

GRUPO DE ESTUDO DE OPERAÇÃO DE SISTEMAS ELÉTRICOS - GOP

ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE SOBRE SÉRIES DE VAZÕES MÁXIMAS ANUAIS PARA AS BACIAS DOS RIOS SÃO FRANCISCO E PARNAÍBA

**PRISCILLA DAFNE SHU CHAN(1); DANIELA DE SOUZA KYRILLOS(1); IGOR PINHEIRO
RAUPP(1); FERNANDA DA SERRA COSTA(2); JORGE MACHADO DAMÁZIO
CENTRO DE PESQUISAS DE ENERGIA ELÉTRICA CEPEL(1); UERJ - UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO
DE JANEIRO(2)**

RESUMO

Este trabalho se propõe a analisar o comportamento estacionário das séries de vazões máximas anuais de durações compatíveis com eventos de cheias afluentes a usinas hidroelétricas localizadas nas bacias dos rios São Francisco e Parnaíba. Esta análise de estacionariedade é realizada por meio de testes de razão de verossimilhança sobre as séries de máximos considerando as distribuições GUMBEL e GEV com parâmetros constantes e com parâmetros variando no tempo. A aplicação do procedimento de análise de estacionariedade considerando as respectivas durações críticas indicou um comportamento não estacionário na bacia do rio São Francisco e estacionário na bacia do rio Parnaíba.

PALAVRAS-CHAVE

Estacionariedade, Hidroeletricidade, Controle de cheias

1.0 INTRODUÇÃO

O ciclo hidrológico vem sofrendo alterações desde o início da era industrial, seja devido a alterações climáticas (1) ou no uso e ocupação do solo nas bacias contribuintes. O nível de incerteza quanto às consequências no ciclo hidrológico ainda é grande e o conhecimento do comportamento hidrológico tem papel fundamental no adequado planejamento dos setores usuários da água. Em conformidade com a Lei 9.433 (2), que estabelece que a gestão de recursos hídricos deve contemplar os usos múltiplos, os reservatórios das usinas hidroelétricas (UHEs) são utilizados para a geração de energia elétrica, bem como para outros usos. Um destes usos é o controle de cheias, que utiliza parte do volume útil das UHEs como volume vazio (volume de espera) para alocar possíveis cheias que possam ocorrer, protegendo o vale a jusante (3,4). Para um adequado planejamento do controle de cheias também é fundamental conhecer o comportamento hidrológico e suas alterações ao longo do tempo, que podem influenciar o grau de proteção fornecido ao vale a jusante e à própria estrutura da barragem.

Neste contexto, 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, como os estudos de estacionariedade das séries históricas de precipitações e vazões. Grande parte destes estudos são feitos com base em séries de vazões anuais e/ou mensais, focados, principalmente, no abastecimento de água e na confiabilidade dos serviços de fornecimento de energia elétrica. No entanto, para o controle de cheias, estes estudos devem focar em séries de vazões máximas anuais de duração compatível com as cheias da bacia (5–8), como a metodologia proposta por Chan (9).

O objetivo deste artigo é expandir o estudo iniciado em Chan (9), realizando a análise de estacionariedade sobre séries de vazões máximas anuais de durações compatíveis com eventos de cheias para as bacias dos rios São Francisco e Parnaíba. Para o desenvolvimento deste trabalho, foi empregada a metodologia proposta em Chan (9) que considera a distribuição de extremos. Uma vez que estas duas bacias não consideram a influência de fenômenos macroclimáticos no planejamento de controle de cheias (4), este estudo contemplou somente a análise realizada sobre a variável tempo. Como a duração crítica da cheia varia de acordo com cada bacia, também foi apresentada uma metodologia para a determinação da duração crítica da cheia a ser considerada no estudo de estacionariedade.

2.0 METODOLOGIA

Normalmente, bacias hidrográficas distintas apresentam cheias com diferentes durações críticas devido às diferenças nas tempestades, nas respostas hidrológicas e nos requisitos de controle. Diante disso, a primeira etapa é determinar a duração crítica a ser adotada em cada bacia hidrográfica. Uma vez determinada a duração, passa-se ao estudo de

estacionariedade de vazões máximas compatíveis com eventos de cheias. As metodologias adotadas para cada uma dessas etapas são apresentadas a seguir.

