



Grupo de Estudo de Operação de Sistemas Elétricos-GOP

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

**PRISCILLA DAFNE SHU CHAN(1); FERNANDA DA SERRA COSTA(2); JORGE MACHADO DAMÁZIO(3); IGOR
PINHEIRO RAUPP(4); DANIELA DE SOUZA KYRILLOS(5); OTTO CORRÊA ROTUNNO FILHO(6);
CEPEL/COPPE/UFRJ(1); CEPEL/UERJ(2); CEPEL/UERJ(3); CEPEL(4); CEPEL(5); COPPE/UFRJ(6);**

RESUMO

O Setor Elétrico Brasileiro considera a prevenção de cheias na operação dos seus reservatórios disponibilizando, na estação chuvosa, volumes vazios em seus reservatórios. A metodologia de controle de cheias adotada baseia-se no pressuposto de que as séries temporais de vazões diárias do histórico de vazões naturalizadas, calculadas pelo Operador Nacional do Sistema, são sazonalmente estacionárias. Considerando que as mudanças climáticas e/ou de uso do solo possam estar alterando o regime hidrológico, o artigo investiga a estacionariedade de séries de vazões máximas diárias anuais afluentes às hidrelétricas da bacia do rio Paraná.

PALAVRAS-CHAVE

Controle de Cheias, Estacionariedade, Hidroeletricidade, Vazões Extremas

1.0 - INTRODUÇÃO

Desde 1977, o Setor Elétrico Brasileiro (SEB) passou a considerar o controle de cheias na operação dos seus reservatórios, disponibilizando parte dos reservatórios das usinas hidroelétricas (UHEs) para a retenção das cheias através da alocação de volumes vazios, chamados de volumes de espera (VE). Os volumes de espera são alocados como curvas de volume de espera que variam semanalmente ao longo da estação chuvosa e que têm como objetivo amortecer as potenciais cheias que possam vir a ocorrer com a finalidade de proteger o vale a jusante das usinas de desastres dessa natureza.

A utilização dos reservatórios das UHEs para controlar cheias e, concomitantemente, gerar energia elétrica é conflitante, visto que cada uso demanda a operação do reservatório de maneira distinta. Para diminuir este conflito, todos os anos, o Operador Nacional do Sistema (ONS) realiza o Plano Anual de Prevenção de Cheias (PAPC) (ONS, 2018), cujo objetivo é calcular as curvas de VEs que serão alocados nos reservatórios ao longo da estação chuvosa. Uma vez que, no instante do cálculo dos VEs, a real afluência hidrológica é desconhecida, o problema é tratado, na metodologia desenvolvida pelo Cepel (COSTA *et al.*, 1999; COSTA *et al.*, 2014; CEPEL, 2016), de forma estocástica através de cenários sintéticos de possíveis afluências diárias. Os cenários são obtidos por um modelo estocástico multivariado, modelo DIANA (KELMAN *et al.*, 1983; COSTA *et al.*, 1999), que reproduz as características das séries históricas de afluências diárias naturalizadas, tais como a sazonalidade e a grande assimetria. Essa geração é feita com base no pressuposto de que as séries de vazões históricas naturalizadas são sazonalmente estacionárias.

Diante do fato de que a alocação dos volumes de espera é baseada em cenários de possíveis afluências, gerados a partir das séries históricas de vazões, e motivado pela hipótese de que mudanças climáticas e/ou de uso e ocupação do solo possam estar alterando o regime de vazões extremas, o presente trabalho propõe-se a

investigar o comportamento de séries de aflúncias máximas diárias em UHEs utilizadas para controle de cheias com vistas a verificar a existência ou não de padrões não-estacionários associados a eventos extremos na bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José.

2.0 - MÉTODOS DE ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE

2.1 Testes estatísticos clássicos

A condição de estacionariedade pode ser verificada com o auxílio de diferentes testes estatísticos, que podem ser paramétricos ou não-paramétricos, conforme a conveniência de se considerar conhecida ou não conhecida a distribuição de probabilidades da amostra. Além disso, os testes podem ser voltados para diferentes enfoques, tais como a verificação de uma mudança abrupta (salto) ou gradual (tendência) nos dados.

