ISSN:1984-2295

Revista Brasileira de Geografia Física

Homepage: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbgf>

Análise de Séries Hidrológicas na Bacia Hidrográfica afluente à Usina Hidrelétrica Castro Alves, RS

Maria Eduarda Ribeiro¹; Taison Anderson Bortolin²; Ludmilson Abritta Mendes³; Leonardo de Carvalho Souza Santa Rita⁴

¹Universidade de Caxias do Sul, Caxias do Sul, RS, E-mail: mersouza@ucs.br. ²Instituto de Saneamento Ambiental, Universidade de Caxias do Sul, Caxias do Sul, RS, E-mail: tabortol@ucs.br. ³Laboratório de Modelagem Matemática em Engenharia Civil, Universidade Federal de Sergipe, São Cristóvão, SE, E-mail: lamendes@academico.ufs.br (autor correspondente). ⁴Laboratório de Modelagem Matemática em Engenharia Civil, Universidade Federal de Sergipe, São Cristóvão, SE, E-mail: leocarvalho@ufes.br

Artigo recebido em 16/10/2020 e aceito em 14/06/2021

RESUMO

O presente trabalho tem por objetivo analisar a estacionariedade e homogeneidade de séries hidrológicas de chuva e vazão da bacia de contribuição da Usina Hidrelétrica Castro Alves, localizada no Estado do Rio Grande do Sul. Foram obtidos dados de seis estações pluviométricas, no portal Hidroweb da Agência Nacional de Águas, e calculada a série de precipitações médias para o período de 1945 a 2017. Os dados de vazão foram obtidos do Operador Nacional do Sistema Elétrico, para o mesmo período. A análise foi realizada nas séries completas de precipitações totais anuais e vazões médias mensais, e em dois períodos obtidos da mesma, referentes ao período anterior e posterior a 1970. Foram utilizados seis testes estatísticos; t-Student, F-Snedecor, Coeficiente de Correlação de Spearman, Cox-Stuart, Mann-Whitney e Mann-Kendall. A verificação do ponto de mudança nas séries de precipitações totais anuais, totais mensais e vazões médias mensais foi realizada com aplicação do teste de Pettitt. As análises realizadas permitiram concluir que as séries de chuva e vazão são não-estacionárias. O período antecedente a 1970 foi caracterizado como não-estacionário, enquanto o período posterior apresentou indícios significativos de estacionariedade e homogeneidade para ambas variáveis. Identificou-se uma mudança na tendência no ano de 1970 para a série de precipitações totais anuais e vazões médias anuais. Nas análises mensais, verificou-se que os meses em que foi mais acentuado o aumento do total precipitado foram os meses secos de maio e novembro, corroborando com o aumento das vazões médias mensais, observadas nesses meses.

Palavras-chave: estacionariedade; homogeneidade; tendências; séries hidrológicas

Analysis of hydrological series in the contribution basin of Castro Alves Hydroelectric Power Plant, RS

ABSTRACT

This study aims to analyze the stationarity and homogeneity of rainfall and streamflow series of the contribution basin of Castro Alves Hydroelectric Power Plant, in Southern Brazil. The rainfall data were acquired from the Agência Nacional de Águas, and the average rainfall series was calculated for the period from 1945 to 2017. The streamflow data were acquired from the Operador Nacional do Sistema Elétrico covering a period from 1945 to 2017. The analysis were performed in the complete series and in two periods obtained from the same, referring to the period before and after 1970. Six statistical tests were used to check the stationarity: t-Student, F-Snedecor, Spearman Correlation Coefficient, Cox-Stuart, Mann-Whitney and Mann-Kendall. The verification of the point of change in the series of total annual precipitations, monthly totals and monthly average flows was performed using Pettitt's test. The analysis results made it possible to conclude that the hydrological series are non-stationary. The period prior to 1970 was characterized as non-stationary. The period after 1970 showed significant signs of stationarity and homogeneity for both variables. Using the Pettitt test, a trend change was identified in the year 1971 and 1970 for the series of annual total precipitations and monthly mean flows, respectively. In the monthly analyzes of the series, it was found that the increase in the precipitated total was more accentuated in the dry months of May and November. This corroborates the more pronounced increase in the average monthly streamflow observed in those same months.

Keywords: Stationarity; Homogeneity; trends; hydrological series.

Introdução

No Brasil, a energia proveniente de hidrelétricas contribui com cerca de 65,2% para o total de energia gerada no país (EPE, 2018). Por depender fortemente das hidrelétricas, a geração de energia está sujeita a riscos de oferta, visto que o insumo das usinas é a vazão dos rios, variável esta que depende do clima, do uso e tipo do solo, precipitação e outros fatores (Bravo et al., 2008).

Estudos que visam compreender o ciclo hidrológico são relevantes para a gestão e manejo dos recursos hídricos de uma região. Por se tratar da forma de entrada e saída de água dentro de uma bacia, a precipitação e a vazão são dois aspectos muito utilizados nestes estudos (Rocha, 2010).

No setor elétrico, o termo vazão natural é utilizado para identificar a vazão que ocorreria no rio caso não houvesse ações antrópicas na sua bacia de contribuição. A reconstituição de séries de vazões naturais tem sido alvo de interesse do Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS) e das instituições envolvidas na gestão de recursos hídricos. Por permitir representar as condições naturais da bacia, a vazão natural é considerada uma peça fundamental no planejamento dos recursos hídricos (Oliveira et al., 2008). O planejamento e geração de energia do Sistema Interligado Nacional (SIN) estão correlacionados com a disponibilidade de água nos reservatórios das usinas, bem como com as afluições a estes reservatórios. A fim de que esse planejamento se torne efetivo, devem ser consideradas as incertezas das afluições futuras (Cossich et al., 2015).