2.1 Definição da duração crítica da cheia da bacia

A metodologia adotada neste trabalho para a determinação da duração crítica da cheia considera um histórico de vazões diárias, uma restrição de defluência máxima (Q_R) e um risco adotado (representado através de um tempo de retorno TR em anos). Dispondo do histórico de vazões diárias, são calculadas as médias móveis de n dias e, a partir dessas médias móveis, definida a vazão máxima anual de n dias para cada ano i , $Mn(i)$. Em seguida, é calculada a distribuição de frequência acumulada para essas vazões máximas anuais de n dias e definida a vazão máxima correspondente ao risco adotado (Q_{TR}), ou seja, o quantil correspondente ao TR. A vazão Q_{TR} é aquela que, em média, tende a ocorrer uma vez a cada TR anos, ou seja, sendo $N_{Q_{TR}}$ o número de anos entre ocorrências de vazões máximas anuais superiores ou iguais a Q_{TR} , tem-se:

$$E(N_{Q_{TR}}) = TR \quad (2.1)$$

A vazão Q_{TR} será aquela que apresenta uma probabilidade anual de não ser superada igual a $1-1/TR$, ou seja:

$$P(Mn \leq Q_{TR}) = 1 - (1/TR) \quad (2.2)$$

Dispondo de Q_{TR} e Q_R , é calculado o volume necessário para o controle de cheias (V_{CC}), dado por:

$$V_{CC} = (Q_{TR} - Q_R) \times \text{duração} \quad (2.3)$$

Este processo é repetido para diferentes durações. Dispondo dos volumes necessários para controle de cheias para as diferentes durações, plota-se um gráfico **volume para controle de cheia x duração** e a duração crítica da cheia será a abscissa correspondente ao pico do gráfico, como mostra a Figura 2.1.

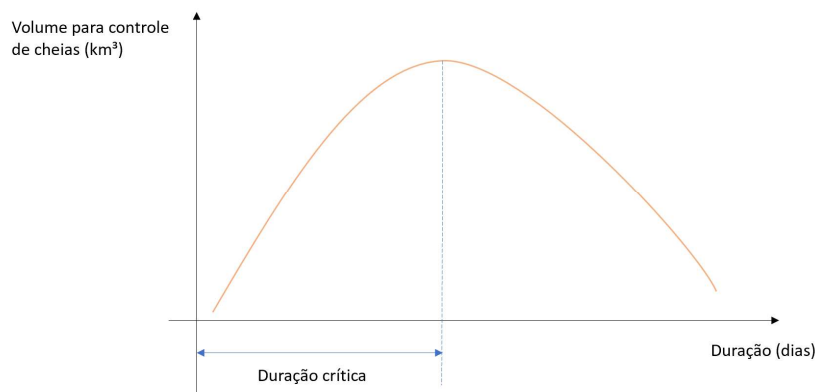


Figura 2.1 – Curva Volume necessário para controle de cheias x Duração

2.2 Análise de estacionariedade em séries de vazões máximas anuais

Conforme descrito em Chan (9), as séries de valores extremos em geral são modeladas por uma distribuição de valores extremos, podendo ela ser de um dos três tipos: Gumbel, Fréchet e 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. O parâmetro de locação está associado à média/mediana, enquanto o de escala está associado à variabilidade/variância dos dados e o de forma à assimetria da distribuição. Segundo Naghettini e Pinto (10), a Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV) incorpora os três tipos de distribuição em uma única expressão. Uma vez que as séries de máximos tendem a apresentar uma distribuição de Gumbel ou GEV, essas foram as duas distribuições consideradas nesta metodologia.

De forma a analisar as condições de estacionariedade das séries de vazões diárias máximas anuais, foram ajustadas as distribuições de extremos utilizando o método da máxima verossimilhança (11,12) considerando as seguintes hipóteses:

a) Série estacionária – os parâmetros não sofrem variação no tempo, adotando-se

$$\mu = \mu_0 \quad (2.4)$$

$$\sigma = \sigma_0 \quad (2.5)$$

$$\xi = \xi_0 \quad (2.6)$$

b) Série com a locação variando linearmente no tempo - neste caso, são estimados os parâmetros μ_0 , μ_1 , σ_0 e ξ_0 e os parâmetros de escala e forma são definidos pelas Equações (2.5) e (2.6), enquanto o de locação é definido pela Equação (2.7) expressa por

$$\mu = \mu_0 + \mu_1 t \quad (2.7)$$

c) Série com a escala variando linearmente no tempo - neste caso, são estimados os parâmetros μ_0 , σ_0 , σ_1 e ξ_0 e os parâmetros de locação e forma são definidos pelas Equações (2.4) e (2.6), enquanto o de escala é definido segundo a Equação (2.8) como

$$\sigma = \sigma_0 + \sigma_1 t \quad (2.8)$$

d) Série com a locação e a escala variando linearmente no tempo - neste caso, são estimados os parâmetros μ_0 , μ_1 , σ_0 , σ_1 e ξ_0 e os parâmetros de forma, locação e escala são definidos segundo as Equações (2.6), (2.7) e (2.8).