Para este estudo, foi selecionado o seguinte conjunto de testes estatísticos: T-Student, F-Snedecor, Mann-Whitney, Rho de Spearman, Cox-Stuart, Teste de sequências (*Run Test*) e Mann-Kendall (MOOD *et al.*, 1974). Os testes foram aplicados de forma individual, ou seja, para cada posto (série) em separado. De forma a complementar o estudo e verificar a condição da bacia como um todo, foi aplicado o teste Mann-Kendall multivariado (LIBSELLE e GRIMVALL, 2002; YE *et al.*, 2015), que consiste em um teste não-paramétrico que busca verificar de forma conjunta se existe uma tendência temporal que seja estatisticamente significativa.

O teste de hipótese do teste de Mann Kendall multivariado pode ser formulado da seguinte forma:

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

Inicialmente, é calculada a estatística S para cada posto: Dispondo de 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 (2.1) explicita a definição de S na forma

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (2.1)$$

onde:

$$\text{sign}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1, \text{ se } x_j > x_i \\ 0, \text{ se } x_j = x_i \\ -1, \text{ se } x_j < x_i \end{cases} \quad (2.2)$$

Em seguida, é calculada a matriz de variância-covariância entre os postos segundo a Equação (2.3) dada por

$$\Gamma_{gh} = \frac{1}{3} [K_{gh} + 4 \sum_{j=1}^n R_{jg} R_{jh} - n(n+1)(n+1)] \quad (2.3)$$

onde:

$$K_{gh} = \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{sign}((x_{jg} - x_{ig})(x_{jh} - x_{ih})) \quad (2.4)$$

$$R_{jg} = \frac{(n+1 + \sum_{i=1}^n \text{sign}(x_{jg} - x_{ig}))}{2} \quad (2.5)$$

Sendo d a quantidade de postos, n a quantidade de dados de cada posto, S_i a estatística de cada posto i e Γ_{ij} a matriz de variância-covariância, a estatística Z é definida pela Equação (3.6) como

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^d S_i}{\sqrt{\sum_{j=1}^d \sum_{i=1}^d \Gamma_{ij}}} \quad (2.6)$$

Definida a estatística Z e adotando-se um nível de significância, é possível chegar à conclusão sobre a condição de estacionariedade conjunta.

2.2 Distribuição de valores extremos

Os testes clássicos de estacionariedade têm sempre como pressuposto que os dados são independentes entre si. No caso de testes-paramétricos, adiciona-se o pressuposto que os valores das séries apresentam distribuição normal, enquanto que, nos testes não-paramétricos, não se especifica uma distribuição em particular para os

dados. Ao se trabalhar com eventos extremos, os dados podem ser considerados independentes, porém a condição de normalidade não se aplica, e sabe-se que os máximos anuais seguem a distribuição de valores extremos.

As distribuições exatas de valores extremos de uma variável aleatória de interesse Y , $F_Y(y)$, dependem da distribuição da variável aleatória X , $F_X(x)$, e do número de variáveis X , n , utilizadas para definir Y (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Por outro lado, se $F_X(x)$ for desconhecida, $F_Y(y)$ também será. Para esses casos, existe a teoria assintótica de valores extremos (NAGHETTINI e PINTO, 2007), segundo a qual $F_Y(y)$ pertence a um dos três tipos de distribuições de extremos: Gumbel, Frechét ou Weibull, sendo que esses três tipos podem ser escritos como uma única distribuição, chamada de distribuição generalizada de valores extremos (GEV). Em geral, as séries de máximos são caracterizadas pelas distribuições de Gumbel e GEV, sendo, portanto, as distribuições consideradas neste trabalho. As funções de distribuição acumulada de Gumbel e GEV são apresentadas nas Equações (2.7) e (2.8) mediante

$$F_Y(y) = \exp\left\{-\exp\left(-\frac{y-\mu}{\sigma}\right)\right\}; \quad -\infty < \mu < \infty \text{ e } \sigma > 0 \quad (2.7)$$

$$F_Y(y) = \exp\left\{-\left[1 - \xi\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)\right]^{\frac{1}{\xi}}\right\}; \quad -\infty < \mu, \xi < \infty \text{ e } \sigma > 0 \quad (2.8)$$

onde μ , σ e ξ representam os parâmetros de localização, escala e forma. Como mencionado, a GEV escreve os três tipos de distribuição de extremos em uma única expressão, notando-se que é o parâmetro de forma ξ quem define qual é o tipo. Observa-se que a GEV se transforma em Gumbel quando $\xi=0$.

