizadas nas duas regiões, o índice SOI e o índice SOI padronizado são definidos, respectivamente, pelas Equações (4.3) e (4.4) como

$$\mathrm{SOI} = P_{padronizada,i}(\mathrm{Tahiti}) - P_{padronizada,i}(\mathrm{Darwin}) \tag{4.3}$$

$$\mathrm{SOI}_{padronizado} = \frac{P_{padronizada,i}(\mathrm{Tahiti}) - P_{padronizada,i}(\mathrm{Darwin})}{\mathrm{MSD}} \tag{4.4}$$

sendo

$$\mathrm{MSD} = \sqrt{\frac{\sum(P_{padronizada,i}(\mathrm{Tahiti}) - P_{padronizada,i}(\mathrm{Darwin}))^2}{N}} \tag{4.5}$$

- **Índice ONI (*Oceanic Niño Index*)**

Segundo a NOAA (2017a; 2017c), o índice ONI é definido como a média móvel de três (3) meses consecutivos de anomalias mensais da temperatura da superfície do mar (TSM) medidas na região Niño 3.4. Conforme descrito em COSTA *et al*. (2018b), a partir da temperatura da superfície do mar TSM_i de um mês i e da média $TSM_{m,i}$ para esse mesmo mês, obtida em relação ao período base[7], pode-se definir a anomalia de temperatura desse mês A_i através da Equação (4.6) expressa por

$$A_i = TSM_i - TSM_{m,i} \tag{4.6}$$

O índice ONI para um dado mês j é obtido através da média de três (3) anomalias mensais consecutivas centradas no mês j, ou seja:

$$ONI_J = \frac{(A_{j-1}) + (A_j) + (A_{j+1})}{3} \tag{4.7}$$

De acordo com o critério adotado pela NOAA (2017c) para caracterizar as fases do ENSO, cinco (5) meses consecutivos de ONI superiores a +0,5°C indicam episódios de *El Niño*, enquanto cinco (5) meses consecutivos de ONI inferiores a -0,5°C indicam episódios de *La Niña*.

[7] Conjunto de meses do histórico utilizado para o cálculo da média e do desvio padrão das anomalias adotado no cálculo dos índices ONI e SOI padronizado.

4.2 CONSIDERAÇÕES DO FENÔMENO ENSO NO PLANEJAMENTO ENERGÉTICO DO SIN

No planejamento energético do SIN, a incerteza hidrológica faz-se presente e é tratada através da consideração de cenários sintéticos de possíveis sequências de afluências, sejam elas mensais ou diárias a depender do horizonte de planejamento considerado (MACEIRA *et al*., 2002; MACEIRA *et al*., 2018; DINIZ *et al*., 2018).

Desde 1998, a metodologia de controle de cheias, adotada pelo SEB, passou a permitir a consideração de informações macroclimáticas, mais especificamente o fenômeno ENSO, na geração dos cenários sintéticos de sequências de afluências diárias utilizados no cálculo dos volumes de espera. Para a consideração dessas informações as estações chuvosas do histórico são classificadas segundo esse fenômeno em estação úmida, seca ou normal. A classificação depende de um critério, que é definido por meio da análise conjunta do comportamento do regime de cheias da bacia e da série temporal de um dos índices descritos anteriormente, que refletem o comportamento do fenômeno. No estudo descrito em CEPEL (1997) e em COSTA *et al.* (1997), foi definido o primeiro critério de classificação para a consideração desse fenômeno nos Estudos de Prevenção de Cheias (EPC). Em 2009, foi feita uma revisão do critério, de modo que, a partir da estação chuvosa de 2009/2010, passou-se a adotar um novo critério detalhado em (ONS, 2018a). Esses dois critérios de classificação foram determinados considerando-se o SOI como índice representativo do fenômeno ENSO. No início dos trabalhos desenvolvidos ao longo desta dissertação, baseado no aumento das do comprimento das séries históricas de vazões e de índices representativos do fenômeno ENSO, os dois critérios foram reavaliados, e novos critérios foram testados. Os resultados desse estudo encontram-se no Anexo B.

Mais recentemente, foi incorporada a possibilidade de consideração do fenômeno ENSO no modelo GEVAZP (JARDIM *et al.*, 2001; MACEIRA *et al.*, 2006). Esse modelo gera cenários sintéticos de possíveis sequências de vazões mensais afluentes às UHEs do SIN, que são utilizados no planejamento da operação energético do SIN pelos modelos oficiais de otimização da operação NEWAVE (MACEIRA *et al*., 2002; MACEIRA *et al*., 2018) e DECOMP ((MACEIRA *et al*., 2002; DINIZ *et al*., 2018). Para a consideração do fenômeno ENSO no modelo GEVAZP (TREISTMAN, 2018; TREISTMAN *et al*., 2020), foi utilizado o índice ONI.

CAPÍTULO 5. PROPOSTA PARA A VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE EM RELAÇÃO AO TEMPO E AO FENÔMENO ENSO

Neste capítulo, é apresentado, no item 5.1, o arcabouço metodológico adotado para a verificação do comportamento sob o ponto de vista da estacionariedade de séries de máximos anuais de vazões médias com duração compatível com evento de cheias. Este item contempla duas abordagens que, nesta dissertação, serão denominadas como testes gerais e testes específicos.

Para algumas bacias brasileiras, como a bacia do rio Paraná, o controle de cheias utilizando os reservatórios das UHEs faz uso de informações sobre o fenômeno ENSO. Diante dessa situação, no item 5.2, é apresentada uma adaptação dos testes específicos para a avaliação da estacionariedade dessas mesmas séries, porém segundo o fenômeno ENSO.

Por fim, o item 5.3 descreve uma abordagem para a análise da estacionariedade das séries de máximos anuais de vazões médias com duração compatível com evento de cheias considerando, de forma conjunta, o tempo e o fenômeno ENSO.

De forma a facilitar a compreensão, a Figura 5.1 exibe um fluxograma com as etapas a serem descritas abaixo, com a exposição da metodologia proposta, bem como os dados utilizados em cada um dos procedimentos empregados.

De forma a simplificar a descrição dos testes, adotaremos o termo “séries de máximos” como sendo “séries de máximos anuais de vazões médias com duração compatível com evento de cheias”.

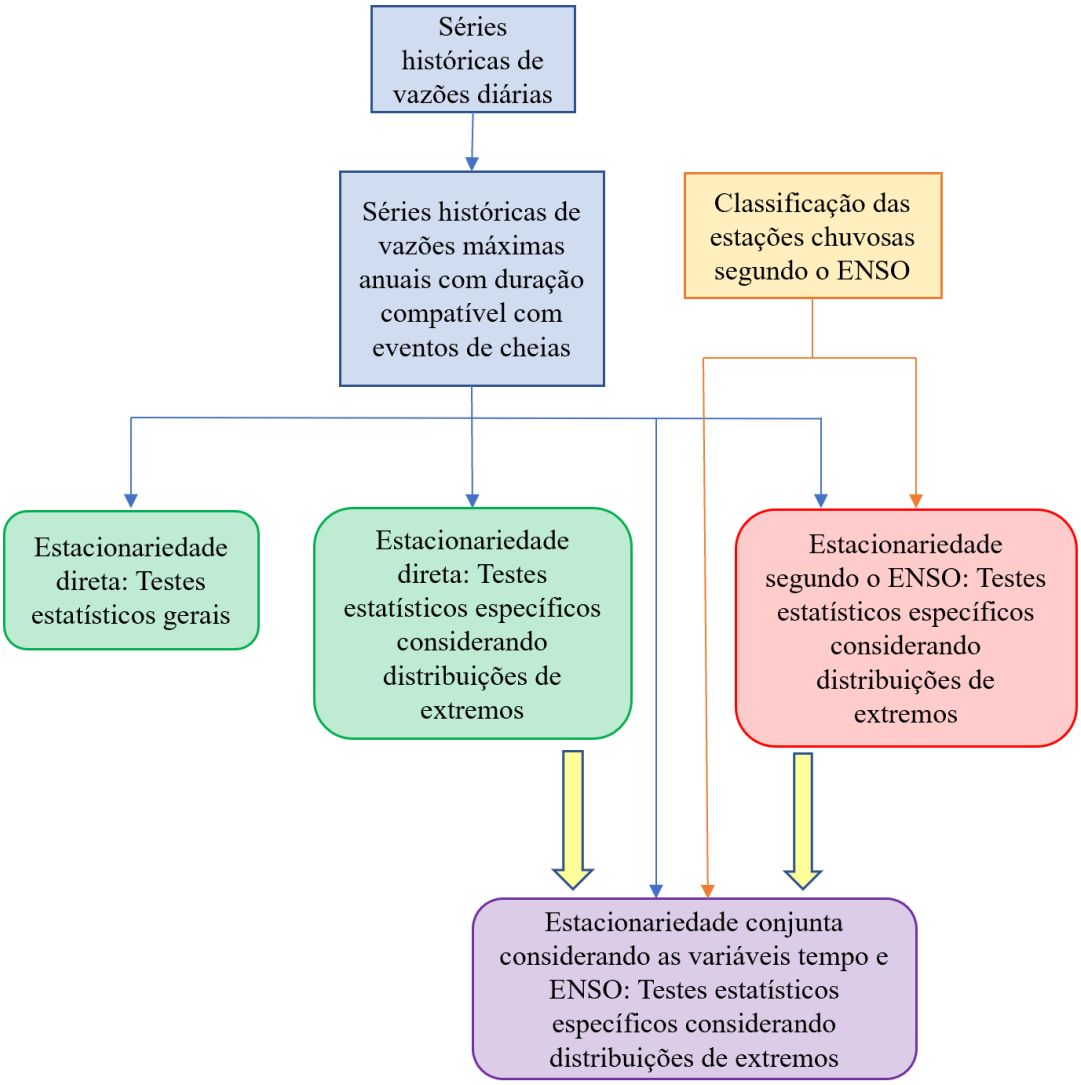


Figura 5.1 – Fluxograma das etapas a serem descritas, ressaltando os procedimentos empregados no trabalho para a análise de estacionariedade em séries de máximos.

5.1 VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DIRETA

5.1.1 TESTES GERAIS

Uma série é considerada estacionária quando suas características estatísticas de longo prazo, tais como média e variância, não mudam ao longo do tempo. Normalmente, as análises acerca do comportamento estacionário de uma série são do tipo temporal, ou seja, verifica-se diretamente se as medidas de tendência central e de dispersão de uma série sofreram ou estão sofrendo alguma variação no tempo. A condição de estacionariedade pode ser verificada através de diferentes testes estatísticos de estacionariedade, que, por sua vez, podem ser voltados para diferentes enfoques, tais

como a existência ou não de saltos (mudanças abruptas) ou de tendência (mudanças graduais) na série de dados analisada. De forma geral, os testes baseiam-se no pressuposto de que os dados são independentes entre si. Conforme mencionado no Capítulo 3, os testes podem ser classificados como paramétricos ou não-paramétricos, dependendo do conhecimento ou não da distribuição de probabilidades dos valores da série. Enquanto aos primeiros, adiciona-se um pressuposto de que os valores das séries apresentam uma distribuição de probabilidades conhecida, sendo que, frequentemente, essa distribuição é a normal, no segundo, não é necessário assumir uma distribuição específica para a série. A seguir, são descritos os testes gerais selecionados para serem utilizados nesse estudo.

- **<u>Teste t-Student:</u>**

O teste t-*Student* (MOOD *et al.*,1974; DETZEL *et al*., 2011) é um teste paramétrico que visa detectar mudanças abruptas na série, através da identificação de alteração (salto) nas médias. Nesse caso, para verificar a estacionariedade da série, a série é dividida em duas subséries. Supõe-se que as subséries têm origem em populações que possuem distribuição de probabilidade normal com variâncias iguais. O teste de hipótese pode ser formulado da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0 \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0 \end{cases} \tag{5.1}$$

o que pode ser interpretado como

$$\begin{cases} H_0: as\ subséries\ têm\ origem\ de\ populações\ com\ médias\ estatisticamente\ semelhantes \\ H_1: as\ subseries\ não\ têm\ origem\ de\ populações\ com\ médias\ estatisticamente\ semelhantes \end{cases}$$

A estatística t do teste é definida pela Equação (5.2) expressa por

$$t = \frac{(\overline{x}_1 - \overline{x}_2)}{\sqrt{(n_1-1)*{s_1}^2+(n_2-1)*{s_2}^2}} * \sqrt{\frac{n_1*n_2*(n_1+n_2-2)}{n_1+n_2}} \tag{5.2}$$

onde:

$\overline{x}_i$ - média da subsérie i;

s_i^2 - variância da subsérie i;

n_i - número de elementos da subsérie.

Para verificar se as respectivas médias são estatisticamente semelhantes em um determinado nível de significância, verifica-se, na tabela de distribuição t-*Student*, o valor da probabilidade associada à estatística t do teste (p-valor). Caso o p-valor seja maior ou igual ao nível de significância estabelecido, então, considera-se que H_0 é verdadeira, o que significa que a série é estacionária.

- **<u>Teste F-Snedecor:</u>**

O teste F-Snedecor (SNEDECOR e COCHRAN, 1989; DETZEL *et al*., 2011) é similar ao teste t-*Student*, mas seu intuito é detectar mudanças abruptas nas variâncias. Assim como no teste t-*Student*, para verificar a estacionariedade de uma série, a série é dividida em suas subséries com n_1 e n_2 elementos cada e supõe-se que elas possuem uma distribuição de probabilidade normal. O teste de hipótese pode ser formulado da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: {\sigma_1}^2 = {\sigma_2}^2 \\ H_1: {\sigma_1}^2 \neq {\sigma_2}^2 \end{cases} \tag{5.3}$$

o que pode ser interpretado como

$$\begin{cases} H_0: \textit{as subséries têm origem de populações com variâncias estatisticamente semelhantes} \\ H_1: \textit{as subséries não têm origem de populações com variâncias estatisticamente semelhantes} \end{cases}$$

A estatística F do teste é definida pela Equação (5.4) escrita como

$$F = \frac{{s_1}^2}{{s_2}^2} \tag{5.4}$$

onde:

$s_i{}^2$ – variância da subsérie i, sendo a variância amostral do numerador superior à variância amostral do denominador.

Para verificar se as respectivas variâncias são estatisticamente semelhantes sob um determinado nível de significância, compara-se a estatística F do teste com a tabela de distribuição F considerando (n_1 - 1) e (n_2 - 1) graus de liberdade associados ao numerador e ao denominador respectivamente. Se a probabilidade associada ao valor calculado a partir do teste F for superior ou igual ao nível de significância arbitrado, assume-se a veracidade de H_0 e, portanto, diz-se que a série é estacionária.

- **<u>Teste de Mann-Whitney:</u>**

O teste de Mann-Whitney (MOOD *et al*., 1974; HIPEL e MCLEOD, 1994, DETZEL *et al*., 2011) também conhecido como *rank-sum não-pareado* ou *Wilcoxon rank sum*, é um teste não-paramétrico que utiliza duas subséries.

O teste consiste em juntar todos os elementos das duas subséries e ordená-los em ordem crescente. Com base nessa ordenação, a cada elemento, é atribuído um posto ordem. Em caso de valores repetidos, atribui-se um posto médio para todos os valores iguais.

O teste de hipótese pode ser formulado da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: U_1 - U_2 = 0 \\ H_1: U_1 - U_2 \neq 0 \end{cases} \tag{5.5}$$

Dispondo dos valores de W_1 e W_2 (W_i é a soma dos postos dos elementos pertencentes à subsérie i), calculam-se os valores de U_1 e U_2 segundo as Equações (5.6) e (5.7) expressas por:

$$U_1 = W_1 - \frac{n_1 * (n_1 + 1)}{2} \tag{5.6}$$

$$U_2 = W_2 - \frac{n_2 * (n_2 + 1)}{2} \tag{5.7}$$

A estatística U é definida como o menor valor entre U_1 e U_2, ou seja: $U = \min(U_1, U_2)$. Para amostras grandes ($n_1 > 10$ ou $n_2 > 10$), a distribuição de probabilidade de U aproxima-se de uma distribuição normal, onde a estatística padrão z é definida pela Equação (5.8) expressa por

$$z = \frac{U - n_1 * (n_1 + n_2 + 1)/2}{\sqrt{n_1 * n_2 * (n_1 + n_2 + 1)/12}} \tag{5.8}$$

Comparando-se a estatística z com a tabela de distribuição normal, é verificada, sob um determinado nível de significância, a aceitação ou rejeição da hipótese nula, que pode ser interpretada como:

$$\begin{cases} H_0: as\ subséries\ têm\ origem\ de\ uma\ mesma\ população \\ H_1: as\ subséries\ não\ têm\ origem\ de\ uma\ mesma\ população \end{cases}$$

Portanto, caso a H_0 seja verdadeira, diz-se que a série é estacionária.

- **<u>Teste de correlação Rho de Spearman:</u>**

O teste de correlação Rho de Spearman (HIPEL e MCLEOD, 1994), também conhecido como teste de Rho de Spearman, é um teste não-paramétrico que utiliza a série inteira.

Inicialmente, são atribuídos postos conforme a precedência temporal a cada um dos elementos da série original (X). Em seguida, os elementos são ordenados de forma crescente, formando a série ordenada Y, e a eles são atribuídos os novos postos. A diferença entre os postos que um dado elemento *i* ocupa nas séries original (X) e ordenada (Y) é denominada d_i, ou seja:

$$d_i = posto(X_i) - posto\ (Y_i) \tag{5.9}$$

onde:

posto (X_i) - posição que o elemento i ocupa na série original X;
posto (Y_i) - posição que o elemento i ocupa na série ordenada Y.

O teste de hipótese pode ser formulado segundo a seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: \rho_{XY} = 0 \\ H_1: \rho_{XY} \neq 0 \end{cases} \tag{5.10}$$

onde a variável de teste r_{XY} é dada pela Equação (5.11) descrita por

$$r_{XY} = 1 - \frac{6*\sum({d_i}^2)}{n*(n^2-1)} \tag{5.11}$$

O teste de hipótese pode ser interpretado como:

$$\begin{cases} H_0: a\ série\ é\ estacionária\ (não\ apresenta\ tendência) \\ H_1: a\ série\ não\ é\ estacionária\ (apresenta\ tendência) \end{cases}$$

Para séries grandes, a distribuição da variável de teste r_{XY} aproxima-se de uma distribuição t-*Student* e, portanto, o teste é realizado sobre a estatística t, definida pela Equação (5.12) como

$$t = r_{XY} * \sqrt{\frac{n-2}{1-r_{XY}}} \tag{5.12}$$

onde n é a quantidade de elementos da série.

Comparando-se a estatística t com a tabela de distribuição t-*Student*, é verificada, sob um determinado nível de significância, a aceitação ou rejeição da hipótese nula. Caso a H_0 seja verdadeira, diz-se que a série é estacionária.

- **<u>Teste de Cox-Stuart:</u>**

O teste de Cox Stuart (COX e STUART, 1955; MOOD *et al*., 1974; DETZEL *et al*., 2011), também conhecido como teste dos sinais, é um teste não-paramétrico que utiliza duas subséries de mesmo tamanho *m* retiradas da série original composta de *n* elementos. Se *n* for ímpar, descarta-se o termo central da série original. Dadas as duas subséries X e Y, é calculada a diferença de cada par X_i - Y_i. Esse teste compara os sinais das diferenças entre os pares e não os valores das diferenças em si.

Sendo S^-a quantidade de sinais negativos e S^+ o total de sinais positivos, o teste de hipótese pode ser formulado da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: S^- = S^+ \\ H_1: S^- \neq S^+ \end{cases} \tag{5.13}$$

o que pode ser interpretado como:

$$\begin{cases} H_0: a\ série\ não\ apresenta\ tendência \\ H_1: a\ série\ apresenta\ tendência \end{cases}$$

Para uma série sem tendência, ou seja, estacionária, supõe-se que as quantidades de sinais negativos e positivos sejam estatisticamente semelhantes para um dado nível de significância. Para tal, a estatística de Cox-Stuart S é definida como o menor valor entre S^-e S^+, ou seja, S = min (S^-; S^+) e segue uma distribuição binomial com *m* parâmetros e p = 1/2. Para um número grande de elementos (n > 35), a distribuição da estatística S pode ser aproximada por uma distribuição normal com estatística padrão z expressa pela Equação (5.14) como

$$z = \frac{2*S \pm 1 - n}{\sqrt{n}} \tag{5.14}$$

Comparando-se a estatística z com a tabela de distribuição normal, é verificada, sob um determinado nível de significância, a aceitação ou rejeição da hipótese nula. Caso a H_0 seja verdadeira, diz-se que a série é estacionária.

- **Teste de sequências (*Run* test):**

O teste de sequência (não paramétrico) (MOOD *et al*., 1974) é realizado sobre duas subséries X e Y com *m* e *n* elementos respectivamente, obtidas de uma série original. Assumindo a definição de sequência como sendo um conjunto de elementos da mesma série e cercada por um elemento da outra série (com exceção do primeiro e do último termo), os elementos são misturados, ordenados de forma crescente, e, em seguida, conta-se o número de sequências R, valor esse que será utilizado como a estatística do teste. Para exemplificar a definição do termo sequência, pode-se considerar uma subsérie X com 5 elementos (*m*=5) e uma subsérie Y com 5 elementos (*n*=5), que são ordenados da seguinte forma:

Y X X Y Y Y X Y X X

Diante da ordenação acima, são contadas 6 sequências (R=6), a saber: a primeira formada por um elemento Y, a segunda por 2 elementos X, a terceira por 3 elementos Y, a quarta por 1 elemento X, a quinta por um elemento Y e a sexta por 2 elementos X.

Este é um teste para determinar a aleatoriedade dos dados, baseado na lógica de que se os dados das subséries X e Y forem bem misturados (aleatórios), o número de sequências R tende a ser maior. Por outro lado, se o número de sequências R for pequeno, indica que o comportamento da série é não aleatório. A relação com a estacionariedade se dá através do fato de que a presença de aleatoriedade pode indicar uma condição de estacionariedade, enquanto a não aleatoriedade pode estar associada à existência de uma tendência nos dados. Dessa forma, o teste de hipótese pode ser formulado da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: R > r_{crítico} \\ H_1: R \leq r_{crítico} \end{cases} \tag{5.15}$$

o que pode ser interpretado como:

$$\begin{cases} H_0: os\ dados\ são\ aleatórios. \\ H_1: os\ dados\ não\ são\ aleatórios. \end{cases}$$

Sabendo-se a distribuição de probabilidades de R, é possível determinar o valor crítico $r_{crítico}$. Para séries grandes (*m*>10 e *n*>10), a distribuição de R aproxima-se de uma distribuição normal com média e variância dadas pelas Equações (5.16) e (5.17) respectivamente:

$$E(R) = \frac{2mn}{m+n} + 1 \tag{5.16}$$

$$Var(R) = \frac{2mn(2mn-m-n)}{(m+n)^2(m+n-1)} \tag{5.17}$$

Com esse procedimento, é possível determinar o valor crítico $r_{crítico}$ sob certo nível de significância e, assim, aceitar ou rejeitar a hipótese nula H_0.

- **Teste de Mann-Kendall:**

O teste de Mann-Kendall (HIPEL e MCLEOD, 1994; LIBSELLER e GRIMVALL, 2002) é um teste não-paramétrico para verificar se os dados de uma série apresentam ou não uma tendência temporal estatisticamente significativa. Portanto, o teste utiliza uma única série, sem divisões. Neste teste, há um pressuposto da H_0 de que os dados são independentes. Dessa forma, o teste de hipótese pode ser formulado da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0: a\ série\ não\ apresenta\ tendência \\ H_1: a\ série\ apresenta\ tendência \end{cases}$$

Para uma série com *n* dados, a estatística S é definida como o somatório dos sinais das diferenças, par a par, de todos os valores de x_i com os valores de x_j, onde j representa todas as posições posteriores a i. A Equação (5.18) explicita a definição de S:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} sign(x_j - x_i) \tag{5.18}$$

onde

$$sign(x_j - x_i) = \begin{cases} +1, se\ x_j > x_i \\ 0, se\ x_j = x_i \\ -1, se\ x_j < x_i \end{cases} \tag{5.19}$$

Para séries grandes (n≥10), a distribuição de S pode ser aproximada a uma distribuição normal com média igual a 0 (zero) e variância definida pela Equação (5.20):

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{n} t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \tag{5.20}$$

onde t_i é a quantidade de repetições de uma extensão i. Por exemplo, se i=5 e a série apresentar 5 valores iguais, existe 1 repetição de extensão 5, logo t_5=1.

Com base na estatística z, definida pela Equação (5.21), é possível verificar se a H_0 deve ser aceita ou rejeitada sob um determinado nível de significância α. Se a H_0 for

aceita, diz-se que a série é estacionária (não apresenta tendência); caso contrário, ela é não estacionária (apresenta tendência).

$$z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}}, se\ S > 0 \\ 0, se\ S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(s)}}, se\ S < 0 \end{cases} \quad (5.21)$$

- **<u>Teste de Mann-Kendall Multivariado:</u>**

O teste de Mann Kendall multivariado (HIPEL e MCLEOD, 1994; LIBSELLER e GRIMVALL, 2002; YE *et al*., 2015) permite realizar um teste de estacionariedade em diferentes e múltiplas séries de forma conjunta, obtendo-se um resultado único. Um exemplo de aplicação desse teste é a análise conjunta das séries de diferentes postos de uma mesma bacia, uma vez que um dado posto pode refletir um comportamento não estacionário, porém a bacia, quando avaliada em sua integralidade, pode vir a ser assumida como aderente a um regime estacionário.

O teste de hipótese pode ser formulado como:

$$\begin{cases} H_0: o\ conjunto\ de\ séries\ não\ apresenta\ tendência \\ H_1: o\ conjunto\ de\ séries\ apresenta\ tendência \end{cases}$$

Inicialmente, é calculada a estatística S para cada uma das séries (postos) de forma individual através da Equação (5.18). Em seguida, é calculada uma matriz de covariância como descrita em LIBSELLER e GRIMVALL (2002), onde cada elemento é definido pela Equação (5.20), explicitada por

$$\Gamma_{gh} = \frac{1}{3}\left[K_{gh} + 4\sum_{j=1}^{n} R_{jg}R_{jh} - n(n+1)(n+1)\right] \quad (5.22)$$

onde

$$K_{gh} = \sum_{1\le i<j\le n} sign\left(\left(x_{jg} - x_{ig}\right)\left(x_{jh} - x_{ih}\right)\right) \quad (5.23)$$

$$R_{jg} = \frac{\left(n+1+\sum_{i=1}^{n} sign(x_{jg}-x_{ig})\right)}{2} \quad (5.24)$$

Sendo *d* a quantidade de séries/postos, *n* a quantidade de dados em cada série, S_i a estatística de cada série/posto *i* e Γ_{ij} o elemento ij da matriz de variância-covariância, a estatística z é definida pela Equação (5.25):

$$z = \frac{\sum_{i=1}^{d} S_i}{\sqrt{\sum_{j=1}^{d}\sum_{i=1}^{d} \Gamma_{ij}}} \tag{5.25}$$

Definida a estatística z e adotando um nível de significância, é possível chegar à conclusão acerca da estacionariedade conjunta.

5.1.2 TESTES ESPECÍFICOS

Os testes gerais de estacionariedade, apresentados no item anterior, são baseados no pressuposto de independência dos dados. Além disso, no que concerne a maioria dos testes paramétricos, acrescenta-se o pressuposto de normalidade dos dados. Ao se trabalhar com séries de valores extremos, o pressuposto de independência é atendido, porém a aplicação da distribuição normal não é adequada, uma vez que elas seguem a distribuição de valores extremos. A distribuição exata de valores extremos Y depende da distribuição da variável aleatória original X e da quantidade *n* de variáveis X utilizadas na definição da variável de interesse Y, como pode ser verificado nas Equações (5.26) e (5.27), que representam a função densidade de probabilidade e a função de distribuição acumulada para uma série de máximos respectivamente:

$$f_Y(y) = n[F_X(y)]^{n-1} f_X(y) \tag{5.26}$$

$$F_Y(y) = [F_X(y)]^n \tag{5.27}$$

No entanto, se $F_X(x)$ for desconhecida, $F_Y(y)$ também será, dado que a distribuição exata de valores extremos não poderá ser aplicada (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Para esses casos, existe a teoria assintótica de valores extremos, que demonstra que o comportamento da cauda da distribuição da variável original $F_x(x)$ na direção do extremo (cauda superior no caso de máximos e inferior no caso de mínimos) faz o limite $\lim_{n\to\infty} F_Y(y)$ convergir para um certo formato assintótico. Existem três formas assintóticas para as quais $\lim_{n\to\infty} F_Y(y)$ converge:

a) tipo I- dupla forma exponencial, conhecida como distribuição de Gumbel;
b) tipo II- forma exponencial simples, conhecida como distribuição de Fréchet;
c) tipo III- forma exponencial com limite superior para máximos ou inferior para mínimos, conhecida como distribuição de Weibull.

Cada um desses tipos de distribuição de extremos possui parâmetros (de locação μ, de escala σ e de forma ξ) específicos que os caracterizam. Por outro lado, essas três

formas de distribuição de extremos podem ser escritas como uma única distribuição, chamada distribuição generalizada de valores extremos (GEV), que incorpora os três tipos de distribuição em uma única expressão (NAGHETTINI e PINTO, 2007). É o parâmetro de forma (ξ) que determina a forma assintótica de valores extremos que a GEV assume:

a) se $\xi=0$, a GEV corresponde à distribuição de Gumbel (tipo I);
b) se $\xi<0$, a GEV corresponde à distribuição de Fréchet (tipo II), definida apenas para $y > (\mu+\sigma)/\xi$;
c) se $\xi>0$, a GEV corresponde à distribuição de Weibull (tipo III), definida apenas para $y < (\mu+\sigma)/\xi$.

O parâmetro de locação está associado à média/mediana, enquanto o de escala está associado à variabilidade/variância dos dados e o de forma, por sua vez, à assimetria da distribuição.

O método da máxima verossimilhança (MOOD *et al.*, 1974; HIPEL e MCLEOD, 1994), para estimação de parâmetros de modelos de probabilidades, consiste em fazer diferentes ajustes de uma determinada distribuição através da estimação dos seus parâmetros e adotar aquele cuja combinação de parâmetros estimados resulta no modelo mais verossímil segundo à métrica do produto das densidades de Y, $f_Y(y)$, aplicada aos valores da série de observações (função de verossimilhança).

O teste da razão de verossimilhança (MOOD *et al.*,1974; HIPEL e MCLEOD, 1994; DAMÁZIO e COSTA, 2014) consiste em comparar dois modelos diferentes, sendo um mais simples e um mais complexo, para verificar se aumentar o nível de complexidade (número de parâmetros do modelo) resulta em uma verossimilhança significativamente maior e, assim, definir qual dos modelos adotar. A estatística $\boldsymbol{r}$ do teste da razão de verossimilhança é definida como duas vezes a diferença dos negativos dos logaritmos de verossimilhança dos ajustes como explicitado na Equação (5.28)

$$r = 2 * \{-\log(V_2) - [-\log(V_1)]\} \tag{5.28}$$

onde V_1 é a verossimilhança do ajuste do modelo mais simples e V_2 é a verossimilhança do ajuste do modelo mais complexo.

Sendo assim, o teste de razão de verossimilhança poderia ser utilizado para avaliar a estacionariedade de séries de máximos considerando distribuições de extremos, como a

GEV, com parâmetros constantes e com parâmetros variando no tempo. Dessa forma, são consideradas as seguintes hipóteses:

I. Série estacionária – Série de máximos em que os parâmetros de μ, σ e ξ não sofrem uma variação significativa no tempo. Com isso, os parâmetros de locação, escala e forma são estimados como termos independentes (μ_0, σ_0 e ξ_0), como pode ser visto nas Equações (5.29) a (5.31).

$$\mu = \mu_0 \tag{5.29}$$

$$\sigma = \sigma_0 \tag{5.30}$$

$$\xi = \xi_0 \tag{5.31}$$

II. Série não estacionária na média (parâmetro de locação variando linearmente no tempo) - Série de máximos em que o parâmetro μ sofre uma variação significativa no tempo. Neste caso, os parâmetros de escala e forma são estimados como termos independentes (σ_0 e ξ_0) e definidos pelas Equações (5.30) e (5.31) respectivamente. Por outro lado, o parâmetro de locação (μ) é estimado como uma função linear no tempo definido segundo a Equação (5.32).

$$\mu = \mu_0 + \mu_1 t \tag{5.32}$$

III. Série não estacionária na variância (parâmetro de escala variando linearmente no tempo) - Série de máximos em que parâmetro σ sofre uma variação significativa no tempo. Neste caso, além dos parâmetros estimados como termos independentes (μ_0, σ_0 e ξ_0), é estimado também um parâmetro de escala (σ_1) que atua como um coeficiente atrelado à variável tempo. Com esse procedimento, o parâmetro de escala é definido segundo a Equação (5.33), enquanto os parâmetros de locação e forma são definidos pelas Equações (5.29) e (5.31) respectivamente.

$$\sigma = \sigma_0 + \sigma_1 t \tag{5.33}$$

IV. Série com a locação e a escala variando linearmente no tempo - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa no tempo. Neste caso, além dos parâmetros estimados como termos independentes (μ_0, σ_0 e ξ_0), são estimados também um de locação (μ_1) e um de escala (σ_1) que atuam como um coeficiente atrelado à variável tempo. Com isso, os parâmetros de locação e de escala são definidos

segundo as Equações (5.32) e (5.33), enquanto o parâmetro de forma é definido pela Equação (5.31).

De forma a identificar qual distribuição de probabilidade melhor representa as séries de máximos para cada posto, adota-se o teste de razão de verossimilhança para comparar dois ajustes de modelos estacionários: o primeiro considera a distribuição Gumbel, enquanto o segundo adota a GEV. Em outras palavras, o ajuste estacionário mais verossímil (com a Gumbel ou com a GEV) será adotado como o ajuste estacionário a ser contraposto com os ajustes não estacionários, que, por sua vez, devem ser ajustados considerando essa mesma distribuição de probabilidades.

Dispondo de todos os modelos, devem ser aplicados os testes de razão de verossimilhança comparando o modelo mais simples e o modelo com um grau de complexidade acima. Esse procedimento leva à realização dos testes contrapondo os modelos apresentados na Tabela 5.1.

Tabela 5.1 - Testes de razão de verossimilhança no tempo.

Teste	**Hipótese nula (H_0)**	**Hipótese alternativa (H_1)**
i	Estacionário	Não estacionário na locação (variando no tempo)
ii	Estacionário	Não estacionário na escala (variando no tempo)
iii	Não estacionário na locação (variando no tempo)	Não estacionário na locação e na escala (variando no tempo)
iv	Não estacionário na escala (variando no tempo)	Não estacionário na locação e na escala (variando no tempo)

Dado que a comparação entre os modelos considera a diferença de um único passo de complexidade entre os modelos comparados, a realização dos testes (iii) e (iv) depende dos resultados dos testes (i) e (ii) respectivamente. Caso os testes (i) e (ii) indiquem os ajustes não estacionários como mais verossímeis, seleciona-se aquele que apresentar maior significância estatística para prosseguir nos testes (iii) ou (iv). Com o intuito de facilitar a visualização da abordagem metodológica, a Figura 5.2 apresenta o esquema para a sequência proposta de testes. De forma a simplificar a exibição dos resultados desses testes, foi adotada a seguinte notação para os modelos:

- f10 – modelo estacionário, sendo adotado o modelo estatisticamente mais verossímil dentre os gerados considerando as distribuições de Gumbel e GEV;
- f11 – modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo;
- f12 – modelo não estacionário com o parâmetro de escala variando no tempo;
- f13 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação e de escala variando no tempo.

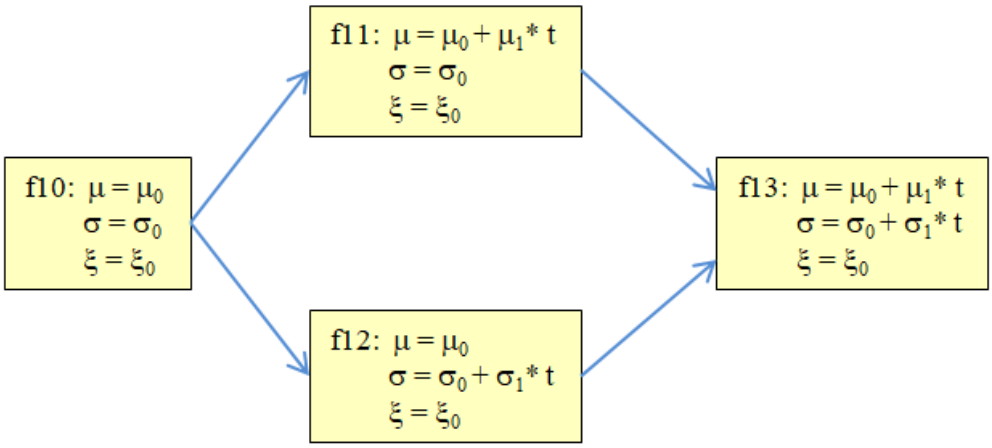


Figura 5.2 – Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise temporal.

Com base nos resultados dos testes, pode-se determinar se a série de cada posto apresenta ou não estacionariedade no tempo. Caso não apresente estacionariedade, investiga-se qual modelo representa melhor o correspondente comportamento, ou seja, identifica-se em qual parâmetro pode estar ocorrendo a não estacionariedade.

5.2 VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE SEGUNDO O FENÔMENO ENSO

Como mencionado anteriormente, o controle de cheias utilizando os reservatórios das UHEs considera a influência do fenômeno ENSO através da geração condicionada de séries sintéticas de vazões diárias.

No item 5.1, foram apresentados os testes para verificar se as características estatísticas, média e variância, da série de máximos mantêm-se constantes ao longo do tempo. No presente item, os testes apresentados buscam identificar se essas estatísticas variam ou não em função do fenômeno ENSO. Esse efeito seria um outro tipo de não estacionariedade.

Uma vez que os testes de estacionariedade considerando o fenômeno ENSO utilizam as classes das estações chuvosas, o resultado pode ser influenciado pelo critério que identifica a estação como úmida, seca ou normal. Diante desse aspecto, neste trabalho, julgou-se interessante, inicialmente, reavaliar o critério de classificação atualmente em uso para a bacia do rio Paraná, bem como explorar alternativas. O Anexo B apresenta o estudo realizado, que mostrou que o atual critério continua robusto, sendo, portanto, o adotado nesta dissertação.