Com o intuito de determinar qual distribuição adotar (Gumbel e GEV), foram feitos dois ajustes estacionários para cada posto e, posteriormente, aplicado o teste da razão de verossimilhança (7,9,11,12) de forma a determinar qual dos ajustes estacionários era mais verossímil. Para a análise do comportamento não estacionário de cada posto foi considerada a distribuição mais verossímil resultante do ajuste estacionário. Dispondo de todos os modelos, foram aplicados os testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos:

- I. Estacionário x Não estacionário na locação;
- II. Estacionário x Não estacionário na escala;
- III. Não-estacionário na locação x Não estacionário na locação e na escala.
- IV. Não-estacionário na escala x Não estacionário na locação e na escala.

Dispondo dos resultados dos testes, foi determinado se a série é ou não estacionária e, caso não seja, qual hipótese a está representando melhor. Dado que a comparação entre os modelos considera a diferença de um único nível de complexidade entre os modelos comparados, os resultados dos testes (III) e (IV) são examinados somente se os resultados dos testes (I) e (II), respectivamente, indicarem que o modelo não estacionário é o estatisticamente mais verossímil. 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).

3.0 APLICAÇÃO

Para o estudo de caso, foram selecionadas as bacias hidrográficas dos rios São Francisco e Parnaíba. Neste trabalho, foram utilizadas as séries de vazões diárias naturalizadas disponíveis no site do ONS (13), cujos dados variam de 1931 a 2018. Uma vez que este estudo foi realizado sobre o período chuvoso, foram considerados os dados de outubro a abril para as duas bacias.

Para a determinação da duração crítica da cheia em cada bacia, foram consideradas as restrições de defluência máxima das UHEs Sobradinho (pertencente à bacia do rio São Francisco) e Boa Esperança (pertencente à bacia do rio Parnaíba). As restrições adotadas são iguais às adotadas no Plano Anual de Prevenção de Cheias 2020-2021 (4), sendo de 8000 m³/s para Sobradinho e 1600 m³/s para Boa Esperança. Além disso, foram considerados os tempos de retorno TR= 30 anos para Sobradinho e TR= 40 anos para Boa Esperança.

A análise de estacionariedade da bacia do rio São Francisco foi feita considerando as UHEs Três Marias, Queimado, Sobradinho, Itaparica, Xingó e Moxotó. Ressalta-se que por serem usinas à fio d'água, as UHEs Xingó e Moxotó não são capazes de realizar controle de cheias. Os dados de vazão dessas UHEs variam de 1931 a 2018, com exceção de Queimado, cujos dados têm início apenas em 1966.

A análise de estacionariedade da bacia do rio Parnaíba foi feita considerando a UHE Boa Esperança, que é a única UHE da bacia. Os dados de vazão dessa UHE variam de 1966 a 2018.

A análise de estacionariedade foi realizada utilizando o pacote "extRemes 2.0" (14) para o software R.

4.0 RESULTADOS

4.1 Bacia do rio São Francisco

4.1.1 Definição da duração crítica

Para a definição da duração crítica da cheia, foram calculadas as médias móveis de 1, 7, 10, 15, 20, 25, 30, 40, 45, 50, 60, 70 e 80 dias para todos os anos do histórico de Sobradinho. Para cada duração, foram ordenadas de forma crescente as máximas anuais dessas médias e calculadas as frequências acumuladas de cada uma das vazões. Considerando as frequências acumuladas, foram feitas interpolações lineares de forma a determinar as vazões correspondentes a TR=30 anos. Uma vez determinadas as vazões correspondentes a TR=30 anos (Q_{30}), foram determinados os volumes para controle de cheias, levando-se em consideração a restrição de defluência máxima de 8000 m³/s. Os resultados são apresentados na Tabela 4.1.

Tabela 4.1 – Determinação do volume necessário para controle de cheia para cada duração.