Dada uma série de observações de Y , a estimativa dos parâmetros de uma distribuição qualquer pode ser feita por meio do método de máxima verossimilhança (MOOD et al., 1974), que determina qual combinação de estimativa de parâmetros é mais verossímil segundo a métrica do produto das densidades de Y , $f_Y(y)$, aplicada aos valores na série de observações (função de verossimilhança). O teste da razão de verossimilhança consiste em comparar as funções de verossimilhança de dois modelos diferentes, sendo um deles mais simples que o outro, e, assim, permite verificar se aumentar o nível de complexidade resulta em uma verossimilhança significativamente maior.

Com o intuito de analisar as condições de estacionariedade de séries de vazões máximas anuais, utilizou-se o método da máxima verossimilhança através do pacote R `extRemes`, versão 2.0-9 (GILLELAND e KATZ, 2016), para ajustar as distribuição de extremos segundo quatro (4) hipóteses:

- a. Série estacionária - Os parâmetros não sofrem variação no tempo:

$$\mu = \mu_0 \quad (2.9)$$

$$\sigma = \sigma_0 \quad (2.10)$$

$$\xi = \xi_0 \quad (2.11)$$

- b. Série com a localização variando linearmente no tempo - Neste caso, é estimado um parâmetro adicional de localização, que atua como um coeficiente atrelado à variável tempo e, assim, o parâmetro de localização é definido pela Equação (2.12):

$$\mu = \mu_0 + \mu_1 t \quad (2.12)$$

- c. Série com a localização e a escala variando linearmente no tempo - Neste caso, é estimado um parâmetro adicional de localização e escala, que atuam como um coeficiente atrelado à variável tempo e, assim, o parâmetro de localização é definido pela Equação (2.12) e o de escala pela Equação (2.13):

$$\sigma = \sigma_0 + \sigma_1 t \quad (2.13)$$

- d. Parâmetros de localização e escala variam linearmente no tempo segundo as Equações (2.12) e (2.13) até o ano de 1990 e constantes de 1990 em diante.

Considerando que as séries de máximos tendem a apresentar uma distribuição de Gumbel ou GEV, optou-se por fazer esses dois ajustes estacionários para as séries de cada posto analisado. Aplicou-se o teste da razão de verossimilhança (MOOD et al., 1974) para verificar qual dos modelos era estatisticamente melhor. Os ajustes não estacionários foram feitos segundo a melhor distribuição resultante do ajuste estacionário, ou seja, se para o posto A o melhor ajuste estacionário foi a Gumbel, os ajustes não-estacionários para esse posto também foram para a

distribuição de Gumbel. Dispondo de todos os modelos e de forma a contrapô-los, foram aplicados os seguintes testes de razão de verossimilhança:

- I. estacionário x não estacionário na locação;
- II. estacionário x não estacionário na locação e na escala;
- III. não estacionário na locação x não estacionário na locação e na escala.

Com base nos resultados dos testes de verossimilhança, foi determinado se a série de vazões máximas anuais de cada posto é ou não estacionária e, caso não seja, qual hipótese a melhor representa.

3.0 - LEVANTAMENTO DE DADOS

Na literatura, a maior parte dos estudos de estacionariedade de séries de vazões nos rios brasileiros é relacionada a séries de vazões médias mensais e/ou anuais. Para o controle de cheias, essa avaliação (existência de alterações no comportamento) deve ser feita para séries de vazões máximas anuais de duração compatível com os eventos de cheias (7, 10 ou 15 dias).