A verificação da alteração em séries temporais de dados hidrológicos mostra-se relevante para a gestão dos recursos hídricos, pois é subsídio para a tomada de decisões em relação aos usos da água. Projetos de sistemas de recursos hídricos partem do pressuposto que a sequência de dados de vazão e precipitação permanecem constantes ao longo do tempo, ou seja, são estatisticamente estacionárias. No entanto, esta suposição pode não ser verdadeira, pois estas séries recebem influência de fatores naturais e antrópicos, como clima e uso do solo, levando a incerteza nos modelos que preveem as vazões. As mudanças nas vazões naturais e na precipitação podem interferir

na disponibilidade hídrica, e, por consequência, no desempenho do reservatório para geração de energia (Alexandre et al., 2010).

Tendo em vista que a maioria dos processos hidrológicos são regidos por leis de probabilidade, as equações matemáticas que os descrevem são chamadas processos estocásticos. A fim de simplificar a teoria matemática por trás de um processo estocástico, usualmente se assume que o mesmo é estacionário. A estacionariedade representa o estado de equilíbrio de um processo estocástico, ou seja, as suas propriedades estatísticas não variam ao longo do tempo (Hipel e McLeod, 1994). Conforme Naghettini e Pinto (2007), existem três tipos de não-estacionariedade: saltos, ciclos e tendências. Os saltos relacionam-se com alterações bruscas no corpo hídrico, como a construção de uma barragem. Os ciclos são de difícil detecção e relacionam-se com flutuações climáticas. As tendências ou viés, por sua vez, estão associadas a alterações graduais da bacia, como, por exemplo, um processo crescente de urbanização. Essas mudanças que ocorrem nas médias das variáveis hidrológicas impedem que se assuma como válida a hipótese da homogeneidade dessas séries (Buishand, 1984; Naghettini e Pinto, 2007).

Devido à possibilidade de ocorrerem alterações nas estatísticas das séries hidrológicas ao longo do tempo, diversos estudos buscaram avaliar a estacionariedade de séries históricas em bacias hidrográficas de diferentes regiões do mundo (Marengo, 2004; Yeste et al., 2018; Wilcox et al., 2018; Sun et al., 2018; Harrigan et al., 2018; Gu et al., 2019; Forootan, 2019; Mirdashtvan et al., 2020; Stephens e Bledsoe, 2020). No Brasil, detecta-se viés tanto de incremento quanto de decréscimo da vazão em diversas bacias e, em boa parte dos estudos, notam-se mudanças significativas após a década de 70 (Genta et al., 1998; Müller et al., 1998; Santos et al., 2016; Bartiko et al., 2017; Tozzi e Fill, 2020). Tendências de aumento das vazões são relatadas por Genta et al. (1998), Müller et al. (1998), Gueter e Prates (2002), Sáfiadi (2004), Rosin et al. (2015), Santos et al. (2016) e Teixeira et al. (2020). Viés decrescente é relatado por Moraes et al. (1998), Marengo e Alves (2005) e Melo et al. (2019). No Sul do Brasil, as afluições

mostraram-se não-estacionárias nos estudos de Detzel et al. (2011) e Bartiko et al. (2017). Com relação às séries de precipitação no Brasil, relata-se tanto viés crescente (Berlato e Cordeiro; 2017; Nunes et al., 2018; Quadros et al., 2018; Guedes et al., 2019) como decrescente (Santos e Nishiyama, 2016), e ainda ausência de tendência (Sá et al., 2018; Alcântara et al., 2019; Melo et al., 2019).

Nesse contexto, pela ausência de relatos na literatura sobre o comportamento da chuva e da vazão para usina hidrelétrica (UHE) Castro Alves, este trabalho apresenta um estudo das séries anuais e mensais de vazão natural afluente ao reservatório desta UHE e da precipitação registrada em sua bacia de contribuição. É investigada a hipótese da presença de tendência e também de pontos de mudança significativa de comportamento nas séries temporais destas variáveis.

Materiais e métodos

Caracterização da área de estudo

A UHE Castro Alves está instalada no rio das Antas, o principal curso d'água da Bacia Hidrográfica Taquari-Antas, localizada a nordeste do estado do Rio Grande do Sul e possui uma área de 26.491,82 km². Situada a leste do município de Nova Roma do Sul, a UHE Castro Alves conta com uma área de reservatório de 5 km². Sua operação teve início em 2008, com 130 MW de potência instalada 60 MW médios de potência assegurada (CERAN, 2018). A bacia de contribuição da UHE, apresentada na Figura 1, possui área de drenagem de 7659,92 km².

Figura 1 - Delimitação e localização da bacia de contribuição da UHE Castro Alves

Seleção e preparação dos dados

O presente estudo foi feito a partir das séries de vazões naturais afluentes à UHE Castro Alves e das séries de precipitações totais anuais e mensais da bacia de contribuição da usina. As séries de vazões naturais em escala mensal foram obtidas da Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (CCEE, 2018), totalizando 73 anos, referentes ao período de 1945 a 2017.

Foram selecionadas seis estações pluviométricas, localizadas dentro ou próximo da bacia de contribuição (Figura 2). Os dados de

precipitação foram obtidos no portal Hidroweb da Agência Nacional de Águas (ANA, 2018). Na Tabela 1 constam as principais informações das estações utilizadas. O preenchimento de falhas foi realizado pelo Método da Ponderação Regional (Bertoni, 2013). Com os dados de precipitação das seis estações, foi calculada a precipitação média da bacia pelo Método de Thiessen (Bertoni, 2013), e, com auxílio do *software ArcGIS 10.5*, foram geradas as áreas de influência de cada estação. A série de precipitações compreende o período de janeiro/1945 a dezembro/2017.