Para verificar a estacionariedade segundo o fenômeno ENSO, utilizou-se a mesma abordagem dos testes específicos apresentados no item 5.1.2, porém a variação dos parâmetros de locação e escala dá-se em função da classe das estações chuvosas e não do tempo. Neste caso, são utilizadas as variáveis NORMAL, SECA e ÚMIDA, cujos valores variam segundo a classificação da estação chuvosa como explicado a seguir:

- se estação chuvosa = normal → NORMAL = 1/ SECA = 0/ ÚMIDA = 0;
- se estação chuvosa = seca → NORMAL = 0/ SECA = 1/ ÚMIDA = 0;
- se estação chuvosa = úmida → NORMAL = 1/ SECA = 0/ ÚMIDA = 1.

Dessa forma, são consideradas as hipóteses abaixo.

I. Série estacionária - Série de máximos em que os parâmetros não sofrem uma variação significativa em relação às classes do ENSO. Assim, os parâmetros de locação (μ_0), escala (σ_0) e forma (ξ_0, existente somente no caso da GEV) estimados são termos independentes e são os próprios parâmetros, como pode ser visto nas Equações (5.29) a (5.31). Portanto, foi o mesmo modelo estacionário considerado na análise de estacionariedade no tempo.

II. Série com a locação variando segundo o ENSO - Série de máximos em que o parâmetro μ sofre uma variação significativa segundo as classes do ENSO. Neste caso, são estimados não apenas os parâmetros que funcionam como termos independentes (σ_0 e ξ_0), mas também outros três parâmetros de locação (μ_0, μ_2, μ_3). Observa-se que o subíndice 1 foi empregado para o modelo que considera o parâmetro de locação variando no tempo. Neste caso, os parâmetros μ_0, μ_2 e μ_3 funcionam como coeficientes atrelados às variáveis NORMAL, SECA e ÚMIDA respectivamente. Com isso, o parâmetro de locação é definido segundo a Equação (5.34), enquanto os parâmetros de escala e forma são definidos pelas Equações (5.30) e (5.31) respectivamente.

$$\mu = (\mu_0 * NORMAL) + (\mu_2 * SECA) + (\mu_3 * \acute{U}MIDA) \quad (5.34)$$

III. Série com a escala variando segundo o ENSO - Série de máximos em que o parâmetro σ sofre uma variação significativa segundo as classes do ENSO. Neste caso, são estimados não apenas os parâmetros que funcionam como termos independentes (μ_0 e ξ_0), mas também outros três parâmetros de escala (σ_0, σ_2, σ_3). Observa-se que o subíndice 1 foi empregado para o modelo que considera o parâmetro de escala variando no tempo. Neste caso, os parâmetros σ_0, σ_2 e σ_3 funcionam como coeficientes atrelados às variáveis NORMAL, SECA e ÚMIDA respectivamente. Com isso, o parâmetro de escala é definido segundo a Equação (5.35), enquanto os parâmetros de locação e forma são definidos pelas Equações (5.29) e (5.31) respectivamente.

$$\sigma = (\sigma_0 * NORMAL) + (\sigma_2 * SECA) + (\sigma_3 * \acute{U}MIDA) \quad (5.35)$$

IV. Série com a locação e a escala variando segundo o ENSO - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_2, μ_3, σ_0, σ_2, σ_3 e ξ_0. Com isso, os parâmetros de locação, escala e forma são definidos segundos as Equações (5.34), (5.35) e (5.31) respectivamente.

Dispondo de todos os modelos ajustados segundo as classes do ENSO, devem ser aplicados os testes de razão de verossimilhança considerando a diferença de um único passo de complexidade entre os modelos comparados. A abordagem leva à realização dos testes contrapondo os modelos apresentados na Tabela 5.2.

Tabela 5.2 -Testes de razão de verossimilhança segundo o ENSO.

Teste	Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa (H_1)
i	Estacionário	Não estacionário na locação (variando com o ENSO)
ii	Estacionário	Não estacionário na escala (variando com o ENSO)
iii	Não estacionário na locação (variando com o ENSO)	Não estacionário na locação e na escala (variando com o ENSO)
iv	Não estacionário na escala (variando com o ENSO)	Não estacionário na locação e na escala (variando com o ENSO)

Considerando a mesma metodologia aplicada nos testes de estacionariedade temporal, a realização dos testes (iii) e (iv) depende dos resultados dos testes (i) e (ii), respectivamente. Caso os testes (i) e (ii) indiquem os ajustes não estacionários como mais verossímeis, seleciona-se aquele que apresentar maior significância estatística para prosseguir nos testes (iii) ou (iv). Com o intuito de facilitar a visualização da metodologia, a Figura 5.3 apresenta o esquema para a sequência proposta de testes. De forma a simplificar a exibição dos resultados desses testes, foi adotada a seguinte notação para os modelos:

- f10 – modelo estacionário, sendo adotado o modelo estatisticamente mais verossímil dentre os gerados considerando as distribuições de Gumbel e GEV;
- f21 – modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando segundo o fenômeno ENSO;
- f22 – modelo não estacionário com o parâmetro de escala variando segundo o fenômeno ENSO;
- f23 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação e de escala variando segundo o fenômeno ENSO.

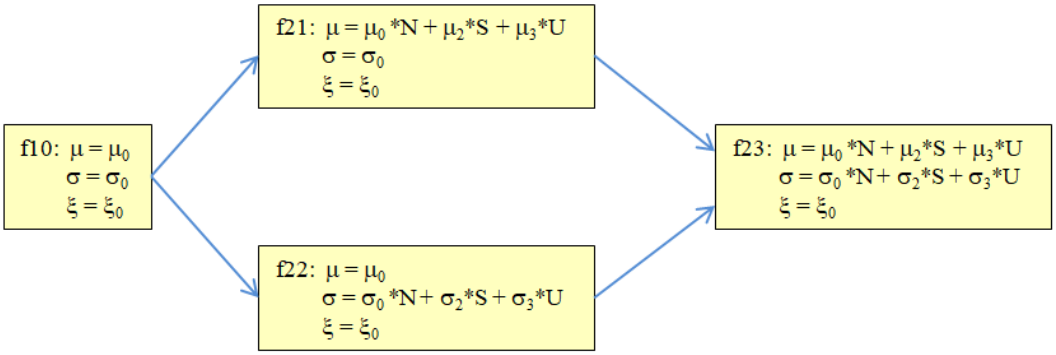


Figura 5.3 – Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise segundo o ENSO.

Com base nos resultados dos testes, é determinado se a série de cada posto é ou não estacionária segundo o fenômeno ENSO e, caso não seja, qual modelo está representando melhor o seu comportamento, ou seja, é identificado em qual parâmetro pode estar ocorrendo a não estacionariedade.

5.3 VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DE FORMA CONJUNTA SEGUNDO O TEMPO E O FENÔMENO ENSO

Os testes apresentados nos itens 5.1 e 5.2 partem do pressuposto de que apenas um fator externo pode estar causando a não estacionariedade da série de máximos. Entretanto, é possível que os dois fatores (tempo e ENSO) estejam alterando o comportamento da série. Portanto, considerar apenas as verificações de forma independente pode levar a uma conclusão equivocada.

Por exemplo, num primeiro momento, H_0 é a hipótese nula de estacionariedade da série, representada pelo modelo f_{10}, e H_1 é a hipótese alternativa de não estacionariedade da série, representada pelo modelo f_{11}. Se o teste rejeita H_0, significa que f_{11} é o mais verossímil. Num segundo passo, quando se realiza o teste para verificar a estacionariedade da série quanto ao ENSO, contrapondo os modelos f_{10} (H_0) e f_{21} (H_1), a hipótese nula está comprometida, porque já foi identificado no primeiro teste que a série é não estacionária no tempo. A mesma lógica é válida invertendo-se a ordem dos testes.

De forma a tentar solucionar essa questão, utilizou-se a mesma abordagem dos testes específicos apresentados no item 5.1.2, porém a variação dos parâmetros de locação e escala dá-se em função do tempo e da classe das estações chuvosas de forma conjunta. As variáveis NORMAL, SECA e ÚMIDA assumem os valores como descrito no item 5.2. Para essa análise, são consideradas as hipóteses discriminadas a seguir.

I. **Série com a locação variando linearmente no tempo e a escala variando segundo o ENSO -** Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_1, σ_0, σ_2, σ_3 e ξ_0. Dessa forma, os parâmetros de locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.32), (5.35) e (5.31) respectivamente.

II. **Série com a locação variando linearmente no tempo e no ENSO -** Série de máximos em que o parâmetro μ sofre uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_1, μ_2, μ_3, σ_0 e ξ_0. Assim, o parâmetro μ_0 está englobando a parcela do termo independente associada ao tempo e a parcela associada à classe normal do ENSO. Com isso, os parâmetros de escala e forma são definidos segundo as Equações (5.30) e (5.31) respectivamente, enquanto o parâmetro de locação é dado pela Equação (5.36).

$$\mu = \mu_0 + (\mu_1 * t) + (\mu_2 * SECA) + (\mu_3 * \acute{U}MIDA) \quad (5.36)$$

III. Série com a locação variando linearmente no tempo e no ENSO e a escala variando linearmente no tempo - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_1, μ_2, μ_3, σ_0, σ_1 e ξ_0. Assim como na hipótese anterior, o parâmetro μ_0 está englobando a parcela do termo independente associada ao tempo e a parcela associada à classe normal do ENSO. Com isso, os parâmetros de locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.36), (5.33) e (5.31) respectivamente.

IV. Série com a locação variando linearmente no tempo e a escala variando linearmente no tempo e no ENSO - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_1, σ_0, σ_1, σ_2, σ_3 e ξ_0. Neste caso, o parâmetro σ_0 está englobando a parcela do termo independente associada ao tempo e a parcela associada à classe normal do ENSO. Com isso, os parâmetros locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.32), (5.37) e (5.31) respectivamente.

$$\sigma = \sigma_0 + (\sigma_1 * t) + (\sigma_2 * SECA) + (\sigma_3 * \acute{U}MIDA) \quad (5.37)$$

V. Série com a locação e a escala variando linearmente no tempo e no ENSO - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_1, μ_2, μ_3, σ_0, σ_1, σ_2, σ_3 e ξ_0. Neste caso, os parâmetros μ_0 e σ_0 estão englobando a parcela do termo independente associada ao tempo e a parcela associada à classe normal do ENSO. Com isso, os parâmetros locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.36), (5.37) e (5.31) respectivamente.

VI. Série com a escala variando linearmente no tempo e no ENSO - Série de máximos em que o parâmetro σ sofre uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, σ_0, σ_1, σ_2, σ_3 e ξ_0. Neste caso, o parâmetro σ_0 engloba a parcela do termo independente associada ao tempo e a parcela associada à classe normal do ENSO. Com isso, os parâmetros locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.29), (5.37) e (5.31) respectivamente.

VII. Série com a locação variando segundo o ENSO e a escala variando linearmente no tempo - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_2, μ_3, σ_0, σ_1 e ξ_0. Com isso, os parâmetros locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.34), (5.33) e (5.31) respectivamente.

VIII. Série com a locação variando linearmente no tempo e no ENSO e a escala variando segundo o ENSO - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_1, μ_2, μ_3, σ_0, σ_2, σ_3 e ξ_0. Assim, o parâmetro μ_0 está englobando a parcela do termo independente associada ao tempo e a parcela associada à classe normal do ENSO. Com isso, os parâmetros locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.36), (5.35) e (5.31) respectivamente.

IX. Série com a locação variando segundo o ENSO e a escala variando linearmente no tempo e no ENSO - Série de máximos em que os parâmetros μ e σ sofrem uma variação significativa segundo o tempo e as classes do ENSO. Neste caso, são estimados os parâmetros μ_0, μ_2, μ_3, σ_0, σ_1, σ_2, σ_3 e ξ_0. Assim, o parâmetro σ_0 está englobando a parcela do termo independente associada ao tempo e a parcela associada à classe normal do ENSO. Com isso, os parâmetros locação, escala e forma são definidos segundo as Equações (5.34), (5.37) e (5.31) respectivamente.

De forma a simplificar a exibição dos resultados desses testes, foi adotada a seguinte notação para os modelos:

- f10 – modelo estacionário, sendo adotado o modelo estatisticamente mais verossímil dentre os gerados considerando as distribuições de Gumbel e GEV;
- f11 – modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo;
- f12 – modelo não estacionário com o parâmetro de escala variando no tempo;
- f13 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação e de escala variando no tempo;
- f21 – modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando segundo o fenômeno ENSO;
- f22 – modelo não estacionário com o parâmetro de escala variando segundo o fenômeno ENSO;

- f23 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação e de escala variando segundo o fenômeno ENSO;
- f31 – modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo e o de escala variando segundo o fenômeno ENSO;
- f32 – modelo não estacionário com o parâmetro de escala variando no tempo e no ENSO simultaneamente;
- f33 - modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo e no ENSO simultaneamente e o de escala variando no tempo;
- f34 – modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo e o de escala variando no tempo e no ENSO simultaneamente;
- f35 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação e escala variando no tempo e no ENSO simultaneamente;
- f36 – modelo não estacionário com o parâmetro de escala variando no tempo e no ENSO simultaneamente;
- f37 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação variando segundo o ENSO e o de escala variando no tempo;
- f38 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação variando no tempo e no ENSO simultaneamente e o de escala variando segundo o ENSO;
- f39 – modelo não estacionário com os parâmetros de locação variando segundo o ENSO e o de escala variando no tempo e no ENSO simultaneamente.

Dispondo dos modelos ajustados com os parâmetros variando no tempo, no ENSO e conjuntamente no tempo e no ENSO, devem ser aplicados os testes de razão de verossimilhança considerando a diferença de um único passo de complexidade entre os modelos comparados. Nessa etapa, é possível realizar diferentes sequências de testes de razão de verossimilhança, conforme exibido nas Figuras 5.3 e 5.4. A sequência de testes a ser seguida depende do modelo não estacionário inicial considerado. Como pode ser visto nas Figuras 5.3 e 5.4, as sequências dos testes partindo-se dos modelos f12 e f22 são simétricas às que partem dos modelos f11 e f21 respectivamente. A Tabela 5.3 mostra a sequência dos testes a serem realizados partindo-se dos modelos f11, f13, f21 e f23.

Tabela 5.3 – Testes de razão de verossimilhança considerando o tempo e o ENSO conjuntamente.

Teste	Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa (H_1)
i	Não estacionário na locação (tempo) - **f11**	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (ENSO) - **f31**
ii	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (ENSO) - **f31**	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (tempo + ENSO) - **f34**
iii	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (tempo + ENSO) - **f34**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo + ENSO) - **f35**
iv	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (ENSO) - **f31**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (ENSO) - **f38**
v	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (ENSO) - **f38**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo + ENSO) - **f35**
vi	Não estacionário na locação (tempo) - **f11**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) - **f32**
vii	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) - **f32**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo) - **f33**
viii	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo) - **f33**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo + ENSO) - **f35**
ix	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (tempo) - **f13**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo) - **f33**
x	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (tempo) - **f13**	Não estacionário na locação (tempo) e na escala (tempo + ENSO) - **f34**
xi	Não estacionário na locação (ENSO) - **f21**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) - **f32**

Tabela 5.3 – Testes de razão de verossimilhança considerando o tempo e o ENSO conjuntamente. (Continuação)

Teste	Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa (H_1)
xii	Não estacionário na locação (ENSO) - **f21**	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (tempo) - **f37**
xiii	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (tempo) - **f37**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo) - **f33**
xiv	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (tempo) - **f37**	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (tempo + ENSO) - **f39**
xv	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (tempo + ENSO) - **f39**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (tempo + ENSO) - **f35**
xvi	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (ENSO) - **f23**	Não estacionário na locação (tempo + ENSO) e na escala (ENSO) - **f38**
xvii	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (ENSO) - **f23**	Não estacionário na locação (ENSO) e na escala (tempo + ENSO) - **f39**

Dado que a metodologia adotada considera a comparação entre os modelos com diferença de um único passo de aprimoramento entre eles, a realização de cada um dos testes de (i) a (xvii) é feita se, e somente se, o modelo mais simples entre eles tiver sido selecionado nos testes anteriores. Caso existam dois ou mais modelos distintos resultantes do aprimoramento de um mesmo ajuste e todos sejam mais verossímeis que o original, é selecionado aquele com maior significância estatística.

Com base nos resultados dos testes, é determinado se a série de máximos de cada posto é ou não estacionária e, caso não seja, qual modelo a está representando melhor, ou seja, é identificado em qual parâmetro pode estar ocorrendo a não estacionariedade e quais variáveis a estão causando.

Com o intuito de facilitar a visualização da metodologia adotada para a contraposição dos modelos, foram elaborados dois diagramas com os modelos e a sequência dos modelos contrapostos. Os diagramas são apresentados nas Figuras 5.4 e 5.5.

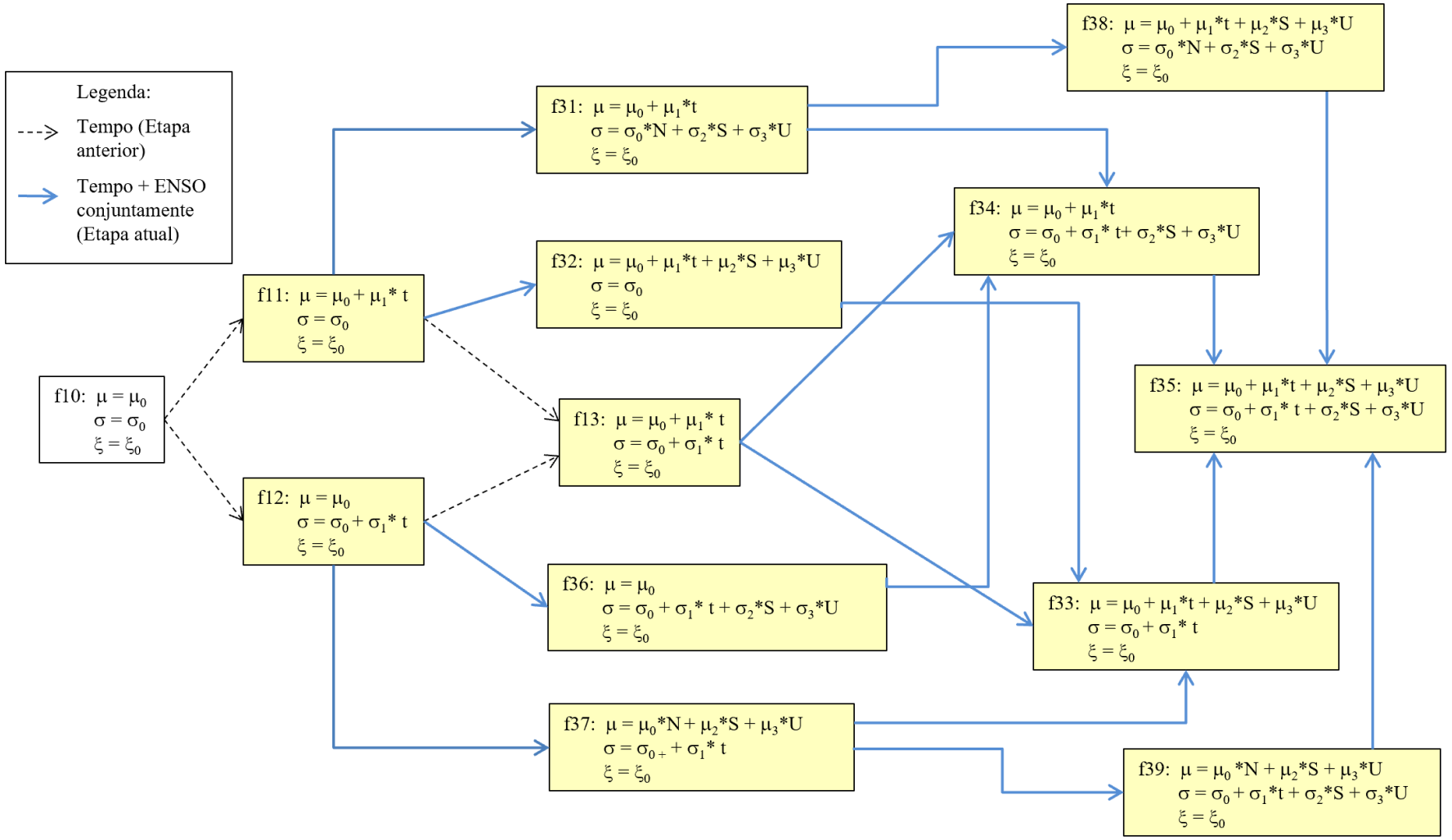


Figura 5.4 - Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise temporal.

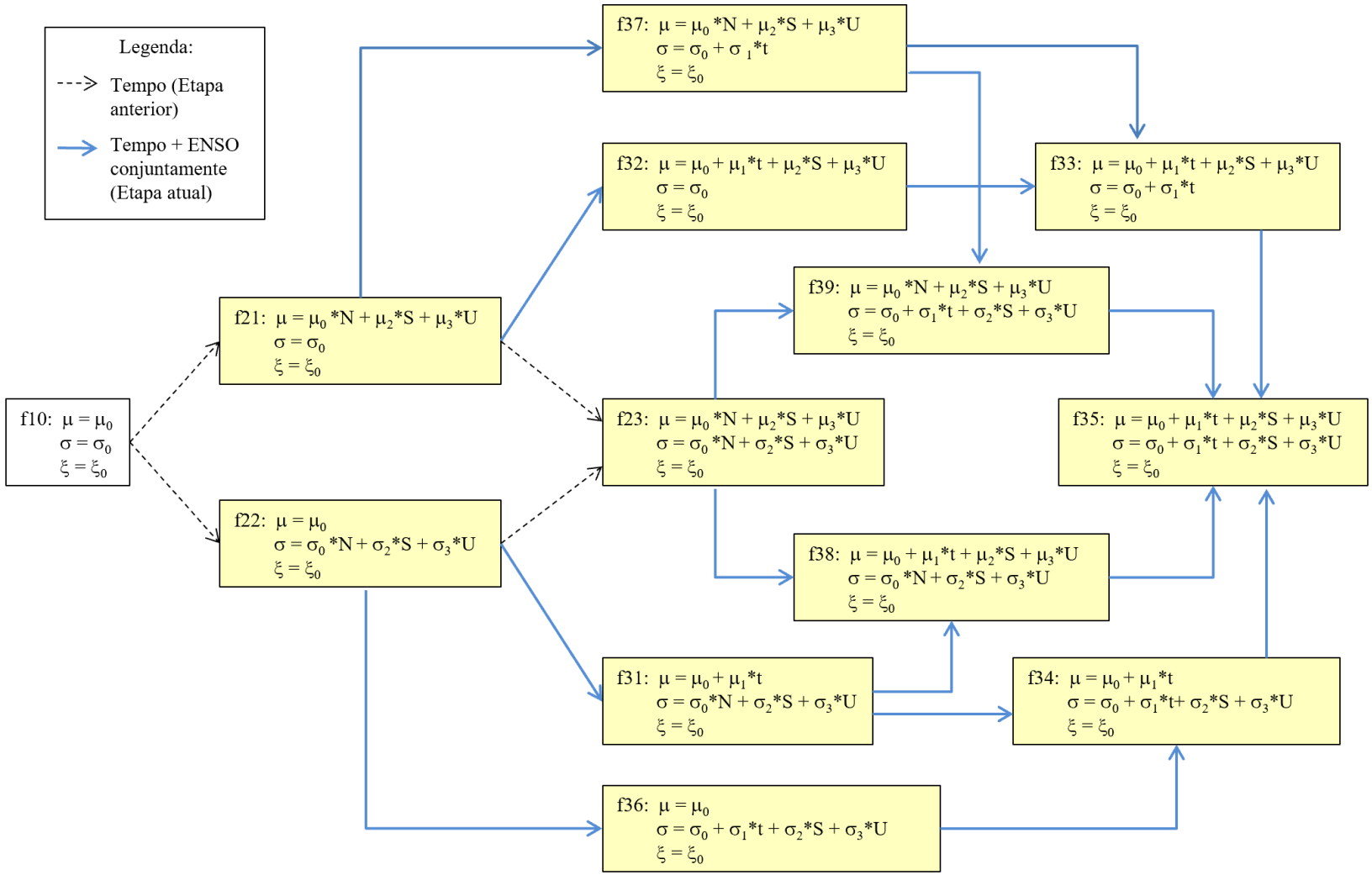


Figura 5.5 - Diagrama esquemático da sequência dos testes de estacionariedade considerando a evolução a partir da análise segundo o ENSO.

CAPÍTULO 6. ESTUDO DE CASO

6.1 DETERMINAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

Como mencionado no Capítulo 1, o trabalho propõe um procedimento para verificar o comportamento sob o ponto de vista da estacionariedade das séries de máximos de médias de vazões diárias de duração compatível com eventos de cheias. Além disso, há também o objetivo específico de verificar o comportamento estacionário das séries de máximos anuais de médias de 10 dias afluentes às UHEs que realizam controle de cheias em seus reservatórios e que estão localizadas na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José.

A Figura 6.1 apresenta a localização da bacia do rio Paraná no mapa do Brasil. A área dessa bacia até o posto fluviométrico Porto São José é de 673.000 km² (ONS, 2018a).

Figura 6.1 – Localização da bacia do rio Paraná. (Fonte: ANA, 2019)

O conjunto de UHEs existentes na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico Porto São José apresenta uma potência instalada total de 27.008,5 MW, representando 16,7% da potência instalada do SIN (ONS, 2020) e um volume útil total de 114,8 km^3 (ELETROBRAS, 2020). Além disso, é o maior sistema de controle de cheias do SIN, contando com o maior número de pontos de controle de cheia (local onde existe restrição

de defluência máxima ou de nível) e de UHEs cujos reservatórios são utilizados para amortecimento de cheias. Por tais motivos, essa foi a bacia escolhida para o estudo.

O período chuvoso dessa bacia abrange os meses de novembro a abril e o controle de cheias é feito com os reservatórios de 14 UHEs, sendo elas: Furnas, Mascarenhas de Moraes, Marimbondo, José Ermínio de Moraes (Água Vermelha), Theodomiro Carneiro Santiago (Emborcação), Nova Ponte, Itumbiara, São Simão, Barra Bonita, Mário Lopez Leão (Promissão), Ilha Solteira/Três Irmãos, Armando Avellanal Laydner (Jurumirim), Chavantes e Escola de Engenharia Mackenzie (Capivara). A Tabela 6.1 apresenta as principais características dessas UHEs.

Tabela 6.1- Características das UHEs que realizam controle de cheias na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José. (Fonte: CEPEL, 2018)

Aproveitamento	Rio	Área de drenagem (km²)	V.U. (km³)	Pot. Inst. (MW)	Restrições operativas	
					Mont. (m)	Jus. (m³/s)
Furnas	Grande	52.138	17,217	1.312	x	1.100
M. de Moraes	Grande	59.730	2,500	478	NA min. = 663,50 (1)	4.400
Marimbondo	Grande	118.515	5,260	1.488	NA máx. = 445,73	8.000
A. Vermelha	Grande	139.437	5,169	1.396	x	x
Emborcação	Paranaíba	29.050	13,056	1.192	x	5.000
Nova Ponte	Araguaí	15.480	10,380	510	x	x
Itumbiara	Paranaíba	94.728	12,454	2.280	x	7.000
São Simão	Paranaíba	171.474	5,540	1.710	x	16.000
Barra Bonita	Tietê	33.156(2)	2,567	140	x	2.000
Promissão	Tietê	58.106(2)	2,127	264	x	x
Ilha Solteira/Três Irmãos (3)	Paraná/Tietê	448.418	8,931	4.252	NA min. = 325,00	x
Jurumirim	Paranapanema	17.891	3,165	98	x	1.200
Chavantes	Paranapanema	27.769	3,041	414	x	2.000
Capivara	Paranapanema	84.715	5,725	619	x	x

(1) Para fins de alocação de volumes de espera, o NAmin é de 664,01m.
(2) Considerando 5.810 km² de área em Pirapora.
(3) Com a interligação através do canal Pereira Barreto, pode-se considerar Ilha Solteira e Três Irmãos como um único reservatório, sendo o volume útil obtido pelo somatório dos volumes entre as cotas 323,00 e 328,00 de cada reservatório.

Os locais que apresentam restrição de vazão máxima ou de nível, chamados pontos de controle, estão localizados a jusante das UHEs de Furnas, Mascarenhas de Moraes, Igarapava, Volta Grande, Porto Colômbia, Marimbondo, Emborcação, Itumbiara, São Simão e Jupiá e do posto fluviométrico de Porto São José.

Com o intuito de se ter uma análise da bacia como um todo em vez de um único ponto, foram selecionados aproveitamentos situados a montante e a jusante das sub-bacias que a compõem, chegando a um total de 10 aproveitamentos, sendo eles: Furnas, Água Vermelha, Nova Ponte, Emborcação, São Simão, Barra Bonita, Promissão, Jupiá, Jurumirim e Capivara. A Figura 6.2 apresenta o esquema topológico do sistema de controle de cheias da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José, com suas UHEs e pontos de controle de cheias, bem como, em destaque, as UHEs selecionadas para a análise da estacionariedade das suas séries de máximos anuais de médias de 10 dias.

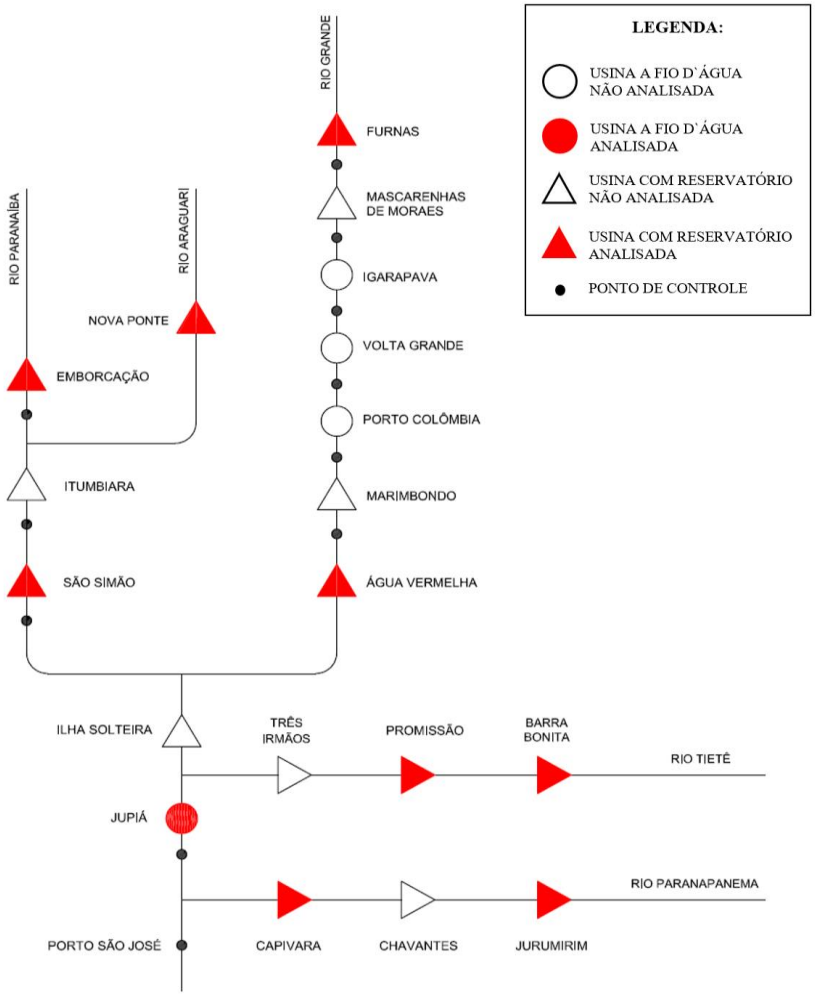


Figura 6.2 - Topologia do sistema de controle de cheias da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José com destaque para as UHEs selecionadas.

6.2 LEVANTAMENTO DE DADOS

6.2.1 SÉRIES DE VAZÕES DIÁRIAS

Para o estudo da análise de estacionariedade, foram utilizadas as séries de vazões diárias naturalizadas de 1951 a 2015 afluentes às usinas hidroelétricas da bacia do rio Paraná. Destaca-se que essas são as séries que foram utilizadas na realização dos Estudos de Prevenção de Cheias (EPC) – ciclo 2018/2019, que foram fornecidas pelo ONS.

Neste trabalho, as análises de estacionariedade foram efetuadas sobre séries de vazões máximas anuais de médias de 10 dias. A escolha pela consideração da duração de 10 dias justifica-se pelas características do comportamento das cheias dessa bacia que têm duração aproximada de 10 dias. De forma a facilitar a visualização e manipulação dos dados, optou-se por trabalhar com esses dados de forma padronizada, sendo essa padronização feita em relação à média das séries de máximos anuais das médias de 10 dias do respectivo posto. Como o foco do estudo é o controle de cheias, e esse se realiza durante a estação chuvosa, considerou-se o ano hidrológico, que se inicia em 1º de novembro. As séries de vazões máximas anuais de médias de 10 dias padronizadas utilizadas neste trabalho encontram-se na Tabela A.1 do Anexo A. Com o intuito de realizar uma análise exploratória de dados (AED), as Figuras A.1 a A.10 do Anexo A apresentam as evoluções temporais dessas séries ilustradas por curvas de tendência ajustadas por regressões locais LOESS (CLEVELAND e GROSSE, 1991). Analisando as Figuras A.1 a A.10, é possível observar que, graficamente, as séries referentes às UHEs Promissão e Jurumirim sugerem um comportamento não estacionário com tendência a crescimento das vazões. No caso da UHE Capivara observa-se um comportamento crescente até aproximadamente o ano de 1990 quando se estabiliza. Por outro lado, para as séries de máximos das demais UHEs não é possível identificar claramente um comportamento não estacionário.

Devido ao comportamento específico da série de máximos afluentes à UHE Capivara, foi formulada uma nova hipótese de não estacionariedade, conforme disposto na sequência.

Parâmetros de locação e escala variando linearmente no tempo até um ano específico e mantendo-se constantes a partir de então – Neste caso, até um determinado ano, o parâmetro de locação segue a Equação (5.32), enquanto o de escala segue a (5.33). A partir desse ano, esses parâmetros seguem as Equações (5.29) e (5.30)

respectivamente. Uma vez que o parâmetro de forma não varia, ele é definido por (5.31) para todo o período.

Essa hipótese dá origem a três modelos derivados de f11, f12 e f13:

- f11a – modelo não estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo até 1990 e constante a partir de então;
- f12a – modelo não estacionário com o parâmetro de escala variando no tempo até 1990 e constante a partir de então;
- f13a – modelo não estacionário com os parâmetros de locação e de escala variando no tempo até 1990 e constante a partir de então.

Nos próximos itens deste capítulo adotar-se-á o termo "séries de máximos" como "séries de máximos anuais de médias de vazões de 10 dias padronizada".

6.2.2 CLASSIFICAÇÃO DAS ESTAÇÕES CHUVOSAS SEGUNDO O FENÔMENO ENSO

Como mencionado no item 5.2, foi reavaliado o critério de classificação das estações chuvosas atualmente em uso para a bacia do rio Paraná, bem como exploradas alternativas. Este estudo, apresentado no Anexo B, mostrou que o atual critério continua robusto, sendo, portanto, o adotado nesta dissertação.

Dessa forma, a classificação das estações chuvosas considerada para o estudo de estacionariedade segundo o ENSO é a definida segundo o critério atual e pode ser encontrada na Tabela C.1 do Anexo C.

CAPÍTULO 7. RESULTADOS

7.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE NO TEMPO

Nesta seção, são apresentados os resultados da análise de estacionariedade temporal, ou seja, sobre como as séries de máximos se comportam no tempo. Para a análise de estacionariedade temporal, foram considerados o conjunto de testes gerais e o teste específico descritos no item 5.1. Ressalta-se que os testes gerais são realizados diretamente sobre as medidas de tendência central e de dispersão. Por outro lado, o teste específico busca identificar a não estacionariedade através da comparação entre modelos, cujos parâmetros são estimados pelo método da máxima verossimilhança e refletem o comportamento das medidas de tendência central e de dispersão.

7.1.1 TESTES GERAIS

Para a aplicação dos testes gerais, foram utilizados os *softwares* S (versão 8.2) (MATHSOFT, 1999) e R (versão 3.5.1). Para a realização dos testes através do *software* R, foram utilizadas as funções já prontas dentro dos pacotes SNPAR (versão 1.0) (QIU, 2015) e TREND (versão 1.1.1) (POHLERT, 2018). A Tabela 7.1 identifica o código computacional e o pacote utilizado para a realização de cada teste geral selecionado.

Tabela 7.1 – *Software* e pacote utilizado para a realização de cada teste geral selecionado.

Teste	***Software***	**Pacote**
t-*Student*	S versão 8.2	-
F-Snedecor	S versão 8.2	-
Mann-Whitney	S versão 8.2	-
Rho de Spearman	S versão 8.2	-
Cox-Stuart	R versão 3.5.1	SNPAR
Run Test	R versão 3.5.1	SNPAR
Mann-Kendall	R versão 3.5.1	TREND
Mann-Kendall Multivariado	R versão 3.5.1	TREND

Após aplicados os oito (8) testes para as séries de máximos das dez UHEs abordadas no presente estudo, foram elaboradas as Tabelas 7.2 a 7.8, que agrupam, por cada tipo de teste estatístico, os resultados. A Tabela 7.9 exibe o resultado do teste de Mann-Kendall multivariado realizado para todas as séries conjuntamente. A conclusão acerca do comportamento estacionário das séries foi feita considerando-se um intervalo de confiança de 95%, ou seja, um nível de significância de 5%.

Tabela 7.2 – Teste t-*Student* com intervalo de confiança de 95%.

Teste t-*Student*					
UHE	**Média 1**	**Média 2**	**Estatística t**	**p-valor**	**Conclusão**
Furnas	0,984	1,018	-0,405	0,687	Estacionária
Água Vermelha	0,990	1,016	-0,342	0,734	Estacionária
Nova Ponte	1,035	0,944	0,939	0,352	Estacionária
Emborcação	1,060	0,905	1,731	0,089	Estacionária
São Simão	1,013	0,983	0,393	0,695	Estacionária
Barra Bonita	0,957	1,071	-1,138	0,261	Estacionária
Promissão	0,905	1,082	-1,927	0,058	Estacionária
Jupiá	0,973	1,032	-0,923	0,360	Estacionária
Jurumirim	0,890	1,217	-2,191	0,037	Não estacionária
Capivara	0,848	1,148	-2,274	0,027	Não estacionária

Tabela 7.3 – Teste F de Snedecor com intervalo de confiança de 95%.