Os testes selecionados para detecção de padrões não-estacionários foram aplicados às séries de máximas anuais das vazões médias de 10 dias. Os dados de vazões diárias de 1951 a 2015 utilizados foram fornecidos pelo ONS e são adotados nos estudos de controle de cheias. A bacia escolhida para o estudo foi a do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José, que é o maior sistema de controle de cheias do SIN, apresentando o maior número pontos de controle (locais onde existem restrições de vazão ou de nível máximos). Os postos foram escolhidos de tal forma que estivessem localizados a montante ou a jusante dos rios que compõem a bacia, resultando num total de dez UHEs: Furnas, Água Vermelha, Nova Ponte, Emborcação, São Simão, Barra Bonita, Promissão, Jupia, Jurumirim e Capivara. A Figura 1 apresenta a topologia da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José com seus pontos de controle e reservatórios que realizam controle de cheias.



FIGURA 1 – Esquema topológico da bacia do rio Paraná até o posto fluviométrico de Porto São José. Fonte: CHAN *et al.* (2017)

A Figura 2 apresenta os gráficos das séries de vazões máximas anuais de vazões médias de 10 dias padronizadas (divididas pela média) de cada um dos postos analisados.

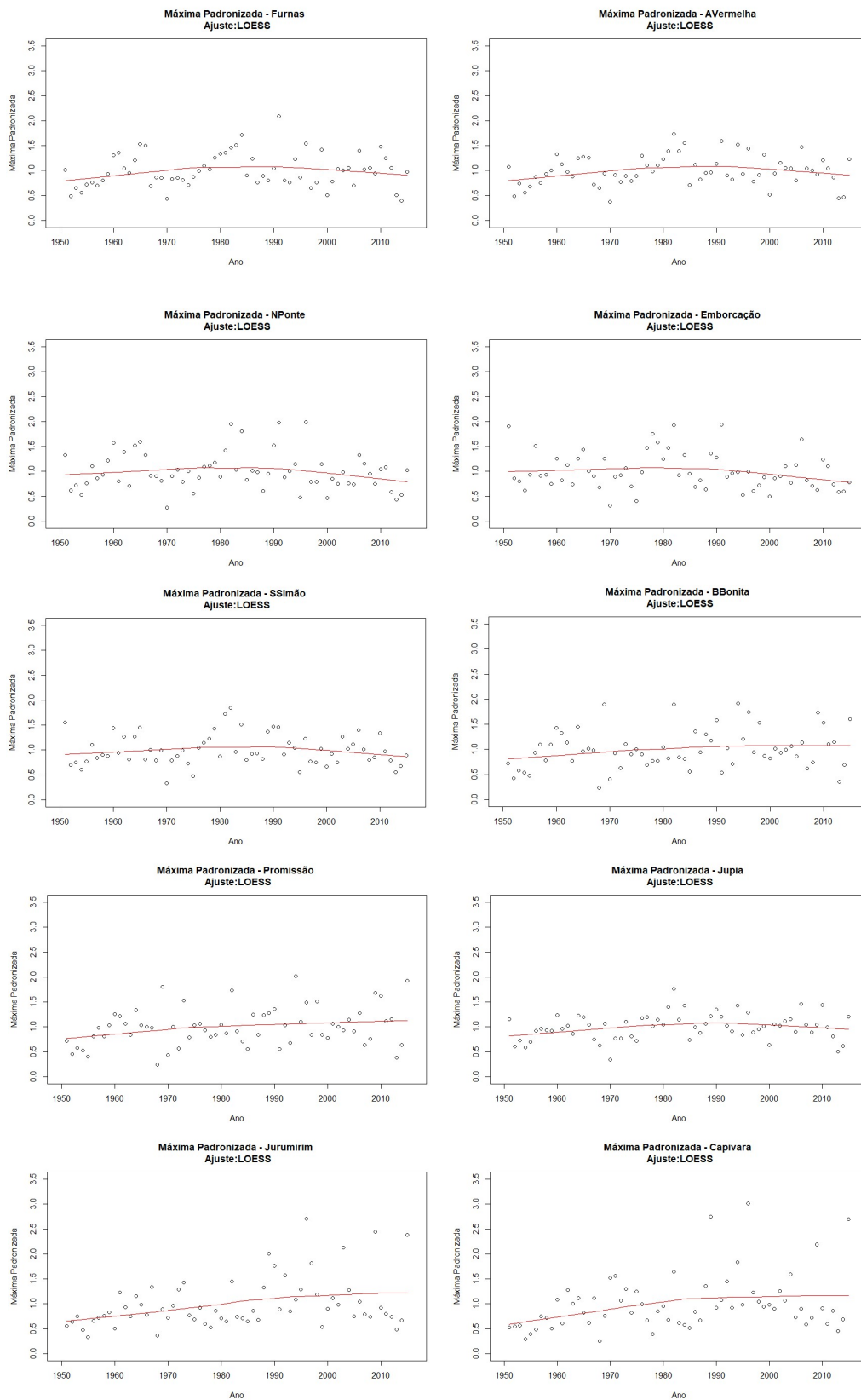


FIGURA 2 – Vazões máximas anuais de vazões médias de 10 dias padronizadas (divididas pela média).

4.0 - RESULTADOS

As Tabelas 1 a 3 apresentam os resultados obtidos em cada teste estatístico clássico utilizado neste estudo.

Tabela 1 – Resultados dos testes T-Student, F-Snedecor e Mann-Whitney