Código da estação	Latitude	Longitude	Período
-------------------	----------	-----------	---------

2950033	-29.0719	-50.9739	1945 – 2017
2950019	-29.0942	-50.6275	1944 – 2017
2950008	-29.1083	-50.1875	1946 – 2017
2851010	-28.6733	-51.1428	1963 – 2017
2851003	-28.8533	-51.2844	1945 – 2017
2850009	-28.8675	-50.4561	1945 - 2017

Tabela 1 - Dados das estações pluviométricas utilizadas

Fonte: Adaptado do *Hidroweb* (ANA, 2018).

Figura 2 - Localização das estações pluviométricas na bacia de contribuição da UHE Castro Alves

Verificação do ponto de mudança

A fim de se detectar o ponto de mudança nas séries hidrológicas analisadas, foi utilizado o teste não-paramétrico de Pettitt (1979). O teste foi aplicado nas séries de vazões médias mensais, precipitações totais anuais e precipitações totais mensais, a um nível de significância de 5%. Considerando uma série temporal com N elementos, descrita por x_t ($t = 1, 2, \dots, N$), a estatística de teste U é calculada conforme Equações 1 e 2.

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + \sum_{j=1}^N \text{sgn}(x_t - x_j) \quad \text{para } t = 2, 3, \dots, N \quad (1)$$

sendo sgn definida como:

$$\text{sgn} = (x) \begin{cases} 1 & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{se } x = 0 \\ -1 & \text{se } x < 0 \end{cases} \quad (2)$$

A hipótese nula do teste assume que não existe um ponto de mudança na série. O ponto de mudança t significativo é representado pela

estatística $k(t)$, sendo, neste ponto, o valor de $|U_{t,N}|$ máximo, conforme apresentado na Equação 3.

$$k(t) = \max_{1 \leq t \leq N} |U_{t,N}| \quad (3)$$

O nível de significância do teste é calculado de acordo com a Equação 4, em que p é o nível de significância; K_N é o valor crítico e N o número de elementos da série.

$$p = 2e^{\left\{\frac{-6(K_N)^2}{(N^3 + N^2)}\right\}} \quad (4)$$

Verificação da estacionariedade e homogeneidade

A verificação das premissas de estacionariedade e de homogeneidade das séries hidrológicas foi feita com a aplicação de seis testes estatísticos, divididos em duas classes: testes paramétricos (t-Student e F-Snedecor) e não paramétricos (Coeficiente de Correlação de Spearman, Cox-Stuart, Mann-Whitney, Mann-Kendall). Os testes foram aplicados considerando um nível de significância de 5%.

Os testes paramétricos requerem a especificação da maioria dos parâmetros, sendo, portanto, aplicados em situações em que se tem conhecimento sobre a distribuição que melhor representa os dados. Estes testes realizam a inferência sobre os momentos amostrais das séries (médias e variâncias), e, geralmente, se supõe que a amostra apresenta uma distribuição normal. Os não-paramétricos, por sua vez, não necessitam de suposições tão restritas sobre a distribuição dos dados a serem analisados, por isso são chamados, também, de testes livres de distribuição. São testes matematicamente mais simples e mais adequados para analisar dados obtidos de populações diferentes. Os testes não-paramétricos são utilizados para identificar tendências independentemente dos momentos estatísticos das séries (Naghetini e Pinto, 2007; Fávero et al., 2009; Detzel et al., 2011).

O teste t-Student avalia a igualdade das médias populacionais de duas amostras, assumindo-se que as mesmas possuem uma distribuição normal. O teste é aplicado em duas subamostras, retiradas da amostra original. Quando as médias entre os subperíodos forem estatisticamente semelhantes, a série analisada pode ser considerada estacionária. A estatística do teste é calculada através da Equação 5 (Welch, 1947; Detzel et al., 2011):

$$t = \frac{X_1 - X_2}{s_{x_1-x_2}} \quad (5)$$

em que x_1 e x_2 são as médias amostrais dos períodos 1 e 2, respectivamente; $s_{x_1-x_2}$ é o desvio padrão do conjunto, calculado pela Equação 6:

$$s_{x_1-x_2} = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} \quad (6)$$

em que s_1^2 e s_2^2 são as variâncias amostrais dos subperíodos 1 e 2; n_1 e n_2 são o número de elementos dos subperíodos 1 e 2.

Caso a hipótese nula H_0 seja verdadeira, se diz que a amostra segue uma distribuição t , com v graus de liberdade calculados através da equação de Welch-Satterthwaite, apresentada na Equação 7 (Welch, 1947).

$$v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2}{(n_1 - 1)} + \frac{\left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{(n_2 - 1)}} \quad (7)$$

Para se obter o resultado final do teste, é comparado o valor calculado pela Equação 5 com valores tabelados para o nível de significância adotado.

O teste F-Snedecor é classificado como paramétrico sobre variâncias, e, assim como o t-Student, assume que a amostra segue uma distribuição Normal. É realizado sobre duas subamostras, retiradas da amostra original, visando verificar se as variâncias das mesmas são estatisticamente semelhantes. A estatística do teste é dada pela Equação 8 (Snedecor e Cochran, 1989; Detzel et al., 2011), em que F é a estatística de teste; s_1^2 e s_2^2 são as variâncias amostrais dos subperíodos 1 e 2. O resultado final do teste é obtido comparando-se o valor calculado de F pela Equação 8 com o valor crítico de F para $(n_1 - 1)$ e $(n_2 - 1)$ graus de liberdade.