Teste F-Snedecor					
UHE	**Var 1**	**Var 2**	**Estatística F**	**p-valor**	**Conclusão**
Furnas	0,096	0,133	0,722	0,365	Estacionária
Água Vermelha	0,083	0,095	0,876	0,697	Estacionária
Nova Ponte	0,130	0,154	0,844	0,623	Estacionária
Emborcação	0,144	0,111	1,292	0,512	Estacionária
São Simão	0,113	0,072	1,574	0,225	Estacionária
Barra Bonita	0,140	0,164	0,851	0,641	Estacionária
Promissão	0,114	0,161	0,709	0,348	Estacionária
Jupiá	0,078	0,055	1,427	0,332	Estacionária
Jurumirim	0,134	0,424	0,315	0,001	Não estacionária
Capivara	0,137	0,433	0,316	0,002	Não estacionária

Tabela 7.4 – Teste de Mann-Whitney com intervalo de confiança de 95%.

Teste Mann-Whitney			
UHE	**Estatística z**	**p-valor**	**Conclusão**
Furnas	-0,335	0,738	Estacionária
Água Vermelha	-0,438	0,661	Estacionária
Nova Ponte	1,261	0,207	Estacionária
Emborcação	1,922	0,055	Estacionária
São Simão	0,205	0,837	Estacionária
Barra Bonita	-1,112	0,266	Estacionária
Promissão	-1,599	0,110	Estacionária
Jupiá	-0,941	0,347	Estacionária
Jurumirim	-2,121	0,034	Não estacionária
Capivara	-1,725	0,084	Estacionária

Tabela 7.5 – Teste Rho de Spearman com intervalo de confiança de 95%.

Teste Rho de Spearman				
UHE	**r_{xy}**	**Estatística z**	**p-valor**	**Conclusão**
Furnas	0,137	1,093	0,274	Estacionária
Água Vermelha	0,150	1,197	0,231	Estacionária
Nova Ponte	-0,105	-0,839	0,401	Estacionária
Emborcação	-0,188	-1,504	0,133	Estacionária
São Simão	-0,004	-0,030	0,976	Estacionária
Barra Bonita	0,217	1,733	0,083	Estacionária
Promissão	0,244	1,951	0,051	Estacionária
Jupiá	0,174	1,388	0,165	Estacionária
Jurumirim	0,326	2,609	0,009	Não estacionária
Capivara	0,293	2,343	0,019	Não estacionária

Tabela 7.6 – Teste de Cox-Stuart com intervalo de confiança de 95% (modelado no R com o pacote SNPAR).

Teste de Cox-Stuart			
UHE	**Estatística S**	**p-valor**	**Conclusão**
Furnas	15	0,860	Estacionária
Água Vermelha	11	0,110	Estacionária
Nova Ponte	12	0,215	Estacionária
Emborcação	13	0,377	Estacionária
São Simão	13	0,377	Estacionária
Barra Bonita	12	0,215	Estacionária
Promissão	13	0,377	Estacionária
Jupiá	13	0,377	Estacionária
Jurumirim	7	0,002	Não estacionária
Capivara	10	0,050	Não estacionária

Tabela 7.7 – Teste de Sequências (*Run Test*).

Run Test			
UHE	**Estatística R**	**p-valor**	**Conclusão**
Furnas	25	0,034	Não estacionária
Água Vermelha	25	0,034	Não estacionária
Nova Ponte	35	0,694	Estacionária
Emborcação	32	0,720	Estacionária
São Simão	30	0,382	Estacionária
Barra Bonita	36	0,531	Estacionária
Promissão	36	0,531	Estacionária
Jupiá	29	0,261	Estacionária
Jurumirim	30	0,382	Estacionária
Capivara	22	0,004	Não estacionária

Tabela 7.8 – Teste Mann-Kendall com intervalo de confiança de 95% (modelado no R com o pacote TREND).

Teste de Mann-Kendall (TREND)						
UHE	**Estatística S**	**Variância (S)**	**Tau de Kendall**	**Estatística z**	**p-valor**	**Conclusão**
Furnas	221	31199	0,106	1,246	0,213	Estacionária
Água Vermelha	240	31200	0,115	1,353	0,176	Estacionária
Nova Ponte	-134	31198	-0,064	-0,753	0,451	Estacionária
Emborcação	-254	31198	-0,122	-1,432	0,152	Estacionária
São Simão	-6	31200	-0,003	-0,028	0,977	Estacionária
Barra Bonita	300	31200	0,144	1,693	0,091	Estacionária
Promissão	350	31200	0,168	1,976	0,048	Não estacionária
Jupiá	258	31200	0,124	1,455	0,146	Estacionária
Jurumirim	460	31196	0,221	2,599	0,009	Não estacionária
Capivara	404	31200	0,194	2,282	0,023	Não estacionária

O teste de Mann-Kendall multivariado é um teste de estacionariedade realizado para todos os postos simultaneamente, ou seja, ele faz uma análise global. As Tabelas 7.9 e 7.10 apresentam o resultado desse teste e a matriz de variância-covariância calculada respectivamente. Como pode ser observado na Tabela 7.9, o resultado sugere que, ao olhar a bacia como um todo, ela apresenta com um comportamento estacionário.

Tabela 7.9 – Teste Mann-Kendall multivariado com intervalo de confiança de 95%.

Teste de Mann-Kendall multivariado				
Estatística S	**Variância (S)**	**Estatística z**	**p-valor**	**Conclusão**
1839	1635247	1,438	0,150	Estacionária

Tabela 7.10– Matriz de covariância do teste Mann-Kendall multivariado.

Matriz de covariância										
	Furnas	AVermelha	NPonte	Emborcação	SSimão	BBonita	Promissão	Jupiá	Jurumirim	Capivara
Furnas	31199	28138	21803	16338	19475	11020	12486	22880	3832	3309
Água Vermelha	28138	31200	22853	18191	21871	14504	16329	27387	8240	7577
Nova Ponte	21803	22853	31198	22633	24978	7087	6504	21701	2814	15
Emborcação	16338	18191	22633	31198	26616	4215	6188	21511	531	-1412
São Simão	19475	21871	24978	26616	31200	8871	10293	25617	5962	3459
Barra Bonita	11020	14504	7087	4215	8871	31200	29777	17225	19997	17145
Promissão	12486	16329	6504	6188	10293	29777	31200	19495	20193	18102
Jupiá	22880	27387	21701	21511	25617	17225	19495	31200	12470	10699
Jurumirim	3832	8240	2814	531	5962	19997	20193	12470	31196	22707
Capivara	3309	7577	15	-1412	3459	17145	18102	10699	22707	31200

A Tabela 7.11 apresenta um resumo com os resultados dos testes gerais.

Tabela 7.11– Resumo dos resultados dos testes gerais.

UHE	Teste							Total	
	t-*Student*	F-Snedecor	Mann-Whitney	Rho de Spearman	Cox-Stuart	*Run Test*	Mann-Kendall	Estacionário	Não estacionário
Furnas	E	E	E	E	E	NE	E	6	1
Água Vermelha	E	E	E	E	E	NE	E	6	1
Nova Ponte	E	E	E	E	E	E	E	7	0
Emborcação	E	E	E	E	E	E	E	7	0
São Simão	E	E	E	E	E	E	E	7	0
Barra Bonita	E	E	E	E	E	E	E	7	0
Promissão	E	E	E	E	E	E	NE	6	1
Jupiá	E	E	E	E	E	E	E	7	0
Jurumirim	NE	NE	NE	NE	NE	E	NE	1	6
Capivara	NE	NE	E	NE	NE	NE	NE	1	6

Legenda: E – Estacionária; NE – Não estacionária

Os resultados da aplicação dos sete (7) testes gerais selecionados sumarizados na Tabela 7.11 sugerem comportamento estacionário no tempo para as séries de máximos afluentes às UHEs Nova Ponte, Emborcação, São Simão, Barra Bonita e Jupiá. No caso das séries das UHEs Furnas, Água Vermelha e Promissão, dentre os sete testes apenas um recusou a hipótese nula de estacionariedade temporal. Além disso, cabe destacar a proximidade entre o p-valor resultante e o nível de significância considerado do teste Mann-Kendall para Promissão. Por outro lado, a hipótese nula de estacionariedade das séries de máximos afluentes às UHEs Jurumirim e Capivara foi recusada em seis dos sete teste selecionados, o que sugere um comportamento não estacionário para as condições analisadas. Nos próximos itens, serão apresentados os resultados dos testes específicos para séries de máximos propostos nesta tese.

7.1.2 TESTE ESPECÍFICO

Como descrito no item 5.1.2, o primeiro passo foi determinar qual distribuição de probabilidades (Gumbel ou GEV) representava melhor o comportamento da série de máximos de cada usina e, portanto, deveria ser adotada no estudo. Para esse procedimento, foram ajustados dois modelos estacionários - Gumbel e GEV – que, em seguida, foram contrapostos no teste de razão de verossimilhança. Considerando o modelo estacionário identificado como o melhor no teste, foram ajustados os modelos não estacionários seguindo a mesma distribuição. Para o ajuste dos modelos estacionários e não estacionários, assim como para a realização dos testes de razão de verossimilhança, foi utilizado o pacote R.extRemes - versão 2.0.9 (GILLELAND e KATZ, 2016).

De forma a facilitar a exibição dos resultados, optou-se por agrupá-los por UHE. Para cada usina, são apresentadas três tabelas com a síntese dos resultados de cada etapa:

- as Tabelas 7.12, 7.15, 7.18, 7.21, 7.24, 7.27, 7.30, 7.33, 7.36, 7.39 e 7.42 apresentam os parâmetros estimados para os dois modelos estacionários com seus respectivos erros-padrões e o valor do negativo do logaritmo da função de verossimilhança para cada modelo, bem como os resultados dos testes de razão de verossimilhança, contrapondo-os;
  as Tabelas 7.13, 7.16, 7.19, 7.22, 7.25, 7.28, 7.31, 7.34, 7.37, 7.40 e 7.43 apresentam os parâmetros estimados com seus respectivos erros-padrões e o valor do negativo do logaritmo da função de verossimilhança para o modelo estacionário selecionado e para os correspondentes modelos não estacionários;
- as Tabelas 7.14, 7.17, 7.20, 7.23, 7.26, 7.29, 7.32, 7.35, 7.38, 7.41 e 7.44 apresentam os valores das estatísticas de cada teste de razão de verossimilhança e os correspondentes p-valor; o diagrama apresentado na Figura 5.1, no item 5.1.2, ilustra a aplicação dos testes.

De forma a simplificar a exibição dos resultados desses testes, foi adotada a notação apresentada no item 5.1.2:

❖ UHE: Furnas

Tabela 7.12 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Furnas.

Ajuste dos modelos estacionários para Furnas						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,844	0,280		18,623	**Razão de verossimilhança**	0,832
	Erro-Padrão estimado	0,037	0,027				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,857	0,286	-0,086	18,207	**p-valor**	0,362
	Erro-Padrão estimado	0,040	0,028	0,087			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.12, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Furnas.

Tabela 7.13 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Furnas.

FURNAS - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,844		0,280			18,623
	Erro-Padrão estimado	0,037		0,027			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,844	0,010	0,280			18,571
	Erro-Padrão estimado	0,037	0,031	0,027			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,841		0,279	0,015		18,377
	Erro-Padrão estimado	0,037		0,027	0,022		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,846	0,040	0,278	0,033		17,866
	Erro-Padrão estimado	0,037	0,039	0,027	0,028		

Tabela 7.14 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Furnas.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	0,103	0,493
p-valor	0,748	0,483

Analisando a Tabela 7.14 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Furnas.

❖ UHE: Água Vermelha

Tabela 7.15 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Água Vermelha.

Ajuste dos modelos estacionários para Água Vermelha						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,857	0,274		14,885	**Razão de verossimilhança**	6,355
	Erro-Padrão estimado	0,036	0,025				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,891	0,283	-0,235	11,707	**p-valor**	0,012
	Erro-Padrão estimado	0,039	0,027	0,080			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.15, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade GEV, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Água Vermelha.

Tabela 7.16 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Água Vermelha.

ÁGUA VERMELHA - Distribuição de probabilidades considerada: GEV							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,891		0,283		-0,235	11,707
	Erro-Padrão estimado	0,039		0,027		0,080	
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,893	0,032	0,282		-0,241	11,285
	Erro-Padrão estimado	0,039	0,035	0,027		0,077	
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,888		0,283	0,015	-0,237	11,553
	Erro-Padrão estimado	0,039		0,027	0,027	0,079	
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,893	0,044	0,281	0,026	-0,239	10,842
	Erro-Padrão estimado	0,039	0,037	0,027	0,027	0,078	

Tabela 7.17 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Água Vermelha.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	0,845	0,310
p-valor	0,358	0,578

Analisando a Tabela 7.17 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Água Vermelha.

❖ UHE: Nova Ponte

Tabela 7.18 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Nova Ponte.

Ajuste dos modelos estacionários para Nova Ponte						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,830	0,306		24,281	**Razão de verossimilhança**	0,596
	Erro-Padrão estimado	0,040	0,029				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,840	0,310	-0,067	23,983	**p-valor**	0,440
	Erro-Padrão estimado	0,043	0,030	0,083			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.18, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Nova Ponte.

Tabela 7.19 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Nova Ponte.

NOVA PONTE - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,830		0,306			24,281
	Erro-Padrão estimado	0,040		0,029			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,830	-0,024	0,305			24,055
	Erro-Padrão estimado	0,040	0,035	0,029			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,829		0,306	-0,004		24,269
	Erro-Padrão estimado	0,040		0,029	0,029		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,831	-0,038	0,304	-0,021		23,862
	Erro-Padrão estimado	0,040	0,042	0,029	0,034		

Tabela 7.20 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Nova Ponte.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	0,452	0,025
p-valor	0,501	0,875

Analisando a Tabela 7.20 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Nova Ponte.

❖ UHE: Emborcação

Tabela 7.21 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Emborcação.

Ajuste dos modelos estacionários para Emborcação						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,832	0,294		22,511	**Razão de verossimilhança**	0,136
	Erro-Padrão estimado	0,038	0,028				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,838	0,296	-0,034	22,444	**p-valor**	0,713
	Erro-Padrão estimado	0,041	0,030	0,092			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.21, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Emborcação.

Tabela 7.22 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Emborcação.

EMBORCAÇÃO - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,832		0,294			22,511
	Erro-Padrão estimado	0,038		0,028			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,834	-0,032	0,293			22,120
	Erro-Padrão estimado	0,038	0,036	0,028			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,820		0,291	-0,035		21,957
	Erro-Padrão estimado	0,039		0,028	0,033		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,836	-0,055	0,291	-0,057		20,911
	Erro-Padrão estimado	0,039	0,038	0,029	0,035		

Tabela 7.23 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Emborcação.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	0,783	1,109
p-valor	0,376	0,292

Analisando a Tabela 7.23 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Emborcação.

❖ UHE: São Simão

Tabela 7.24 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE São Simão.

Ajuste dos modelos estacionários para São Simão						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,856	0,264		13,774	**Razão de verossimilhança**	1,975
	Erro-Padrão estimado	0,035	0,024				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,874	0,269	-0,124	12,787	**p-valor**	0,160
	Erro-Padrão estimado	0,037	0,026	0,084			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.24, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de São Simão.

Tabela 7.25 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE São Simão.

SÃO SIMÃO - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,856		0,264			13,774
	Erro-Padrão estimado	0,035		0,024			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,856	0,011	0,263			13,716
	Erro-Padrão estimado	0,034	0,031	0,024			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,856		0,262	-0,028		13,212
	Erro-Padrão estimado	0,034		0,024	0,025		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,857	-0,007	0,262	-0,031		13,193
	Erro-Padrão estimado	0,035	0,035	0,025	0,029		

Tabela 7.26 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE São Simão.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	0,116	1,125
p-valor	0,734	0,289

Analisando a Tabela 7.26 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE São Simão.

❖ UHE: Barra Bonita

Tabela 7.27 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Barra Bonita.

Ajuste dos modelos estacionários para Barra Bonita						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,819	0,329		28,686	**Razão de verossimilhança**	1,517
	Erro-Padrão estimado	0,043	0,031				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,840	0,338	-0,117	27,928	**p-valor**	0,218
	Erro-Padrão estimado	0,047	0,033	0,090			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.27, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Barra Bonita.

Tabela 7.28 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Barra Bonita.

BARRA BONITA - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,819		0,329			28,686
	Erro-Padrão estimado	0,043		0,031			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,823	0,060	0,324			27,407
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,037	0,030			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,820		0,329	-0,003		28,682
	Erro-Padrão estimado	0,045		0,031	0,027		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,824	0,079	0,323	0,026		27,048
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,043	0,030	0,031		

Tabela 7.29 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Barra Bonita.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	2,559	0,009
p-valor	0,110	0,926

Analisando a Tabela 7.29 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Barra Bonita.

❖ UHE: Promissão

Tabela 7.30 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Promissão.

Ajuste dos modelos estacionários para Promissão						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,821	0,325		27,752	**Razão de verossimilhança**	1,517
	Erro-Padrão estimado	0,043	0,031				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,842	0,334	-0,118	26,937	**p-valor**	0,218
	Erro-Padrão estimado	0,046	0,032	0,086			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.30, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Promissão.

Tabela 7.31 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Promissão.

PROMISSÃO - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,821		0,325			27,752
	Erro-Padrão estimado	0,043		0,031			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,826	0,066	0,319			26,166
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,037	0,030			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,821		0,326	0,001		27,751
	Erro-Padrão estimado	0,045		0,031	0,027		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,828	0,092	0,318	0,034		25,514
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,043	0,030	0,031		

Tabela 7.32 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Promissão.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	2,559	0,003
p-valor	0,110	0,959

Analisando a Tabela 7.32 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Promissão.

❖ UHE: Jupiá

Tabela 7.33 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Jupiá.

Ajuste dos modelos estacionários para Jupiá						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,873	0,251		8,200	**Razão de verossimilhança**	7,925
	Erro-Padrão estimado	0,033	0,022				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,902	0,252	-0,218	4,238	**p-valor**	0,005
	Erro-Padrão estimado	0,034	0,023	0,060			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.33, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade GEV, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Jupiá.

Tabela 7.34 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jupiá.

JUPIÁ - Distribuição de probabilidades considerada: GEV							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,902		0,252		-0,218	4,238
	Erro-Padrão estimado	0,034		0,023		0,060	
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,903	0,041	0,250		-0,219	3,359
	Erro-Padrão estimado	0,034	0,031	0,023		0,057	
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,900		0,253	0,007	-0,220	4,200
	Erro-Padrão estimado	0,035		0,023	0,025	0,059	
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,904	0,049	0,249	0,018	-0,218	3,100
	Erro-Padrão estimado	0,034	0,033	0,023	0,025	0,057	

Tabela 7.35 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jupiá.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f11	**f10 x f12**
Razão de verossimilhança	1,757	0,076
p-valor	0,185	0,782

Analisando a Tabela 7.35 e considerando o nível de significância de 5%, não é possível recusar a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Jupiá.

❖ UHE: Jurumirim

Tabela 7.36 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Jurumirim.

Ajuste dos modelos estacionários para Jurumirim						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,794	0,323		33,089	**Razão de verossimilhança**	5,095
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,033				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,763	0,295	0,192	30,541	**p-valor**	0,024
	Erro-Padrão estimado	0,041	0,032	0,094			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.36, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade GEV, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Jurumirim.

Tabela 7.37 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jurumirim.

JURUMIRIM - Distribuição de probabilidades considerada: GEV							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,763		0,295		0,192	30,541
	Erro-Padrão estimado	0,041		0,032		0,094	
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,768	0,061	0,282		0,207	28,102
	Erro-Padrão estimado	0,040	0,027	0,031		0,101	
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,764		0,294	-0,005	0,203	30,530
	Erro-Padrão estimado	0,042		0,033	0,034	0,122	
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,797	0,132	0,303	0,081	0,080	25,677
	Erro-Padrão estimado	0,047	0,042	0,039	0,039	0,127	

Tabela 7.38 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jurumirim.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f11	**f10 x f12**	**f11 x f13**
Razão de verossimilhança	4,878	0,021	4,851
p-valor	0,027	0,884	0,028

Analisando a Tabela 7.38 e considerando o nível de significância de 5%, recusa-se a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Jurumirim, indicando que a não estacionariedade ocorre tanto no parâmetro de locação, quanto de escala.

❖ UHE: Capivara

Tabela 7.39 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Capivara.

Ajuste dos modelos estacionários para Capivara						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,774	0,361		39,446	**Razão de verossimilhança**	3,428
	Erro-Padrão estimado	0,047	0,036				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,745	0,338	0,153	37,732	**p-valor**	0,006
	Erro-Padrão estimado	0,047	0,036	0,093			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.39, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Capivara.

Tabela 7.40 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara.

CAPIVARA - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,774		0,361			39,446
	Erro-Padrão estimado	0,047		0,036			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,783	0,091	0,346			36,797
	Erro-Padrão estimado	0,045	0,039	0,035			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,755		0,364	0,025		39,231
	Erro-Padrão estimado	0,057		0,037	0,040		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,792	0,160	0,353	0,100		33,801
	Erro-Padrão estimado	0,048	0,046	0,038	0,042		

Tabela 7.41 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f11	**f10 x f12**	**f11 x f13**
Razão de verossimilhança	5,298	0,429	5,993
p-valor	0,021	0,512	0,014

Analisando a Tabela 7.41 e considerando o nível de significância de 5%, recusa-se a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Capivara, indicando que a não estacionariedade ocorre tanto no parâmetro de locação quanto de escala.

❖ UHE: Capivara – Modelo II

Tabela 7.42 – Resultados dos ajustes estacionários e do teste de razão de verossimilhança para a UHE Capivara – Modelo II.

Ajuste dos modelos estacionários para CAPIVARA MODELO II						**Teste da razão de verossimilhança**	
Modelo		**μ0**	**σ0**	**ξ**	**- Log (V)**	**Gumbel x GEV**	
GUMBEL	Estimativa do parâmetro	0,774	0,361		39,446	**Razão de verossimilhança**	3,428
	Erro-Padrão estimado	0,047	0,036				
GEV	Estimativa do parâmetro	0,745	0,338	0,153	37,732	**p-valor**	0,064
	Erro-Padrão estimado	0,047	0,036	0,093			

Com base no resultado do teste da razão de verossimilhança apresentado na Tabela 7.42, o modelo estacionário mais verossímil, no nível de significância de 5%, foi a distribuição de probabilidade Gumbel, sendo, portanto, a distribuição considerada em todas as opções de modelagem realizadas para a usina de Capivara – Modelo II.

Tabela 7.43 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara – Modelo II.

CAPIVARA MODELO II- Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL							
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,774		0,361			39,446
	Erro-Padrão estimado	0,047		0,036			
Locação variando no tempo (f11)	Estimativa do parâmetro	0,788	0,119	0,337			35,294
	Erro-Padrão estimado	0,044	0,041	0,034			
Escala variando no tempo (f12)	Estimativa do parâmetro	0,754		0,364	0,023		39,265
	Erro-Padrão estimado	0,060		0,037	0,038		
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,793	0,156	0,345	0,094		32,105
	Erro-Padrão estimado	0,046	0,037	0,037	0,034		

Tabela 7.44 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara – Modelo II.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f11a	**f10 x f12a**	**f11a x f13a**
Razão de verossimilhança	8,304	0,362	6,379
p-valor	0,004	0,547	0,012

Analisando a Tabela 7.44 e considerando o nível de significância de 5%, recusa-se a hipótese nula de estacionariedade temporal da série de máximos afluentes à UHE Capivara, indicando que a não estacionariedade, do tipo descrito pelo modelo f13a, ocorre tanto no parâmetro de locação quanto de escala.

A Tabela 7.45 apresenta, de forma resumida, o melhor modelo para cada uma das dez usinas analisadas, ou seja, o modelo mais verossímil estatisticamente.

Tabela 7.45 – Modelo temporal mais verossímil segundo o teste da razão de verossimilhança, no nível de significância de 5%.

UHE	Modelo estatisticamente mais verossímil
Furnas	Estacionário
Água Vermelha	Estacionário
Nova Ponte	Estacionário
Emborcação	Estacionário
São Simão	Estacionário
Barra Bonita	Estacionário
Promissão	Estacionário
Jupiá	Estacionário
Jurumirim	Locação e escala variando linearmente no tempo
Capivara	Locação e escala variando linearmente no tempo
Capivara - Modelo II	Locação e escala variando linearmente no tempo até 1990

A hipótese nula de estacionariedade temporal não pode ser recusada nos testes específico para séries de máximos para as UHEs Furnas, Água Vermelha, Nova Ponte, Emborcação, São Simão, Barra Bonita, Promissão e Jupiá.

Já no caso das UHEs Jurumirim e Capivara, os testes de estacionariedade temporal feitos sobre as séries de máximos recusaram a hipótese nula de estacionariedade. Tal fato pode ser percebido nos gráficos dessas séries ao longo do tempo, que são apresentados nas Figuras A.9 e A.10 localizadas no Anexo A.

Os resultados dos testes específicos para séries de máximos reforçam os resultados obtidos anteriormente nos testes gerais.

Pode-se considerar que a modelagem II de Capivara f13a possui um parâmetro a mais que corresponde ao ano de transição a partir do qual os parâmetros de locação e escala tornam-se constantes. Assim, para verificar se esse modelo é significativamente mais verossímil que o modelo f13, foi realizado o teste de razão de verossimilhança comparando os modelos f13 e f13a e considerando-se 1 grau de liberdade.

Tabela 7.46 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos f13 e f13a estimados para a UHE Capivara.

	f13 x f13a
Razão de verossimilhança	3,392
p-valor	0,066

O resultado exibido na Tabela 7.46 mostra que, sob um nível de significância de 5%, o modelo f13 é mais verossímil, sendo, portanto, o adotado nas próximas etapas.

7.2 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE SEGUNDO O FENÔMENO ENSO

Neste item, adotou-se como modelo estacionário aquele identificado como o melhor modelo estacionário no item 7.1.2. Portanto, os modelos não estacionários variando segundo o fenômeno ENSO para as séries de máximos de cada UHE foram ajustados considerando as respectivas distribuições. Para o ajuste dos modelos não estacionários em relação ao ENSO, assim como para a realização dos testes de razão de verossimilhança, foi utilizado o mesmo pacote R.extRemes - versão 2.0.9 (GILLELAND e KATZ, 2016).

Assim como no item anterior, de forma a facilitar a exibição dos resultados, optou-se por agrupá-los por UHE. Para cada usina, são apresentadas duas tabelas com a síntese dos resultados de cada etapa:

- as Tabelas 7.47, 7.49, 7.51, 7.53, 7.55, 7.57, 7.59, 7.61, 7.63 e 7.65 apresentam os parâmetros estimados com seus respectivos erros-padrões e o valor do negativo do logaritmo da função de verossimilhança para o modelo estacionário selecionado e para os correspondentes modelos não estacionários;
- as Tabelas 7.48, 7.50, 7.52, 7.54, 7.56, 7.58, 7.60, 7.62, 7.64 e 7.66 apresentam os valores das estatísticas de cada teste e os correspondentes p-valor; o diagrama apresentado na Figura 5.2, no item 5.2, ilustra a aplicação dos testes.

De forma a simplificar a exibição dos resultados desses testes, foi adotada a notação apresentada no item 5.2.

Por fim, será apresentada a conclusão acerca do comportamento estacionário segundo o ENSO considerando-se o nível de significância de 5%. Além disso, caso seja detectada a presença de não estacionariedade, será identificada de qual tipo ela é.

❖ UHE: Furnas

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição de Gumbel em todos os modelos ajustados para a usina de Furnas.

Tabela 7.47 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Furnas.

FURNAS - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,844			0,280				18,623
	Erro-Padrão estimado	0,037			0,027				
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,838	-0,089	0,120	0,275				17,267
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,105	0,092	0,026				
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,837			0,275	-0,012	0,045		18,454
	Erro-Padrão estimado	0,038			0,030	0,068	0,091		
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,838	-0,109	0,138	0,275	-0,056	0,042		16,766
	Erro-Padrão estimado	0,043	0,092	0,109	0,031	0,031	0,084		

Tabela 7.48 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Furnas.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f21	**f10 x f22**
Razão de verossimilhança	2,712	0,338
p-valor	0,258	0,845

Analisando a Tabela 7.48, não é possível recusar, no nível de significância de 5%, a hipótese nula de comportamento estacionário segundo o ENSO da série de máximos afluentes à UHE Furnas.

❖ UHE: Água Vermelha

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição GEV em todos os modelos ajustados para a usina de Água Vermelha.

Tabela 7.49 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Água Vermelha.

ÁGUA VERMLHA - Distribuição de probabilidades considerada: GEV									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,891			0,283			-0,235	11,707
	Erro-Padrão estimado	0,039			0,027			0,080	
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,893	-0,149	0,220	0,284			-0,357	7,883
	Erro-Padrão estimado	0,044	0,111	0,086	0,029			0,097	
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,887			0,284	-0,057	0,141	-0,369	9,061
	Erro-Padrão estimado	0,040			0,036	0,073	0,073	0,087	
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,900	-0,121	0,160	0,278	-0,045	0,069	-0,364	6,890
	Erro-Padrão estimado	0,044	0,093	0,115	0,032	0,064	0,073	0,086	

Tabela 7.50 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Água Vermelha.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f21	**f10 x f22**	**f21 x f23**
Razão de verossimilhança	7,649	5,293	1,985
p-valor	0,022	0,071	0,371

Analisando a Tabela 7.50, é possível concluir que a série de máximos afluentes à UHE Água Vermelha apresenta, no nível de significância de 5%, um comportamento não estacionário com o parâmetro de locação variando em relação ao ENSO.

❖ UHE: Nova Ponte

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição Gumbel em todos os modelos ajustados para a usina de Nova Ponte.

Tabela 7.51 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Nova Ponte.

NOVA PONTE - Distribuição de probabilidades considerada: Gumbel									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,830			0,306				24,281
	Erro-Padrão estimado	0,040			0,029				
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,821	-0,208	0,293	0,272				17,451
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,104	0,091	0,026				
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,825			0,277	0,074	0,096		23,335
	Erro-Padrão estimado	0,043			0,032	0,082	0,109		
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,826	-0,233	0,298	0,277	-0,042	0,010		17,297
	Erro-Padrão estimado	0,043	0,099	0,101	0,032	0,067	0,078		

Tabela 7.52 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Nova Ponte.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f21	**f10 x f22**	**f21 x f23**
Razão de verossimilhança	13,659	1,891	0,308
p-valor	0,001	0,389	0,857

Analisando a Tabela 7.52, é possível concluir que a série de máximos afluentes à UHE Nova Ponte apresenta, no nível de significância de 5%, um comportamento não estacionário com o parâmetro de locação variando em relação ao ENSO.

❖ UHE: Emborcação

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição Gumbel em todos os modelos ajustados para a usina de Emborcação.

Tabela 7.53 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Emborcação.

EMBORCAÇÃO - Distribuição de probabilidades considerada: Gumbel									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,832			0,294				22,511
	Erro-Padrão estimado	0,038			0,028				
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,840	-0,215	0,177	0,270				17,754
	Erro-Padrão estimado	0,041	0,104	0,091	0,027				
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,825			0,232	0,138	0,212		18,440
	Erro-Padrão estimado	0,035			0,027	0,087	0,121		
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,826	-0,200	0,271	0,232	0,042	0,179		15,096
	Erro-Padrão estimado	0,036	0,109	0,136	0,027	0,079	0,102		

Tabela 7.54 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Emborcação.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f21	**f10 x f22**	**f21 x f23**
Razão de verossimilhança	9,515	8,143	5,316
p-valor	0,009	0,017	0,070

Analisando a Tabela 7.54, é possível concluir que a série de máximos afluentes à UHE Emborcação apresenta, no nível de significância de 5%, um comportamento não estacionário com o parâmetro de locação variando em relação ao ENSO.

❖ UHE: São Simão

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição Gumbel em todos os modelos ajustados para a usina de São Simão.

Tabela 7.55 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE São Simão.

SÃO SIMÃO - Distribuição de probabilidades considerada: Gumbel									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,856			0,264				13,774
	Erro-Padrão estimado	0,035			0,024				
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,864	-0,235	0,201	0,228				6,138
	Erro-Padrão estimado	0,035	0,087	0,077	0,022				
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,863			0,214	0,154	0,100		10,254
	Erro-Padrão estimado	0,033			0,025	0,085	0,089		
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,858	-0,215	0,227	0,212	0,044	0,057		5,596
	Erro-Padrão estimado	0,033	0,101	0,092	0,025	0,073	0,068		

Tabela 7.56 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE São Simão.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f21	**f10 x f22**	**f21 x f23**
Razão de verossimilhança	15,272	7,041	1,084
p-valor	4,83E-04	0,030	0,582

Analisando a Tabela 7.56, é possível concluir que a série de máximos afluentes à UHE São Simão apresenta, no nível de significância de 5%, um comportamento não estacionário com o parâmetro de locação variando em relação ao ENSO.

❖ UHE: Barra Bonita

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição Gumbel em todos os modelos ajustados para a usina de Barra Bonita.

Tabela 7.57 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Barra Bonita.

BARRA BONITA - Distribuição de probabilidades considerada: Gumbel									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,819			0,329				28,686
	Erro-Padrão estimado	0,043			0,031				
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,822	-0,025	-0,001	0,329				28,666
	Erro-Padrão estimado	0,051	0,126	0,111	0,031				
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,819			0,325	0,061	-0,029		28,375
	Erro-Padrão estimado	0,043			0,035	0,104	0,081		
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,821	0,007	-0,010	0,326	0,062	-0,031		28,368
	Erro-Padrão estimado	0,051	0,154	0,105	0,036	0,110	0,085		

Tabela 7.58 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Barra Bonita.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f21	**f10 x f22**
Razão de verossimilhança	0,041	0,623
p-valor	0,980	0,732

Analisando a Tabela 7.58, não é possível rejeitar, no nível de significância de 5%, a hipótese nula de comportamento estacionário segundo o ENSO da série de máximos afluentes à UHE Barra Bonita.

❖ UHE: Promissão

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição Gumbel em todos os modelos ajustados para a usina de Promissão.

Tabela 7.59 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Promissão.

PROMISSÃO - Distribuição de probabilidades considerada: Gumbel									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,821			0,325				27,752
	Erro-Padrão estimado	0,043			0,031				
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,824	-0,023	0,001	0,325				27,734
	Erro-Padrão estimado	0,050	0,125	0,109	0,031				
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,820			0,309	0,119	-0,002		26,934
	Erro-Padrão estimado	0,042			0,033	0,117	0,082		
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,816	0,051	0,002	0,308	0,129	-0,001		26,890
	Erro-Padrão estimado	0,048	0,171	0,108	0,033	0,122	0,086		

Tabela 7.60 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Promissão.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f21	**f10 x f22**
Razão de verossimilhança	0,036	1,637
p-valor	0,982	0,441

Analisando a Tabela 7.60, não é possível rejeitar, no nível de significância de 5%, a hipótese nula de comportamento estacionário segundo o ENSO da série de máximos afluentes à UHE Promissão.

❖ UHE: Jupiá

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição GEV em todos os modelos ajustados para a usina de Jupiá.

Tabela 7.61 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jupiá.

JUPIÁ - Distribuição de probabilidades considerada: GEV									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,902			0,252			-0,218	4,238
	Erro-Padrão estimado	0,034			0,023			0,060	
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,890	-0,096	0,199	0,241			-0,260	0,250
	Erro-Padrão estimado	0,037	0,097	0,085	0,024			0,090	
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,909			0,224	0,086	0,148	-0,339	0,619
	Erro-Padrão estimado	0,033			0,025	0,078	0,067	0,087	
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,903	-0,104	0,138	0,224	0,071	0,066	-0,300	-1,212
	Erro-Padrão estimado	0,036	0,109	0,101	0,024	0,067	0,064	0,094	

Tabela 7.62 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jupiá.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f10 x f21	**f10 x f22**	**f21 x f23**
Razão de verossimilhança	7,976	7,238	2,924
p-valor	0,019	0,027	0,232

Analisando a Tabela 7.62, não é possível rejeitar, no nível de significância de 5%, a hipótese nula de comportamento estacionário segundo o ENSO da série de máximos afluentes à UHE Jupiá.

❖ UHE: Jurumirim

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição GEV em todos os modelos ajustados para a usina de Jurumirim.

Tabela 7.63 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jurumirim.

JURUMIRIM - Distribuição de probabilidades considerada: GEV									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,763			0,295			0,192	30,541
	Erro-Padrão estimado	0,041			0,032			0,094	
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,752	-0,068	0,085	0,286			0,226	29,734
	Erro-Padrão estimado	0,044	0,097	0,083	0,033			0,106	
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,761			0,285	0,080	-0,045	0,235	29,725
	Erro-Padrão estimado	0,040			0,037	0,088	0,071	0,105	
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,746	-0,010	0,070	0,278	0,067	-0,014	0,228	29,389
	Erro-Padrão estimado	0,046	0,139	0,097	0,038	0,106	0,083	0,102	

Tabela 7.64 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jurumirim.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f21	**f10 x f22**
Razão de verossimilhança	1,161	1,632
p-valor	0,446	0,442

Analisando a Tabela 7.64, não é possível recusar, no nível de significância de 5%, a hipótese nula de comportamento estacionário segundo o ENSO da série de máximos afluentes à UHE Jurumirim.

❖ UHE: Capivara

Como apresentado no item 7.1.2, foi considerada a distribuição Gumbel em todos os modelos ajustados para a usina de Capivara.

Tabela 7.65 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara.

CAPIVARA - Distribuição de probabilidades considerada: Gumbel									
Modelo		**μ0**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Estacionário (f10)	Estimativa do parâmetro	0,774			0,361				39,446
	Erro-Padrão estimado	0,047			0,036				
Locação no ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,729	0,212	0,148	0,354				37,893
	Erro-Padrão estimado	0,054	0,136	0,119	0,035				
Escala no ENSO (f22)	Estimativa do parâmetro	0,780			0,370	0,033	-0,085		38,949
	Erro-Padrão estimado	0,048			0,045	0,122	0,086		
Locação e escala variando no ENSO (f23)	Estimativa do parâmetro	0,729	0,244	0,126	0,355	0,053	-0,064		37,426
	Erro-Padrão estimado	0,054	0,163	0,107	0,043	0,111	0,084		

Tabela 7.66 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f10 x f21	**f10 x f22**
Razão de verossimilhança	3,107	0,994
p-valor	0,212	0,608

Analisando a Tabela 7.66, não é possível recusar, no nível de significância de 5%, a hipótese nula de comportamento estacionário segundo o ENSO da série de máximos afluentes à UHE Capivara.