Posto	TESTE T-STUDENT		TESTE F-SNEDECOR		TESTE DE MANN-WHITNEY	
	estatística T	p-valor	estatística F	p-valor	estatística Z	p-valor
Furnas	-0,4051	0,6868 (E)	0,7223	0,3648 (E)	-0,3346	0,7379 (E)
AVermelha	-0,3417	0,7340 (E)	0,8757	0,6967 (E)	-0,4382	0,6612 (E)
NPonte	0,9391	0,3524 (E)	0,8438	0,6232 (E)	1,2608	0,2074 (E)
Emborcacao	1,7308	0,0890 (E)	1,2920	0,5122 (E)	1,9215	0,0547 (E)
SSimao	0,3933	0,6954 (E)	1,5740	0,2246 (E)	0,2053	0,8373 (E)
BBonita	-1,1384	0,2606 (E)	0,8514	0,6406 (E)	-1,1124	0,2660 (E)
Promissao	-1,9273	0,0585 (E)	0,7087	0,3476 (E)	-1,5988	0,1099 (E)
Jupia	-0,9226	0,3597 (E)	1,4266	0,3323 (E)	-0,9409	0,3468 (E)
Jurumirim	-2,1905	0,0370 (NE)	0,3155	0,0014 (NE)	-2,1212	0,0339 (NE)
Capivara	-2,2741	0,0272 (NE)	0,3165	0,0019 (NE)	-1,7255	0,0844 (E)

NOTA: (E) - Estacionária ; (NE) – Não-Estacionária

Tabela 2 – Resultados dos testes Rho de Spearman, Cox-Stuart e Run Test

Posto	TESTE RHO DE SPEARMAN		TESTE COX-STUART		RUN TEST	
	estatística Z	p-valor	estatística S	p-valor	estatística R	p-valor
Furnas	1,0932	0,2743 (E)	15	0,8601 (E)	25	0,0337 (NE)
AVermelha	1,1974	0,2312 (E)	11	0,1102 (E)	25	0,0337 (NE)
NPonte	-0,8394	0,4013 (E)	12	0,2153 (E)	35	0,6942 (E)
Emborcacao	-1,5042	0,1325 (E)	13	0,3771 (E)	32	0,7200 (E)
SSimao	-0,0302	0,9759 (E)	13	0,3771 (E)	30	0,3824 (E)
BBonita	1,7330	0,0831 (E)	12	0,2153 (E)	36	0,5306 (E)
Promissao	1,9509	0,0511 (E)	13	0,3771 (E)	36	0,5306 (E)
Jupia	1,3883	0,1650 (E)	13	0,3771 (E)	29	0,2612 (E)
Jurumirim	2,6094	0,0091 (NE)	7	0,0021 (NE)	30	0,3824 (E)
Capivara	2,3432	0,0191 (NE)	10	0,0501 (NE)	22	0,0041 (NE)