	Vazões (m³/s)			Duração (dias)	Duração (s)	Volume (km³)
	Q_{30}	Restrição	Diferença			
M1	13837	8000	5837	1	86400	0.5
M7	13536	8000	5536	7	604800	3.3
M10	13384	8000	5384	10	864000	4.7
M15	13145	8000	5145	15	1296000	6.7
M20	12895	8000	4895	20	1728000	8.5
M25	12591	8000	4591	25	2160000	9.9
M30	12264	8000	4264	30	2592000	11.1
M40	11587	8000	3587	40	3456000	12.4
M45	11235	8000	3235	45	3888000	12.6
M50	10902	8000	2902	50	4320000	12.5
M60	10297	8000	2297	60	5184000	11.9
M70	9790	8000	1790	70	6048000	10.8
M80	9332	8000	1332	80	6912000	9.2

Com base nos resultados da Tabela 4.1, foi elaborado o gráfico volume x duração para controle de cheias para a UHE Sobradinho (Figura 4.1) e determinada a duração crítica da bacia do rio São Francisco como sendo de 45 dias.

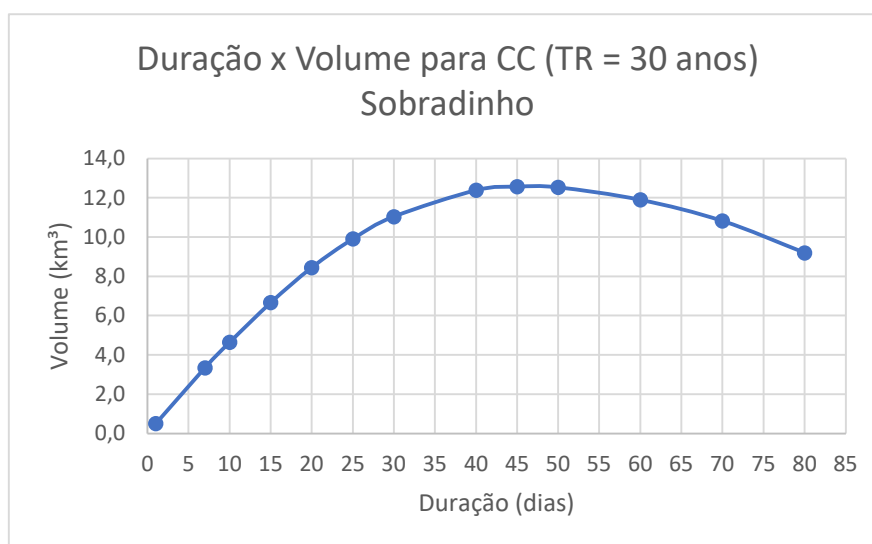


Figura 4.1 – Gráfico volume x duração para controlar cheia do posto da UHE Sobradinho

4.1.2 Análise de estacionariedade

A análise de estacionariedade dessa bacia foi feita para os postos das UHEs Três Marias, Queimado, Sobradinho, Itaparica, Moxotó e Xingó. Com base nos dados de vazões diárias disponível no site do ONS (13), foram calculadas, para cada uma das usinas, as máximas anuais das médias de 45 dias. Os valores de máximos anuais das séries de cada UHE foram padronizados por divisão pela média da série para facilitar a comparação de resultados das análises individuais.

Com essas séries de máximas anuais de 45 dias padronizadas, foram estimados os parâmetros de cada modelo para a realização dos testes de estacionariedade e aplicados os testes de razão de verossimilhança, conforme descrito no item 2.2. A Tabela 4.2 apresenta, por UHE, a distribuição final adotada (Gumbel ou GEV), os parâmetros estimados com seus respectivos erros-padrão e o valor do negativo do logaritmo da função verossimilhança para cada modelo, referentes à distribuição adotada para as séries de máximos anuais das médias de 45 dias. Para a análise de estacionariedade, foi adotado o nível de significância de 5% e os resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os diferentes modelos ajustados são apresentados na Tabela 4.3.

Tabela 4.2 – Parâmetros estimados para cada modelo e sua respectiva verossimilhança para séries de vazões máximas anuais de 45 dias.

Três Marias: GUMBEL							
Modelo		μ_0	$\mu_1 (t)$	σ_0	$\sigma_1 (t)$	ξ	- Log (V)
f10	Estimativa do parâmetro	0,813		0,327			39,632
	Erro-Padrão estimado	0,037		0,027			
f11	Estimativa do parâmetro	0,814	-0,048	0,322			38,555
	Erro-Padrão estimado	0,036	0,033	0,027			
f12	Estimativa do parâmetro	0,820		0,327	0,028		39,005
	Erro-Padrão estimado	0,037		0,027	0,025		
f13	Estimativa do parâmetro	0,815	-0,040	0,323	0,014		38,441
	Erro-Padrão estimado	0,036	0,037	0,027	0,029		