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \quad (8)$$

O teste de Spearman, classificado como não-paramétrico, não realiza subdivisões na amostra original. De acordo com Müller et al. (1998), é uma técnica eficiente na verificação de estacionariedade de séries hidrológicas. Primeiramente, são atribuídos índices de tempo T_i à série original, em seguida a mesma é ordenada pela magnitude dos valores e novos índices m_i são atribuídos. A diferença entre os índices determina o coeficiente de correlação de Spearman, r_s , obtido por meio da Equação 9 (Spearman, 1904):

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^N (m_t - T_1)^2}{N^3 - N} \quad (9)$$

em que N é o número de elementos da amostra.

A estatística t do teste de Spearman, a qual segue uma distribuição Normal padrão, é calculada com a Equação 10.

$$t = r_s \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}} \quad (10)$$

A hipótese nula H_0 deve ser rejeitada caso $|T| > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$.

O teste não-paramétrico de Cox-Stuart busca diferenças entre os pares formados por duas subamostras de mesmo tamanho, extraídas da amostra original. A estatística z do teste é aproximada a uma distribuição Normal, para subamostras com número de elementos maior ou igual a 35, e é calculada pela Equação 11 (Detzel et al., 2011):

$$z = \frac{2x \pm 1 - n}{\sqrt{n}} \quad (11)$$

em que x é o menor valor selecionado entre os números totais de elementos positivos ou negativos e n é o número de elementos.

A conclusão do teste é obtida comparando-se o valor da variável calculada na Equação 8 com valores tabelados da distribuição normal padrão.

O teste não-paramétrico de Mann-Whitney (1947), também chamado teste de Wilcoxon, divide a amostra em duas subamostras, com N_1 e N_2 elementos. Em seguida os valores são ordenados em conjunto e atribuídos índices. Se os elementos da primeira subamostra apresentarem valores de ordenação mais altos (ou baixos) do que os da segunda subamostra, diz-se que as duas não são homogêneas. A estatística do teste V é dada pelo menor valor entre as Equações 12 e 13 (Mann e Whitney, 1947; Naghettini e Pinto, 2007):

$$V_1 = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (12)$$

$$V_2 = N_1 N_2 - V_1 \quad (13)$$

em que R_1 é a soma das ordens de classificação dos elementos da primeira subamostra; N_1 e N_2 são o número de elementos da primeira e da segunda subamostras respectivamente.

Partindo da hipótese de que a amostra é homogênea e, $N_1, N_2 > 20$, V segue a distribuição Normal, e a média $E[V]$ e a variância $Var[V]$ são obtidas pelas Equações 14 e 15, respectivamente (Naghettini e Pinto, 2007):

$$E[V] = \frac{N_1 N_2}{2} \quad (14)$$

$$Var[V] = \frac{N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1)}{12} \quad (15)$$

A estatística do teste, que segue a distribuição Normal, é dada pela Equação 16. Por ser um teste bilateral, a decisão deve ser de rejeitar a hipótese nula de que a amostra é homogênea, se $|T| > Z_{1-\alpha/2}$.

$$T = \frac{V - E[V]}{\sqrt{Var[V]}} \quad (16)$$

O teste não-paramétrico de Mann-Kendall utiliza a série completa, sem divisões, para verificar se os dados apresentam tendência temporal estatisticamente significativa. Este método parte do princípio de que, ao se sortear aleatoriamente qualquer elemento da série temporal descrita por x_i ($i = 1, 2, \dots, N$), o mesmo é oriundo de uma única população (Wagesho et al., 2012; Salviano et al., 2016). A variável estatística S é calculada conforme as Equações 17 e 18.

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (17)$$

sendo sgn definida como:

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1; & \text{se } x_j > x_i \\ 0; & \text{se } x_j = x_i \\ -1; & \text{se } x_j < x_i \end{cases} \quad (18)$$

em que x_i é o valor da série e x_j é o valor subsequente da série.

Quando $n \geq 10$, a variável S pode ser assumida com uma distribuição Normal, sendo a sua variância obtida pela Equação 19:

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (19)$$

em que n é a quantidade de valores repetidos e t_i é o número de repetições de cada valor i .

Conforme o sinal de S , calculado pela Equação 17, se calcula o índice Z_{MK} . Este índice segue a distribuição normal, sendo que valores positivos indicam tendência crescente e valores negativos, tendências decrescentes (Wagesho et al., 2012; Salviano et al., 2016). O índice Z_{MK} da distribuição normal é calculado pela Equação 20:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}; \text{para } S > 0 \\ 0; \text{para } S = 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}; \text{para } S < 0 \end{cases} \quad (20)$$

Trata-se de um teste bicaudal; portanto, para rejeitar H_0 é necessário que o valor absoluto de Z_{MK} seja superior a $Z_{\alpha/2}$.

Condições para aplicação dos testes

Para verificação da estacionariedade e homogeneidade foram utilizadas a série de vazões médias mensais e a série de precipitações totais anuais. As análises foram realizadas em três períodos diferentes, conforme apresentado na Tabela 2. Estudos como os de Genta et al. (1998), Müller et al. (1998) e Detzel et al. (2011) notaram diferença significativa nas afluições a partir da década de 1970.