A Tabela 7.67 apresenta, de forma resumida, o melhor modelo adotado para cada um dos dez postos analisados, ou seja, o modelo mais verossímil estatisticamente.

Tabela 7.67 – Modelo mais verossímil considerando o fenômeno ENSO segundo o teste da razão de verossimilhança no nível de significância de 5%.

UHE	Modelo estatisticamente mais verossímil
Furnas	Estacionário
AVermelha	Locação variando em relação ao ENSO
NPonte	Locação variando em relação ao ENSO
Emborcação	Locação variando em relação ao ENSO
SSimão	Locação variando em relação ao ENSO
BBonita	Estacionário
Promissão	Estacionário
Jupiá	Locação variando em relação ao ENSO
Jurumirim	Estacionário
Capivara	Estacionário

Analisando-se os resultados deste item, observa-se que a maioria das séries de máximos das oito UHEs localizadas nas sub-bacias dos rios Grande, Paranaíba, Tiete e no próprio Paraná apresentaram comportamento não estacionário em relação ao ENSO, conforme esperado, dado que estudos anteriores (CEPEL, 1997; COSTA *et al*., 1997; COSTA *et al*., 2018b; ONS, 2018a) mostraram a influência desse fenômeno sobre a bacia como um todo.

Por outro lado, é possível perceber que as séries de máximos das UHEs Jurumirim e Capivara, localizadas no rio Paranapanema, apresentam um comportamento estacionário quanto ao fenômeno ENSO.

Ressalta-se que esse resultado foi obtido utilizando-se classificação dos anos atualmente adotada nos Estudos de Prevenção de Cheias. Uma eventual alteração no critério de classificação dos anos poderia alterar esses resultados.

7.3 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE SEGUNDO O TEMPO E O FENÔMENO ENSO DE FORMA CONJUNTA.

Diante dos resultados dos testes específicos de estacionariedade segundo cada variável (tempo e ENSO) para as UHEs cujas séries de máximos apresentaram comportamento não estacionário para pelo menos uma das variáveis, foram feitas as modelagens considerando não estacionariedade no tempo e em relação ao ENSO de forma conjunta. Por essa razão, os fluxogramas dos testes conjuntos apresentados nas Figuras 5.3 e 5.4 não foram percorridos integralmente. Os caminhos percorridos para a realização

dos testes basearam-se nos resultados das etapas anteriores. Para o ajuste dos modelos não estacionários em relação ao tempo e ao ENSO, assim como para a realização dos testes de razão de verossimilhança, foi utilizado o mesmo pacote R.extRemes - versão 2.0.9 (GILLELAND e KATZ, 2016).

Portanto, as UHEs selecionadas para esta etapa foram: Água Vermelha, Nova Ponte, Emborcação, São Simão, Jupiá, Jurumirim e Capivara. A distribuição de probabilidades adotada para representar as séries de máximos de cada usina foi a mesma considerada nos testes anteriores.

Assim como nos itens anteriores, de forma a facilitar a exibição dos resultados, optou-se por agrupá-los por UHE. Para cada usina, são apresentadas duas tabelas com a síntese dos resultados de cada etapa:

- As Tabelas 7.68, 7.70, 7.72, 7.74, 7.76, 7.78 e 7.80 apresentam os parâmetros estimados com seus respectivos erros-padrões e o valor do negativo do logaritmo da função de verossimilhança para os modelos estacionários e não estacionários considerando as duas variáveis conjuntamente;
- As Tabelas 7.69, 7.71, 7.73, 7.75, 7.77, 7.79 e 7.81 apresentam os valores das estatísticas de cada teste e os correspondentes p-valor; o diagrama apresentado nas Figuras 5.3 e 5.4, no item 5.3, ilustram a aplicação dos testes.

De forma a simplificar a exibição dos resultados desses testes, foi adotada a notação apresentada nos itens 5.1.2, 5.2 e 5.3.

A Figura 7.1 (UHEs de Água Vermelha, Nova Ponte, Emborcação, São Simão e Jupiá) mostra a sequência de testes para avaliar a estacionariedade em relação ao tempo e ao ENSO de forma conjunta. Essa sequência deu-se devido aos resultados dos testes de estacionariedade anteriores que indicaram que a modelagem estacionária no tempo era a mais verossímil, enquanto, em relação ao ENSO, a mais verossímil foi aquela que considerou a não estacionariedade no parâmetro de locação.

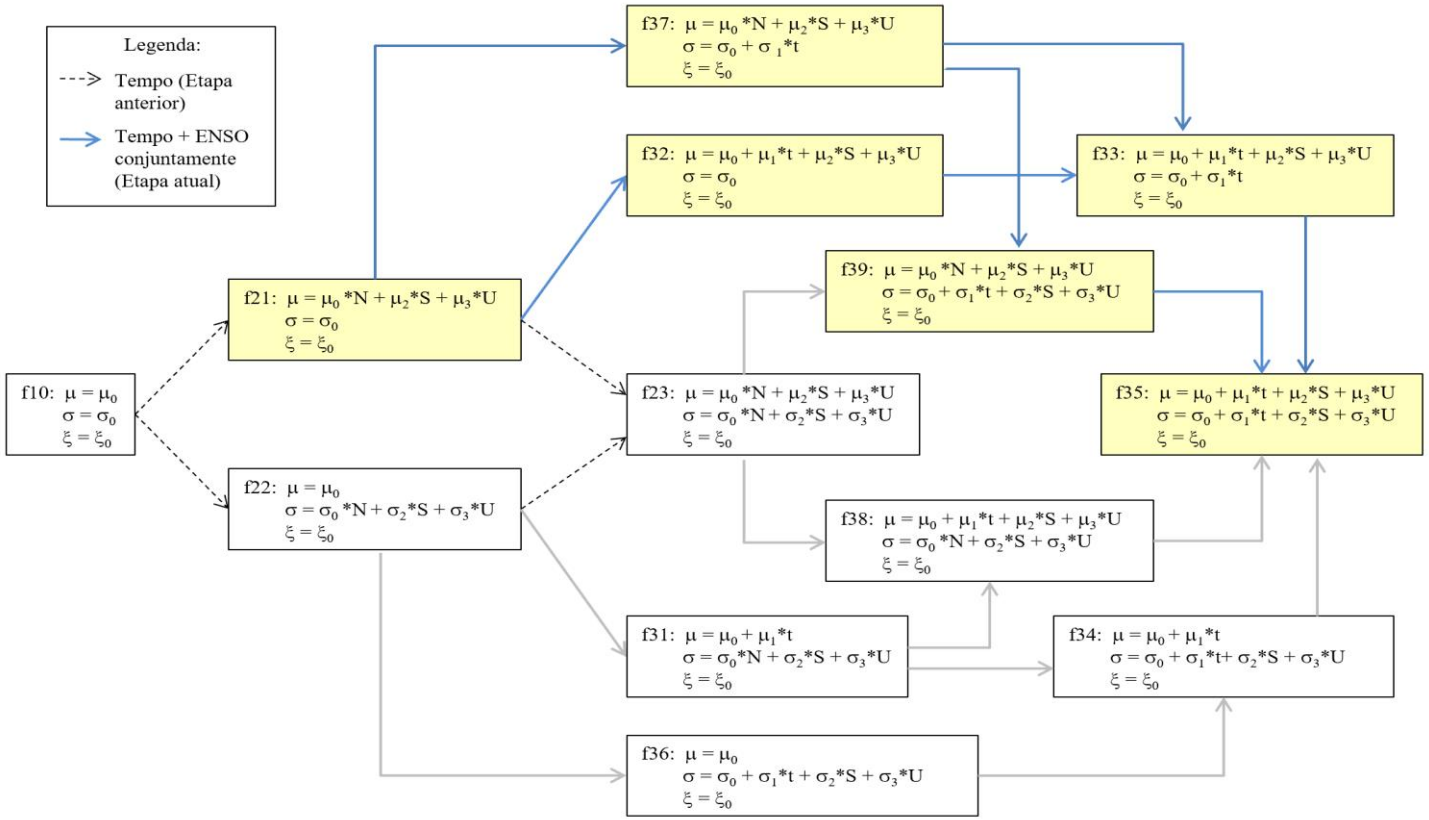


Figura 7.1– Sequência de testes percorrida para a análise de estacionariedade de forma conjunta.

❖ UHE: Água Vermelha

Tabela 7.68 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Água Vermelha segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.

ÁGUA VERMELHA - Distribuição de probabilidades considerada: GEV											
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Locação variando na ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,893		-0,149	0,220	0,284				-0,357	7,883
	Erro-Padrão estimado	0,044		0,111	0,086	0,029				0,097	
Locação no (tempo + ENSO) (f32)	Estimativa do parâmetro	0,895	0,035	-0,150	0,222	0,284				-0,365	7,421
	Erro-Padrão estimado	0,044	0,036	0,114	0,084	0,029				0,093	
Locação variando no (tempo + ENSO) e Escala no tempo (f33)	Estimativa do parâmetro	0,901	0,040	-0,177	0,214	0,282	0,033			-0,357	6,845
	Erro-Padrão estimado	0,044	0,035	0,113	0,085	0,029	0,028			0,100	
Locação variando no ENSO e escala variando no tempo (f37)	Estimativa do parâmetro	0,889		-0,170	0,217	0,285	0,027			-0,356	7,474
	Erro-Padrão estimado	0,044		0,113	0,085	0,030	0,029			0,098	
Locação variando no ENSO e escala variando no (tempo + ENSO) (f39)	Estimativa do parâmetro	0,902		-0,145	0,198	0,226	0,019	0,082	0,065	-0,329	-1,654
	Erro-Padrão estimado	0,036		0,115	0,093	0,026	0,025	0,079	0,059	0,091	
Locação e escala variando no (tempo + ENSO) (f35)	Estimativa do parâmetro	0,906	0,048	-0,141	0,148	0,297	0,028	-0,104	0,059	-0,408	5,481
	Erro-Padrão estimado	0,048	0,038	0,085	0,122	0,041	0,029	0,069	0,078	0,102	

Tabela 7.69 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Água Vermelha.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f21 x f32	**f21 x f37**
Razão de verossimilhança	0,923	0,818
p-valor	0,337	0,366

❖ UHE: Nova Ponte

Tabela 7.70 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Nova Ponte segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.

NOVA PONTE - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL											
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Locação variando na ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,821		-0,208	0,293	0,272					17,451
	Erro-Padrão estimado	0,042		0,104	0,091	0,026					
Locação no (tempo + ENSO) (f32)	Estimativa do parâmetro	0,826	-0,044	-0,235	0,295	0,267					14,462
	Erro-Padrão estimado	0,041	0,031	0,104	0,090	0,026					
Locação variando no (tempo + ENSO) e Escala no tempo (f33)	Estimativa do parâmetro	0,826	-0,042	-0,236	0,296	0,267	0,003				16,455
	Erro-Padrão estimado	0,041	0,037	0,104	0,090	0,026	0,028				
Locação variando no ENSO e escala variando no tempo (f37)	Estimativa do parâmetro	0,830		-0,230	0,296	0,271	0,021				17,090
	Erro-Padrão estimado	0,042		0,103	0,092	0,026	0,024				
Locação variando no ENSO e escala variando no (tempo + ENSO) (f39)	Estimativa do parâmetro	0,831		-0,244	0,298	0,274	0,020	-0,030	0,006		16,994
	Erro-Padrão estimado	0,043		0,101	0,098	0,031	0,025	0,069	0,076		
Locação e escala variando no (tempo + ENSO) (f35)	Estimativa do parâmetro	0,813	-0,048	-0,202	0,280	0,276	0,005	-0,020	-0,022		16,692
	Erro-Padrão estimado	0,043	0,037	0,107	0,093	0,033	0,030	0,073	0,070		

Tabela 7.71 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Nova Ponte.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f21 x f32	**f21 x f37**
Razão de verossimilhança	1,980	0,722
p-valor	0,159	0,395

❖ UHE: Emborcação

Tabela 7.72 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Emborcação segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.

EMBORCAÇÃO - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL											
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Locação variando na ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,840		-0,215	0,177	0,270					17,754
	Erro-Padrão estimado	0,041		0,104	0,091	0,027					
Locação no (tempo + ENSO) (f32)	Estimativa do parâmetro	0,845	-0,055	-0,246	0,186	0,264					16,352
	Erro-Padrão estimado	0,040	0,032	0,102	0,090	0,026					
Locação variando no (tempo + ENSO) e Escala no tempo (f33)	Estimativa do parâmetro	0,846	-0,061	-0,239	0,176	0,264	-0,015				16,255
	Erro-Padrão estimado	0,040	0,035	0,106	0,091	0,026	0,034				
Locação variando no ENSO e escala variando no tempo (f37)	Estimativa do parâmetro	0,843		-0,223	0,179	0,270	0,007				17,731
	Erro-Padrão estimado	0,044		0,108	0,093	0,027	0,032				
Locação variando no ENSO e escala variando no (tempo + ENSO) (f39)	Estimativa do parâmetro	0,825		-0,214	0,279	0,234	0,007	0,039	0,176		15,076
	Erro-Padrão estimado	0,040		0,112	0,136	0,028	0,031	0,079	0,101		
Locação e escala variando no (tempo + ENSO) (f35)	Estimativa do parâmetro	0,832	-0,061	-0,202	0,244	0,227	-0,024	0,061	0,173		13,542
	Erro-Padrão estimado	0,036	0,033	0,117	0,132	0,027	0,032	0,081	0,100		

Tabela 7.73 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Emborcação.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f21 x f32	**f21 x f37**
Razão de verossimilhança	2,803	0,046
p-valor	0,094	0,830

❖ UHE: São Simão

Tabela 7.74 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE São Simão segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.

SÃO SIMÃO - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL											
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Locação variando na ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,864		-0,235	0,201	0,228					6,138
	Erro-Padrão estimado	0,035		0,087	0,077	0,022					
Locação no (tempo + ENSO) (f32)	Estimativa do parâmetro	0,865	-0,013	-0,243	0,203	0,228					6,018
	Erro-Padrão estimado	0,035	0,027	0,089	0,077	0,022					
Locação variando no (tempo + ENSO) e Escala no tempo (f33)	Estimativa do parâmetro	0,865	-0,012	-0,244	0,204	0,227	0,002				6,014
	Erro-Padrão estimado	0,035	0,031	0,089	0,077	0,022	0,025				
Locação variando no ENSO e escala variando no tempo (f37)	Estimativa do parâmetro	0,866		-0,242	0,203	0,228	0,007				6,088
	Erro-Padrão estimado	0,035		0,089	0,077	0,022	0,022				
Locação variando no ENSO e escala variando no (tempo + ENSO) (f39)	Estimativa do parâmetro	0,860		-0,188	0,249	0,210	0,012	0,058	0,067		5,637
	Erro-Padrão estimado	0,033		0,107	0,095	0,024	0,020	0,078	0,071		
Locação e escala variando no (tempo + ENSO) (f35)	Estimativa do parâmetro	0,853	-0,018	-0,202	0,229	0,210	-0,002	0,051	0,050		5,503
	Erro-Padrão estimado	0,033	0,031	0,105	0,090	0,024	0,025	0,074	0,066		

Tabela 7.75 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE São Simão.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f21 x f32	**f21 x f37**
Razão de verossimilhança	0,241	0,099
p-valor	0,624	0,753

❖ UHE: Jupiá

Tabela 7.76 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jupiá segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.

JUPIÁ - Distribuição de probabilidades considerada: GEV											
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Locação variando na ENSO (f21)	Estimativa do parâmetro	0,890		-0,096	0,199	0,241				-0,260	0,250
	Erro-Padrão estimado	0,037		0,097	0,085	0,024				0,090	
Locação no (tempo + ENSO) (f32)	Estimativa do parâmetro	0,890	0,043	-0,084	0,213	0,241				-0,286	-0,709
	Erro-Padrão estimado	0,037	0,031	0,092	0,086	0,024				0,088	
Locação variando no (tempo + ENSO) e Escala no tempo (f33)	Estimativa do parâmetro	0,900	0,048	-0,137	0,212	0,241	0,034			-0,291	-1,672
	Erro-Padrão estimado	0,037	0,030	0,092	0,084	0,024	0,025			0,087	
Locação variando no ENSO e escala variando no tempo (f37)	Estimativa do parâmetro	0,883		-0,130	0,213	0,244	0,030			-0,283	-0,421
	Erro-Padrão estimado	0,037		0,093	0,086	0,026	0,027			0,092	
Locação variando no ENSO e escala variando no (tempo + ENSO) (f39)	Estimativa do parâmetro	0,902		-0,145	0,198	0,226	0,019	0,082	0,065	-0,329	-1,654
	Erro-Padrão estimado	0,036		0,115	0,093	0,026	0,025	0,079	0,059	0,091	
Locação e escala variando no (tempo + ENSO) (f35)	Estimativa do parâmetro	0,915	0,044	-0,157	0,166	0,220	0,026	0,056	0,070	-0,326	-2,648
	Erro-Padrão estimado	0,036	0,030	0,105	0,094	0,024	0,022	0,073	0,058	0,088	

Tabela 7.77 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jupiá.

	Teste da razão de verossimilhança	
	f21 x f32	**f21 x f37**
Razão de verossimilhança	1,919	1,342
p-valor	0,166	0,247

A Figura 7.2 (UHEs Jurumirim e Capivara) mostra a sequência de testes para avaliar a estacionariedade em relação ao tempo e ao ENSO de forma conjunta. Essa sequência se deu devido aos resultados dos testes de estacionariedade anteriores que indicaram que a modelagem estacionária em relação ao ENSO era a mais verossímil, enquanto, em relação ao tempo, a mais verossímil foi aquela que considerou a não estacionariedade nos parâmetros de locação e de escala.

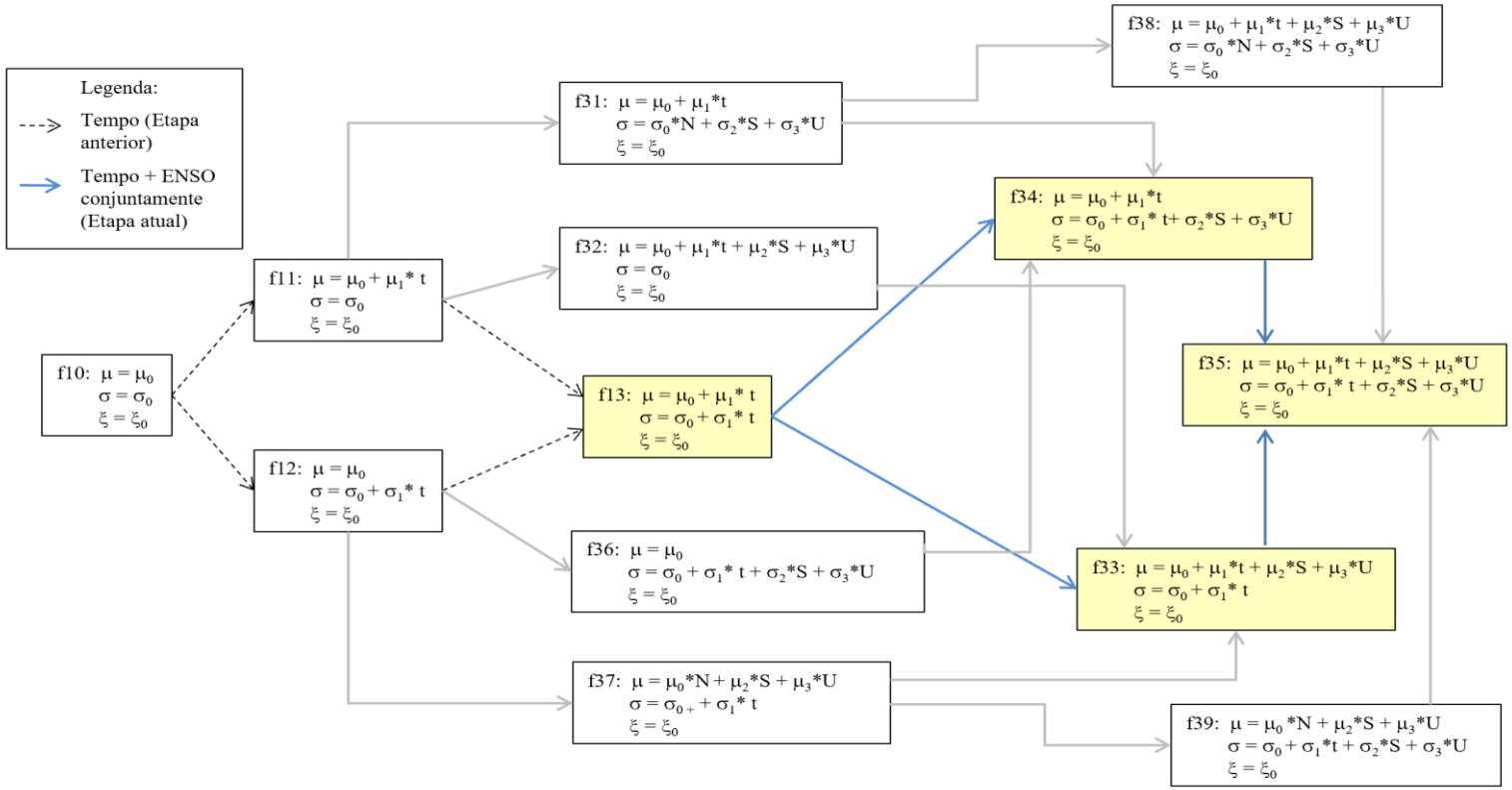


Figura 7.2 – Sequência de testes percorrida para a análise de estacionariedade de forma conjunta.

❖ UHE: Jurumirim

Tabela 7.78 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GEV para a UHE Jurumirim segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.

JURUMIRIM - Distribuição de probabilidades considerada: GEV											
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,797	0,132			0,303	0,081			0,080	25,677
	Erro-Padrão estimado	0,047	0,042			0,039	0,039			0,127	
Locação variando no (tempo + ENSO) e Escala no Tempo (f33)	Estimativa do parâmetro	0,799	0,131	-0,115	0,053	0,302	0,101			0,096	24,641
	Erro-Padrão estimado	0,056	0,042	0,099	0,085	0,043	0,050			0,137	
Locação variando no tempo e escala variando no (tempo + ENSO) (f34)	Estimativa do parâmetro	0,786	0,134			0,319	0,107	0,038	-0,138	0,220	8,331
	Erro-Padrão estimado	0,000	0,000			0,029	0,000	0,044	0,029	0,118	
Locação e escala variando no (tempo + ENSO) (f35)	Estimativa do parâmetro	0,827	0,152	-0,056	-0,011	0,323	0,112	0,074	-0,134	0,158	13,724
	Erro-Padrão estimado	0,042	0,000	0,144	0,042	0,034	0,000	0,138	0,034	0,109	

Tabela 7.79 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Jurumirim.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f13 x f33	**f13 x f34**	**f34 x f35**
Razão de verossimilhança	2,071	34,692	-10,786
p-valor	0,355	2,93E-08	1,000

❖ UHE: Capivara

Tabela 7.80 – Resultados dos ajustes estacionário e não estacionários para a distribuição GUMBEL para a UHE Capivara segundo o tempo e o ENSO conjuntamente.

CAPIVARA - Distribuição de probabilidades considerada: GUMBEL											
Modelo		**μ0**	**μ1 (t)**	**μ2 (seco)**	**μ3 (úmido)**	**σ0**	**σ1 (t)**	**σ2 (seco)**	**σ3 (úmido)**	**ξ**	**- Log (V)**
Locação e escala variando no tempo (f13)	Estimativa do parâmetro	0,792	0,160			0,353	0,100				33,801
	Erro-Padrão estimado	0,048	0,046			0,038	0,042				
Locação variando no (tempo + ENSO) e Escala no tempo (f33)	Estimativa do parâmetro	0,753	0,155	0,154	0,137	0,340	0,081				32,505
	Erro-Padrão estimado	0,053	0,046	0,126	0,105	0,037	0,043				
Locação variando no tempo e escala variando no (tempo + ENSO) (f34)	Estimativa do parâmetro	0,785	0,150			0,335	0,111	0,116	-0,148		9,671
	Erro-Padrão estimado	?	?	?	?	?	?	?	?		
Locação e escala variando no (tempo+ENSO) (f35)	Estimativa do parâmetro	0,800	0,184	0,133	0,041	0,359	0,125	0,126	-0,148		14,760
	Erro-Padrão estimado	?	?	?	?	?	?	?	?		

Legenda: ? - O cálculo não foi possível devido à capacidade de processamento computacional.

Tabela 7.81 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados para a UHE Capivara.

	Teste da razão de verossimilhança		
	f13 x f33	**f13 x f34**	**f34 x f35**
Razão de verossimilhança	2,591	48,260	-10,178
p-valor	0,274	3,32E-11	1,000

A Tabela 7.82 apresenta uma síntese com os modelos mais verossímeis em cada tipo de análise de estacionariedade realizado.

Tabela 7.82 –Modelos mais verossímeis, no nível de significância de 5%, segundo as análises de estacionariedade no tempo, no ENSO e no tempo e no ENSO conjuntamente.

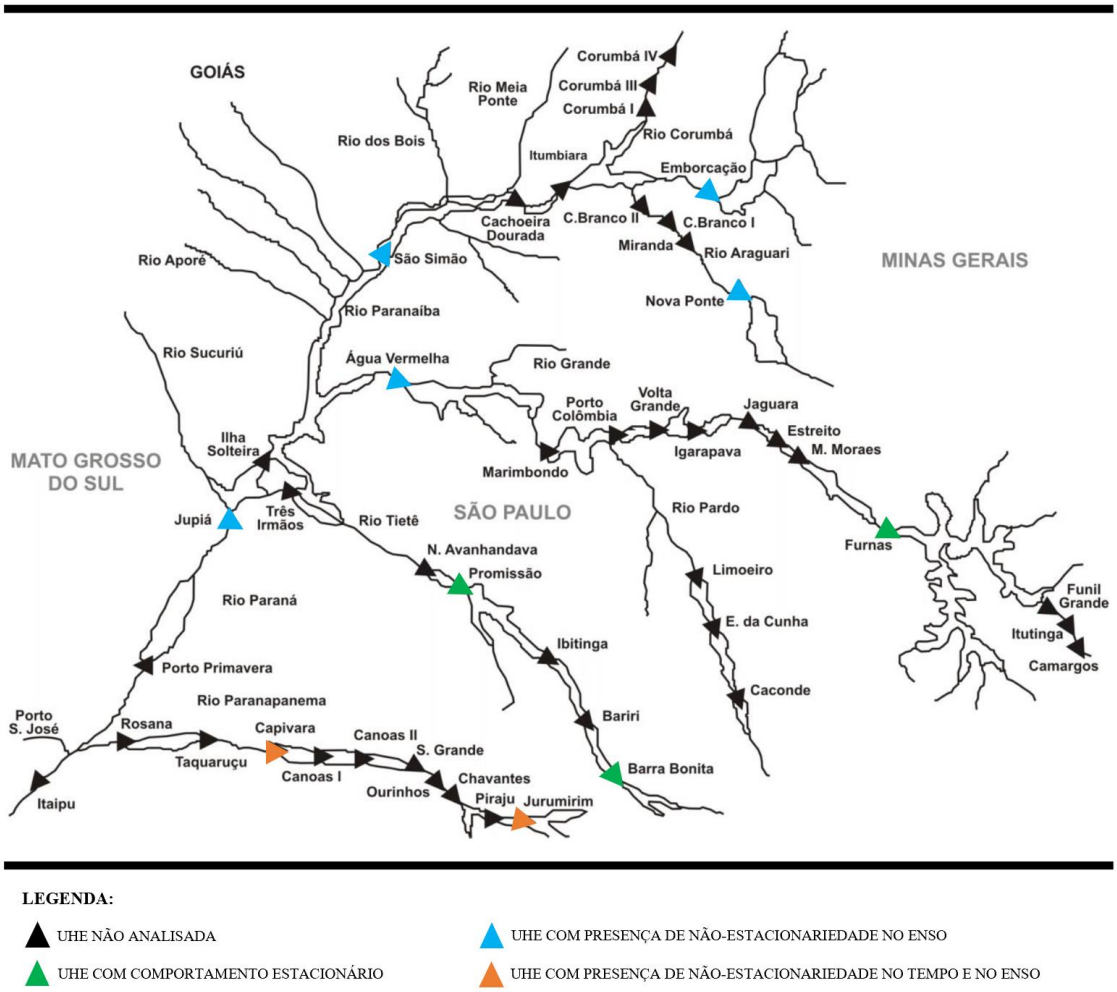
Posto	Modelo estatisticamente mais verossímil		
	Tempo	ENSO	Tempo + ENSO (Modelo final)
Água Vermelha	Estacionária	Locação variando em relação ao ENSO	**Locação variando em relação ao ENSO**
Nova Ponte	Estacionária	Locação variando em relação ao ENSO	**Locação variando em relação ao ENSO**
Emborcação	Estacionária	Locação variando em relação ao ENSO	**Locação variando em relação ao ENSO**
São Simão	Estacionária	Locação variando em relação ao ENSO	**Locação variando em relação ao ENSO**
Jupiá	Estacionária	Locação variando em relação ao ENSO	**Locação variando em relação ao ENSO**
Jurumirim	Locação e escala variando linearmente no tempo	Estacionária	**Locação variando no tempo e escala variando no (tempo + ENSO)**
Capivara	Locação e escala variando linearmente no tempo	Estacionária	**Locação variando no tempo e escala variando no (tempo + ENSO)**

Para as séries cuja hipótese nula de estacionariedade foi recusada em relação ao tempo e/ou ao ENSO nos itens anteriores, a Tabela 7.82 exibe os resultados dos testes considerando modelos que contemplam a não estacionariedade de forma conjunta. Para as séries de máximos afluentes às UHEs Água Vermelha, Nova Ponte, Emborcação, São Simão e Jupiá, a hipótese nula de não estacionariedade apenas em relação ao ENSO não pode ser rejeitada no nível de significância de 5%, indicando, portanto, um comportamento estacionário no tempo.

Por outro lado, para as séries de máximos afluentes às UHEs Jurumirim e Capivara, que, no estudo inicial (item 7.2), mostraram-se estacionárias em relação ao ENSO, nos testes em que foram contrapostos os modelos não estacionário no tempo e os que consideram a não estacionariedade conjunta (tempo e ENSO), estes se mostraram mais verossímeis.

A Figura 7.3 exibe a localização das UHEs da bacia do Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José, destacando aquelas que foram analisadas quanto à estacionariedade e sintetizando os respectivos enquadramentos encontrados ao longo do estudo. Observa-se que, em termos de estacionariedade temporal, todas as séries de máximos afluentes às UHEs analisadas, com exceção daquelas que se situam no rio Paranapanema, apresentam comportamento estacionário. Cabe ressaltar que o presente trabalho não investigou as causas da não estacionariedade das séries de máximos afluentes às UHEs do rio Paranapanema, que pode ser resultante, por exemplo, de mudanças climáticas ou de uso do solo.

Em relação ao fenômeno ENSO, apenas três (3) postos na bacia mostram-se estacionários. Uma vez que a influência do fenômeno ENSO sobre o regime fluviométrico deveria ser uniforme em toda a bacia, o presente trabalho sugere a investigação sobre as possíveis causas que levaram aos diferentes comportamentos.



LEGENDA:

- UHE NÃO ANALISADA
- UHE COM COMPORTAMENTO ESTACIONÁRIO
- UHE COM PRESENÇA DE NÃO-ESTACIONARIEDADE NO ENSO
- UHE COM PRESENÇA DE NÃO-ESTACIONARIEDADE NO TEMPO E NO ENSO

Figura 7.3 – Localização de cada UHE analisada e a respectiva conclusão quanto à condição de estacionariedade. (Fonte: adaptado de ONS, 2018a)

CAPÍTULO 8. CONCLUSÕES E SUGESTÕES

8.1 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Desde meados da década de 70, a prevenção de cheias passou a ser considerada pelo setor elétrico brasileiro (SEB) no planejamento da operação dos reservatórios de suas usinas hidroelétricas (UHE). Para realizar a prevenção, parte dos reservatórios UHEs que contribuem para o controle de cheias é disponibilizada, durante a estação chuvosa, como volume de espera (VE). Os VEs são volumes vazios deixados nos reservatórios com o intuito de amortecer possíveis cheias que venham a ocorrer ao longo da estação chuvosa. Para a determinação dos VEs, são utilizados cenários sintéticos de possíveis sequências de afluências diárias, gerados a partir do histórico de vazões diárias, e, para algumas bacias, informações macroclimáticas, mais especificamente o fenômeno *El Niño - South Oscillation* (ENSO).

Dado que o ciclo hidrológico sofre alterações, sobretudo diante de alterações climáticas e mudanças no uso do solo nas bacias contribuintes aos barramentos hidráulicos em uma dada seção do rio, para o caso específico dos estudos de prevenção de cheias utilizando os reservatórios das UHEs, é relevante verificar a significância de possíveis alterações em eventos de cheias que poderiam influenciar no grau de proteção fornecido. Por essa razão, o objetivo geral desta dissertação foi propor uma abordagem metodológica para analisar o comportamento quanto à estacionariedade de eventos extremos de cheias, representados por séries de vazões máximas anuais de duração compatível com essas cheias. Como mostrado no Capítulo 3, a maioria dos estudos de estacionariedade de vazões máximas é realizada com o auxílio de testes estatísticos que podem ser usados para diferentes objetivos e não somente para análise de estacionariedade. Portanto, estima-se que a principal contribuição deste trabalho no tema foi a proposta de análise considerando distribuições de extremos, estando ela associada não apenas a um, mas a dois parâmetros dessas distribuições: (i) de locação μ e (ii) de escala σ. A abordagem considerou a análise de estacionariedade temporal de forma direta e indireta, sendo esta última através das variações temporais do fenômeno ENSO. Adicionalmente, como objetivo específico, o presente trabalho propôs-se a verificar o comportamento estacionário de séries de afluências máximas anuais de médias de 10 dias a UHEs localizadas na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José.

Face ao desafio estabelecido, os Capítulos 2 a 4 foram dedicados a revisões bibliográficas sobre três temas: controle de cheias no Sistema Interligado Nacional (SIN), análise de estacionariedade e fenômeno macroclimático ENSO. A metodologia proposta foi apresentada no Capítulo 5, enquanto o estudo de caso e os resultados foram apresentados nos Capítulos 6 e 7 respectivamente.

Dado que o SEB disponibiliza parte dos reservatórios das UHEs que realizam controle de cheias como volumes de espera, todos os anos, o Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS) realiza, para algumas bacias do SIN, os Estudos de Prevenção de Cheias (EPC). Os estudos são divididos em duas etapas: cálculo dos volumes de espera e planejamento da operação de controle de cheias. No Capítulo 2, foi apresentada a metodologia atualmente em uso para o cálculo dos volumes de espera, que se baseia na Teoria das Condições de Controlabilidade, que, por sua vez, é uma evolução do método das Trajetórias Críticas. A trajetória crítica é a necessidade de volume de espera ao longo do tempo definida para uma série de afluência específica e para sistemas com um único reservatório e um único ponto de controle (local onde existe uma restrição de defluência máxima).

O método das Trajetórias Críticas soluciona a questão temporal para sistemas com um ponto de controle e um reservatório. A Teoria das Condições de Controlabilidade soluciona a questão da alocação espacial em um sistema multireservatórios e com múltiplos pontos de controle. A incerteza hidrológica, no momento do cálculo, é tratada por meio da geração de séries sintéticas de possíveis sequências de afluências diárias, podendo elas serem ou não condicionadas ao ENSO. Por fim, o Capítulo 2 apresentou o sistema SPEC – Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias, que foi implementado para facilitar a realização dos cálculos dos volumes de espera.

Dando continuidade às revisões bibliográficas, o Capítulo 3 mostrou que existem diferentes maneiras de se realizar uma análise de estacionariedade, desde uma análise exploratória de dados (AED) até outras mais sofisticadas, tal como testes que consideram a modelagem segundo uma distribuição de extremos. Diante do universo de testes de estacionariedade mais comuns, foi explicado que esses procedimentos podem ser do tipo paramétrico ou não-paramétrico, conforme a necessidade ou não de se definir uma distribuição de probabilidades. Além disso, foi ressaltado que a escolha do teste a ser aplicado deve levar em consideração o tipo de mudança de comportamento, como saltos e tendências, que se busca detectar. Para compor o Capítulo 3, foram apresentados

diversos estudos sobre comportamento estacionário em séries de vazão, realizados não apenas no Brasil, mas também em outros países.

No Capítulo 4, foi apresentada uma breve descrição sobre o *El Niño - South Oscillation* (ENSO), um fenômeno de interação entre a atmosfera e o oceano observado em toda a região do Oceano Pacífico Equatorial com efeitos em diversas regiões do planeta, inclusive no Brasil. O ENSO pode ser representado através de índices, que são utilizados para classificar o fenômeno entre três fases distintas: *El Niño*, neutra e *La Niña*. Nesse capítulo, foram mostrados como são calculados os índices SOI (*South Oscillation Index*) e ONI (*Oceanic Niño Index)*. Ao final, foi mostrado como o fenômeno é considerado dentro do planejamento energético do SIN.

O Capítulo 5, dedicado à descrição da metodologia, foi dividido em três (3) partes para descrever as análises segundo as seguintes variáveis: o tempo, o ENSO e, por fim, o tempo e o ENSO conjuntamente. Além disso, no item 5.1, dedicado à análise de estacionariedade temporal, foram apresentadas duas abordagens, que, neste trabalho, foram denominadas de testes gerais e testes específicos. Cabe ressaltar que a metodologia proposta, nesta dissertação, para a análise segundo o tempo é a descrita como testes específicos. A abordagem denominada testes gerais apresentou uma seleção de procedimentos voltados para identificar determinados tipos de mudança de comportamento.

Na sequência, face ao exposto, sintetizam-se as principais conclusões e recomendações da pesquisa.

8.2 CONCLUSÕES

A metodologia proposta, nesta dissertação, para a análise de estacionariedade de séries de máximos anuais com duração compatível com eventos de cheias é baseada na modelagem das séries considerando as distribuições de extremos Gumbel e GEV. Essas distribuições são caracterizadas pelos parâmetros de locação μ, de escala σ e de forma ξ. O parâmetro de locação está associado à média ou mediana, enquanto o de escala está associado à variabilidade ou variância dos dados e o de forma à assimetria da distribuição.