Queimado: GUMBEL							
Modelo		μ_0	$\mu_1 (t)$	σ_0	$\sigma_1 (t)$	ξ	- Log (V)
f10	Estimativa do parâmetro	0,793		0,337			27,323
	Erro-Padrão estimado	0,049		0,038			
f11	Estimativa do parâmetro	0,804	-0,099	0,317			24,225
	Erro-Padrão estimado	0,046	0,039	0,036			
f12	Estimativa do parâmetro	0,796		0,337	0,005		27,315
	Erro-Padrão estimado	0,057		0,038	0,037		
f13	Estimativa do parâmetro	0,817	-0,180	0,318	-0,092		21,804
	Erro-Padrão estimado	0,049	0,052	0,038	0,041		

Sobradinho: GUMBEL							
Modelo		μ_0	$\mu_1 (t)$	σ_0	$\sigma_1 (t)$	ξ	- Log (V)
f10	Estimativa do parâmetro	0,834		0,288			28,888
	Erro-Padrão estimado	0,033		0,024			
f11	Estimativa do parâmetro	0,843	-0,098	0,261			22,593
	Erro-Padrão estimado	0,029	0,026	0,022			
f12	Estimativa do parâmetro	0,871		0,282	0,057		26,379
	Erro-Padrão estimado	0,033		0,024	0,025		
f13	Estimativa do parâmetro	0,843	-0,088	0,261	0,017		22,423
	Erro-Padrão estimado	0,029	0,031	0,022	0,028		

Itaparica: GUMBEL							
Modelo		μ_0	$\mu_1 (t)$	σ_0	$\sigma_1 (t)$	ξ	- Log (V)
f10	Estimativa do parâmetro	0,831		0,294			30,647
	Erro-Padrão estimado	0,033		0,024			
f11	Estimativa do parâmetro	0,840	-0,097	0,268			24,705
	Erro-Padrão estimado	0,030	0,027	0,023			
f12	Estimativa do parâmetro	0,865		0,289	0,054		28,515
	Erro-Padrão estimado	0,034		0,025	0,026		
f13	Estimativa do parâmetro	0,840	-0,090	0,268	0,011		24,637
	Erro-Padrão estimado	0,030	0,032	0,023	0,029		

Xingó: GUMBEL							
Modelo		μ_0	$\mu_1 (t)$	σ_0	$\sigma_1 (t)$	ξ	- Log (V)
f10	Estimativa do parâmetro	0,830		0,295			30,890
	Erro-Padrão estimado	0,033		0,024			
f11	Estimativa do parâmetro	0,839	-0,097	0,269			24,861
	Erro-Padrão estimado	0,030	0,027	0,023			
f12	Estimativa do parâmetro	0,865		0,289	0,056		28,571

Moxotó: GUMBEL							
Modelo		μ_0	$\mu_1 (t)$	σ_0	$\sigma_1 (t)$	ξ	- Log (V)
f10	Estimativa do parâmetro	0,830		0,294			30,829
	Erro-Padrão estimado	0,033		0,024			
f11	Estimativa do parâmetro	0,839	-0,097	0,269			24,846
	Erro-Padrão estimado	0,030	0,027	0,023			
f12	Estimativa do parâmetro	0,865		0,289	0,056		28,527

	Erro-Padrão estimado	0,033		0,025	0,026		
f13	Estimativa do parâmetro	0,839	-0,090	0,268	0,012		24,771
	Erro-Padrão estimado	0,030	0,032	0,023	0,029		

	Erro-Padrão estimado	0,033		0,025	0,026		
f13	Estimativa do parâmetro	0,839	-0,089	0,268	0,012		24,755
	Erro-Padrão estimado	0,030	0,032	0,023	0,029		

Tabela 4.3 Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados.

Três Marias	Teste da razão de verossimilhança			
	f10 x f11	f10 x f12	f11 x f13	f12 x f13
Razão de verossimilhança	2,152	1,253	x	x
p-valor	0,142	0,263	x	x

Queimado	Teste da razão de verossimilhança			
	f10 x f11	f10 x f12	f11 x f13	f12 x f13
Razão de verossimilhança	6,194	0,015	4,844	x
p-valor	0,013	0,902	0,028	x

Sobradinho	Teste da razão de verossimilhança			
	f10 x f11	f10 x f12	f11 x f13	f12 x f13
Razão de verossimilhança	12,591	5,020	0,340	x
p-valor	0,000	0,025	0,560	x

Itaparica	Teste da razão de verossimilhança			
	f10 x f11	f10 x f12	f11 x f13	f12 x f13
Razão de verossimilhança	11,883	4,263	0,136	x
p-valor	0,001	0,039	0,712	x