Período de análise	Anos
Período 1	1945 – 2017
Período 2	1945 – 1969
Período 3	1970 – 2017

Tabela 2 - Períodos de análise das séries históricas

Nesse contexto, para os testes que dependem da divisão da amostra, bem como para a seleção das quebras das séries completas, o ano limite para essa separação foi definido em 1969.

Resultados e discussão

Séries de precipitação

Na bacia de contribuição da UHE Castro Alves, a média histórica da precipitação anual, para o período 1945-2017, é de 1540,91 mm. Conforme apresentado na Figura 3, o trimestre março-maio e o mês de novembro são os mais secos do ano, e os mais chuvosos são o quadrimestre julho-outubro e o trimestre dezembro-fevereiro.

O teste de Pettitt indicou que o ponto de mudança na série de precipitação anual ocorreu no ano de 1971 (valor- $p < 0,001$), quando ocorre uma descontinuidade entre as médias das séries dos períodos anterior e posterior (Figura 4). A ruptura significa um aumento de 28,64% das precipitações, correspondendo à diferença entre as médias da precipitação anual até 1970 (1299,23 mm) e de 1971 em diante (1671,32 mm), indicadas na Tabela 3. Nota-se, ainda, aumento das medianas ao se comparar o período 2 (1254,38 mm) e o período 3 (1697,81 mm), e diminuição da dispersão, tanto em termos de desvio padrão como em termos do coeficiente de variação.

Período	$\bar{X}$	X_{md}	S	cv
Período 1	1540,91	1602,24	318,90	0,21
Período 2	1299,23	1254,38	294,85	0,23
Período 3	1671,32	1697,81	249,23	0,15

Tabela 3 - Estatísticas descritivas das séries de precipitação total anual: média ($\bar{X}$); mediana (X_{md}), desvio padrão (S); coeficiente de variação (cv).

Figura 3 - Média histórica (1945-2017) da precipitação acumulada mensal (mm)

Figura 4 - Ponto de mudança da série de precipitação total anual (mm)

Os testes de estacionariedade e de homogeneidade confirmam a mudança das estatísticas na série de precipitação anual da bacia de contribuição da UHE Castro Alves, como

demonstrado pelos valores-p obtidos em cada teste e apresentados na Tabela 4, pelos baixos valores-p obtidos nas séries dos períodos 1 e 2.

Período analisado	Valor-p em cada teste						Resultado
	t	SP	CS	MW	MK	F	
Período 1	0,000	0,000	0,011	0,000	0,000	0,245	Não-Estacionária/Não homogênea
Período 2	0,038	0,012	0,388	0,026	0,013	0,412	Não-Estacionária/Não homogênea
Período 3	0,508	0,402	0,839	0,385	0,355	0,788	Estacionária/Homogênea

Tabela 4 - Resultados da análise estatística da série de precipitação total anual, em negrito os valores-p acima do nível de significância de 5%

A série completa de precipitação (período 1) possui indícios significativos de não-estacionariedade, denotados pelos baixos valores-p. Nota-se, para a série completa e para o período 2, que o resultado do teste F difere dos demais. Conforme Detzel et al. (2011), por se tratar de uma variável que mede a dispersão estatística em torno da média, esse resultado demonstra que a faixa de variação se manteve, mesmo que as precipitações tenham apresentado tendência de aumento ou diminuição. O período 2 também apresenta indícios de não-estacionariedade, verificado pelos valores-p abaixo de 0,05.

Analisando o período posterior ao ano de 1970 (período 3), nota-se que, em todos os seis testes aplicados, obtiveram-se valores-p acima de 5%, indicando estacionariedade e homogeneidade da série de precipitações. Conforme Naghettini e Pinto (2007), a homogeneidade significa que todos os elementos de uma amostra são oriundos de uma única população. Na análise de séries hidrológicas, às vezes ocorrem mudanças abruptas nas médias, caracterizando uma heterogeneidade da série (Buishand, 1984), fato que não ocorreu para o período mais recente de análise (período 3).

Esses resultados estão de acordo com os obtidos, em escala espacial maior, por Carvalho et

al. (2014), que encontraram no ano de 1970 o ponto de mudança da série de precipitação anual nas regiões Sudeste e Sul do Brasil. Os autores atribuíram a não-homogeneidade a alterações de comportamento do fenômeno *El Niño* - Oscilação Sul, interligado à mudança de tendência do Sistema de Monções Sul Americano. Foi detectada não-homogeneidade em 69% das estações do Sudeste e em 61% das estações do Sul brasileiros.

Guedes et al. (2019) também notaram tendência de crescimento da precipitação anual em metade das oito estações analisadas no norte do Rio Grande do Sul. Dentre as duas estações situadas na área de contribuição da UHE Castro Alves, essa tendência foi detectada apenas para a estação 2851003, com dados do período entre 1958 e 2003.

Berlato e Cordeiro (2017) relataram aumento de 10% nas médias da precipitação anual entre os períodos de 1950-1979 e 1980-2009 na maior parte do Rio Grande do Sul. Penereiro e Meschiatti (2018) também identificaram, no Sul do Brasil, tendências de aumento da precipitação anual em 6 postos, dos 30 utilizados no estudo, entre os anos de 1970 e 2015. As tendências relatadas foram atribuídas à variabilidade geográfica e climática de cada região e às

interferências antropogênicas em diferentes intensidades e não a alterações climáticas.