Na metodologia concebida, foram propostos modelos estacionários e não estacionários com os parâmetros de locação e de escala variando linearmente no tempo. De forma análoga à análise quanto ao tempo, foram propostos modelos não estacionários

variando segundo o ENSO. Para os casos em que fosse identificado um comportamento não estacionário, foram estabelecidos modelos não estacionários variando segundo o tempo e o ENSO de forma conjunta.

Além das séries de máximos anuais, os testes de estacionariedade considerando o ENSO também utilizam a classificação das estações chuvosas como úmida, seca ou normal, o que depende de um critério e de um índice representativo do ENSO. Os parâmetros de cada modelo são estimados através do método da máxima verossimilhança e os modelos são contrapostos através do teste de razão de verossimilhança considerando o nível de significância de 5% e um único passo de aprimoramento entre os modelos testados.

A dissertação propõe, também, fazer a verificação do comportamento estacionário das séries de afluências máximas anuais de médias de 10 dias a UHEs localizadas na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José. Portanto, o Capítulo 6 mostrou uma breve caracterização dessa bacia, bem como os dados de vazões máximas anuais, cujos dados variavam de 1951 a 2015, e a classificação das estações chuvosas segundo o tipo de ENSO. A partir de uma análise exploratória de dados (AED) das séries de vazões afluentes à UHE Capivara, foi formulada uma nova hipótese de não estacionariedade variando no tempo para essas séries. Em função desse registro, para a análise de estacionariedade direta das séries de máximos afluentes a esta UHE, foi formulada uma nova hipótese de não estacionariedade, o que levou a três (3) modelos derivados dos modelos não estacionários originais.

Uma vez que os testes de estacionariedade considerando o fenômeno ENSO utilizam as classes das estações chuvosas, esse resultado pode ser influenciado pelo critério que identifica a estação como úmida, seca ou normal. Diante dessa perspectiva, neste trabalho, julgou-se interessante, inicialmente, reavaliar o critério de classificação atualmente em uso para a bacia do rio Paraná, bem como explorar alternativas. O Anexo B apresenta este estudo, que mostrou que o atual critério continua robusto, sendo, portanto, o adotado nesta dissertação.

Os resultados obtidos com a aplicação desse procedimento no sistema de controle de cheias da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico Porto São José, considerando séries de afluências máximas anuais de médias de 10 dias as UHEs, contribuiu para o aumento do conhecimento do comportamento das cheias nessa bacia.

Os testes realizados sugeriram que as séries de máximos anuais de médias de 10 dias afluentes às UHEs Furnas, Barra Bonita e Promissão estão estacionárias, tanto quando testadas de forma direta em relação ao tempo, quanto de forma indireta através das variações temporais do fenômeno ENSO. Por outro lado, indicaram que as séries afluentes às UHEs Água Vermelha, Nova Ponte, Emborcação, São Simão e Jupiá, apresentam comportamento estacionário no tempo, mas são influenciadas pelo fenômeno ENSO. Além disso, no caso das séries afluentes às UHEs Jurumirim e Capivara, localizadas no rio Paranapanema, os testes apontaram um comportamento não estacionário sob influência das duas variáveis (tempo e ENSO).

Dessa forma, os resultados sugerem que, para essas séries, a bacia do rio Paraná até Jupiá apresenta um comportamento estacionário no tempo, enquanto a bacia do rio Paranapanema apresenta um comportamento não estacionário. Face a esse resultado, propõe-se a realização de outras investigações para melhor compreender o comportamento da bacia do Paranapanema, inclusive para a identificação de possíveis causas, que poderão contribuir para definir diferentes abordagens para tratamento dessa questão. Destaca-se que os volumes de espera para a bacia do Paranapanema são calculados separadamente e, posteriormente, considerados no cálculo dos volumes de espera da bacia do rio Paraná.

Cabe indicar que, dentre as UHEs selecionadas para o estudo de caso desta dissertação, quatro (4) delas (Furnas, Barra Bonita, Água Vermelha e Jupiá) também foram selecionadas para o estudo descrito em (DAMÁZIO e COSTA, 2014). Nesse particular estudo, as conclusões para três dessas UHES (Furnas, Barra Bonita e Jupiá) foram divergentes quanto ao comportamento estacionário no tempo. Apesar de ambas as análises terem sido feitas considerando as distribuições de extremos, as divergências podem ser consequências de dois fatores: (i) o tipo de série analisada e (ii) o período analisado. Nesta dissertação, foram analisadas as séries de máximos anuais das médias de 10 dias para o período de 1951 a 2015, enquanto DAMÁZIO e COSTA (2014) analisaram as séries de máximos anuais, sendo estes determinados como o maior valor apresentado na série diária para o referido ano hidrológico, obtidas para o período de 1931 a 2013.

Outros dois estudos que também tiveram a mesma região analisada foram os descritos em MÜLLER *et al*. (1998) e DETZEL *et al.* (2011). MÜLLER *et al*. (1998) concluíram que as séries de vazões na bacia incremental da UHE Itaipu apresentavam um

significativo aumento a partir de 1970. DETZEL *et al.* (2011) concluíram que 75 das 146 séries de vazões afluentes a UHES do SIN apresentavam um comportamento não estacionário, estando essas 75 estações localizadas nas regiões sul e sudeste do Brasil. No entanto, esses dois estudos foram realizados sobre séries de vazões médias anuais e não sobre séries de vazões máximas, como nesta dissertação.

Complementarmente, os resultados obtidos também sugerem que, de forma geral, pode-se considerar que o regime de cheias da bacia é influenciado pelo fenômeno ENSO. Apesar dos testes aplicados às séries de três UHEs não rejeitarem a hipótese de estacionariedade em relação ao ENSO, cabe ressaltar que, em virtude do fato do controle de cheias utilizar reservatórios de UHEs de forma integrada, onde os reservatórios das UHEs contribuem para a proteção dos pontos de controle da bacia, a consideração do fenômeno ENSO otimiza o uso dos reservatórios, minimizando o conflito com a geração de energia elétrica.

8.3 RECOMENDAÇÕES

As investigações realizadas levaram a algumas sugestões para trabalhos futuros:

- expandir o estudo para as demais bacias do SIN que realizam controle de cheias;
- aprofundar os estudos sobre as influências de fenômenos macroclimáticos, não apenas utilizando outros índices que caracterizam o ENSO, mas também explorando outros fenômenos, não apenas para a bacia estudada nesta dissertação, mas também para as demais bacias do SIN que realizam controle de cheias;
- investigar por que a influência do ENSO não se mostrou uniforme em toda a bacia estudada;
- aprofundar as investigações para melhor compreender o comportamento não estacionário da bacia em que a hipótese de estacionariedade temporal foi recusada, inclusive para a identificação de possíveis causas, que poderão contribuir para definir diferentes abordagens para o tratamento dessa questão.
- investigar adaptações no procedimento e no modelo de geração de cenários de vazões diárias adotado na metodologia para os estudos de controle de cheias para considerar a não estacionariedade temporal da bacia do rio Paranapanema.

Numa visão mais geral de análise do comportamento das séries de vazões, sob a perspectiva de futuros desafios, identificam-se algumas oportunidades de pesquisas, não

necessariamente associadas apenas ao controle de cheias realizado nos reservatórios das UHEs, abrangendo, por exemplo, a importância das séries de vazões para a geração hidroelétrica e o uso múltiplo dos recursos hídricos. Assim, complementarmente, espera-se que o trabalho estimule estudos associados a: (i) consistência de dados hidrológicos, incluindo séries de vazões, curvas cota-área-volume, curvas chaves, entre outras relações hidráulico-hidrológicas; (ii) avaliação e otimização de redes de monitoramento e de coleta de dados; (iii) desenvolvimento e aperfeiçoamento de modelos computacionais hidráulico-hidrológico-atmosféricos com vistas a produzir simulações com cenários hidroclimáticos diversos; e (iv) análise de resiliência e de adaptação às mudanças climáticas de usinas hidrelétricas e sistemas locais, regionais, continentais e globais de recursos hídricos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS - ANA, 2020, *Região hidrográfica Paraná.* Disponível em: <https://www.ana.gov.br/todos-os-documentos-do-portal/documentos-spr/mapas-regioes-hidrograficas/parana-para-site-ana-a0.pdf>. Acesso em: 09/01/2020.

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA - ANEEL, 2020, B*anco de Informações de Geração (BIG)*. Disponível em: <http://www2.aneel.gov.br/aplicacoes/capacidadebrasil/capacidadebrasil.cfm>. Acesso em: 26/01/2020.

AIRES DE SOUZA, S., ARAUJO, A.A., TROGER, F.H., *Análise de estacionariedade das séries hidrometeorológicas localizadas na bacia do Rio São Francisco*. XX Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, Bento Gonçalves, RS, Brasil, Novembro 2013.

AIRES DE SOUZA, S., MATOS, B.A., TROGER, F.H., et al., *Análise de estacionariedade de séries de vazões da bacia hidrográfica do Rio Paraguai.* XXI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, Brasília, DF, Brasil, Novembro 2015.

ALLAN, R.J.; LINDESAY, J.A.; PARKER, D.E., 1996, *El Nino southern oscillation and climatic variability*. In: Collingwood: CSIRO Publishing, Melbourne.

BARNSTON, A.G., CHELLIAH, M., GOLDENBERG, S.B., 1997, "Documentation of a highly ENSO-related SST region in the equatorial Pacific", *Atmosphere-Ocean*, v.35, n.3, pp 367-383.

BARTIKO, D.; CHAFFE, P.L.B.; BONUMA, N.B., 2017, "Nonstationarity in maximum annual daily streamflow series from Southern Brazil". *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, vol.22, e48.

BRASIL. Congresso Nacional. *Lei nº 9.433 de 08 de janeiro de 1997*. Lei das Águas. Brasília, 1997. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/l9433.htm>. Acesso em: 21/11/2019.

CENTRO DE PREVISÃO DE TEMPO E ESTUDOS CLIMÁTICOS - CPTEC, 2019. Disponível em: <http://enos.cptec.inpe.br/saiba/Oque_el-nino.shtml>. Acesso em: 18 de setembro de 2019.

CEPEL, 1997, *Incorporação de Tendências Macro-climáticas na Operação de Controle de Cheia*. Relatório Técnico 203/97, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

CEPEL, 2018, *Consideração do fenômeno El Niño-Oscilação Sul no controle de cheias realizado nos reservatórios das usinas hidrelétricas do Sistema Interligado Nacional - Etapa 1 dos Testes de Reavaliação dos Critérios para Classificação das Estações Chuvosas*, Relatório Técnico DP/DEA - 3276/2018, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

CEPEL, 2019, *SISTEMA SPEC - Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias – DIANA 5.1, SIMRESC 1.0.1, CAEV 3.10, VESPOT 4.0 e AUXARISCO 1.0.2 - Manual de Metodologia*. Relatório Técnico DP/DEA – 1319/2019, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

CHEN, W.Y., 1982, "Assessment of Southern Oscillation Sea-Level Pressure Indices", *Monthly Weather Review*, v. 110, n. 7 (jul), pp. 800-807.

CLEVELAND, W.S., GROSSE, E., 1991, "Computational methods for local regression". *Statistics and Computing*, v.1, pp. 47- 62.

COSTA, F.S., DAMÁZIO, J.M., GHIRARDI, A.O., 1997, "Incorporação de Tendências Macro Climáticas na Operação de Controle de Cheias". In: *XII Simpósio Brasileiro do Recursos Hídricos*, Vitória, Brasil.

COSTA, F. S.; DAMÁZIO, J.M.; NEVES, F.P. et al., *Sistema SPEC - Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias em Sistemas Hidroelétricos*. In: XIII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, 1999, Belo Horizonte, 1999a.

COSTA, F. S.; DAMÁZIO, J.M.; ROCHA, V.F. et al., *Planejamento da Operação para Controle de Cheias em Sistemas Hidroelétricos- SPEC*. In: XV SNPTEE - Seminário Nacional de Produção e Transmissão de Energia Elétrica, 1999, Foz do Iguaçu, 1999b.

COSTA, F.S., RAUPP, I.P., DAMÁZIO, J.M., *Relaxamento de Restrições de Volumes de Espera na Operação de Controle de Cheias - Estudo de Caso Estação Chuvosa de 2006/2007 na Bacia do Rio Paraná*. XIX Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, Maceió, AL, Brasil, Novembro 2011.

COSTA, F.S., RAUPP, I.P., DAMÁZIO, J.M., et al., *Controle de cheias em Sistemas Hidroelétricos onde existem reservatórios sem controle de defluências*. XX Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, Bento Gonçalves, RS, Brasil, Novembro 2013.

COSTA, F.S., RAUPP, I.P., DAMÁZIO, J.M., et al., *The methodologies for the flood control planning using hydropower reservoirs in Brazil*. 6th International Conference on Flood Management - ICFM6, São Paulo, SP, Brazil, September 2014a.

COSTA, F.S., RAUPP, I.P., DAMÁZIO, J.M., 2014b, "Flood Control under the Brazilian Hydrothermal Power Generation System - A Daily Operation Model (OPCHEND)". In: *Proccedings of the HydroVision International*, Nashville, USA.

COSTA, F.S., RAUPP, I.P., KYRILLOS, D.S., et al., *Estudo de prevenção de cheias utilizando os reservatórios de hidrelétricas da bacia do Paraíba do Sul*. III Simpósio de Recursos Hídricos do Rio Paraíba do Sul, Juiz de Fora, MG, Brasil, Agosto 2018a.

COSTA, F.S., DAMÁZIO, J.M., CHAN, P.D.S., et al., *Consideração de variáveis macroclimáticas nos Estudos de Prevenção de Cheias no âmbito do planejamento da operação do Setor Elétrico Brasileiro*. XIV Symposium of Specialists in Electric Operational and Expansion Planning, Recife, PE, Brasil, Setembro 2018b.

COX, D.R., STUART, A., 1955, Some quick tests for trend in location and dispersion. *Biometrika*, v. 42, p.80-95.

DAMÁZIO, J.M., *Condições de Controlabilidade de Sistemas de Reservatórios para Controle de Cheias e seu Uso na Operação de Sistemas com Múltiplos Usos*. Tese de Doutorado, COPPE-UFRJ, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 1988.

DAMÁZIO, J.M., MARIEN, J.L., COSTA, F.S., 1994, "Building Flood Control Rules Curves for Multipurpose Multi-reservoirs System Using Controllability Conditions", *Water Resources Research*, v. 30, n. 4, pp. 1135-1144.

DAMÁZIO, J.M., COSTA, F.S., 2014, "Stationarity of annual maximum daily streamflow time series in South-East Brazilian rivers", *Cadernos do IME – Série Estatística,* Universidade do Estado do Rio de Janeiro, vol. 37, pp. 15-26.

DETZEL, D.H.M., BESSA, M.R., VALLEJOS, C.A.V., et al., 2011, "Estacionariedade das afluências às Usinas Hidrelétricas Brasileiras", *Revista Brasileira de Recursos Hídricos,* vol. 16, nº. 3, pp. 95-111.

DRACUP, J.A., KAHYA, E., 1994, "The relationship between U.S. streamflow and La Niña events", *Water Resources Research*, v.30, n.7, pp 2133-2141.

DIAZ, H.F., MARKGRAF, V., 1992, *El Niño: Historical and Paleoclimatic Aspects of the Southern Oscillation*. Cambridge University Press, Cambridge, 476 p.

DINIZ, A., SANTOS, T., CABRAL, R., et al. *Short/mid-term hydrothermal dispatch and spot pricing for large-scale systems - the case of Brazil*. 20th Power Systems Computation Conference - PSCC, Dublin, Ireland, June 2018.

ELETROBRAS, 2020, SIPOT - Potencial Hidrelétrico Brasileiro 2018. Disponível em: <http://www.eletrobras.com/elb/data/Pages/LUMIS21D128D3PTBRIE.htm>. Acesso em: 04/01/2020.

FOUFOULA-GEORGIOU, E., TAKBIRI, Z., CZUBA, J., et al., 2015, "The change of nature and the nature of change in agricultural landscapes: Hydrologic regime shifts modulate ecological transitions". *Water Resources Management*, v. 51, n. 8, p. 6649-6671.

FRANÇA, E.H.F., CANELLA, S.D., 1994, Análise Comparativa entre Possíveis Curvas de Alocação de Volumes de Espera. In: *Anais do III Encontro Técnico de Hidrologia Operacional*, Itaipava, RJ, Brasil.

GILLELAND, E., KATZ, R.W., 2016, "extRemes 2.0: An Extreme Value Analysis Package". *R. Journal of Statistical Software*, v.72, n. 8, pp. 1-39.

GRIMM, M.A., BARROS, R.V., DOYLE, M.E., 2000, "Climate Variability in Southern South America Associated with El Niño and La Niña Events", *Journal of Climate*, v.13, pp 35-58.

GRIMM, M.A., 2003, "The El Niño Impact on the Summer Monsoon in Brazil: Region Processes versus Remote Influences", *Journal of Climate*, v.16, pp 263-280.

HIPEL, K.W.; MCLEOD, A.I., 1994, *Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems*, New York: Elsevier Science, 1013 p.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE – IPCC, 2013, *Alterações Climáticas 2013 - A Base Científica: Resumo para Decisores, Resumo Técnico e Perguntas Frequentes - Parte da Contribuição do Grupo de Trabalho I para o Quinto Relatório de Avaliação do Painel Intergovernamental sobre Alterações Climáticas*. Instituto Português do Mar e da Atmosfera, I.P.

JARDIM, D., MACEIRA, M., FALCAO, D., 2001, "Stochastic streamow model for hydroelectric systems using clustering techniques". *In the Power Tech Proceedings*, IEEE Porto, IEEE, v. 3, sep.

KELMAN, J., DAMÁZIO, J.M., COSTA, J.P., 1983, "Geração de Séries Sintéticas de Vazões Diárias – Modelo DIANA", *Revista Brasileira de Engenharia*, vol. 1, n. 2, pp. 5-22.

KELMAN, J., 1987, "Cheias e Aproveitamentos Hidroelétricos", *Revista Brasileira de Engenharia*, Associação Brasileira de Recursos Hídricos.

KYRILLOS, D.S., *Otimização da programação da operação diária em situação normal e de emergência em reservatórios de sistemas hidroelétricos*. Tese de Doutorado, COPPE-UFRJ, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 2006.

LIBSELLER, C.; GRIMVALL, A., 2002, "Performance of partial Mann-Kendall tests for trend detection in the presence of covariates", *Environmetrics*, vol. 13, n. 1, pp. 71-84.

LUIZ SILVA, W., XAVIER, L.N.R., MACEIRA, M.E.P., et al., 2018, "Climatological and hydrological patterns and verified trends in precipitation and streamflow in the basins of Brazilian hydroelectric plants". *Theoretical and Applied Climatology*, v. 134, p. 1-19.

MACEIRA, M.E.P., TERRY, L.A., COSTA, F.S., et al. *Chain of optimization models for setting the energy dispatch and spot price in the Brazilian system*, 14th PSCC - Power System Computation Conference, Sevilla, 2002

MACEIRA, M.E.P., PENNA, D.D.J., DAMÁZIO, J.M., 2006, "Geração de Cenários Sintéticos de Energia e Vazão para o Planejamento da Operação Energética", *Cadernos do IME – Série Estatística*, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, vol. 21, pp. 11-35.

MACEIRA, M.E.P., PENNA, D.D.J., DINIZ, A.L., et al. *Twenty Years of Application of Stochastic Dual Dynamic Programming in Official and Agent Studies in Brazil – Main Features and Improvements on the Newave Model*. 20th Power Systems Computation Conference - PSCC, Dublin, Ireland, June 2018.

MARIEN, J.L., 1984, "Controllability Conditions for Reservoir Flood Control Systems with Applications", *Water Resources Research*, v. 20, n. 1, pp. 1477-1488.

MATHSOFT, 1999, *S-PLUS 2000 Guide to Statistics, Volume 1*, Data Analysis Products Division, Seattle, WA.

MOOD, A.M., GRAYBILL, F.A., BOES, D.C., 1974, *Introduction to the Theory of Statistics*, 3rd ed., McGraw-Hill, 564 p.

MÜLLER, I.I., KRÜGER, C.M.; KAVISKI, E., 1998, "Análise de estacionariedade de séries hidrológicas na bacia incremental de Itaipu". *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, vol. 3, n. 4, pp. 51-71.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E.J.A., 2007, *Hidrologia estatística*. CPRM Belo Horizonte – MG, 552 p.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION - NOAA, 2017a. Disponível em: <https://www.ncdc.noaa.gov/teleconnections/enso/enso-tech.php>. Acesso em: 29/10/2017.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION - NOAA, 2017b. Disponível em: <https://www.ncdc.noaa.gov/teleconnections/enso/indicators/soi/>. Acesso em: 29/10/2017.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION - NOAA, 2017c. Disponível em: <https://www.ncdc.noaa.gov/teleconnections/enso/indicators/sst/>. Acesso em: 29/10/2017.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION - NOAA, 2017d. Disponível em: <https://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/soi>. Acesso em: 29/10/2017.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION - NOAA, 2017e. Disponível em: <ftp://ftp.cpc.ncep.noaa.gov/wd52dg/data/indices/soi.his>. Acesso em: 29/10/2017.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION - NOAA, 2017f. Disponível em: <https://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/oni.ascii.txt>. Acesso em: 29/10/ 2017.

NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION - NOAA, 2020. Disponível em: <https://www.esrl.noaa.gov/psd/enso/mei/>. Acesso em: 05/01/2020.

OLIVEIRA, P.D., GUILHON, L.G., COSTA, F.S., et al., 2014, *The Flood Control in Large Hydropelectric Power Systems - The Brazilian Experience*. 6th International Conference on Flood Managment - ICFM6, São Paulo, SP, Brazil, September 2014.

ONS, 2018a, *Plano Anual de Prevenção de Cheias (Ciclo 2018-2019)*, Rio de Janeiro, RJ, Agosto.

ONS, 2018b, *Diretrizes para as Regras de Operação de Controle de Cheias – Bacia do Rio Paraná até Porto São José (Ciclo 2018-2019)*, Rio de Janeiro, RJ, Outubro.

ONS, 2020, *Diagrama Esquemático das Usinas Hidrelétricas do SIN – Usinas Hidrelétricas Despachadas pelo ONS na Otimização da Operação Eletroenergética do Sistema Interligado Nacional – Horizonte: 2019-2023*. Disponível em: <http://www.ons.org.br/paginas/sobre-o-sin/mapas>. Acesso em: 09/01/2020

PETTITT, A.N., 1979, "A non-parametric approach to the change-point problem", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, v. 28, n. 2, p. 126-135.

PHILANDER, S.G., 1989, *El Niño, La Niña, and Southern Oscillation*. Academic Press, San Diego, CA, 293p.

POHLERT, T., *Package 'trend'*. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/trend/trend.pdf >. Acesso em: 07/10/2018

QIU, D., 2015, *Package 'snpar'*. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/snpar/snpar.pdf >. Acesso em: 07/10/2018

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

RASMUSSON, E.M., CARPENTER, T.H., 1982, "Variations in Tropical Sea Surface Temperature and Surface Wind Fields Associated with the Southern Oscillation/El Niño", *Monthly Weather Review*, v. 110, n. 5 (may), pp. 354-384.

RASMUSSON, E.M., WALLACE, J.M., 1983, "Meteorological Aspects of the ElNino/Southern Oscillation", *Science*, v. 222, n. 4629 (dec), pp. 1195-1202.

RAUPP, I.P., *Minimização do Conflito entre a Geração de Energia Elétrica e o Controle de Cheias no Planejamento da Operação de Reservatórios*. Dissertação de Mestrado, COPPE-UFRJ, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 2008.

RAUPP, I.P., COSTA, F.S., DAMÁZIO, J.M., *Modelo OPCHEN – Ferramenta para Operação de Controle de Cheias em Sistemas Hidroelétricos*. XXV Congresso Latino Americano de Hidráulica, San José, Costa Rica, Setembro 2012.

SANTOS, C.A., LIMA, A.M.M., FARIAS, M.H.C.S., et al., 2016, "Análise estatística da não estacionariedade de séries temporais de vazão máxima anual diária na bacia hidrográfica do Rio Pardo", *HOLOS*, vol. 7, pp. 179-193.

SEN, P.K., 1968, "Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau". *Journal of the American Statistical Association*, v. 63, n. 324, pp. 1379–1389.

SNEDECOR, G.W., COCHRAN, W.G., 1989, *Statistical Methods*. 8th ed., Iowa State University Press, 503 p.

ŠRAJ, M., VIGLIONE, A.; PARAJKA, J., et al., 2016, "The influence of non-stationarity in extreme hydrological events on flood frequency estimation". *Journal of Hydrology and Hydromechanics*, v.64, n.4, pp. 426-437.

TREISTMAN, F., *Geração de cenários sintéticos mensais de vazões condicionadas ao El Niño/Oscilação Sul - Aplicação ao planejamento da operação de sistemas hidrotérmicos*. Dissertação de Mestrado, COPPE-UFRJ, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 2018.

TREISTMAN, F., MACEIRA, M.E.P., PENNA, D.D.J., et al., 2020, “Synthetic scenario generation of monthly streamflows conditioned to the El Niño–Southern Oscillation: application to operation planning of hydrothermal systems”, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, v.34, pp.331-353.

TRENBERTH, K.E.; CARON, J.M., 2000, “The Southern Oscillation Revisited: Sea Level Pressures, Surface Temperatures and Precipitation”. *Journal of Climate*, v.13, pp.4358-4365.

VALENÇA, M., HOLZ, J., KYRILLOS, D.S., *A água do Rio São Francisco está sumindo?*. XXI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, Brasília, DF, Brasil, Novembro 2015.

VILLARINI, G., SMITH, J.A., SERINALDI, F., et al., 2009, “Flood frequency analysis for nonstationary annual peak records in an urban drainage basin”. *Advances in Water Resources*, v.32, n. 8, pp. 1255-1266.

VILLARINI, G., SMITH, J.A., SERINALDI, F., et al., 2011, “Analyses of seasonal and annual maximum daily discharge records for central Europe”. *Journal of Hidrology*, v.399, n. 3-4, pp. 299-312.

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

WMO - WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION, 1994, *Guide to hydrological practices, data acquisition and processing analysis, forecasting and other applications*, 5th ed, Geneva, 259 p.

YE, L., ZHOU, J. Z., ZENG, X. F., et al., 2015, “Hydrological Mann-Kendal Multivariate Trends Analysis in the Upper Yangtze River Basin”. *Journal of Geoscience and Environment Protection*, v.3, pp. 34-39.

YNOUE, R. Y., REBOITA, M. S.; AMBRIZZI, T.; et al., 2017, *Meteorologia: noções básicas*. Oficina dos textos – São Paulo, SP, 179 p.

ZAJAC, Z., REVILLA-ROMERO, B., SALAMON, P., et al., 2017, “The impact of lake and reservoir parameterization on global streamflow simulation”. *Journal of Hydrology*, v. 548, p. 552-568.

ANEXO A – VAZÕES MÁXIMAS ANUAIS DAS MÉDIAS DE 10 DIAS PADRONIZADAS AFLUENTES ÀS UHES DA BACIA DO RIO PARANÁ ATÉ O POSTO FLUVIOMÉTRICO DE PORTO SÃO JOSÉ CONSIDERADAS NO ESTUDO

A Tabela A.1 apresenta a série de máximos anuais da média padronizada de 10 dias para os postos estudados nesse trabalho, enquanto as Figuras A.1 a A.10 apresentam a evolução temporal dessas séries ilustradas por curvas de tendência ajustadas segundo uma regressão local LOESS.

Tabela A.1– Série de máximos anuais da média de 10 dias padronizada afluentes às UHEs da bacia do rio Paraná utilizadas no estudo.

Ano	Furnas	Água Vermelha	Nova Ponte	Emborcação	São Simão	Barra Bonita	Promissão	Jupiá	Jurumirim	Capivara
1951	1,017	1,074	1,326	1,902	1,552	0,720	0,716	1,153	0,559	0,530
1952	0,482	0,484	0,616	0,859	0,698	0,423	0,459	0,607	0,637	0,548
1953	0,652	0,743	0,716	0,799	0,746	0,574	0,577	0,733	0,747	0,567
1954	0,553	0,555	0,525	0,620	0,602	0,535	0,531	0,587	0,479	0,291
1955	0,719	0,676	0,764	0,930	0,774	0,473	0,406	0,699	0,337	0,392
1956	0,761	0,875	1,105	1,515	1,100	0,927	0,812	0,924	0,660	0,481
1957	0,697	0,753	0,866	0,912	0,837	1,097	0,978	0,963	0,721	0,748
1958	0,803	0,930	0,936	0,934	0,904	0,778	0,810	0,931	0,757	0,721
1959	0,935	0,999	1,221	0,747	0,876	1,097	1,036	0,917	0,833	0,506
1960	1,304	1,324	1,574	1,252	1,442	1,432	1,260	1,232	0,501	1,087
1961	1,356	1,128	0,804	0,815	0,944	1,327	1,213	0,963	1,223	0,604
1962	1,041	0,970	1,385	1,125	1,262	1,140	1,063	1,019	0,934	1,275
1963	0,957	0,877	0,707	0,737	0,810	0,774	0,840	0,862	0,747	1,006
1964	1,205	1,248	1,520	1,252	1,270	1,454	1,338	1,230	1,151	1,113
1965	1,535	1,279	1,589	1,439	1,454	0,958	1,038	1,200	0,981	0,821
1966	1,495	1,261	1,328	1,004	0,813	1,014	0,999	1,041	0,775	0,614
1967	0,688	0,723	0,916	0,905	1,004	0,978	0,982	0,747	1,340	1,117
1968	0,861	0,651	0,898	0,674	0,792	0,234	0,242	0,623	0,362	0,252

Tabela A.1 – Série de máximos anuais da média de 10 dias padronizada afluentes às UHEs da bacia do rio Paraná utilizadas no estudo. (Continuação)

Ano	Furnas	Água Vermelha	Nova Ponte	Emborcação	São Simão	Barra Bonita	Promissão	Jupiá	Jurumirim	Capivara
1969	0,855	0,943	0,810	1,257	0,995	1,892	1,801	1,063	0,894	0,761
1970	0,438	0,376	0,268	0,316	0,329	0,405	0,438	0,344	0,721	1,525
1971	0,834	0,908	0,901	0,890	0,786	0,924	1,006	0,765	0,967	1,561
1972	0,846	0,774	1,034	0,924	0,886	0,624	0,563	0,772	1,289	1,060
1973	0,811	0,894	0,793	1,062	0,992	1,108	1,529	1,101	1,426	1,299
1974	0,713	0,794	1,007	0,693	0,732	0,905	0,792	0,809	0,774	0,817
1975	0,866	0,886	0,552	0,407	0,478	1,005	1,035	0,717	0,685	1,248
1976	0,993	1,293	0,871	0,987	1,042	0,905	1,066	1,173	0,917	0,988
1977	1,090	1,101	1,094	1,475	1,143	0,689	0,936	1,199	0,599	0,668
1978	1,027	0,985	1,114	1,754	1,227	0,768	0,800	1,017	0,524	0,398
1979	1,256	1,108	1,172	1,578	1,427	0,769	0,843	1,141	0,863	0,854
1980	1,339	1,224	0,892	1,249	0,867	1,047	1,045	1,047	0,711	0,954
1981	1,354	1,392	1,417	1,465	1,725	0,822	0,871	1,399	0,649	0,681
1982	1,456	1,734	1,945	1,922	1,841	1,896	1,735	1,763	1,452	1,640
1983	1,515	1,393	1,035	0,924	0,963	0,842	0,915	1,142	0,743	0,618
1984	1,712	1,547	1,806	1,329	1,513	0,814	0,712	1,431	0,707	0,576
1985	0,903	0,711	0,834	0,952	0,799	0,556	0,557	0,738	0,644	0,515
1986	1,239	1,115	1,010	0,693	0,922	1,359	1,242	0,996	0,863	0,844
1987	0,755	0,819	0,984	0,822	0,929	0,941	0,836	0,883	0,680	0,667
1988	0,896	0,954	0,606	0,640	0,818	1,300	1,235	1,062	1,324	1,358
1989	0,802	0,965	0,955	1,361	1,366	1,178	1,275	1,220	2,005	2,746
1990	1,042	1,133	1,518	1,279	1,465	1,584	1,360	1,350	1,769	0,917

Tabela A.1 – Série de máximos anuais da média de 10 dias padronizada afluentes às UHEs da bacia do rio Paraná utilizadas no estudo. (Continuação)

Ano	Furnas	Água Vermelha	Nova Ponte	Emborcação	São Simão	Barra Bonita	Promissão	Jupiá	Jurumirim	Capivara
1991	2,086	1,592	1,980	1,938	1,459	0,537	0,554	1,210	0,889	1,076
1992	0,799	0,897	0,880	0,896	0,916	1,024	1,029	1,019	1,569	1,453
1993	0,763	0,825	1,000	0,962	1,140	0,704	0,674	0,916	0,850	0,918
1994	1,224	1,525	1,141	0,978	1,048	1,921	2,023	1,431	1,081	1,839
1995	0,856	0,928	0,471	0,529	0,560	1,210	1,103	0,842	1,290	0,984
1996	1,540	1,442	1,984	0,996	1,225	1,742	1,494	1,285	2,704	3,016
1997	0,650	0,776	0,785	0,606	0,766	0,938	0,842	0,887	1,816	1,231
1998	0,764	0,912	0,792	0,722	0,745	1,529	1,509	0,952	1,190	1,046
1999	1,415	1,315	1,144	0,885	1,026	0,872	0,837	1,011	0,540	0,940
2000	0,501	0,514	0,466	0,491	0,665	0,815	0,784	0,639	0,905	0,979
2001	0,776	0,941	0,856	0,866	0,917	1,011	1,065	1,051	1,112	0,899
2002	1,028	1,155	0,746	0,902	0,750	0,930	1,008	1,019	0,978	1,259
2003	1,000	1,050	0,982	1,106	1,264	0,988	0,930	1,114	2,128	1,065
2004	1,050	1,047	0,758	0,765	1,020	1,062	1,142	1,153	1,275	1,594
2005	0,694	0,799	0,741	1,127	1,110	0,857	0,916	0,905	0,746	0,731
2006	1,402	1,474	1,328	1,642	1,395	1,130	1,280	1,462	1,041	0,900
2007	1,028	1,042	1,158	0,816	1,010	0,620	0,641	1,039	0,791	0,582
2008	1,052	1,006	0,955	0,711	0,796	0,735	0,763	0,894	0,743	0,719
2009	0,943	0,920	0,748	0,632	0,847	1,734	1,684	1,043	2,446	2,187
2010	1,475	1,206	1,040	1,233	1,339	1,531	1,618	1,439	0,925	0,911
2011	1,244	1,043	1,086	1,099	0,967	1,101	1,119	0,988	0,802	0,599
2012	1,050	0,856	0,588	0,742	0,794	1,148	1,159	0,815	0,739	0,862
2013	0,503	0,444	0,434	0,588	0,558	0,349	0,388	0,502	0,480	0,454

Tabela A.1 – Série de máximos anuais da média de 10 dias padronizada afluentes às UHEs da bacia do rio Paraná utilizadas no estudo. (Continuação)

Ano	Furnas	Água Vermelha	Nova Ponte	Emborcação	São Simão	Barra Bonita	Promissão	Jupiá	Jurumirim	Capivara
2014	0,398	0,465	0,521	0,602	0,675	0,687	0,634	0,619	0,671	0,693
2015	0,971	1,230	1,020	0,779	0,891	1,598	1,926	1,205	2,382	2,698