NOTA: (E) - Estacionária ; (NE) – Não-Estacionária

Tabela 3 – Resultados do teste Mann-Kendall e Mann-Kendall multivariado

Posto	TESTE DE MANN-KENDALL		TESTE DE MANN-KENDALL MULTIVARIADO	
	estatística z	p-valor	estatística z	p-valor
Furnas	1,2455	0,2129 (E)	1,4381	0,1504 (E)
AVermelha	1,3531	0,1760 (E)		
NPonte	-0,7530	0,45145 (E)		
Emborcacao	-1,4324	0,1520 (E)		
SSimao	-0,0283	0,9774 (E)		
BBonita	1,6928	0,0905 (E)		
Promissao	1,9758	0,0482 (NE)		
Jupia	1,4550	0,1457 (E)		
Jurumirim	2,5987	0,0094 (NE)		
Capivara	2,2815	0,0225 (NE)		

NOTA: (E) - Estacionária ; (NE) – Não-Estacionária

Na Tabela 4 são exibidos, para cada posto, os parâmetros estimados e o valor do negativo do logaritmo da função verossimilhança (-logV) obtidos para cada modelo conforme as hipóteses descritas anteriormente e os resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo-se os diferentes modelos ajustados. A hipótese (d) foi considerada apenas para o posto de Capivara (Modelo II). De forma a facilitar a exibição dos resultados, foi adotada a seguinte notação:

- f10 - modelo estacionário (Gumbel e GEV); no título de cada quadro, foi exposto o modelo final adotado;
- f11- modelo não-estacionário com o parâmetro de locação variando no tempo considerando o modelo estacionário escolhido;
- f12 - modelo não-estacionário com os parâmetros de locação e escala variando no tempo considerando o modelo estacionário escolhido.

Tabela 4 – (a) Parâmetros estimados para cada modelo e respectivo $-\log V$ e resultados dos testes de razão de verossimilhança

FURNAS - MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,84		0,28			18,62	Gumbel x GEV (f10)	0,832	0,362
f10 - GEV	0,86		0,29		-0,09	18,21	f10 x f11	0,103	0,748
f11	0,84	0,01	0,28			18,57	f10 x f12	1,513	0,469
f12	0,85	0,04	0,28	0,03		17,87	f11 x f12	1,410	0,235

ÁGUA VERMELHA - MELHOR MODELO: GEV									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,86		0,27			14,88	Gumbel x GEV (f10)	6,355	0,012
f10 - GEV	0,89		0,28		-0,23	11,71	f10 x f11	0,845	0,358
f11	0,89	0,03	0,28		-0,24	11,29	f10 x f12	1,732	0,421
f12	0,89	0,04	0,28	0,03	-0,24	10,84	f11 x f12	0,887	0,346

NOVA PONTE - MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,83		0,31			24,28	Gumbel x GEV (f10)	0,596	0,440
f10 - GEV	0,84		0,31		-0,07	23,98	f10 x f11	0,452	0,501
f11	0,83	-0,02	0,31			24,06	f10 x f12	0,839	0,658
f12	0,83	-0,04	0,30	-0,02		23,86	f11 x f12	0,887	0,346

EMBORÇAÇÃO - MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,83		0,29			22,51	Gumbel x GEV (f10)	0,136	0,713
f10 - GEV	0,84		0,30		-0,03	22,44	f10 x f11	0,783	0,376
f11	0,83	-0,03	0,29			22,12	f10 x f12	3,201	0,202
f12	0,84	-0,06	0,29	-0,06		20,91	f11 x f12	2,419	0,120

SÃO SIMÃO - MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,86		0,26			13,77	Gumbel x GEV (f10)	1,975	0,160
f10 - GEV	0,87		0,27		-0,12	12,79	f10 x f11	0,116	0,734
f11	0,86	0,01	0,26			13,72	f10 x f12	1,162	0,559
f12	0,86	-0,01	0,26	-0,03		13,19	f11 x f12	1,047	0,306

BARRA BONITA - MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,82		0,33			28,69	Gumbel x GEV (f10)	1,517	0,218
f10 - GEV	0,84		0,34		-0,12	27,93	f10 x f11	2,559	0,110
f11	0,82	0,06	0,32			27,41	f10 x f12	3,276	0,194
f12	0,82	0,08	0,32	0,03		27,05	f11 x f12	0,717	0,397

PROMISSÃO - MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,82		0,33			27,75	Gumbel x GEV (f10)	1,630	0,202
f10 - GEV	0,84		0,33		-0,12	26,94	f10 x f11	3,172	0,075
f11	0,83	0,07	0,32			26,17	f10 x f12	4,476	0,107
f12	0,83	0,09	0,32	0,03		25,51	f11 x f12	1,305	0,253