Xingó	Teste da razão de verossimilhança			
	f10 x f11	f10 x f12	f11 x f13	f12 x f13
Razão de verossimilhança	12,059	4,639	0,179	x
p-valor	0,001	0,031	0,672	x

Moxotó	Teste da razão de verossimilhança			
	f10 x f11	f10 x f12	f11 x f13	f12 x f13
Razão de verossimilhança	11,965	4,603	0,182	x
p-valor	0,001	0,032	0,670	x

Considerando um nível de significância de 5%, é possível perceber que os testes indicaram que Três Marias foi o único posto estacionário (modelo f10 significativamente mais verossímil que f11 ou f12). As séries de vazões máximas anuais das UHEs Sobradinho, Itaparica, Moxotó e Xingó apresentaram um comportamento não estacionário na locação (f11 significativamente mais verossímil que f10). Para estes postos, foi realizado o teste adicional f11 x f13, cujo resultado indicou que aumentar o grau de complexidade de f11 para f13 não era significativo. Uma vez que o teste f11 x f13 aplicado para a UHE Queimado indicou que o aumento do grau de complexidade era significativo, pode-se concluir que a série de máximos anuais desse posto apresenta um comportamento não estacionário tanto na locação, quanto na escala.

4.2 Bacia do rio Parnaíba

4.2.1 Definição da duração crítica

A definição da duração crítica da cheia desta bacia foi feita com base na restrição da defluência máxima de Boa Esperança, que é de 1600 m³/s, e no tempo de retorno equivalente a TR=40 anos.

Para a definição da duração crítica da cheia, foram calculadas as médias móveis de 1, 3, 5, 7, 10, 15, 20, 23, 25, 27 e 30 dias para todos os anos do histórico de Boa Esperança. Para cada duração, foram ordenadas de forma crescente as máximas anuais dessas médias e calculadas as frequências acumuladas de cada uma das vazões. Considerando as frequências acumuladas, foram feitas interpolações lineares de forma a determinar as vazões correspondentes a TR=40 anos. Uma vez determinadas as vazões Q_{40} , foram determinados os volumes para controle de cheias, levando-se em consideração a restrição de defluência máxima de 1600 m³/s. Os resultados são apresentados na Tabela 4.5.

Tabela 4.5 – Determinação do volume necessário para controle de cheia para cada duração.

	Vazões (m³/s)			Duração (dias)	Duração (s)	Volume (km³)
	Q ₄₀	Restrição	Diferença			
M1	2580	1600	980	1	86400	0.08
M3	2502	1600	902	3	259200	0.23
M5	2378	1600	778	5	432000	0.34
M7	2254	1600	654	7	604800	0.40
M10	2174	1600	574	10	864000	0.50
M15	2061	1600	461	15	1296000	0.60
M20	1889	1600	289	20	1728000	0.50
M23	1812	1600	212	23	1987200	0.42
M25	1755	1600	155	25	2160000	0.33
M27	1712	1600	112	27	2332800	0.26
M30	1644	1600	44	30	2592000	0.11

Com base nos resultados da Tabela 4.5, foi elaborado o gráfico volume x duração para controle de cheias (Figura 4.2) e determinada a duração crítica da bacia do rio Parnaíba como sendo de 15 dias.

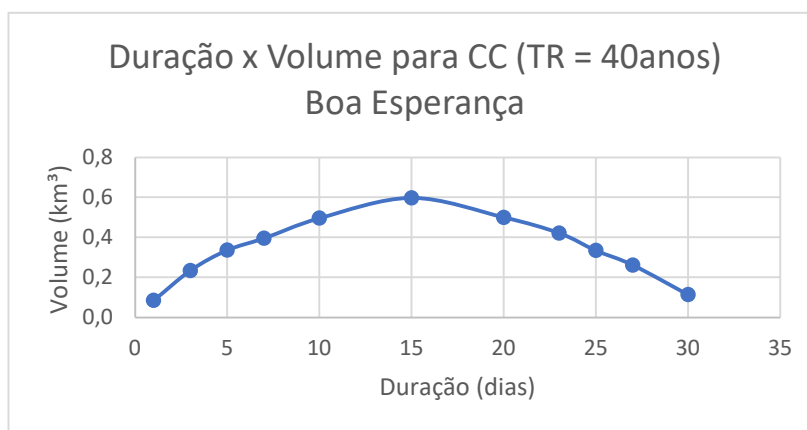


Figura 4.2 – Gráfico volume x duração para controlar cheia do posto da UHE Boa Esperança.