Em contrapartida, Minuzzi e Caramori (2011) não detectaram mudanças significativas no comportamento da chuva no estado do Paraná, apesar das discontinuidades notadas nas décadas de 1980 e 1990 para chuvas sazonais e anuais em alguns postos. Outros estudos também relatam a inexistência de tendência em séries temporais de precipitação em outras regiões do país, o que evidencia a heterogeneidade climática brasileira e

a cautela necessária em análises mais abrangentes (Marengo e Alves, 2005; Alexandre et al., 2010; Blain, 2010; Lima et al., 2011; Nunes et al. 2018; Penereiro e Meschiatti, 2018; Alcântara et al., 2019; Melo et al., 2019).

Para as precipitações mensais, verificou-se mudança de tendência nas séries dos meses de fevereiro, abril, maio, julho, outubro, novembro e dezembro. Na Tabela 5 são apresentados os anos de ruptura das séries, que vão do fim da década de 1960 ao início da década de 1980.

Mês	Fevereiro	Abril	Maio	Julho	Outubro	Novembro	Dezembro
Ano de mudança	1965	1982	1968	1975	1977	1973	1963
Valor-p	0,024	0,001	0,016	0,008	0,018	0,001	0,014

Tabela 5 - Resultados do teste de Pettitt para os totais mensais de precipitação

Na Figura 5 nota-se aumento das médias após a ruptura da série estabelecida pelo teste de Pettitt. Quatro dentre os sete meses que apresentaram elevação da média são do período mais chuvoso, resultado análogo ao obtido no estudo de Wrege et al. (2012) para toda a região Sul do Brasil. No entanto, os dois maiores aumentos percentuais ocorreram em meses secos: novembro (61,67%) e maio (60%).

Alguns dos meses em que foi identificado aumento da precipitação também são apontados em outros estudos. Obrégón e Marengo (2007), ao analisarem séries de chuva e temperaturas médias

e extremas no século XX no Brasil, obtiveram tendências de aumento da precipitação anual e da precipitação mensal em fevereiro, maio, junho, julho, outubro e novembro no norte do Rio Grande do Sul. Resultado semelhante para a precipitação na região é reportado por Salviano et al. (2016) para os meses de janeiro, abril, maio e outubro, e por Berlatto e Cordeiro (2017) para os meses do outono e da primavera. Ainda no Sul do Brasil, Quadros et al. (2019) detectaram tendência de crescimento da precipitação mensal em 15 de 24 estações pluviométricas avaliadas no estado do Paraná com dados entre 1980 e 2010.

Figura 5 - Mudança das séries mensais de precipitação (mm)

Esse comportamento da precipitação, no entanto, não é uniforme ao longo do território brasileiro, inclusive na própria região Sul, como relatam Sá et al. (2018) para estações de Santa Catarina, Guedes et al. (2019) para o Rio Grande do Sul e Quadros et al. (2019) para o Paraná.

A partir das séries de vazão e precipitação entre os anos de 1939 e 2005 na bacia do rio Itapemirim, Espírito Santo, Uliana et al. (2015) não encontraram tendências na precipitação anual. Entretanto, foram percebidos pontos de mudança nas séries de precipitação dos meses de agosto em 1967, e de setembro em 1964, com aumentos de 50,8% e 61,2%, respectivamente, na média entre os períodos anterior e posterior à ruptura das séries.

Rosin et al. (2015) analisaram séries de precipitação das épocas chuvosa (outubro a abril) e de estiagem (maio-setembro) na bacia do rio das Mortes, Minas Gerais, entre 1969-2007. Dentre as seis estações estudadas, detectou-se viés negativo da precipitação em duas, uma delas na época chuvosa e a outra durante a época seca.

Nunes et al. (2018) analisaram séries mensais e anuais de precipitação de 14 estações na Região Metropolitana de Belo Horizonte, entre as décadas de 1960 e 2010. Embora não tenham confirmado um padrão regional no comportamento das séries estudadas, detectaram viés crescente na precipitação total anual da estação situada em um

ponto da cidade que também registrou tendência crescente na série de temperatura do ar.

Teixeira et al. (2020), na bacia do rio Juquiá, São Paulo, detectaram tendência crescente da precipitação apenas no mês de julho, época de estiagem na região, e tendência decrescente nos meses de fevereiro, março, abril e maio.

Uma forma de identificar a existência de mudanças climáticas é pela análise de frequência das precipitações. Entretanto, a não estacionariedade das séries temporais de precipitação interfere nos modelos probabilísticos empregados em tal análise. Moreira et al. (2016) perceberam que os quantis de referência em modelos estacionários mostraram-se superiores aos encontrados utilizando modelos que consideram a não-estacionariedade na série temporal.

Séries de vazões

O teste de Pettitt demonstrou que o ponto de mudança na série de vazões médias anuais ocorreu no ano de 1970 ($p < 0,001$). Na Figura 6 observa-se a diferença das médias anuais antes e após o ponto de mudança indicado pelo teste. A média no período 3 (1970-2017) aumentou 47% em relação ao período 2 (1945-1969). Nota-se, também, aumento das medianas para o período posterior a 1970. Nota-se, ainda, que a vazão média anual apresenta alta dispersão nos três períodos,

demonstrada pelo coeficiente de variação bastante elevado, além do crescimento do desvio padrão em 31% do período 2 para o período 3. O resultado encontrado com a aplicação do teste de Pettitt para a série de vazões está em concordância com os resultados da estatística descritiva apresentados na

Tabela 6, na qual se verifica aumento nas médias das afluições após 1970. Os testes de estacionariedade e de homogeneidade confirmam que há alteração significativa das vazões médias anuais, como demonstram os resultados dos valores-p apresentados na Tabela 7.