Tabela 4 – (b) Parâmetros estimados para cada modelo e respectivo $-\log V$ e resultados dos testes de razão de verossimilhança

JUPIÁ - MELHOR MODELO: GEV									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,87		0,25			8,20	Gumbel x GEV (f10)	7,925	0,005
f10 - GEV	0,90		0,25		-0,22	4,24	f10 x f11	1,757	0,185
f11	0,90	0,04	0,25		-0,22	3,36	f10 x f12	2,275	0,321
f12	0,90	0,05	0,25	0,02	-0,22	3,10	f11 x f12	0,518	0,472

JURUMIRIM - MELHOR MODELO: GEV									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,79		0,32			33,09	Gumbel x GEV (f10)	5,095	0,024
f10 - GEV	0,76		0,30		0,19	30,54	f10 x f11	4,878	0,027
f11	0,77	0,06	0,28		0,21	28,10	f10 x f12	9,729	0,008
f12	0,80	0,13	0,30	0,08	0,08	25,68	f11 x f12	4,851	0,028

CAPIVARA - MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,77		0,36			39,45	Gumbel x GEV (f10)	3,428	0,064
f10 - GEV	0,75		0,34		0,15	37,73	f10 x f11	5,298	0,021
f11	0,78	0,09	0,35			36,80	f10 x f12	11,291	0,004
f12	0,79	0,16	0,35	0,10		33,80	f11 x f12	5,993	0,014

CAPIVARA MODELO II- MELHOR MODELO: GUMBEL									
Parâmetros Estimados							Teste da Razão de Verossimilhança		
Modelo	μ_0	μ_1	σ_0	σ_1	ξ	$-\log(V)$	Teste	Razão de Verossimilhança	p-valor
f10 - GUMBEL	0,77		0,36			39,45	Gumbel x GEV (f10)	3,428	0,064
f10 - GEV	0,75		0,34		0,15	37,73	f10 x f11	8,304	0,004
f11	0,79	0,12	0,34			35,29	f10 x f12	14,682	0,001
f12	0,79	0,16	0,35	0,09		32,10	f11 x f12	6,379	0,012

Conforme mencionado anteriormente, foram modelados dois ajustes estacionários, que, em seguida, foram contrapostos no teste de razão de verossimilhança de forma a identificar qual dos ajustes era estatisticamente melhor para cada UHE. A distribuição de Gumbel foi adotada para as UHEs Furnas, Nova Ponte, Emborcação, São Simão, Barra Bonita, Promissão e Capivara e a GEV para Água Vermelha, Jupia e Jurumirim.

Com base nos resultados dos testes de razão de verossimilhança (Tabela 4), é possível verificar que a hipótese de estacionariedade das séries de máximos anuais é recusada para as UHEs Jurumirim e Capivara e aceita para as demais. Além disso, é possível determinar que a condição de não-estacionariedade em Capivara ocorre somente no parâmetro de locação, enquanto a de Jurumirim ocorre nos parâmetros de locação e de escala.

5.0 - CONCLUSÃO

De forma geral, os resultados dos testes aplicados neste trabalho mostraram que, nas séries de máximos anuais das UHEs localizadas nos rios Paranaíba, Grande e Tietê, a hipótese de estacionariedade não pode ser recusada e identificaram evidências de não-estacionariedade nas séries do rio Paranapanema. Algumas exceções a esse quadro apresentaram-se nos testes clássicos, como, por exemplo, as rejeições da hipótese de estacionariedade no *Run-Test* para as séries de Furnas e Água Vermelha. Essas ocorrências podem estar associadas a sensibilidades específicas do teste a flutuações indicativas de não-aleatoriedades.

Destaca-se a importância de se utilizar um teste mais adequado, tal como o teste razão de verossimilhança considerando a distribuição de valores extremos conforme utilizado neste trabalho. Além disso, o teste de razão de verossimilhança adotado permite, em caso de detecção da condição de não-estacionariedade, verificar que tipo de não estacionariedade está presente, discriminando entre estacionariedade na locação ou na locação e na escala da distribuição.