4.2.2 Análise de estacionariedade

A análise de estacionariedade dessa bacia foi feita para o posto da UHE Boa Esperança. Com base nos dados de vazões diárias disponível no site do ONS (13), foram calculadas as máximas anuais das médias de 15 dias. Na análise desta bacia, os resultados não foram padronizados.

Com essas máximas anuais de 15 dias, foram estimados os parâmetros de cada modelo para a realização dos testes de estacionariedade e aplicados os testes de razão de verossimilhança, conforme descrito no item 2.2. A Tabela 4.6 apresenta a distribuição final adotada (Gumbel ou GEV), os parâmetros estimados com seus respectivos erros-padrão e o valor do negativo do logaritmo da função verossimilhança para cada modelo.

Tabela 4.6 – Parâmetros estimados para cada modelo e sua respectiva verossimilhança para a série de vazões máximas anuais de 15 dias.

Boa Esperança: GUMBEL							
Modelo		μ_0	$\mu_1 (t)$	σ_0	$\sigma_1 (t)$	ξ	- Log (V)
f10	Estimativa do parâmetro	950,720		295,117			378,217
	Erro-Padrão estimado	43,075		32,484			
f11	Estimativa do parâmetro	952,798	-48,814	289,565			377,420
	Erro-Padrão estimado	42,251	38,138	32,065			
f12	Estimativa do parâmetro	955,238		294,536	13,126		378,161
	Erro-Padrão estimado	44,722		32,471	38,939		

f13	Estimativa do parâmetro	952,776	-56,293	289,897	-14,100		377,365
	Erro-Padrão estimado	42,356	44,126	32,228	41,982		

Para a análise de estacionariedade, foi adotado o nível de significância de 5% e os resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os diferentes modelos ajustados são apresentados na Tabela 4.7.

Tabela 4.7 Resultados dos testes de razão de verossimilhança contrapondo os modelos estimados.

Boa Esperança	Teste da razão de verossimilhança			
	f10 x f11	f10 x f12	f11 x f13	f12 x f13
Razão de verossimilhança	1,594	0,113	x	x
p-valor	0,207	0,737	x	x

Considerando-se um nível de significância de 5%, conclui-se que a série da UHE Boa Esperança apresenta um comportamento estacionário no tempo.

5.0 CONCLUSÃO

Este artigo consiste em uma expansão do estudo desenvolvido em Chan (9) sobre a análise de estacionariedade de séries de vazões máximas anuais com durações compatíveis com eventos de cheias. Em Chan (9), onde a metodologia adotada é detalhada, a bacia estudada foi a do rio Paraná até a UHE Jupia. O intuito deste trabalho foi identificar possíveis alterações que já possam estar ocorrendo, seja devido a mudanças climáticas ou por outras causas (ex. alterações de cobertura vegetal por ações de reflorestamento ou desmatamento) em outras duas bacias hidrográficas que contam com a contribuição de hidroelétricas na prevenção e mitigação dos efeitos das cheias situadas na região nordeste do Brasil: bacia do rio São Francisco e bacia do rio Parnaíba.

A partir do estudo da duração crítica das cheias podemos perceber a reflexão da diversidade das bacias estudadas na diferença de 1 mês entre as durações críticas de cheias das bacias, 45 dias para a bacia do Rio São Francisco e 15 dias para a bacia do rio Parnaíba.

Com relação ao estudo de estacionariedade das séries de vazões máximas anuais com duração compatível a eventos de cheias, é possível concluir que, de forma geral, a bacia do rio São Francisco apresenta um comportamento não estacionário considerando o horizonte analisado, enquanto a bacia do rio Parnaíba apresenta um comportamento estacionário. Neste trabalho, não foram feitas análises considerando diferentes horizontes de forma a identificar possíveis pontos de mudança de comportamento nas séries que apresentaram comportamento não estacionário. Este estudo será fruto de trabalhos futuros dos autores.

6.0 REFERÊNCIAS

- (1) 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.
- (2) 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.
- (3) 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 2014.
- (4) ONS, 2020a, *Plano Anual de Prevenção de Cheias (Ciclo 2020-2021)*. Rio de Janeiro, RJ.
- (5) 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.
- (6) 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.