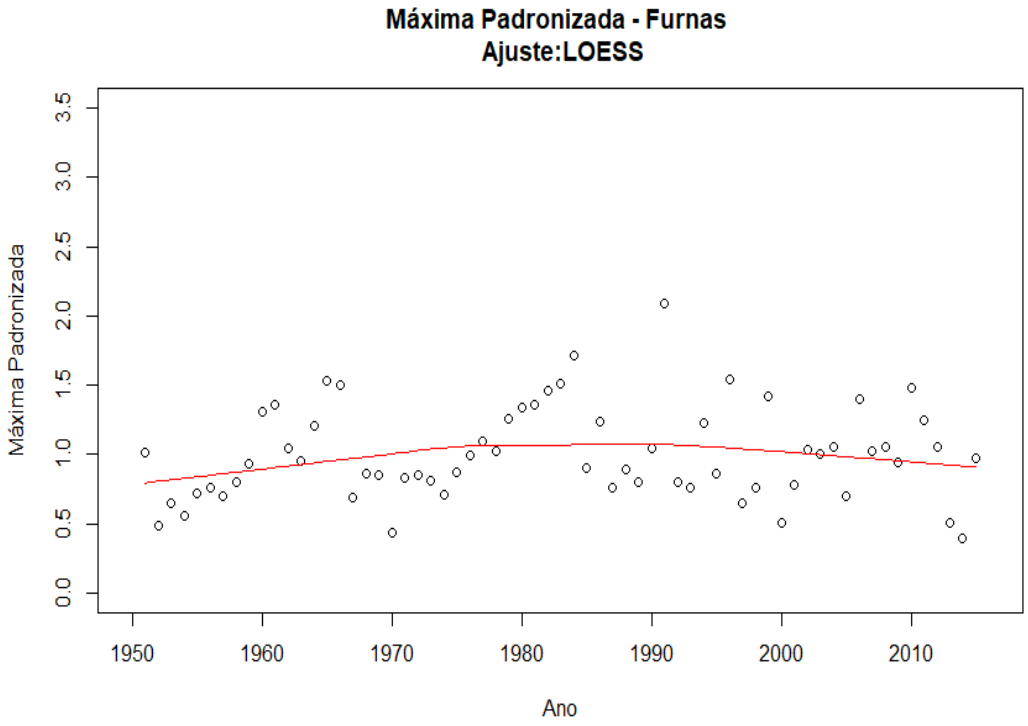


Figura A.1- Furnas: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

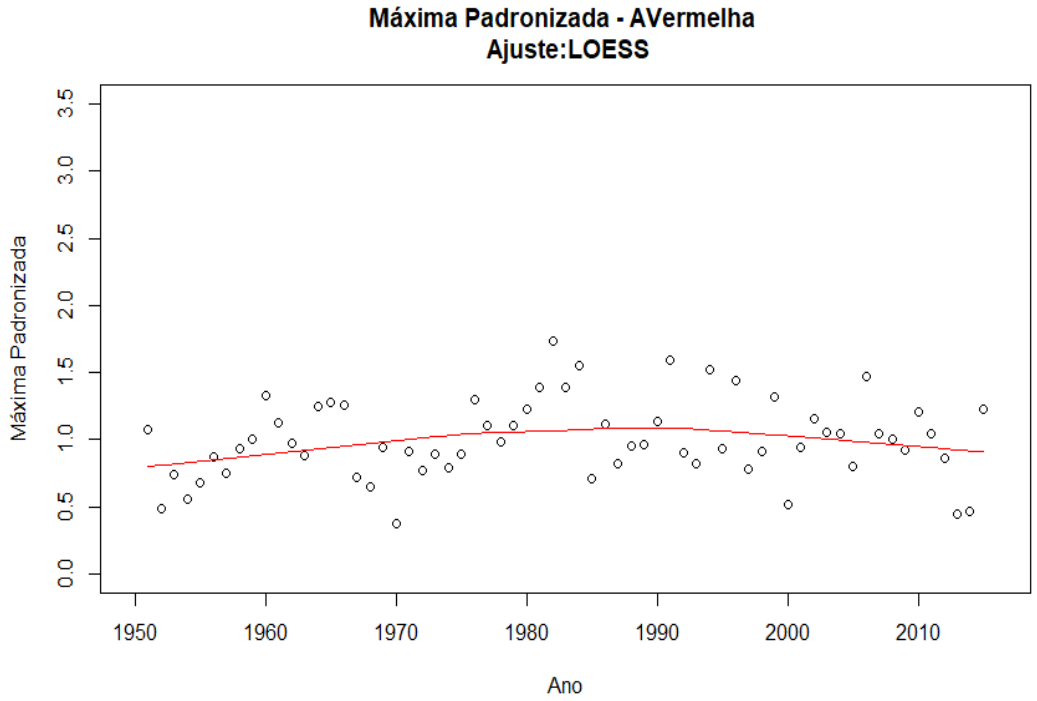


Figura A.2 – Água Vermelha: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

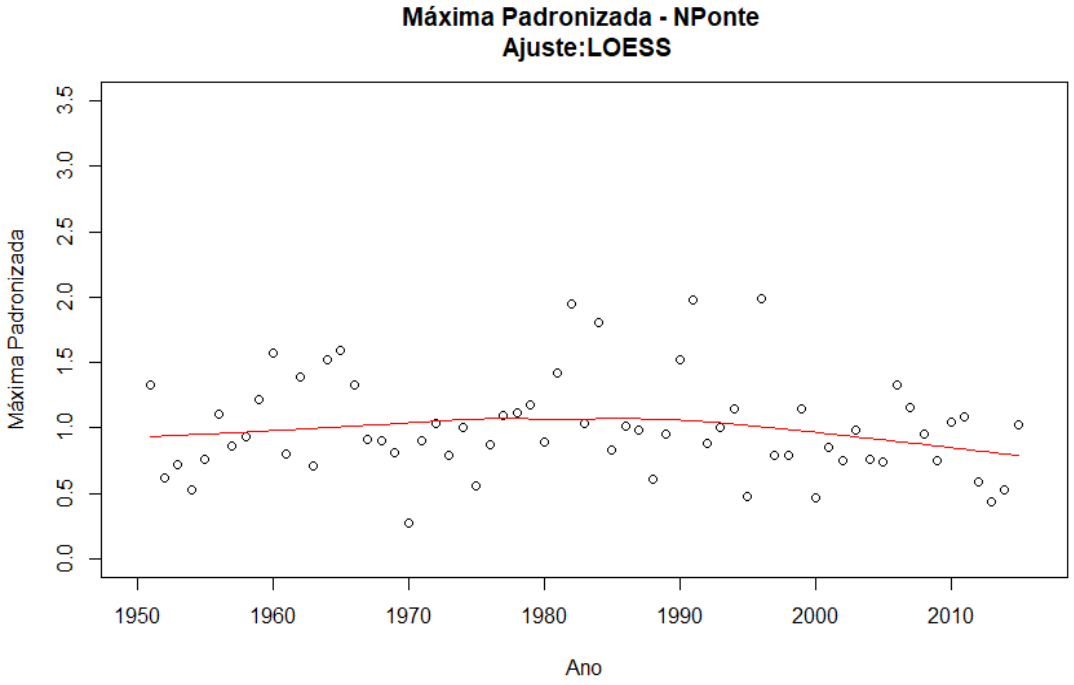


Figura A.3 – Nova Ponte: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

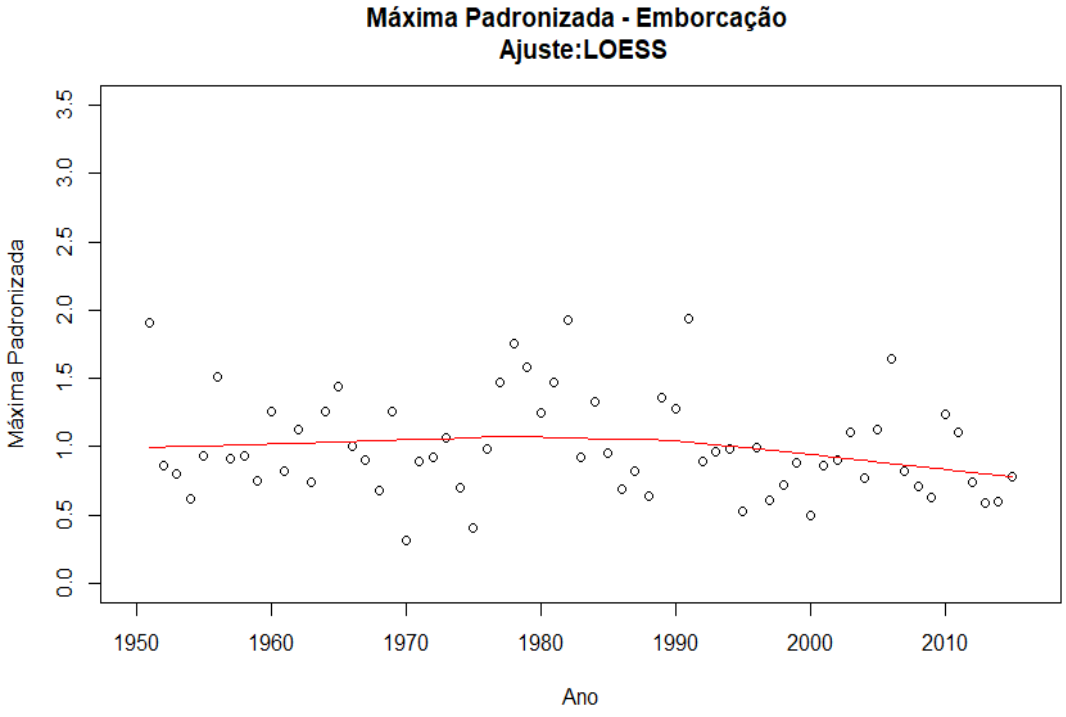


Figura A.4 – Emborcação: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

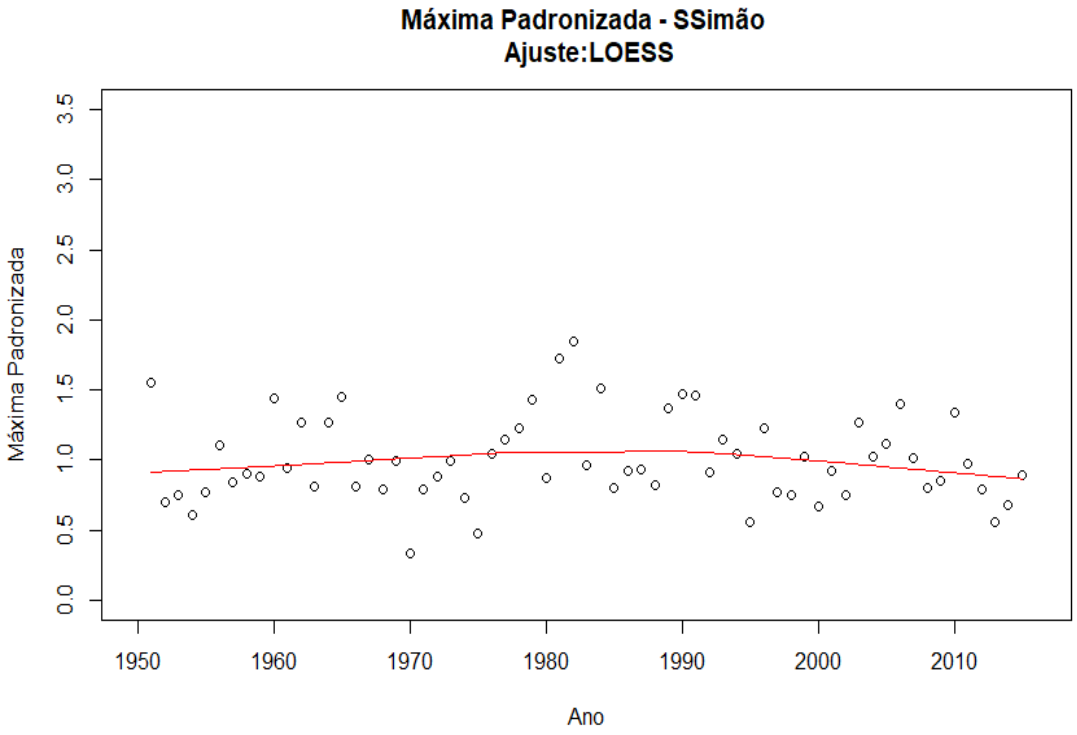


Figura A.5 – São Simão: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

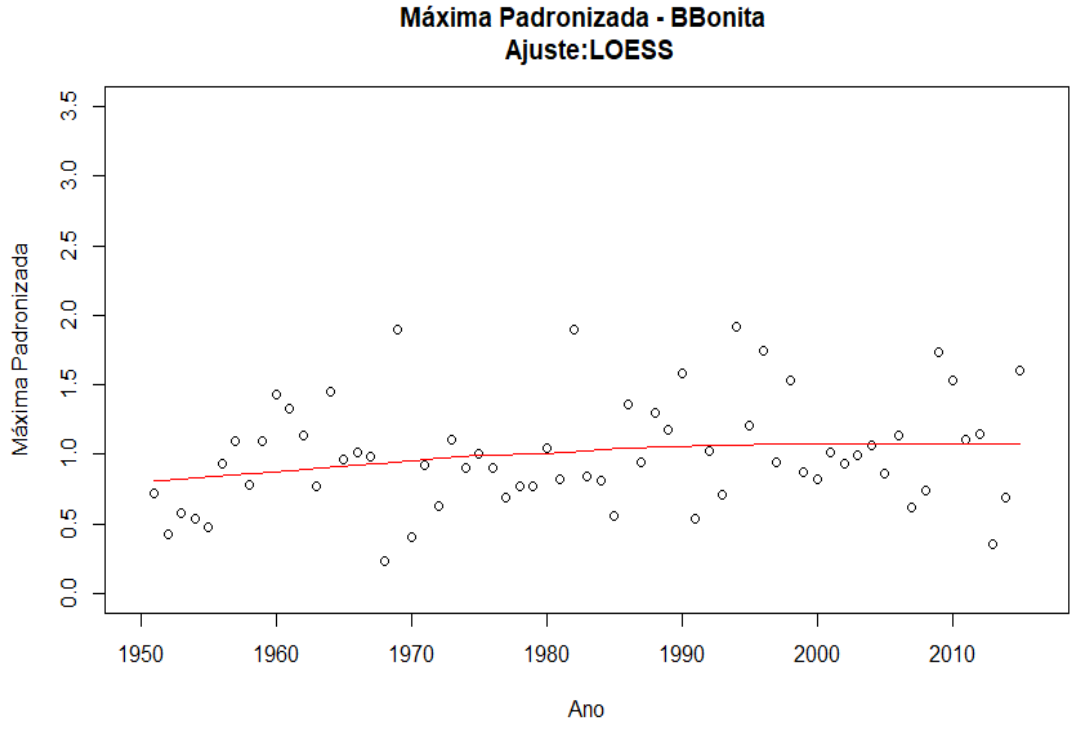


Figura A.6 – Barra Bonita: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

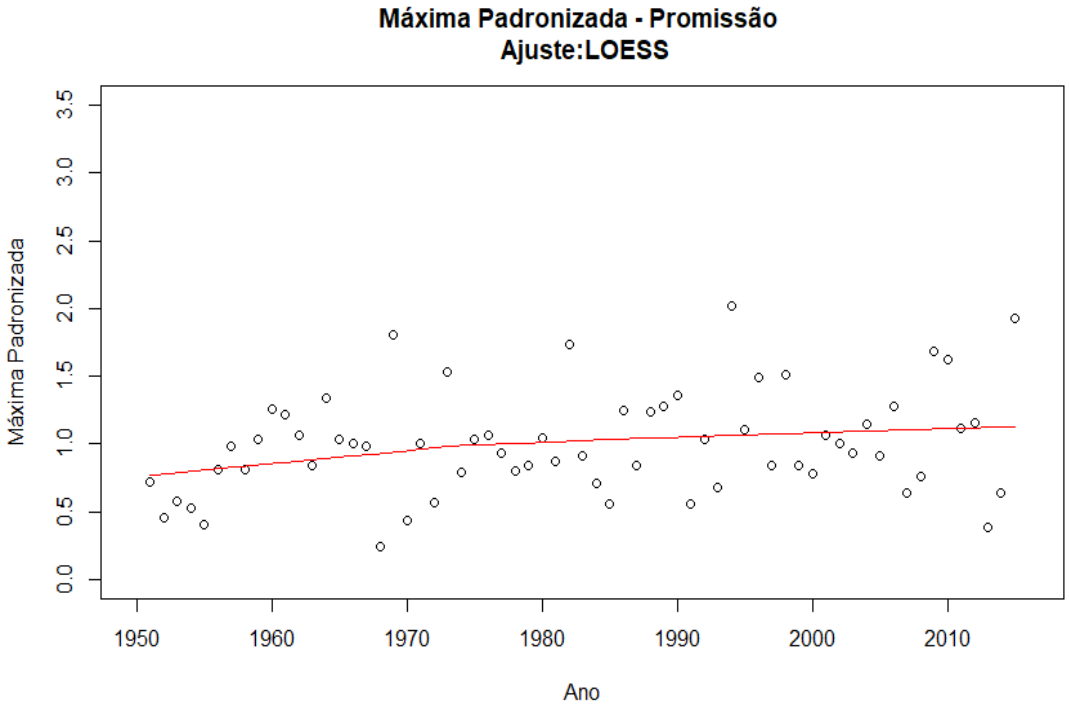


Figura A.7 - Promissão: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

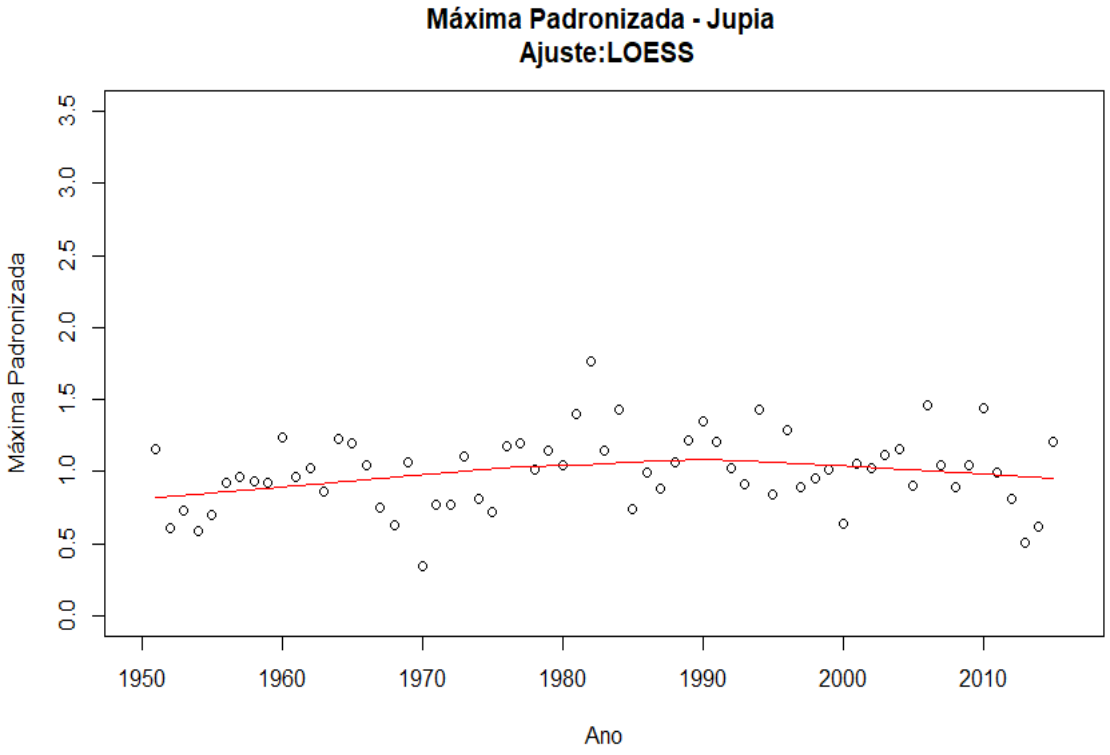


Figura A.8 – Jupiá: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

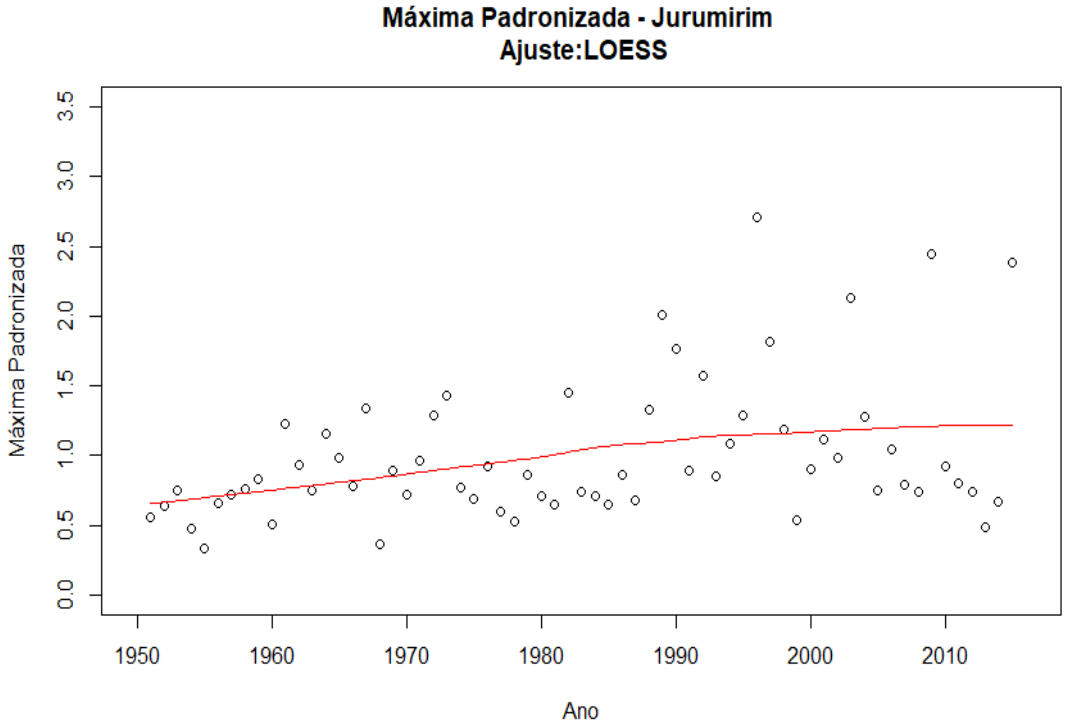


Figura A.9 – Jurumirim: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

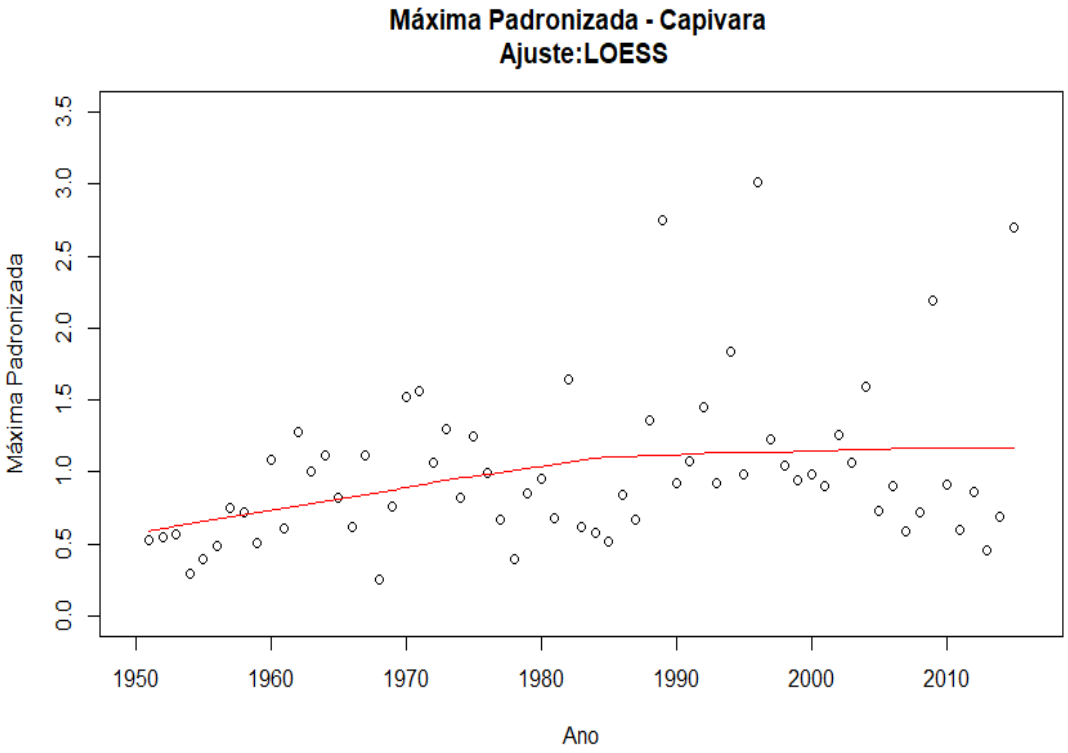


Figura A.10 – Capivara: Série de máximos anuais de médias móveis de 10 dias padronizada.

ANEXO B – REVISÃO DO CRITÉRIO DE CLASSIFICAÇÃO DAS ESTAÇÕES CHUVOSAS EM ÚMIDA, SECA OU NORMAL EM RELAÇÃO AO FENÔMENO MACROCLIMÁTICO ENSO

O controle de cheias considera a influência do fenômeno ENSO através da geração condicionada de séries sintéticas de vazões diárias. Nesse tipo de geração, cada estação chuvosa do histórico é classificada como úmida, seca ou normal segundo um critério e um índice representativo do ENSO. Em seguida, são gerados três conjuntos de séries sintéticas de afluências diárias, onde os parâmetros são estimados considerando somente as afluências do histórico das estações chuvosas como descrito no capítulo 2, item 2.1.

A revisão do critério de classificação em 2009 mostrou que é interessante reavaliar o critério de classificação adotado, não apenas pela revisão das séries de vazões e aumento das séries históricas de vazões e dos índices de variáveis macroclimáticas, mas também porque novos estudos e medições de novos índices podem contribuir para o aprimoramento do critério. Uma vez que se passaram quase 10 anos desde a revisão de 2009 e que este trabalho tem como um dos objetivos realizar a análise de estacionariedade temporal das séries de máximos indiretamente, através das variações temporais do fenômeno ENSO (estacionariedade em relação ao ENSO) e a classificação dos anos (estações chuvosas) pode interferir nos resultados, considerou-se oportuno realizar, como uma etapa preliminar, uma nova revisão do critério de classificação. Os intuitos dessa revisão foram: (i) verificar se os critérios definidos através de estudos empíricos continuam válidos e/ou podem ser aprimorados à luz de um conjunto maior de informações e (ii) dar início a um estudo sobre uma possível consideração do índice ONI, visto que agora ele possui uma quantidade de dados maior. Portanto, nesta revisão, foram realizadas análises que consideraram:

- dois índices para representar o comportamento do fenômeno ENSO, SOI e ONI - a motivação para tal consideração é que, na época do estudo de 1997, a disponibilidade de dados referentes às informações macroclimáticas era menor e o índice SOI apresentava uma maior quantidade de registros; atualmente, o índice ONI vem sendo muito utilizado para a classificação das fases do fenômeno ENSO e já dispõe de um registro de observações longo (RASMUSSON e CARPENTER, 1982; CEPEL *et al*., 2018; COSTA *et al*., 2018b); as séries dos índices SOI e ONI encontram-se ao final deste Anexo B;

- dois períodos de observação do índice representativo do fenômeno ENSO - maio a dezembro e junho a dezembro - a motivação para a consideração desses dois períodos é que o mês de maio tende a ser influenciado pela fase do fenômeno ENSO do ano anterior

e, com isso, existe uma discussão acerca da consideração ou não desse mês no critério para a classificação dos anos (CEPEL, 2018; COSTA *et al*., 2018b).

B.1 METODOLOGIA

B.1.1 CONSIDERAÇÃO DO ÍNDICE SOI

B.1.1.1 REAVALIAÇÃO DO CRITÉRIO DE 97

De forma a verificar se o critério definido em (CEPEL, 1997; COSTA *et al*., 1997) continua coerente dada a mudança das séries e do período de observação, nesta primeira fase do estudo, optou-se por fazer a classificação das estações segundo o mesmo e considerando os dois períodos de observação (maio-dezembro e junho-dezembro). Em função da disponibilidade dos dados, esse teste foi realizado para o período de 1933 a 2014.

O critério de 1997 consistia em analisar blocos de seis meses consecutivos (considerando-se como período de observação os meses entre maio e dezembro) e caso fossem verificados pelo menos três valores do índice SOI padronizado inferiores a -1.0 e um quarto valor inferior a -0.6, o ano era classificado como úmido. Analogamente, se fossem verificados pelo menos três valores do índice SOI superiores a +1.0 e um quarto valor superior a +0.6, o ano era classificado como seco e, consequentemente, se nenhuma das condições descritas fosse verificada, o ano era classificado como normal.

$$\begin{cases} 3 \text{ meses com índice} > 1.0 \text{ e } 1 \text{ mês com índice} > 0.6 \rightarrow \text{Ano SECO} \\ 3 \text{ meses com índice} < -1.0 \text{ e } 1 \text{ mês com índice} < -0.6 \rightarrow \text{Ano ÚMIDO} \\ \text{Caso contrário} \rightarrow \text{Ano NORMAL} \end{cases}$$

B.1.1.2 REAVALIAÇÃO DO CRITÉRIO ATUAL

Devido ao aumento dos registros de vazão e do índice SOI e à revisão das séries de vazões, em 2009, o critério de classificação das estações chuvosas foi revisto (ONS, 2018a). Esse novo critério, que passou a ser adotado a partir da estação chuvosa 2009/2010, passou a utilizar o índice SOI em vez do índice SOI padronizado. Também foi modificado o período de observação, excluindo-se o mês de maio e adotando-se, como período de observação, os meses entre junho e dezembro. Como mencionado anteriormente, a não consideração do mês de maio justificou-se pela possível influência do fenômeno ENSO associado à estação chuvosa anterior sobre esse particular mês, o que

poderia interferir de forma inapropriada na classificação da estação chuvosa do ano seguinte.

Conforme descrito em (ONS, 2018a), este critério utiliza o índice SOMASE, que é um somatório de índices SOI inferiores a um determinado valor de referência (I-SOMASE-U) para anos classificados como úmido ou superiores a um determinado valor de referência (I-SOMASE-S) para anos classificados como seco. Dispondo dos índices SOMASE para os dois períodos de análise (junho-novembro e julho-dezembro), o ano será classificado como úmido se pelo menos um destes índices for menor que um valor de referência úmido (SOMAT-U), e será classificado como seco se pelo menos um destes índices for maior que um valor de referência seco (SOMAT-S). Consequentemente, um ano que não tenha sido classificado como úmido ou seco, será classificado como normal. Os valores de referência I-SOMASE-U, I-SOMASE-S, SOMAT-U e SOMAT-S variam de acordo com a bacia e podem ser encontrados em (ONS, 2018a).

Como a série do índice SOI disponível no site da NOAA em outubro de 2017 foi atualizada, esse novo registro foi utilizado para a classificação das estações chuvosas segundo o critério atualmente adotado. Como as séries de vazões diárias disponíveis terminam em 2015 (ano civil) e o estudo considera o ano hidrológico (iniciado em 01 de novembro), a reclassificação abrangeu o período de 1951 a 2014. Além disso, foi considerado o mesmo período de observação adotado (junho-dezembro) atualmente.

B.1.2 CONSIDERAÇÃO DO ÍNDICE ONI

O outro índice representativo do fenômeno ENSO analisado foi o ONI. Para classificação das estações chuvosas, foram propostos dois critérios descritos abaixo.

B.1.2.1 CRITÉRIO 1 (CRITÉRIO NOAA)

Baseado no critério adotado pela NOAA para a caracterização das fases do ENSO, que a partir da observação de um ano civil (janeiro a dezembro), classifica como: úmido se 5 meses consecutivos apresentarem anomalias superiores a +0.5°C (aquecimento); seco se apresentar 5 meses consecutivos de anomalias inferiores a -0.5°C (esfriamento) e, consequentemente, normal em caso de não ocorrência dessas duas situações. Em outras palavras:

$$\begin{cases} 5 \text{ meses consecutivos de anomalias maiores que } +0.5°C \rightarrow \text{Ano ÚMIDO} \\ 5 \text{ meses consecutivos de anomalias menores que } -0.5°C \rightarrow \text{Ano SECO} \\ \text{Caso contrário} \rightarrow \text{Ano NORMAL} \end{cases}$$

A diferença entre o critério 1 e o critério da NOAA está no período de observação, uma vez que o critério 1 adota como período de observação conjuntos de seis meses consecutivos: de maio a dezembro e de junho a dezembro.

B.1.2.2 CRITÉRIO 2

Neste critério, o período de observação (maio-dezembro e junho-dezembro) é dividido em grupos de 6 meses consecutivos e se em um desses forem observados 3 valores consecutivos com ONI superiores +0,6°C e 1 valor de ONI superior a +0,5°C, o ano é classificado como úmido; se ocorrerem 3 valores consecutivos de ONI inferiores a -0,6°C e 1 valor de ONI inferior a -0,5°C, o ano é classificado como seco; caso contrário, o ano é classificado como normal, ou seja:

$$\begin{cases} 3 \text{ meses consecutivos de ONI} > +0{,}6°C \; e \; 1 \; mês \; de \; \text{ONI} > +0{,}5°C \rightarrow \text{Ano ÚMIDO} \\ 3 \text{ meses consecutivos de ONI} < -0{,}6°C \text{ e } 1 \text{ mês de ONI} < -0{,}5°C \rightarrow \text{Ano SECO} \\ \text{Caso contrário} \rightarrow \text{Ano NORMAL} \end{cases}$$

B.1.3 ANÁLISE REALIZADAS

Inicialmente, foi realizada uma análise exploratória comparando-se as frequências de ocorrência de anos com necessidade de volumes de espera, assim como, as estatísticas (média, desvio padrão e máximos) dos volumes de espera, para as diferentes classes de estações chuvosas.

Para verificar a significância das diferenças entre o comportamento das estações chuvosas classificadas como úmida, seca e normal em relação à necessidade de volumes de espera, foram aplicados dois testes estatísticos: (i) teste de análise de variância e (ii) teste de razão de verossimilhança. Em todos os testes, foi considerado o nível de significância de 5%.

B.1.3.1 TESTE DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA

O teste de análise de variância foi aplicado duas vezes, com o intuito de comparar: (1) a distribuição marginal com as distribuições condicionadas a três classes (úmida,

normal e seca); e (2) a distribuição marginal com as distribuições condicionadas a duas classes (úmida e normal + seca). Com isso, as hipóteses nulas H0 dos testes foram:

$H0_1$: Igualdade de médias de volumes de espera na distribuição marginal e nas distribuições condicionadas às três classes úmida, normal e seca.

$H0_2$: Igualdade de médias de volumes de espera na distribuição marginal e nas distribuições condicionadas às duas classes úmida e normal + seca.

B.1.3.2 TESTE DE RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA

O teste de razão de verossimilhança foi aplicado duas vezes: considerando três classes e duas classes. Assumiu-se que a distribuição dos volumes de espera é mista, sendo composta por uma probabilidade de volumes de espera nulos e uma distribuição exponencial com parâmetro λ para os volumes de espera positivos. Portanto, as hipóteses nulas H0 dos testes foram:

$H0_1$: Igualdade dos parâmetros p0 e λ na distribuição marginal e nas distribuições condicionadas às três classes.

$H0_2$: Igualdade dos parâmetros p0 e λ na distribuição marginal e nas distribuições condicionadas às duas classes.

B.2 DADOS UTILIZADOS

B.2.1 DADOS DE VAZÕES

Os testes foram realizados considerando a série de afluências total e o volume de espera total para a proteção do ponto de controle imediatamente a jusante da UHE Jupiá. Desta forma, para o cálculo da necessidade de volume de espera na bacia, foram considerados:

- a série de vazões diárias naturalizadas afluentes a UHE Jupiá para o período de 1931 a 2015, disponíveis no site do ONS (ONS, 2017);
- a vazão de restrição de defluência máxima no ponto de controle imediatamente a jusante dessa UHE, equivalente a 17181,8 m^3/s, que correspondia à média de longo termo (MLT) das vazões máximas diárias do período 1933 a 1995 utilizado em CEPEL (1997).

B.2.2 SÉRIES DE ÍNDICES SOI E ONI

Foram levantadas as séries dos índices SOI padronizado[8], de 1933 a 2017, SOI, de 1951 a 2017, e ONI, de 1950 a 2017. Ressalta-se que as séries dos índices foram obtidas no *site* da NOAA (NOAA, 2017d; NOAA, 2017e; NOAA, 2017f) em outubro de 2017 e, portanto, alguns dados referentes ao ano de 2017 ainda estavam incompletos. Além disso, os dados do índice SOI padronizado de 1933 a 1950 são os dados disponíveis anteriormente, enquanto os de 1951-2017 foram os revisados utilizando o período base[9] de 1981-2010. A série do índice ONI disponível no *site* da NOAA adotava o período base de 1986-2015. As séries dos índices SOI padronizado, SOI e ONI encontram-se no final deste Anexo B, nas Tabelas B.29, B.30 e B.31 respectivamente.

B.3 RESULTADOS

A partir das séries dos índices SOI padronizado, SOI e ONI apresentadas nas Tabelas B.29, B.30 e B.31 e dos critérios descritos nos itens B.1.1 e B.1.2, foram realizadas as classificações de cada estação chuvosa do histórico. A Tabela B.32 do Anexo B apresenta as classificações dos anos segundo os índices SOI e ONI e suas respectivas necessidades de volume de espera.

B.3.1 CONSIDERAÇÃO DO ÍNDICE SOI

B.3.1.1 REAVALIAÇÃO DO CRITÉRIO DE 97

Em função da disponibilidade dos dados do índice SOI padronizado e de vazões diárias, este teste foi realizado para o período de 1933 a 2014, considerando os dois períodos de observação (maio-dezembro e junho-dezembro). Os resultados dos testes são apresentados abaixo.

[8] No *site* da NOAA, é disponibilizada a série de índice SOI a partir do ano de 1882, porém seus dados sem falhas datam somente a partir do ano de 1933.