Figura 6 - Ponto de mudança da série de vazões médias anuais (m^3/s)

Período de análise	$\bar{X}$	X_{md}	S	cv
Período 1	160,64	128,00	136,13	0,85
Período 2	122,70	93,50	109,80	0,89
Período 3	180,40	143,00	144,10	0,80

Tabela 6 - Estatísticas descritivas das séries de vazão mensal: média ($\bar{X}$); mediana (X_{md}), desvio padrão (S); coeficiente de variação (cv)

Período de análise	Valor-p em cada teste						Resultado
	t	SP	CS	MW	MK	F	
Período 1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	Não-Estacionária/Não Homogênea
Período 2	0,023	0,036	0,190	0,096	0,027	0,028	Não-Estacionária/Homogênea
Período 3	0,343	0,587	0,479	0,502	0,616	0,517	Estacionária/Homogênea

Tabela 7 - Resultados da análise estatística da série de vazões médias mensais, em negrito os valores-p acima do nível de significância de 5%

A série completa de vazões (período 1) apresenta forte não-estacionariedade, tendo em vista os baixos valores-p obtidos em todos os testes. O período 2 também pode ser caracterizado como não-estacionário, no entanto os valores-p não foram tão baixos quanto os verificados para a série completa. Nota-se, ainda, que os resultados dos testes de Cox-Stuart e Mann-Whitney, para o período 2, divergiram dos demais. Detzel et al. (2011) também observaram discrepâncias nos resultados do teste de Cox-Stuart. O valor-p acima de 0,05 para o teste de Mann-Whitney no período 2 é um indício de que a série é homogênea.

Para o período 3, verificam-se valores-p bem acima de 5%, caracterizando o período posterior ao ano de 1970 como estatisticamente estacionário e homogêneo. Infere-se, portanto, que as vazões médias anuais apresentaram crescimento ao longo do período 2, mantendo-se ao longo do período 3 num patamar elevado, porém sem viés significativo. Comparando com os resultados da série de precipitações, percebe-se que os indícios de não-estacionariedade e estacionariedade dos períodos analisados coincidem.

Tendo em vista que o cálculo dos volumes disponíveis para geração de energia depende das vazões afluentes ao reservatório, esta variável

hidrológica é de grande importância para o planejamento energético (Detzel et al., 2011). De acordo com Cossich et al. (2015), para que se tenha um planejamento efetivo, as incertezas nas afluições futuras não devem ser desprezadas. Portanto, os resultados de não-estacionariedade podem ser fontes de erros e imprecisão em modelos hidrológicos, acarretando consequências negativas para o planejamento da operação do reservatório da usina (Detzel et al., 2011).

Resultados análogos ao deste estudo foram relatados para a bacia do rio Paraná por Muller et al (1998), que perceberam que as séries de vazões e precipitações na bacia de contribuição da usina de Itaipu são não estacionárias, com aumento estatisticamente significativo das séries após 1970, o qual foi atribuído a efeitos conjuntos de fenômenos meteorológicos e alteração do uso da terra na bacia de contribuição da usina.

Tozzi e Fill (2020), analisando registros de vazão até o ano de 2005 de 14 estações na bacia do rio Iguaçu, comprovaram a não-estacionariedade das vazões médias em 11 estações, principalmente na parte alta da bacia, bem como das vazões mínimas de sete dias de duração em nove estações, e das vazões máximas em sete estações. A tendência significativa observada nessas séries foi de crescimento, com ponto de mudança detectado, em algumas delas, na década de 1970 e, em outras, na década de 1980.

Em contrapartida, Pellegrino et al. (2001), ao estudarem a variabilidade espacial e a tendência

das séries temporais de vazão natural na bacia do rio Piracicaba, São Paulo, de 1947 a 1991, não encontraram tendência significativa em nenhuma sub-bacia e nem na série anual ou trimestre úmido e seco, apesar de terem verificado um aumento significativo na precipitação da bacia.

Santos et al. (2016) observaram no rio Pardo, em Minas Gerais, que a série anual de vazão máxima diária, com ponto de mudança em 1975, tinha tendência de crescimento, não estando relacionada com as precipitações, que se mostraram estacionárias no período de estudo, mas sim com a alteração do uso da terra na bacia de contribuição.

Na bacia do rio Paraíba do Sul, Marengo e Alves (2005) relatam a estacionariedade da série de precipitação e a tendência de decréscimo das vazões, o que foi atribuído à interferência antrópica na bacia. Na mesma linha, Melo et al. (2019) detectaram tendência de diminuição das vazões mínimas de sete dias de duração em três estações fluviométricas na bacia do rio das Velhas, Minas Gerais, embora não tenha sido constatada qualquer tendência nas séries de precipitação na região.

Para as vazões médias mensais, identificou-se mudança de tendência para os meses de abril, maio, junho, julho, outubro, novembro e dezembro. Na Tabela 8 estão apresentados os resultados do teste de Pettitt. As mudanças significativas de tendência para os meses ocorreram principalmente na década de 1970 e no começo da década de 1980.

Mês	Abril	Maio	Junho	Julho	Outubro	Novembro	Dezembro
Ano de mudança	1982	1982	1981	1981	1978	1971	1971
Valor-p	0,022	0,003	0,045	0,003	0,021	0,003	0,043

Tabela 8 - Resultados da aplicação do teste de Pettitt para as séries mensais de vazões

Comparando-se as tabelas 5 e 7, não se percebe coincidência ou proximidade dos pontos de mudança das séries de precipitação e de vazão mensais, exceto para o mês de abril/1982. O teste de Pettitt permite apenas a identificação do ponto de mudança da série, não fornecendo informações sobre o motivo desta alteração no comportamento das variáveis. Portanto, são necessários estudos adicionais, que verifiquem, por exemplo, o impacto das alterações do uso da terra, a influência de

mudanças nos fenômenos climáticos e o impacto de múltiplos usos dos recursos hídricos, visando a entender melhor o comportamento das séries hidrológicas na bacia em estudo.