- (7) 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.
- (8) SANTOS, C.; LIMA, A.; FARIAS, M.; et al. (2016). "Análise estatística da não estacionariedade de séries temporais de vazão máxima anual diária na bacia hidrográfica do Rio Pardo", *HOLOS* 7, pp. 179-193.
- (9) CHAN, P.D.S., 2020, *Planejamento anual da operação de controle de cheias em aproveitamentos hidroelétricos: Estudo da estacionariedade hidrológica*. Dissertação de mestrado. Programa de Engenharia civil COPPE/UFRJ.
- (10) NAGHETTINI, M.; PINTO, E.J.A., 2007, *Hidrologia estatística*. CPRM Belo Horizonte – MG, 552 p.
- (11) MOOD, A.M., GRAYBILL, F.A., BOES, D.C., 1974, *Introduction to the Theory of Statistics*, 3rd ed., McGraw-Hill, 564 p.
- (12) HIPEL, K.W.; MCLEOD, A.I., 1994, *Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems*, New York: Elsevier Science, 1013 p.
- (13) ONS, 2020b, "Séries de vazões diárias 1931-2018". Disponível em: <http://www.ons.org.br/>.
- (14) 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.

DADOS BIOGRÁFICOS



Engenheira civil com ênfase em recursos hídricos e meio ambiente formada pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (2013). Mestre em Engenharia Civil pela COPPE/UFRJ na área de recursos hídricos e meio ambiente (2020). Atualmente, é pesquisadora no Centro de Pesquisas de Energia Elétrica (Eletrobras-CEPEL), atuando nos projetos de controle de cheias, estudos de inventário hidroelétrico (SINV) e indicadores para gestão de sustentabilidade empresarial da Eletrobras (IGS).

(2) DANIELA DE SOUZA KYRILLOS
Possui graduação em Engenharia Civil pela Universidade Federal de Pernambuco (1994), mestrado em Engenharia Civil pela Universidade Federal de Pernambuco (2000) e doutorado em Engenharia Civil pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (2006). É pesquisadora do Centro de Pesquisas de Energia Elétrica (Eletrobras Cepel) desde 2002 até hoje e trabalhou como funcionária cedida na Companhia Hidro Elétrica do São Francisco - CHESF entre 2010 e 2017. Tem experiência na área de Recursos Hídricos, com ênfase em Planejamento Integrado dos Recursos Hídricos, atuando nos temas: programação linear, controle de cheias, operação de reservatórios e sistemas de apoio à decisão.

(3) JORGE MACHADO DAMÁZIO
J.M. Damazio tem graduação em Engenharia Civil pela UFRJ (1977), mestrado em (1980) e doutorado (1977) em Engenharia Civil pela COPPE / UFJ. Desde 1977 é pesquisador do CEPEL, onde atua em inventário hidroelétrico, otimização da expansão e da operação de sistemas elétricos, séries temporais hidrológicas, operação para controle de cheias, mitigação de impactos ambientais, emissões de gases de efeito estufa e adaptação/resiliência às mudanças climáticas de hidroelétricas. Desde 2000 é professor do Instituto de Matemática da UERJ onde leciona Tópicos Especiais em Métodos de Decisão e Processos Industriais e Modelos de Regressão Linear no Departamento de Estatística.

(4) IGOR PINHEIRO RAUPP
Doutor e mestre em Engenharia civil pelo Instituto Alberto Luiz Coimbra de Pós-Graduação e Pesquisa de Engenharia (COPPE/UFRJ, 2019 e 2008) e Engenheiro Civil pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ, 2004). Atualmente é pesquisador do Centro de Pesquisas de Energia Elétrica (CEPEL), atuando principalmente nos seguintes temas: planejamento da expansão de sistemas hidrotérmicos, aproveitamentos hidroelétricos, operação de sistemas hidroelétricos, controle de cheias, inventário hidroelétrico, inclusão da avaliação de impactos ambientais na expansão da matriz, índice de vulnerabilidade e métodos multicritério.

(5) FERNANDA DA SERRA COSTA
Possui graduação em Engenharia Civil pela UFRJ, mestrado e doutorado em Engenharia Civil pela COPPE/UFRJ. Entre 1987 a 2020 foi Pesquisadora do Centro de Pesquisas de Energia Elétrica - Cepel. Atualmente é Professora do Instituto de Matemática e Estatística da UERJ e Especialista em Estudos Energéticos no ONS - Operador Nacional do Sistema Nacional, na área de Programação da Operação. Tem experiência na área de Probabilidade e Estatística, atuando principalmente nos seguintes temas: planejamento da expansão, planejamento e programação da operação de sistemas hidrotérmicos, aproveitamentos hidroelétricos, operação de sistemas hidroelétricos, controle de cheias, inventário hidroelétrico e séries temporais.