Uma vez que o estudo indicou a presença de não-estacionariedade para algumas UHEs e que a metodologia de controle de cheias adotada baseia-se no pressuposto de que os dados históricos são estacionários, destaca-se a

importância de não só expandir o estudo para as demais bacias do SIN, mas também de aprofundá-lo. Nesse sentido, estão sendo feitas análises do mesmo tipo considerando também as influências de fenômenos macroclimáticos, mais especificamente do fenômeno ENSO (*El Niño - South Oscillation*).

6.0 - AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Programa de Engenharia Civil da COPPE/UFRJ e ao CEPEL pelo apoio ao trabalho. Agradecimentos são estendidos à FAPERJ, por meio dos projetos FAPERJ – Pensa Rio – Edital 34/2014 (2014-2017) – E-26/010.002980/2014, FAPERJ no E_12/2015 e FAPERJ no E_22/2016, bem como ao suporte oferecido pelo CNPq por meio do projeto Edital no 12/2016 – Processo 306944/2016-2 e projetos Edital Universal no 14/2013 – Processo 485136/2013-9 e no 28/2018 – Processo 435714/2018-0 bem como pelo apoio da CAPES - Código de Financiamento 001.

7.0 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- (1) CHAN, P.D.S., RAUPP, I.P.; COSTA, F.S., DAMÁZIO, J.M., 2017, “Impacto da consideração de vazão energética sazonal na avaliação do grau de proteção de controle de cheias em sistemas hidrelétricos”. In: *XXII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos*, Florianópolis, SC, Brasil, novembro.
- (2) CEPEL, 2016, *SISTEMA SPEC - Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias – DIANA 5.1, SIMRESC 1.0.1, CAEV 3.9, VESPOD 4.0 e AUXARISCO 1.0.2 - Manual de Metodologia*. Rel. Téc. DP/DEA – 29411/2016.
- (3) COSTA, F.S., DAMÁZIO, J.M., NEVES, F.P., et al., 1999, “Sistema SPEC – Sistema para Estudos de Prevenção de Cheias em Sistemas Hidroelétricos”. In: *XV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos*, Belo Horizonte, MG, Brasil, novembro.
- (4) COSTA, F.S., RAUPP, I.P., DAMÁZIO, J.M., GUILHON, G.F., 2014, “The methodologies for the flood control planning using hydropower reservoirs in Brazil”, In: *6th International Conference on Flood Management*, São Paulo, SP, Brasil, September.
- (5) 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.
- (6) 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.
- (7) KELMAN, J., DAMÁZIO, J.M., COSTA, J.P., 1983, “Geração de Séries Sintéticas de Vazões Diárias – Modelo Diana”, *Revista Brasileira de Engenharia*, v.1, n. 2, pp. 5-22.
- (8) LIBISELLER, C.; GRIMVALL, A., 2002, “Performance of partial Mann-Kendall tests for trend detection in the presence of covariates”. *Environmetrics*, v.13, pp. 71-84.
- (9) MOOD, A.M.; GRAYBILL, F.A., BOES, D.C., 1974, *Introduction to the Theory of Statistics - 3.ed.* McGraw-Hill, 564 p.
- (10) NAGHETTINI, M.; PINTO, E.J.A., 2007, *Hidrologia estatística*. CPRM Belo Horizonte – MG, 552 p.
- (11) ONS, 2018,. *Plano Anual de Prevenção de Cheias (Ciclo 2018-2019)*. Rio de Janeiro, RJ, agosto.
- (12) YE, L.; ZHOU, J.Z.; ZENG, X.F., TAYYAB, M., 2015, “Hydrological Mann-Kendal Multivariate Trends Analysis in the Upper Yangtze River Basin”. *Journal of Geoscience and Environment Protection*, v. 3, pp. 34-39.

8.0 - DADOS BIOGRÁFICOS



Priscilla Dafne Shu Chan possui graduação em Engenharia Civil (2013) pela UFRJ e, atualmente, cursa o mestrado no Programa de Engenharia Civil COPPE/UFRJ. É pesquisadora no CEPEL – Centro de Pesquisas de Energia Elétrica, do grupo ELETROBRÁS, com atuação nos projetos de Controle de Cheias e Inventário Hidroelétrico.