[9] Define-se como período base o conjunto de meses do histórico utilizados para o cálculo da média e desvio-padrão das anomalias adotado no cálculo dos índices ONI e SOI padronizado.

a) PERÍODO DE ANÁLISE DO ÍNDICE SOI: MAIO A DEZEMBRO

Tabela B.1 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	8	22	5	27	30	35
Sem necessidade de VE	5	32	10	42	37	47

Tabela B.2 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm³)	3,51	0,91	0,79	1,30
Desvio-Padrão (hm³)	7,32	2,74	2,23	3,83
Máximo (hm³)	26,87	17,94	8,32	26,87

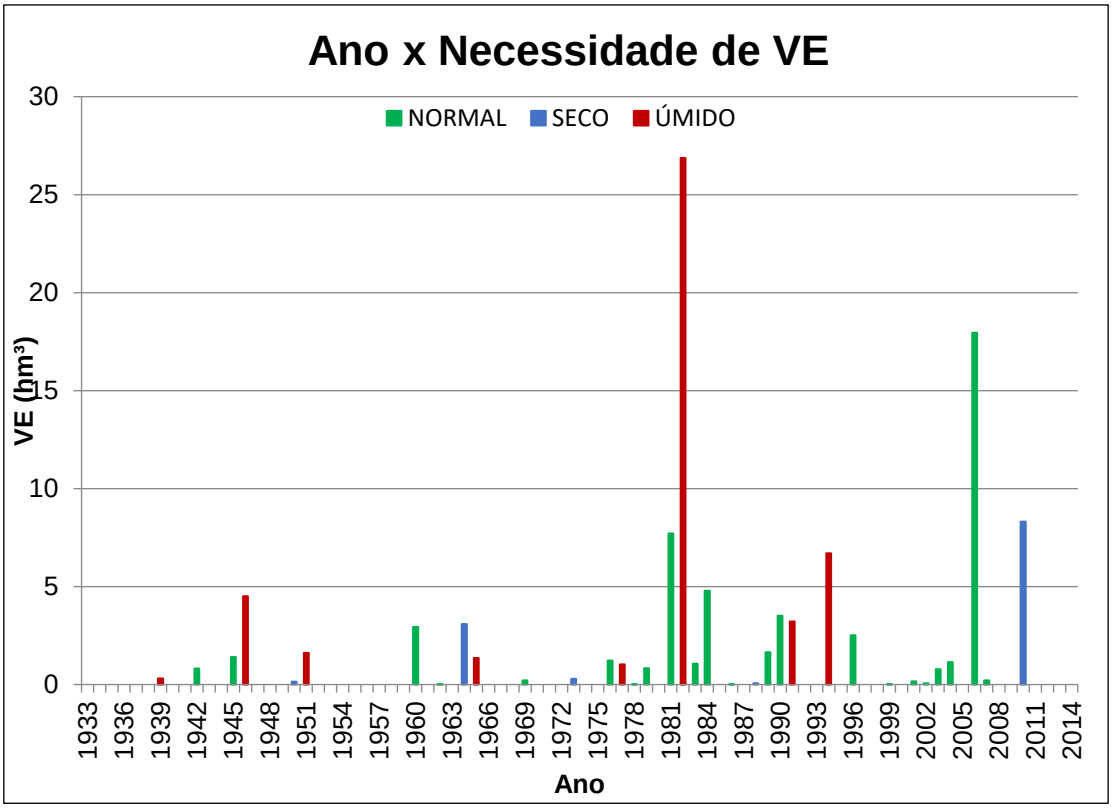


Figura B.1 - Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice SOI padronizado e o critério de 97.

b) PERÍODO DE ANÁLISE DO ÍNDICE SOI: JUNHO A DEZEMBRO

Tabela B.3 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	8	22	5	27	30	35
Sem necessidade de VE	5	34	8	42	39	47

Tabela B.4 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm³)	3.51	0.87	0.92	1.30
Desvio-Padrão (hm³)	7.32	2.70	2.38	3.83
Máximo (hm³)	26.87	17.94	8.32	26.87

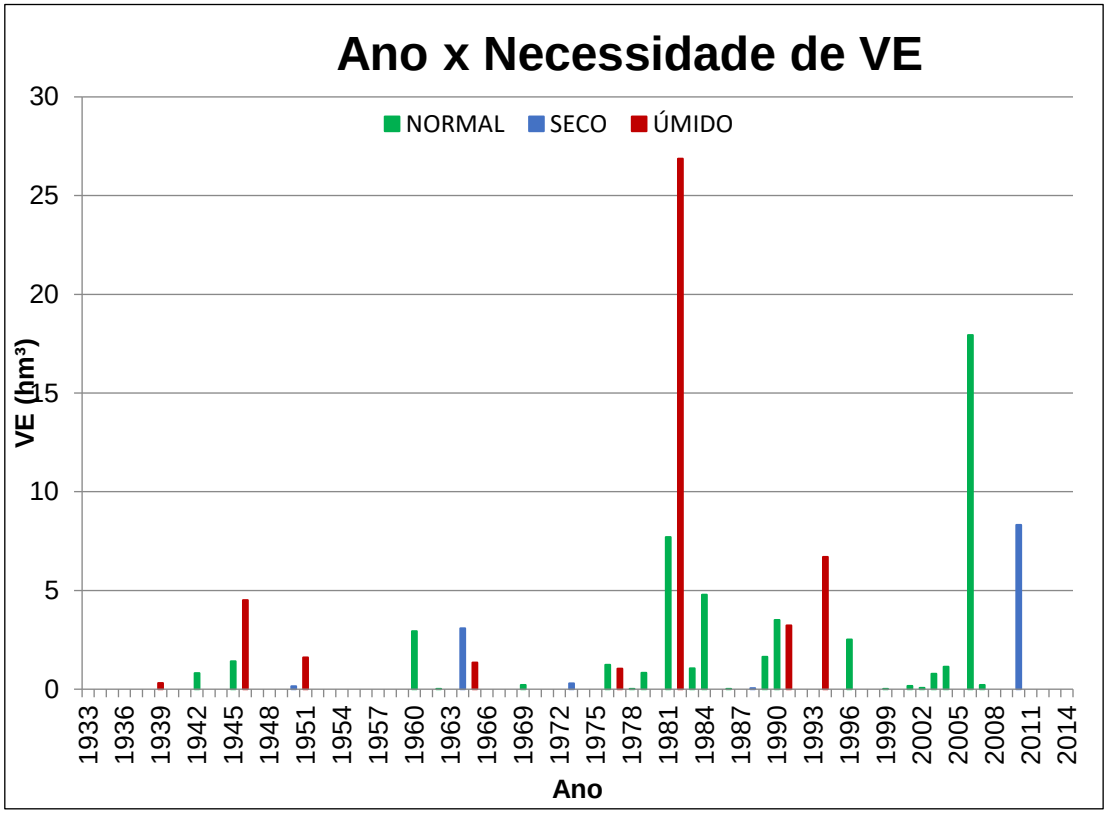


Figura B.2 - Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice SOI padronizado e o critério de 97.

Observando-se os anos mais recentes (últimos 20 anos), é possível verificar uma maior concentração de anos classificados como normal (Tabela B.32, ao final deste Anexo). Em geral, os anos recentes classificados como normal estão associados a pouca ou nenhuma necessidade de volume de espera, com exceção do ano 2006, cujo volume de espera é o segundo maior do histórico (17,94 hm^3).

Comparando-se os resultados dos dois períodos de observação testados (maio a dezembro e junho a dezembro), a variação apresentada foi pouco significativa (como pode ser verificado nas Tabelas B.2 e B.4).

Como pode ser verificado nos resultados de distribuição de frequência (Tabelas B.1 e B.3), apesar das ressalvas, os resultados com o critério de 1997 mostraram-se coerentes, independente do período observação.

B.3.1.2 REAVALIAÇÃO DO CRITÉRIO ATUAL

Em função da disponibilidade dos dados do índice de vazões diárias e da classificação disponível no Plano Anual de Prevenção de Cheias (PAPC) (ONS, 2018a), este teste foi realizado para o período de 1951 a 2014, considerando somente o período de observação junho-dezembro, como adotado no critério atual. A seguir, são apresentados os resultados obtidos com base na revisão da série de índice SOI e da classificação disponível no PAPC (ONS, 2018a), que não apresenta revisão das classificações das estações chuvosas anteriores.

a) RESULTADOS CONSIDERANDO A ATUALIZAÇÃO DO ÍNDICE SOI

Tabela B.5 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	4	22	4	26	26	30
Sem necessidade de VE	1	24	9	33	25	34

Tabela B.6 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm³)	7,19	1,12	0,90	1,55
Desvio-Padrão (hm³)	11,30	2,96	2,38	4,27
Máximo (hm³)	26,87	17,94	8,32	26,87

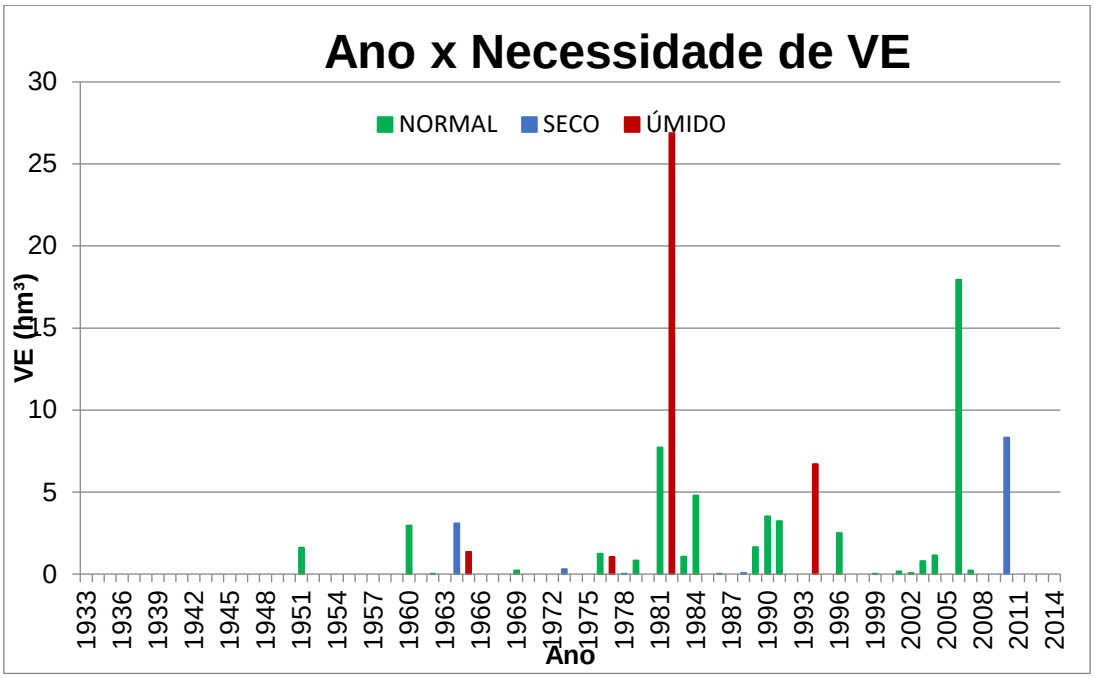


Figura B.3 - Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice SOI e o critério de 2009.

b) RESULTADOS CONSIDERANDO A CLASSIFICAÇÃO DISPONÍVEL NO PAPC (ONS, 2018a) E SEM CONSIDERAR A ATUALIZAÇÃO DO ÍNDICE SOI

Tabela B.7 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	7	20	3	23	27	30
Sem necessidade de VE	4	25	5	30	29	34

Tabela B.8 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm³)	5,34	0,71	1,08	1,55
Desvio-Padrão (hm³)	8,89	1,54	2,92	4,27
Máximo (hm³)	26,87	7,71	8,32	26,87

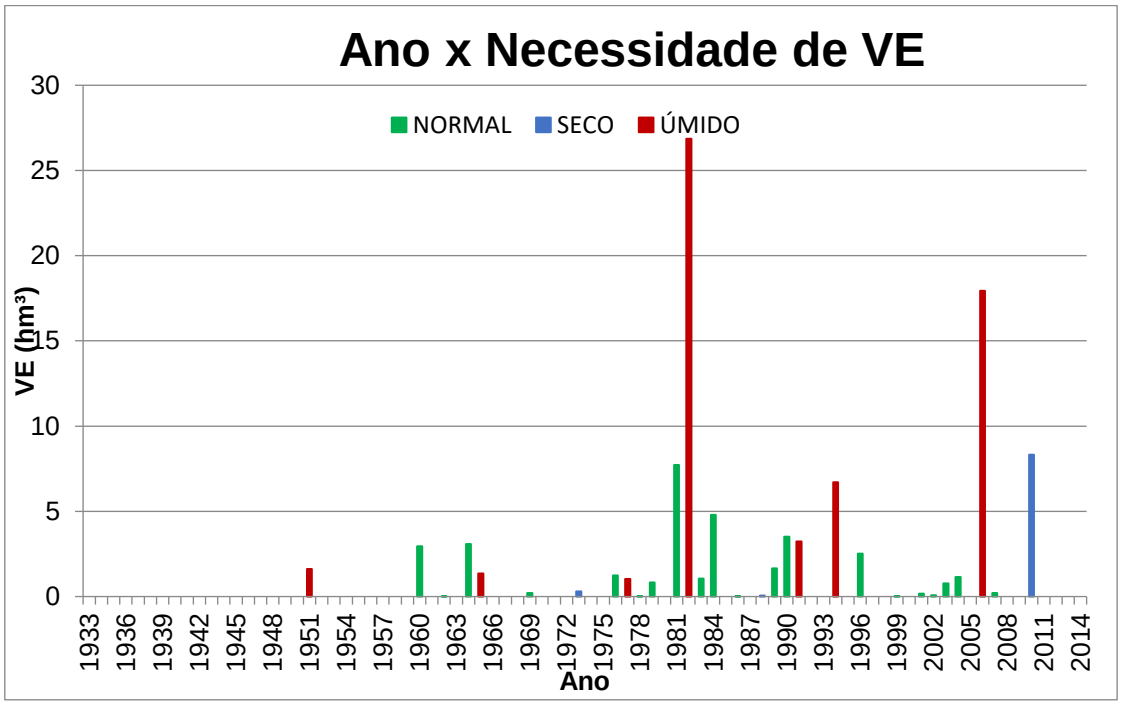


Figura B.4 - Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação disponível no Plano Anual de Prevenção de Cheias.

Observando-se os anos mais recentes (últimos 20 anos), é possível verificar uma maior concentração de anos classificados como normal (Tabela B.32). Em geral, os anos recentes classificados como normal estão associados a pouca ou nenhuma necessidade de volume de espera, com exceção do ano 2006, cujo volume de espera é o segundo maior do histórico (17,94 hm^3).

B.3.2 CONSIDERAÇÃO DO ÍNDICE ONI

Uma vez que o índice ONI está disponibilizado no site da NOAA apenas para os anos a partir de 1951, os testes foram realizados para o período de 1951 a 2014, considerando os dois períodos de observação (maio-dezembro e junho-dezembro). Os resultados dos testes são apresentados a seguir.

B.3.2.1 CRITÉRIO 1 (NOAA)

a) PERÍODO DE ANÁLISE DO ÍNDICE ONI: MAIO A DEZEMBRO

Tabela B.9 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	7	17	6	23	24	30
Sem necessidade de VE	7	17	10	27	24	34

Tabela B.10 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm³)	2,46	1,56	0,75	1,55
Desvio-Padrão (hm³)	7,09	3,49	2,16	4,27
Máximo (hm³)	26,87	17,94	8,32	26,87

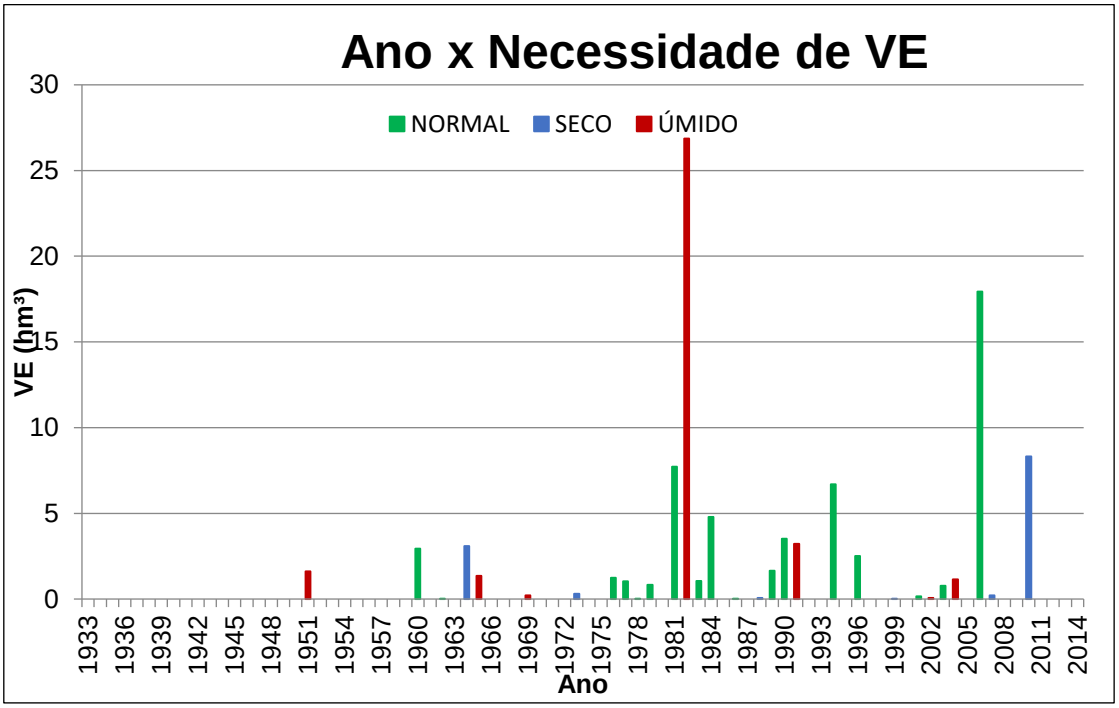


Figura B.5 - Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.

b) PERÍODO DE ANÁLISE DO ÍNDICE ONI: JUNHO A DEZEMBRO

Tabela B.11 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	7	17	6	23	24	30
Sem necessidade de VE	7	18	9	27	25	34

Tabela B.12 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm³)	2,46	1,51	0,80	1,55
Desvio-Padrão (hm³)	7,09	3,45	2,22	4,27
Máximo (hm³)	26,87	17,94	8,32	26,87

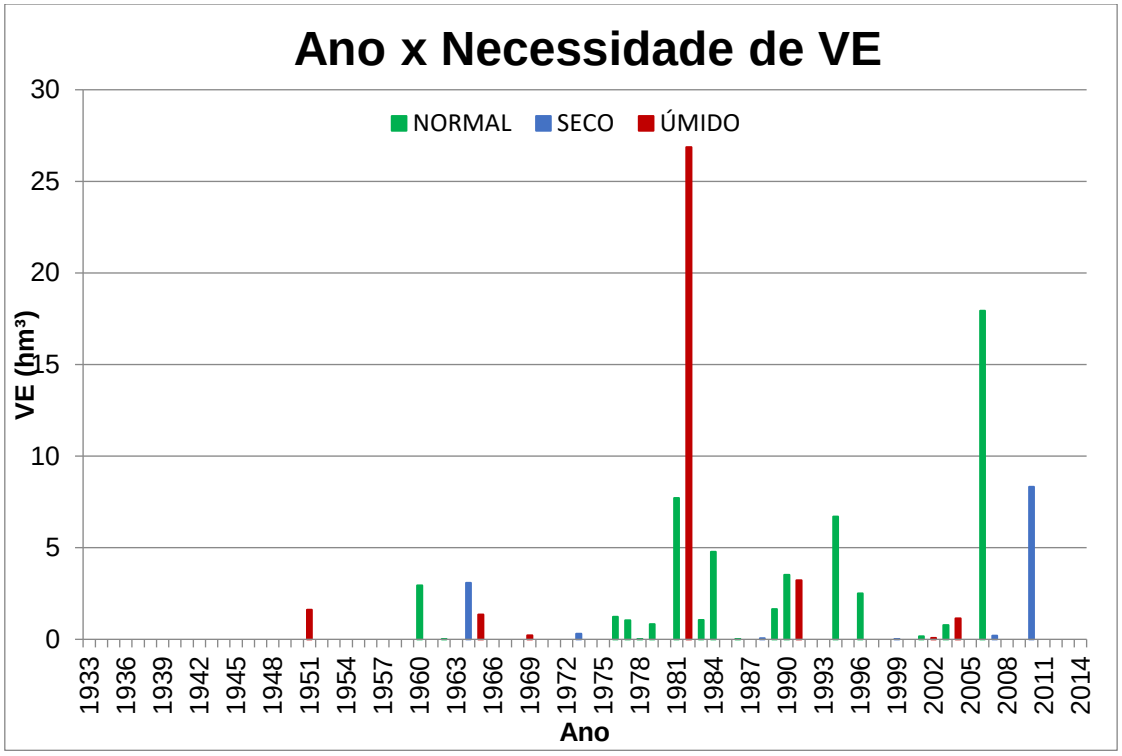


Figura B.6 - Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.

Observando-se os anos mais recentes (últimos 20 anos), é possível verificar que não há predominância de uma única classe, ou seja, há uma presença maior de anos

classificados como seco e úmido e uma menor quantidade de anos classificados como normal, se comparado com as classificações utilizando o índice SOI (Tabela B.32).

Comparando-se os resultados dos dois períodos de observação testados (maio a dezembro e junho a dezembro), apenas uma estação (referente ao ano 1956) apresentou variação de classificação, sendo ela pouco significativa (como pode ser verificado nas Tabelas B.10 e B.12), uma vez que esse ano não apresentou necessidade de volume de espera. Apesar de não apresentar necessidade de volume de espera, a mudança na classificação desses anos alterou levemente as estatísticas das classes normal e seco, reduzindo a diferença entre as duas médias.

Como pode ser verificado nos resultados de distribuição de frequência, apesar das ressalvas, os resultados dos testes com esse critério mostraram-se coerentes, independente do período observação.

B.3.2.2 CRITÉRIO 2

a) PERÍODO DE ANÁLISE DO ÍNDICE ONI: MAIO A DEZEMBRO

Tabela B.13 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	12	11	7	18	23	30
Sem necessidade de VE	8	16	10	26	24	34

Tabela B.14 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm^3)	3,07	0,92	0,77	1,55
Desvio-Padrão (hm^3)	6,95	1,87	2,09	4,27
Máximo (hm^3)	26,87	7,71	8,32	26,87

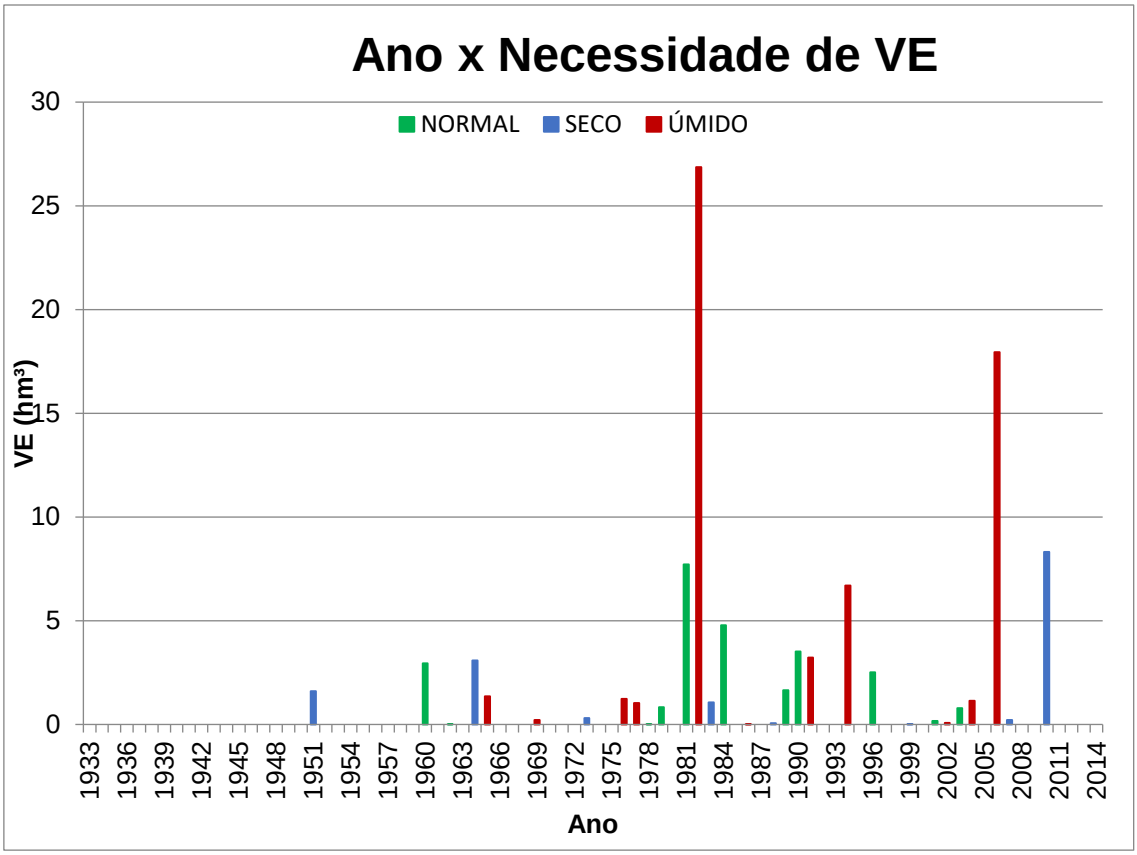


Figura B.7 – Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.

b) PERÍODO DE ANÁLISE DO ÍNDICE ONI: JUNHO A DEZEMBRO

Tabela B.15 - Frequência de ocorrência de anos com necessidade de volume de espera para as diferentes classes.

N° de anos	Classificação do ano					
	ÚMIDO	NORMAL	SECO	SECO + NORMAL	ÚMIDO + NORMAL	TODOS
Com necessidade de VE	12	11	7	18	23	30
Sem necessidade de VE	8	16	10	26	24	34

Tabela B.16 - Estatísticas dos volumes de espera máximos para as diferentes classes.

	ÚMIDO	NORMAL	SECO	TODOS
Média (hm³)	3,07	0,92	0,77	1,55
Desvio-Padrão (hm³)	6,95	1,87	2,09	4,27
Máximo (hm³)	26,87	7,71	8,32	26,87

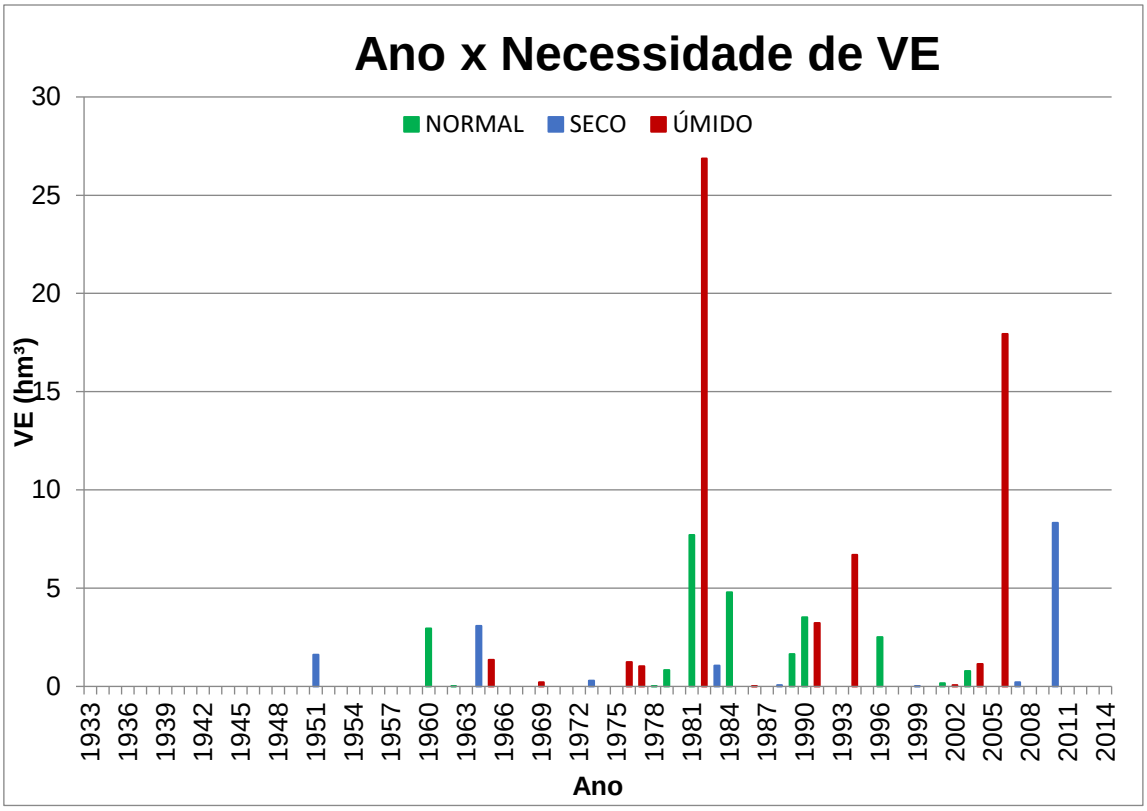


Figura B.8 - Necessidade de VE em cada ano e sua respectiva classificação segundo o índice ONI.

Analisando-se a Tabela B.32, é possível perceber que, apesar da significativa necessidade de volume de espera, alguns anos (por exemplo, 1964, 1981 e 2010) foram classificados de forma não esperada. Embora tenha sido classificado como seco, o ano de 2010 apresenta a terceira maior necessidade de volume de espera anual do histórico (da ordem de 8 hm^3), representando o máximo volume de espera para essa classe nas estatísticas apresentadas nas B.14 e B.16, sendo, inclusive, maior que o máximo volume de espera para a classe normal.

Como é possível observar nas Tabelas B.13 a B.16 e Tabela B.32, os resultados dos testes para os dois períodos observados (maio a dezembro e junho a dezembro) foram idênticos.

Como pode ser verificado nos resultados de distribuição de frequência (Tabelas B.13 e B.15), apesar das ressalvas, os testes preliminares considerando o índice ONI e esse critério apresentaram resultados coerentes, independente do período observação.

Vale ressaltar que o ano de 2010 foi classificado como seco em todos os testes realizados e documentados em (CEPEL, 2018).

B.3.3 ANÁLISES REALIZADAS

Dado que a consideração dos períodos maio-dezembro e junho-dezembro não apresentou uma diferença significativa na classificação dos anos pelos diferentes critérios e índices, optou-se por considerar apenas o período junho-dezembro, por ser mais robusto em relação à formação do fenômeno ENSO. Além disso, na consideração do índice ONI, optou-se por adotar o critério 2 em função de seus resultados da análise exploratória mostrados anteriormente. Portanto, para verificar a significância das diferenças entre o comportamento das estações chuvosas classificadas como úmidas, secas e normais em relação à necessidade de volumes de espera, os testes de análise de significância foram aplicados aos seguintes critérios:

a) critério de 1997, utilizando o índice SOI padronizado (para junho-dezembro);
b) critério de 2009 (atual), utilizando a série revisada de índice SOI (disponível no *site* da NOAA) (para junho-dezembro);
c) critério de 2009 (atual), utilizando o índice SOI (sem sua revisão) (para junho-dezembro); a classificação dos anos utilizando esse critério está disponível no Plano Anual de Prevenção de Cheias (ONS, 2018a);
d) critério 2 utilizando a série de índice ONI disponível no *site* da NOAA (para junho-dezembro).

Para a aplicação dos testes gerais, foi utilizado o *software* S (versão 8.2) (MATHSOFT, 1999).

B.3.3.1 TESTE DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA

Nas Tabelas B.17 a B.24, são apresentados os resultados dos dois testes de análise de variância realizados para cada um dos critérios considerados.

a) CRITÉRIO DE 1997 (ÍNDICE SOI PADRONIZADO)

Tabela B.17 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.

MÉDIAS				**Valor F**	**p-valor**	**Conclusão**
Marg	**Seco**	**Normal**	**Úmido**			
0,402	0,315	0,3130	0,870	3,370	0,039	significativo

Tabela B.18 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.

MÉDIAS			Valor F	p-valor	Conclusão
Marg	Normal + Seco	Úmido			
0,402	0,3135	0,870	6,826	0,011	significativo

b) CRITÉRIO DE 2009 (ÍNDICE SOI) COM A CLASSIFICAÇÃO BASEADA NA SÉRIE DE ÍNDICE SOI REVISADA

Tabela B.19 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.

MÉDIAS				Valor F	p-valor	Conclusão
Marg	Seco	Normal	Úmido			
0,458	0,304	0,401	1,387	4,290	0,018	significativo

Tabela B.20 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.

MÉDIAS			Valor F	p-valor	Conclusão
Marg	Normal + Seco	Úmido			
0,458	0,380	1,387	8,523	0,005	significativo

c) CRITÉRIO DE 2009 (ÍNDICE SOI) COM A CLASSIFICAÇÃO DISPONÍVEL NO PLANO ANUAL DE PREVENÇÃO DE CHEIAS

Tabela B.21 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.

MÉDIAS				Valor F	p-valor	Conclusão
Marg	Seco	Normal	Úmido			
0,458	0,319	0,323	1,116	5,315	0,007	significativo

Tabela B.22 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.

MÉDIAS			Valor F	p-valor	Conclusão
Marg	Normal + Seco	Úmido			
0,458	0,322	1,116	10,804	0,002	significativo

d) CRITÉRIO 2 UTILIZANDO O ÍNDICE ONI

Tabela B.23 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a três classes.

MÉDIAS				Valor F	p-valor	Conclusão
Marg	Seco	Normal	Úmido			
0,458	0,287	0,384	0,705	1,547	0,221	não significativo

Tabela B.24 – Teste de análise de variância: Igualdade das médias dos VE nas distribuições marginal e condicionadas a duas classes.

MÉDIAS			Valor F	p-valor	Conclusão
Marg	Normal + Seco	Úmido			
0,458	0,346	0,705	2,970	0,090	não significativo

Os resultados indicam a rejeição das hipóteses nulas $H0_1$ e $H0_2$ no nível de significância de 5% para todos os critérios utilizando o índice SOI, tanto no caso da comparação com três, quanto na com duas classes. Em contrapartida, o critério utilizando o índice ONI aceita as duas hipóteses nulas.

B.3.3.2 TESTE DA RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA

Nas Tabelas B.25 a B.28, são apresentados os resultados dos dois testes de razão de verossimilhança realizados para cada um dos critérios considerados, onde

- Log(L) refere-se ao resultado da verossimilhança condicionada a 3 ou 2 classes;
- Log(LMarg) refere-se ao resultado da verossimilhança da série marginal;
- r = razão de verossimilhança, definida como 2*(Log(L) – (Log(LMarg));
- GL = número de graus de liberdade;
- Crit 5% = valor crítico para *r* para um nível de significância de 5%.

a) CRITÉRIO DE 1997 (ÍNDICE SOI PADRONIZADO)

Tabela B.25 – Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.

Teste	Log(L)	Log(LMarg)	r	GL	Crit 5%	p-valor	Conclusão
3 Classes	-125,721	-129,905	8,369	4	9,488	0,079	não significativo
2 Classes	-125,731	-129,905	8,347	2	5,991	0,015	significativo

b) CRITÉRIO DE 2009 (ÍNDICE SOI) COM A CLASSIFICAÇÃO BASEADA NA SÉRIE DE ÍNDICE SOI REVISADA

Tabela B.26 – Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.

Teste	Log(L)	Log(LMarg)	r	GL	Crit 5%	p-valor	Conclusão
3 Classes	-104,216	-110,146	11,861	4	9,488	0,018	significativo
2 Classes	-104,921	-110,146	10,451	2	5,991	0,005	significativo

c) CRITÉRIO DE 2009 (ÍNDICE SOI) COM A CLASSIFICAÇÃO DISPONÍVEL NO PLANO ANUAL DE PREVENÇÃO DE CHEIAS

Tabela B.27 – Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.

Teste	Log(L)	Log(LMarg)	r	GL	Crit 5%	p-valor	Conclusão
3 Classes	-100,829	-110,146	18,635	4	9,488	0,001	significativo
2 Classes	-101,430	-110,146	17,433	2	5,991	0,0002	significativo

d) CRITÉRIO 2 UTILIZANDO O ÍNDICE ONI

Tabela B.28 – Teste da razão de verossimilhança: Igualdade dos parâmetros p0 e λ nas distribuições marginal e condicionadas a três/duas classes.

Teste	Log(L)	Log(LMarg)	r	GL	Crit 5%	p-valor	Conclusão
3 Classes	-106,146	-110,146	8,000	4	9,488	0,092	não significativo
2 Classes	-63,000	-65,910	5,820	2	5,991	0,016	significativo

A maioria dos resultados acima indica a rejeição no nível de significância de 5% das hipóteses nulas $H0_1$ e $H0_2$ de igualdade dos parâmetros p_0 e λ na distribuição marginal e nas distribuições condicionadas a três ou duas classes, mostrando a relevância de considerar as distribuições condicionadas às classes. As exceções ocorreram para os casos do critério de 97 e o que considera o índice ONI condicionados a 3 classes.

B.4 COMENTÁRIOS SOBRE A REVISÃO DO CRITÉRIO DE CLASSIFICAÇÃO DAS ESTAÇÕES CHUVOSAS QUANTO AO ENSO

As análises realizadas, apesar de não exaustivas, mostraram que a utilização do índice ONI com os critérios de classificação aqui propostos não trouxe melhoras para a identificação da necessidade de volumes de espera para as estações chuvosas da bacia do rio Paraná. Além disso, o critério atualmente em uso, que utiliza o índice SOI, mostrou que se mantém adequado e, portanto, foi o critério utilizado no capítulo 6 na verificação da estacionariedade temporal de forma indireta, através das variações temporais do fenômeno ENSO (estacionariedade em relação ao ENSO).

As classificações obtidas segundo cada um dos critérios são apresentadas ao final deste Anexo B, na Tabela B.32.

Tabela B.29 – Série do índice SOI (*South Oscillation Index*) padronizado.

ÍNDICE SOI PADRONIZADO												
ANO	**JAN**	**FEV**	**MAR**	**ABR**	**MAI**	**JUN**	**JUL**	**AGO**	**SET**	**OUT**	**NOV**	**DEZ**
1933	-1,6	0,4	-0,4	0,3	0,5	-0,4	0,2	-0,2	0,3	0,2	0,5	0,9
1934	0,7	0,0	-0,1	0,4	-0,5	0,8	0,2	-2,5	-0,7	0,3	1,1	-0,4
1935	0,8	-0,7	1,3	0,3	-0,4	-0,2	0,0	0,1	0,6	0,7	0,2	-0,6
1936	-0,3	-0,1	0,0	0,5	0,4	-0,3	0,3	-1,0	0,2	-0,1	-1,5	-0,1
1937	1,1	-0,8	0,6	0,1	-0,1	0,1	-0,5	0,1	0,1	-0,5	-0,5	0,6
1938	0,8	0,4	-0,5	0,3	1,0	1,3	1,8	1,0	0,9	1,3	0,0	1,6
1939	2,1	0,8	1,1	0,7	-0,1	-0,2	0,8	-0,3	-1,1	-1,7	-1,0	-1,2
1940	-0,1	-0,8	-1,3	-0,7	-1,2	-1,7	-1,6	-1,9	-2,0	-1,9	-0,9	-2,6
1941	-1,4	-2,2	-1,4	-0,9	-0,6	-1,2	-2,0	-2,0	-0,9	-2,2	-1,1	-1,2
1942	-1,8	-0,7	-0,8	-0,4	0,4	0,5	-0,2	0,2	0,9	0,7	-0,6	1,6
1943	1,2	1,2	0,3	1,0	0,2	-0,7	0,2	0,6	0,5	0,8	0,2	-1,2
1944	-1,2	0,4	0,5	-0,4	-0,1	-0,4	-0,9	0,2	0,3	-1,0	-0,8	0,3
1945	0,6	0,7	1,4	-0,5	0,0	0,5	0,3	1,0	0,9	0,1	-0,5	0,7
1946	-0,4	0,4	-0,4	-0,7	-0,9	-0,9	-1,1	-0,6	-1,8	-1,4	-0,3	-0,9
1947	-0,7	-0,8	1,2	-0,4	-1,1	0,1	0,9	0,5	1,2	-0,3	0,7	0,5
1948	-0,5	-0,5	-0,7	0,2	0,3	-0,5	0,0	-0,6	-0,9	0,5	0,2	-0,9
1949	-1,1	0,1	0,5	0,1	-0,5	-1,0	-0,2	-0,6	0,2	0,4	-0,8	0,7
1950	0,5	2,1	1,9	1,2	0,6	2,0	2,0	1,1	0,7	1,6	1,0	2,7
1951	1,5	0,9	-0,1	-0,3	-0,7	0,2	-1,0	-0,2	-1,1	-1,0	-0,8	-0,7
1952	-0,9	-0,6	0,5	-0,2	0,8	0,7	0,5	0,1	-0,2	0,4	0,0	-1,2
1953	0,3	-0,5	-0,2	0,2	-1,7	0,1	0,0	-1,2	-1,2	0,1	-0,3	-0,5
1954	0,7	-0,3	0,3	0,6	0,5	0,1	0,4	1,1	0,2	0,3	0,1	1,4
1955	-0,5	1,9	0,6	-0,1	1,0	1,3	1,6	1,5	1,3	1,5	1,2	1,0

Tabela B.29 – Série do índice SOI (*South Oscillation Index*) padronizado. (Continuação)

ÍNDICE SOI PADRONIZADO												
ANO	**JAN**	**FEV**	**MAR**	**ABR**	**MAI**	**JUN**	**JUL**	**AGO**	**SET**	**OUT**	**NOV**	**DEZ**
1956	1,3	1,6	1,3	0,9	1,4	1,1	1,1	1,2	0,1	1,8	0,2	1,1
1957	0,6	-0,1	0,2	0,2	-0,7	0,2	0,2	-0,5	-0,9	0,0	-1,0	-0,3
1958	-1,9	-0,5	0,3	0,4	-0,5	0,3	0,4	0,9	-0,3	0,1	-0,4	-0,6
1959	-0,9	-1,4	1,3	0,4	0,5	-0,1	-0,3	-0,1	0,0	0,5	0,9	0,9
1960	0,1	0,1	1,0	0,8	0,5	0,1	0,5	0,8	0,7	0,1	0,5	0,8
1961	-0,3	0,9	-1,8	0,8	0,3	0,1	0,2	0,2	0,1	-0,3	0,5	1,5
1962	2,0	-0,3	0,1	0,2	1,1	0,7	0,1	0,6	0,4	1,0	0,3	0,2
1963	1,0	0,6	1,1	0,8	0,4	-0,5	-0,1	0,0	-0,6	-1,2	-0,8	-1,2
1964	-0,4	0,0	1,1	1,1	0,2	0,8	0,6	1,5	1,3	1,3	0,2	-0,3
1965	-0,4	0,4	0,8	-0,5	0,2	-0,6	-1,8	-0,7	-1,3	-0,9	-1,5	0,2
1966	-1,3	-0,2	-0,9	-0,2	-0,4	0,3	0,1	0,6	-0,2	-0,1	0,0	-0,3
1967	1,7	1,7	1,2	0,0	0,0	0,6	0,2	0,7	0,5	0,1	-0,4	-0,6
1968	0,5	1,3	0,1	0,0	1,2	1,1	0,7	0,3	-0,3	-0,1	-0,3	0,2
1969	-1,5	-0,5	0,4	-0,4	-0,2	0,2	-0,5	-0,1	-1,0	-0,9	-0,1	0,4
1970	-1,1	-1,0	0,6	-0,1	0,4	1,0	-0,4	0,6	1,2	1,0	1,6	1,9
1971	0,4	2,0	2,3	1,7	0,9	0,4	0,2	1,5	1,4	1,7	0,5	0,3
1972	0,5	1,1	0,6	-0,1	-1,6	-0,5	-1,4	-0,5	-1,4	-0,9	-0,3	-1,3
1973	-0,3	-1,4	0,7	0,1	0,4	1,1	0,6	1,3	1,2	0,8	2,6	1,8
1974	2,4	2,1	2,4	0,9	1,0	0,4	1,1	0,8	1,1	0,9	-0,1	0,2
1975	-0,5	0,8	1,6	1,2	0,6	1,3	1,9	2,0	2,1	1,7	1,2	2,1
1976	1,4	1,7	1,7	0,3	0,4	0,3	-0,9	-0,8	-1,1	0,4	0,7	-0,3
1977	-0,4	1,2	-0,5	-0,4	-0,5	-0,9	-1,1	-0,8	-0,8	-1,0	-1,3	-1,1
1978	-0,3	-2,7	-0,2	-0,3	1,4	0,7	0,6	0,4	0,1	-0,4	0,0	-0,1

Tabela B.29 – Série do índice SOI (*South Oscillation Index*) padronizado. (Continuação)

ÍNDICE SOI PADRONIZADO												
ANO	**JAN**	**FEV**	**MAR**	**ABR**	**MAI**	**JUN**	**JUL**	**AGO**	**SET**	**OUT**	**NOV**	**DEZ**
1979	-0,4	1,0	0,1	-0,1	0,5	0,6	1,3	-0,2	0,1	-0,1	-0,4	-0,7
1980	0,4	0,3	-0,4	-0,6	0,0	0,0	0,0	0,4	-0,5	0,0	-0,3	-0,1
1981	0,4	-0,2	-1,3	-0,1	0,8	1,2	0,8	0,7	0,3	-0,4	0,2	0,5
1982	1,2	0,3	0,6	0,1	-0,3	-1,0	-1,5	-1,7	-1,7	-1,7	-2,6	-2,2
1983	-3,5	-3,6	-2,4	-0,9	0,6	0,0	-0,6	0,1	0,9	0,4	-0,1	0,0
1984	0,2	0,9	-0,2	0,3	0,2	-0,3	0,2	0,4	0,1	-0,3	0,3	-0,1
1985	-0,3	1,2	0,8	1,2	0,4	-0,4	-0,1	1,0	0,0	-0,4	-0,2	0,2
1986	1,0	-1,0	0,5	0,3	-0,2	1,0	0,3	-0,4	-0,5	0,6	-1,2	-1,4
1987	-0,7	-1,2	-1,3	-1,4	-1,3	-1,1	-1,4	-0,9	-1,0	-0,4	0,0	-0,5
1988	-0,1	-0,4	0,6	0,1	0,9	0,1	1,0	1,5	1,8	1,4	1,7	1,2
1989	1,5	1,2	1,1	1,6	1,2	0,7	0,9	-0,3	0,5	0,8	-0,2	-0,5
1990	-0,1	-1,8	-0,4	0,2	1,2	0,3	0,5	-0,2	-0,7	0,3	-0,5	-0,2
1991	0,6	0,3	-0,7	-0,6	-1,0	-0,1	0,0	-0,4	-1,5	-1,0	-0,7	-1,8
1992	-2,9	-0,9	-2,0	-1,0	0,3	-0,6	-0,6	0,4	0,1	-1,4	-0,7	-0,6
1993	-0,9	-0,7	-0,5	-1,2	-0,3	-0,8	-0,8	-0,9	-0,7	-1,1	-0,1	0,2
1994	-0,1	0,3	-0,7	-1,3	-0,7	-0,4	-1,3	-1,2	-1,6	-1,1	-0,6	-1,2
1995	-0,4	-0,1	0,8	-0,7	-0,4	0,1	0,4	0,3	0,3	0,0	0,0	-0,5
1996	1,0	0,3	1,1	0,8	0,3	1,2	0,7	0,7	0,6	0,6	-0,1	0,9
1997	0,5	1,7	-0,4	-0,6	-1,3	-1,4	-0,8	-1,4	-1,4	-1,5	-1,2	-1,0
1998	-2,7	-2,0	-2,4	-1,4	0,3	1,0	1,2	1,2	1,0	1,1	1,0	1,4
1999	1,8	1,0	1,3	1,4	0,2	0,3	0,5	0,4	-0,1	1,0	1,0	1,4
2000	0,7	1,7	1,3	1,2	0,4	-0,2	-0,2	0,7	0,9	1,1	1,8	0,8
2001	1,0	1,7	0,9	0,2	-0,5	0,3	-0,2	-0,4	0,2	0,0	0,7	-0,8

Tabela B.29 – Série do índice SOI (*South Oscillation Index*) padronizado. (Continuação)

ÍNDICE SOI PADRONIZADO												
ANO	**JAN**	**FEV**	**MAR**	**ABR**	**MAI**	**JUN**	**JUL**	**AGO**	**SET**	**OUT**	**NOV**	**DEZ**
2002	0,4	1,1	-0,2	-0,1	-0,8	-0,2	-0,5	-1,0	-0,6	-0,4	-0,5	-1,1
2003	-0,2	-0,7	-0,3	-0,1	-0,3	-0,6	0,3	0,1	-0,1	0,0	-0,3	1,1
2004	-1,3	1,2	0,4	-0,9	1,0	-0,8	-0,5	-0,3	-0,3	-0,1	-0,7	-0,8
2005	0,3	-3,1	0,3	-0,6	-0,8	0,4	0,2	-0,3	0,4	1,2	-0,2	0,0
2006	1,7	0,1	1,8	1,1	-0,5	-0,2	-0,6	-1,0	-0,6	-1,3	0,1	-0,3
2007	-0,8	-0,1	0,2	-0,1	-0,1	0,5	-0,3	0,4	0,2	0,7	0,9	1,7
2008	1,8	2,6	1,4	0,7	-0,1	0,6	0,3	1,0	1,2	1,3	1,3	1,4
2009	1,1	1,9	0,4	0,8	-0,1	0,1	0,2	-0,2	0,3	-1,2	-0,6	-0,7
2010	-1,1	-1,5	-0,7	1,2	0,9	0,4	1,8	1,8	2,2	1,7	1,3	2,9
2011	2,3	2,7	2,5	1,9	0,4	0,2	1,0	0,4	1,0	0,8	1,1	2,5
2012	1,1	0,5	0,7	-0,3	0,0	-0,4	0,0	-0,2	0,2	0,3	0,3	-0,6
2013	-0,1	-0,2	1,5	0,2	0,8	1,2	0,8	0,2	0,3	-0,1	0,7	0,1
2014	1,4	0,1	-0,9	0,8	0,5	0,2	-0,2	-0,7	-0,7	-0,6	-0,9	-0,6
2015	-0,8	0,2	-0,7	0,0	-0,7	-0,6	-1,1	-1,4	-1,6	-1,7	-0,5	-0,6
2016	-2,2	-2,0	-0,1	-1,2	0,4	0,6	0,4	0,7	1,2	-0,3	-0,1	0,3
2017	0,2	-0,1	0,9	-0,2	0,3	-0,4	0,8	0,5	x	x	x	x

Tabela B.30 – Série do índice SOI (*South Oscillation Index*).

ÍNDICE SOI												
	JAN	**FEV**	**MAR**	**ABR**	**MAI**	**JUN**	**JUL**	**AGO**	**SET**	**OUT**	**NOV**	**DEZ**
1951	2,5	1,5	-0,2	-0,5	-1,1	0,3	-1,7	-0,4	-1,8	-1,6	-1,3	-1,2
1952	-1,5	-1,0	0,9	-0,4	1,2	1,2	0,8	0,1	-0,4	0,6	0,0	-2,0
1953	0,5	-0,8	-0,3	0,3	-2,8	0,2	0,0	-2,0	-2,1	0,1	-0,5	-0,8
1954	1,1	-0,5	0,4	1,1	0,8	0,2	0,7	1,8	0,3	0,4	0,2	2,3
1955	-0,9	3,1	1,1	-0,2	1,7	2,2	2,6	2,4	2,2	2,5	2,0	1,6
1956	2,2	2,7	2,2	1,5	2,3	1,8	1,8	2,0	0,1	2,9	0,2	1,8
1957	1,0	-0,1	0,3	0,4	-1,1	0,3	0,4	-0,8	-1,5	0,1	-1,6	-0,5
1958	-3,1	-0,8	0,4	0,6	-0,8	0,5	0,7	1,5	-0,5	0,1	-0,7	-1,0
1959	-1,5	-2,3	2,1	0,7	0,8	-0,2	-0,4	-0,2	0,0	0,8	1,5	1,5
1960	0,2	0,2	1,7	1,3	0,9	0,2	0,8	1,3	1,1	0,2	0,9	1,3
1961	-0,4	1,5	-3,0	1,3	0,5	0,2	0,4	0,2	0,1	-0,5	0,9	2,5
1962	3,3	-0,5	0,2	0,3	1,8	1,2	0,1	1,0	0,7	1,6	0,5	0,3
1963	1,7	0,9	1,9	1,3	0,6	-0,8	-0,2	0,0	-1,0	-2,0	-1,4	-2,0
1964	-0,6	0,1	1,9	1,8	0,4	1,2	0,9	2,5	2,1	2,2	0,3	-0,5
1965	-0,7	0,7	1,2	-0,9	0,3	-0,9	-3,0	-1,1	-2,2	-1,5	-2,4	0,3
1966	-2,2	-0,4	-1,5	-0,3	-0,7	0,5	0,1	1,1	-0,4	-0,2	0,0	-0,6
1967	2,8	2,8	2,0	-0,1	0,0	1,1	0,3	1,2	0,8	0,1	-0,7	-0,9
1968	0,9	2,1	0,2	0,0	2,1	1,8	1,1	0,4	-0,4	-0,1	-0,6	0,3
1969	-2,4	-0,9	0,7	-0,6	-0,4	0,3	-0,8	-0,2	-1,6	-1,5	-0,1	0,7
1970	-1,9	-1,7	1,0	-0,1	0,6	1,6	-0,6	1,0	1,9	1,7	2,6	3,2
1971	0,6	3,3	3,8	2,8	1,4	0,7	0,4	2,5	2,3	2,8	0,9	0,4
1972	0,8	1,8	1,1	-0,2	-2,6	-0,9	-2,4	-0,8	-2,2	-1,5	-0,6	-2,1
1973	-0,5	-2,3	1,2	0,1	0,7	1,8	1,0	2,1	2,0	1,3	4,3	3,0

Tabela B.30 – Série do índice SOI (*South Oscillation Index*). (Continuação)

ÍNDICE SOI												
	JAN	**FEV**	**MAR**	**ABR**	**MAI**	**JUN**	**JUL**	**AGO**	**SET**	**OUT**	**NOV**	**DEZ**
1974	4,0	3,4	4,0	1,6	1,6	0,7	1,9	1,3	1,8	1,5	-0,2	0,3
1975	-0,8	1,3	2,6	1,9	1,1	2,1	3,1	3,3	3,4	2,8	1,9	3,5
1976	2,3	2,8	2,9	0,5	0,6	0,4	-1,4	-1,3	-1,9	0,7	1,2	-0,6
1977	-0,7	2,0	-0,9	-0,7	-0,8	-1,5	-1,9	-1,3	-1,3	-1,7	-2,1	-1,7
1978	-0,5	-4,4	-0,3	-0,5	2,2	1,1	0,9	0,7	0,1	-0,6	0,0	-0,1
1979	-0,7	1,6	0,2	-0,2	0,8	1,1	2,2	-0,3	0,2	-0,2	-0,7	-1,2
1980	0,7	0,5	-0,7	-1,0	0,0	0,0	-0,1	0,6	-0,8	0,0	-0,6	-0,1
1981	0,6	-0,3	-2,1	-0,2	1,3	2,0	1,4	1,2	0,5	-0,6	0,3	0,8
1982	2,0	0,4	1,0	0,1	-0,6	-1,7	-2,5	-2,9	-2,9	-2,8	-4,3	-3,7
1983	-5,8	-6,0	-4,0	-1,5	1,0	0,1	-1,0	0,2	1,4	0,7	-0,2	0,0
1984	0,3	1,4	-0,4	0,6	0,3	-0,6	0,3	0,7	0,2	-0,5	0,4	-0,2
1985	-0,5	2,0	1,3	1,9	0,7	-0,6	-0,2	1,6	0,0	-0,6	-0,3	0,4
1986	1,6	-1,7	0,8	0,5	-0,4	1,6	0,5	-0,6	-0,8	1,1	-2,0	-2,4
1987	-1,1	-2,1	-2,1	-2,3	-2,1	-1,8	-2,2	-1,5	-1,7	-0,6	0,0	-0,8
1988	-0,2	-0,6	1,1	0,2	1,5	0,1	1,7	2,5	3,0	2,3	2,8	2,0
1989	2,5	2,0	1,8	2,7	2,0	1,2	1,5	-0,5	0,8	1,3	-0,4	-0,9
1990	-0,1	-3,0	-0,7	0,3	2,0	0,5	0,9	-0,3	-1,2	0,4	-0,8	-0,4
1991	1,0	0,4	-1,1	-1,0	-1,7	-0,2	0,0	-0,7	-2,5	-1,7	-1,1	-2,9
1992	-4,7	-1,5	-3,3	-1,7	0,4	-1,0	-1,0	0,6	0,1	-2,3	-1,1	-0,9
1993	-1,5	-1,2	-0,8	-1,9	-0,6	-1,4	-1,3	-1,6	-1,2	-1,8	-0,1	0,3
1994	-0,2	0,4	-1,1	-2,1	-1,1	-0,7	-2,2	-2,0	-2,6	-1,9	-0,9	-2,0
1995	-0,7	-0,2	1,2	-1,1	-0,6	0,2	0,7	0,5	0,4	0,0	0,1	-0,8
1996	1,6	0,4	1,9	1,3	0,5	1,9	1,1	1,2	1,0	1,0	-0,1	1,5

Tabela B.30 – Série do índice SOI (*South Oscillation Index*). (Continuação)

ÍNDICE SOI												
	JAN	**FEV**	**MAR**	**ABR**	**MAI**	**JUN**	**JUL**	**AGO**	**SET**	**OUT**	**NOV**	**DEZ**
1997	0,8	2,9	-0,7	-1,0	-2,2	-2,3	-1,2	-2,4	-2,4	-2,4	-2,0	-1,6
1998	-4,4	-3,4	-4,0	-2,4	0,4	1,6	2,0	1,9	1,7	1,8	1,7	2,3
1999	3,0	1,6	2,1	2,3	0,4	0,4	0,9	0,6	-0,1	1,6	1,7	2,4
2000	1,1	2,7	2,2	2,0	0,6	-0,3	-0,3	1,2	1,4	1,8	3,0	1,3
2001	1,6	2,8	1,5	0,3	-0,8	0,5	-0,3	-0,7	0,3	-0,1	1,1	-1,4
2002	0,7	1,8	-0,4	-0,1	-1,4	-0,4	-0,8	-1,6	-1,0	-0,6	-0,7	-1,8
2003	-0,3	-1,1	-0,5	-0,2	-0,5	-1,0	0,5	0,2	-0,2	0,0	-0,5	1,8
2004	-2,2	2,0	0,7	-1,5	1,7	-1,4	-0,8	-0,5	-0,6	-0,1	-1,1	-1,3
2005	0,6	-5,2	0,5	-1,0	-1,3	0,7	0,3	-0,6	0,6	2,0	-0,3	0,0
2006	2,7	0,2	2,9	1,8	-0,8	-0,4	-1,0	-1,7	-1,0	-2,1	0,1	-0,5
2007	-1,3	-0,1	0,3	-0,2	-0,2	0,9	-0,5	0,7	0,3	1,2	1,4	2,7
2008	2,9	4,4	2,4	1,1	-0,1	1,0	0,5	1,7	2,0	2,1	2,2	2,4
2009	1,8	3,1	0,7	1,3	-0,2	0,2	0,4	-0,3	0,5	-2,0	-1,0	-1,2
2010	-1,8	-2,4	-1,1	2,0	1,5	0,6	3,0	3,0	3,7	2,9	2,1	4,8
2011	3,8	4,5	4,2	3,1	0,6	0,4	1,6	0,7	1,7	1,2	1,8	4,1
2012	1,8	0,8	1,2	-0,4	0,1	-0,7	-0,1	-0,3	0,4	0,5	0,4	-1,0
2013	-0,1	-0,4	2,5	0,4	1,3	2,0	1,3	0,3	0,5	-0,1	1,2	0,1
2014	2,4	0,1	-1,5	1,3	0,9	0,3	-0,3	-1,2	-1,2	-1,0	-1,5	-0,9
2015	-1,4	0,4	-1,2	-0,1	-1,2	-0,9	-1,9	-2,4	-2,7	-2,8	-0,8	-0,9
2016	-3,6	-3,2	-0,1	-2,0	0,7	1,1	0,7	1,2	2,0	-0,4	-0,2	0,5
2017	0,3	-0,1	1,5	-0,3	0,4	-0,7	1,3	0,9	1,0	1,5	1,5	-0,2

Tabela B.31 – Série do índice ONI (*Oceanic Niño Index*).

ÍNDICE ONI												
ANO	**DJF**	**JFM**	**FMA**	**MAM**	**AMJ**	**MJJ**	**JJA**	**JAS**	**ASO**	**SON**	**OND**	**NDJ**
1950	**-1,5**	**-1,3**	**-1,2**	**-1,2**	**-1,1**	**-0,9**	**-0,5**	-0,4	-0,4	-0,4	-0,6	-0,8
1951	-0,8	-0,5	-0,2	0,2	0,4	**0,6**	**0,7**	**0,9**	**1,0**	**1,2**	**1,0**	**0,8**
1952	**0,5**	0,4	0,3	0,3	0,2	0,0	-0,1	0,0	0,2	0,1	0,0	0,1
1953	0,4	**0,6**	**0,6**	**0,7**	**0,8**	**0,8**	**0,7**	**0,7**	**0,8**	**0,8**	**0,8**	**0,8**
1954	**0,8**	**0,5**	0,0	-0,4	**-0,5**	**-0,5**	**-0,6**	**-0,8**	**-0,9**	**-0,8**	**-0,7**	**-0,7**
1955	**-0,7**	**-0,6**	**-0,7**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,7**	**-0,7**	**-0,7**	**-1,1**	**-1,4**	**-1,7**	**-1,5**
1956	**-1,1**	**-0,8**	**-0,6**	**-0,5**	**-0,5**	**-0,5**	**-0,6**	**-0,6**	**-0,5**	-0,4	-0,4	-0,4
1957	-0,2	0,1	0,4	**0,7**	**0,9**	**1,1**	**1,3**	**1,3**	**1,3**	**1,4**	**1,5**	**1,7**
1958	**1,8**	**1,7**	**1,3**	**0,9**	**0,7**	**0,6**	**0,6**	0,4	0,4	0,4	**0,5**	**0,6**
1959	**0,6**	**0,6**	**0,5**	0,3	0,2	-0,1	-0,2	-0,3	-0,1	0,0	0,0	0,0
1960	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3	0,2	0,1	0,1
1961	0,0	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3	0,1	-0,1	-0,3	-0,3	-0,2	-0,2
1962	-0,2	-0,2	-0,2	-0,3	-0,3	-0,2	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,3	-0,4
1963	-0,4	-0,2	0,2	0,3	0,3	**0,5**	**0,9**	**1,1**	**1,2**	**1,3**	**1,4**	**1,3**
1964	**1,1**	**0,6**	0,1	-0,3	**-0,6**	**-0,6**	**-0,6**	**-0,7**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,8**
1965	**-0,6**	-0,3	-0,1	0,2	**0,5**	**0,8**	**1,2**	**1,5**	**1,9**	**2,0**	**2,0**	**1,7**
1966	**1,4**	**1,2**	**1,0**	**0,7**	0,4	0,2	0,2	0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,3
1967	-0,4	-0,5	-0,5	-0,4	-0,2	0,0	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,3	-0,4
1968	-0,6	-0,7	-0,6	-0,4	0,0	0,3	0,6	0,5	0,4	**0,5**	**0,7**	**1,0**
1969	**1,1**	**1,1**	**0,9**	**0,8**	**0,6**	0,4	0,4	**0,5**	**0,8**	**0,9**	**0,8**	**0,6**
1970	**0,5**	0,3	0,3	0,2	0,0	-0,3	**-0,6**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,7**	**-0,9**	**-1,1**

Legenda: Valores em vermelho indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≥ +0,5°C e valores em azul indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≤ -0,5°C.

Tabela B.31 – Série do índice ONI (*Oceanic Niño Index*). (Continuação)

ÍNDICE ONI												
ANO	**DJF**	**JFM**	**FMA**	**MAM**	**AMJ**	**MJJ**	**JJA**	**JAS**	**ASO**	**SON**	**OND**	**NDJ**
1971	**-1,4**	**-1,4**	**-1,1**	**-0,8**	**-0,7**	**-0,7**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,9**	**-1,0**	**-0,9**
1972	**-0,7**	-0,4	0,1	0,4	**0,7**	**0,9**	**1,1**	**1,4**	**1,6**	**1,8**	**2,1**	**2,1**
1973	**1,8**	**1,2**	**0,5**	-0,1	**-0,5**	**-0,9**	**-1,1**	**-1,3**	**-1,5**	**-1,7**	**-1,9**	**-2,0**
1974	**-1,8**	**-1,6**	**-1,2**	**-1,0**	**-0,9**	**-0,8**	**-0,5**	-0,4	-0,4	**-0,6**	**-0,8**	**-0,6**
1975	**-0,5**	**-0,6**	**-0,7**	**-0,7**	**-0,8**	**-1,0**	**-1,1**	**-1,2**	**-1,4**	**-1,4**	**-1,6**	**-1,7**
1976	**-1,6**	**-1,2**	**-0,7**	**-0,5**	-0,3	0,0	0,2	0,4	**0,6**	**0,8**	**0,9**	**0,8**
1977	**0,7**	**0,6**	0,3	0,2	0,2	0,3	0,4	0,4	**0,6**	**0,7**	**0,8**	**0,8**
1978	**0,7**	0,4	0,1	-0,2	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4	-0,4	-0,3	-0,1	0,0
1979	0,0	0,1	0,2	0,3	0,2	0,0	0,0	0,2	0,3	**0,5**	**0,5**	**0,6**
1980	**0,6**	**0,5**	0,3	0,4	0,5	0,5	0,3	0,0	-0,1	0,0	0,1	0,0
1981	-0,3	-0,5	-0,5	-0,4	-0,3	-0,3	-0,3	-0,2	-0,2	-0,1	-0,2	-0,1
1982	0,0	0,1	0,2	**0,5**	**0,7**	**0,7**	**0,8**	**1,1**	**1,6**	**2,0**	**2,2**	**2,2**
1983	**2,2**	**1,9**	**1,5**	**1,3**	**1,1**	**0,7**	0,3	-0,1	**-0,5**	**-0,8**	**-1,0**	**-0,9**
1984	**-0,6**	-0,4	-0,3	-0,4	-0,5	-0,4	-0,3	-0,2	-0,2	**-0,6**	**-0,9**	**-1,1**
1985	**-1,0**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,8**	**-0,6**	**-0,5**	**-0,5**	-0,4	-0,3	-0,3	-0,4
1986	-0,5	-0,5	-0,3	-0,2	-0,1	0,0	0,2	0,4	**0,7**	**0,9**	**1,1**	**1,2**
1987	**1,2**	**1,2**	**1,1**	**0,9**	**1,0**	**1,2**	**1,5**	**1,7**	**1,6**	**1,5**	**1,3**	**1,1**
1988	**0,8**	**0,5**	0,1	-0,3	**-0,9**	**-1,3**	**-1,3**	**-1,1**	**-1,2**	**-1,5**	**-1,8**	**-1,8**
1989	**-1,7**	**-1,4**	**-1,1**	**-0,8**	**-0,6**	-0,4	-0,3	-0,3	-0,2	-0,2	-0,2	-0,1
1990	0,1	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,3	0,4	0,4
1991	0,4	0,3	0,2	0,3	**0,5**	**0,6**	**0,7**	**0,6**	**0,6**	**0,8**	**1,2**	**1,5**

Legenda: Valores em vermelho indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≥ +0,5°C e valores em azul indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≤ -0,5°C.

Tabela B.31 – Série do índice ONI (*Oceanic Niño Index*). (Continuação)

ÍNDICE ONI												
ANO	**DJF**	**JFM**	**FMA**	**MAM**	**AMJ**	**MJJ**	**JJA**	**JAS**	**ASO**	**SON**	**OND**	**NDJ**
1992	**1,7**	**1,6**	**1,5**	**1,3**	**1,1**	**0,7**	0,4	0,1	-0,1	-0,2	-0,3	-0,1
1993	0,1	0,3	0,5	0,7	0,7	0,6	0,3	0,3	0,2	0,1	0,0	0,1
1994	0,1	0,1	0,2	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	**0,6**	**0,7**	**1,0**	**1,1**
1995	**1,0**	**0,7**	**0,5**	0,3	0,1	0,0	-0,2	**-0,5**	**-0,8**	**-1,0**	**-1,0**	**-1,0**
1996	**-0,9**	**-0,8**	**-0,6**	-0,4	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4	-0,4	-0,5
1997	-0,5	-0,4	-0,1	0,3	**0,8**	**1,2**	**1,6**	**1,9**	**2,1**	**2,3**	**2,4**	**2,4**
1998	**2,2**	**1,9**	**1,4**	**1,0**	**0,5**	-0,1	**-0,8**	**-1,1**	**-1,3**	**-1,4**	**-1,5**	**-1,6**
1999	**-1,5**	**-1,3**	**-1,1**	**-1,0**	**-1,0**	**-1,0**	**-1,1**	**-1,1**	**-1,2**	**-1,3**	**-1,5**	**-1,7**
2000	**-1,7**	**-1,4**	**-1,1**	**-0,8**	**-0,7**	**-0,6**	**-0,6**	**-0,5**	**-0,5**	**-0,6**	**-0,7**	**-0,7**
2001	**-0,7**	**-0,5**	-0,4	-0,3	-0,3	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,3	-0,3	-0,3
2002	-0,1	0,0	0,1	0,2	0,4	**0,7**	**0,8**	**0,9**	**1,0**	**1,2**	**1,3**	**1,1**
2003	**0,9**	**0,6**	0,4	0,0	-0,3	-0,2	0,1	0,2	0,3	0,3	0,4	0,4
2004	0,4	0,3	0,2	0,2	0,2	0,3	**0,5**	**0,6**	**0,7**	**0,7**	**0,7**	**0,7**
2005	**0,6**	**0,6**	0,4	0,4	0,3	0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,3	**-0,6**	**-0,8**
2006	**-0,8**	**-0,7**	**-0,5**	-0,3	0,0	0,0	0,1	0,3	**0,5**	**0,7**	**0,9**	**0,9**
2007	**0,7**	0,3	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	**-0,5**	**-0,8**	**-1,1**	**-1,4**	**-1,5**	**-1,6**
2008	**-1,6**	**-1,4**	**-1,2**	**-0,9**	**-0,8**	**-0,5**	-0,4	-0,3	-0,3	-0,4	**-0,6**	**-0,7**
2009	**-0,8**	**-0,7**	**-0,5**	-0,2	0,1	0,4	**0,5**	**0,5**	**0,7**	**1,0**	**1,3**	**1,6**
2010	**1,5**	**1,3**	**0,9**	0,4	-0,1	**-0,6**	**-1,0**	**-1,4**	**-1,6**	**-1,7**	**-1,7**	**-1,6**
2011	**-1,4**	**-1,1**	**-0,8**	**-0,6**	**-0,5**	-0,4	**-0,5**	**-0,7**	**-0,9**	**-1,1**	**-1,1**	**-1,0**
2012	**-0,8**	**-0,6**	**-0,5**	-0,4	-0,2	0,1	0,3	0,3	0,3	0,2	0,0	-0,2

Legenda: Valores em vermelho indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≥ +0,5°C e valores em azul indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≤ -0,5°C.

Tabela B.31 – Série do índice ONI (*Oceanic Niño Index*). (Continuação)

ÍNDICE ONI												
ANO	**DJF**	**JFM**	**FMA**	**MAM**	**AMJ**	**MJJ**	**JJA**	**JAS**	**ASO**	**SON**	**OND**	**NDJ**
2013	-0,4	-0,3	-0,2	-0,2	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4	-0,3	-0,2	-0,2	-0,3
2014	-0,4	-0,4	-0,2	0,1	0,3	0,2	0,1	0,0	0,2	0,4	**0,6**	**0,7**
2015	**0,6**	**0,6**	**0,6**	**0,8**	**1,0**	**1,2**	**1,5**	**1,8**	**2,1**	**2,4**	**2,5**	**2,6**
2016	**2,5**	**2,2**	**1,7**	**1,0**	**0,5**	0,0	-0,3	**-0,6**	**-0,7**	**-0,7**	**-0,7**	**-0,6**
2017	-0,3	-0,1	0,1	0,3	0,4	0,4	0,2	x	x	x	x	x

Legenda: Valores em vermelho indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≥ +0,5°C e valores em azul indicam a ocorrência de pelo menos 5 valores consecutivos de ONI ≤ -0,5°C.

Tabela B.32 - Classificações dos anos segundo os índices SOI e ONI e suas respectivas necessidades de volume de espera.

ANO	VE (hm^3)	SOI				ONI			
		CRITÉRIO DE 1997		CRITÉRIO DE 2009		CRITÉRIO 1 - NOAA		CRITÉRIO 2	
		MAIO	JUNHO	SOI Revisado	SOI não revisado (PAPC)	MAIO	JUNHO	MAIO	JUNHO
1933	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1934	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1935	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1936	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1937	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1938	0,000	SECO	SECO	X	X	X	X	X	X
1939	0,304	ÚMIDO	ÚMIDO	X	X	X	X	X	X
1940	0,000	ÚMIDO	ÚMIDO	X	X	X	X	X	X
1941	0,000	ÚMIDO	ÚMIDO	X	X	X	X	X	X
1942	0,821	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1943	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1944	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1945	1,407	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1946	4,512	ÚMIDO	ÚMIDO	X	X	X	X	X	X
1947	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1948	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1949	0,000	NORMAL	NORMAL	X	X	X	X	X	X
1950	0,153	SECO	SECO	X	X	X	X	X	X
1951	1,608	ÚMIDO	ÚMIDO	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1952	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL

Tabela B.32 - Classificações dos anos segundo os índices SOI e ONI e suas respectivas necessidades de volume de espera. (Continuação)

ANO	VE (hm³)	SOI				ONI			
		CRITÉRIO DE 1997		CRITÉRIO DE 2009		CRITÉRIO 1 - NOAA		CRITÉRIO 2	
		MAIO	JUNHO	SOI Revisado	SOI não revisado (PAPC)	MAIO	JUNHO	MAIO	JUNHO
1953	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1954	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO
1955	0,000	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
1956	0,000	SECO	SECO	SECO	NORMAL	SECO	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1957	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1958	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1959	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1960	2,944	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1961	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1962	0,005	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1963	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1964	3,080	SECO	SECO	SECO	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO
1965	1,355	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1966	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1967	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1968	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO
1969	0,209	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1970	0,000	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
1971	0,000	SECO	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
1972	0,000	ÚMIDO	ÚMIDO	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO

Tabela B.32 - Classificações dos anos segundo os índices SOI e ONI e suas respectivas necessidades de volume de espera. (Continuação)

ANO	VE (hm³)	SOI				ONI			
		CRITÉRIO DE 1997		CRITÉRIO DE 2009		CRITÉRIO 1 - NOAA		CRITÉRIO 2	
		MAIO	JUNHO	SOI Revisado	SOI não revisado (PAPC)	MAIO	JUNHO	MAIO	JUNHO
1973	0,300	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
1974	0,000	SECO	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	SECO	SECO
1975	0,000	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
1976	1,230	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO
1977	1,033	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO
1978	0,007	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1979	0,831	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1980	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1981	7,713	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1982	26,867	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1983	1,060	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	SECO	SECO
1984	4,786	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1985	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1986	0,007	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO
1987	0,000	ÚMIDO	ÚMIDO	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1988	0,059	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
1989	1,648	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1990	3,512	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1991	3,222	ÚMIDO	ÚMIDO	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1992	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL

Tabela B.32 - Classificações dos anos segundo os índices SOI e ONI e suas respectivas necessidades de volume de espera. (Continuação)

ANO	VE (hm^3)	SOI				ONI			
		CRITÉRIO DE 1997		CRITÉRIO DE 2009		CRITÉRIO 1 - NOAA		CRITÉRIO 2	
		MAIO	JUNHO	SOI Revisado	SOI não revisado (PAPC)	MAIO	JUNHO	MAIO	JUNHO
1993	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1994	6,698	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO
1995	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO
1996	2,509	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
1997	0,000	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
1998	0,000	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
1999	0,002	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO
2000	0,000	NORMAL	NORMAL	SECO	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO
2001	0,163	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
2002	0,069	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
2003	0,778	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
2004	1,139	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
2005	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
2006	17,944	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO
2007	0,208	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO
2008	0,000	SECO	SECO	SECO	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
2009	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO	ÚMIDO
2010	8,318	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO	SECO
2011	0,000	SECO	SECO	SECO	NORMAL	SECO	SECO	SECO	SECO
2012	0,000	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL

Tabela B.32 - Classificações dos anos segundo os índices SOI e ONI e suas respectivas necessidades de volume de espera. (Continuação)

ANO	VE (hm^3)	SOI				ONI			
		CRITÉRIO DE 1997		CRITÉRIO DE 2009		CRITÉRIO 1 - NOAA		CRITÉRIO 2	
		MAIO	JUNHO	SOI Revisado	SOI não revisado (PAPC)	MAIO	JUNHO	MAIO	JUNHO
2013	**0,000**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**
2014	**0,000**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**	**NORMAL**

ANEXO C – CLASSIFICAÇÃO DAS ESTAÇÕES CHUVOSAS EM RELAÇÃO AO ENSO CONSIDERADA NOS ESTUDOS DE ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE MÁXIMOS

A revisão do critério de classificação das estações chuvosas, apresentada no Anexo B, mostrou que o critério atualmente em uso para a bacia do rio Paraná continua robusto e, portanto, foi o critério adotado para o estudo de estacionariedade. A Tabela C.1 exibe a classificação de cada estação chuvosa segundo o fenômeno ENSO considerada no estudo de estacionariedade das séries de máximos anuais de médias de vazões de 10 dias padronizadas.

Tabela C.1– Classificação das estações chuvosas segundo o fenômeno ENSO.

ANO	CLASSIFICAÇÃO	ANO	CLASSIFICAÇÃO	ANO	CLASSIFICAÇÃO
1951	ÚMIDO	1973	SECO	1995	NORMAL
1952	NORMAL	1974	NORMAL	1996	NORMAL
1953	NORMAL	1975	SECO	1997	ÚMIDO
1954	NORMAL	1976	NORMAL	1998	SECO
1955	SECO	1977	ÚMIDO	1999	NORMAL
1956	NORMAL	1978	NORMAL	2000	NORMAL
1957	NORMAL	1979	NORMAL	2001	NORMAL
1958	NORMAL	1980	NORMAL	2002	NORMAL
1959	NORMAL	1981	NORMAL	2003	NORMAL
1960	NORMAL	1982	ÚMIDO	2004	NORMAL
1961	NORMAL	1983	NORMAL	2005	NORMAL
1962	NORMAL	1984	NORMAL	2006	ÚMIDO
1963	NORMAL	1985	NORMAL	2007	NORMAL
1964	NORMAL	1986	NORMAL	2008	NORMAL
1965	ÚMIDO	1987	ÚMIDO	2009	NORMAL
1966	NORMAL	1988	SECO	2010	SECO
1967	NORMAL	1989	NORMAL	2011	NORMAL
1968	NORMAL	1990	NORMAL	2012	NORMAL
1969	NORMAL	1991	ÚMIDO	2013	NORMAL
1970	SECO	1992	NORMAL	2014	NORMAL
1971	SECO	1993	ÚMIDO		
1972	ÚMIDO	1994	ÚMIDO		