Na Figura 7 observa-se a alteração das médias antes e após a ruptura da série identificada pelo teste de Pettitt. O mês de maio foi o que apresentou maior aumento das médias (103,85%), seguido de novembro (86%) e julho (77%).

Figura 7 - Ponto de mudança para as séries mensais de vazão média (m^3/s)

Tendências divergentes entre as séries mensais de precipitação e de vazão foram observadas também em outras bacias brasileiras. Na bacia do rio Itapemirim, Espírito Santo, por Uliana et al. (2015), que, a partir dos registros de 1939 a 2005, encontraram viés apenas na série de vazões do mês de outubro, sendo notado aumento de 34,2% para a série de 1963-2005 em comparação com a série de 1939-1962. Na bacia do rio Juquiá, São Paulo, Teixeira et al. (2020) relatam

tendência de aumento da série de vazão máxima dos meses de janeiro e de agosto, embora as séries de precipitação nesses mesmos meses não tenham apresentado tendência significativa.

Conclusão

A alteração em séries de precipitação e vazão possuem impacto direto na geração de energia. Portanto, a detecção de tendência nas mesmas é de expressiva relevância para a gestão

dos recursos hídricos e melhor operação do reservatório das usinas.

Através do teste de Pettitt, identificou-se que a ruptura na série de precipitação anual e na série de vazões médias anuais ocorreram no ano de 1970, analogamente ao já detectado em outras bacias brasileiras. A precipitação total anual e a vazão média anual apresentam tendência de crescimento até 1970 e, a partir de então, vêm se mantendo em regime estacionário.

O aumento das vazões associado ao aumento das chuvas, demonstrado pela análise das séries anuais, não se observa na análise das séries temporais de cada mês do ano quando se considera apenas o ponto de mudança. Foram identificadas mudanças do fim da década de 1960 ao início da década de 1980 para os totais precipitados em fevereiro, abril, maio, julho, outubro, novembro e dezembro. Para as vazões, as alterações ocorreram nas décadas de 1970 e 1980, nos meses de abril, maio, junho, julho, outubro, novembro e dezembro, porém com pontos de mudança em anos diferentes dos de precipitação, exceto para o mês de abril/1982. Contudo, o maior aumento da precipitação na bacia de contribuição da UHE Castro Alves foi observado nos meses secos (maio e novembro), o que corrobora o maior aumento da vazão média ter ocorrido também nos meses secos de maio e novembro.

Os resultados obtidos sugerem que o aumento das vazões está associado ao aumento das precipitações. Tal associação, não descarta a possibilidade de que outros fatores que interferem no balanço hídrico como, por exemplo, a mudança do uso e ocupação da terra, com seus impactos sobre as vazões de cheia e sobre o escoamento básico, também venham contribuindo para o aumento das vazões médias da bacia de contribuição à UHE Castro Alves.

Referências

- Alcântara, L.R.P.; Costa, I.R.A.; Barros, V.H.O.; Santos Neto, S.M.; Coutinho, A.P.; Antonino, A.C.D., 2019. Análise de tendência para dados pluviométricos no município de Toritama – PE. *Journal of Environmental Analysis and Progress* [online] 4 (2), 130-139. Disponível: <https://doi.org/10.24221/jeap.4.2.2019.2377.130-139>. Acesso: 06 jun. 2019.
- Alexandre, G.; Baptista, M.; Naghettini, M., 2010. Estudo para Identificação de Tendências do Regime Pluvial na Região Metropolitana de Belo Horizonte a Partir de Métodos Estatísticos. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* 15 (2), 115-126. Disponível: <https://doi.org/10.21168/rbrh.v15n2.p115-126>. Acesso: 24 jan. 2019.
- ANA. Agência Nacional de Águas. Hidroweb: Séries Históricas de Estações. Disponível: http://www.snirh.gov.br/hidroweb/publico/medicoes_historicas_abas.jsf. Acesso: 20 ago. 2018.
- Bartiko, D.; Chaffe, P.L.B.; Bonumá, N.B., 2017. Nonstationarity in maximum annual daily streamflow series from Southern Brazil. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* [online] 22 (48). Disponível: <https://doi.org/10.1590/2318-0331.0217170054>. Acesso: 12 dez. 2018.
- Blain, G.C., 2010. Tendências e variações climáticas em séries anuais de precipitação pluvial do Estado de São Paulo. *Bragantia* 69 (3), 765-770. Disponível: <https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000300031>. Acesso: 25 jun. 2018.
- Berlato, M.A.; Cordeiro, A.P.A., 2017. Sinais de mudanças climáticas globais e regionais, projeções para o século XXI e as tendências observadas no Rio Grande do Sul: uma revisão. *Agrometeoros* [online] 25 (2). Disponível: <http://dx.doi.org/10.31062/agrom.v25i2.25884>. Acesso: 25 mai. 2021.
- Bertoni, J.C. Precipitação. In: Tucci, C.E.M., 2013. *Hidrologia: ciência e aplicação*. 5 ed. Porto Alegre: UFRGS/ABRH. Cap nº 5, 177-241.
- Bravo, J.M., Collischonn, W.; Tucci, C.E.M.; Pilar, J.V.; Silva, B.C., 2008. Avaliação dos Benefícios de Previsões de Vazão na Operação de Reservatórios. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* 13 (1), 197-213. Disponível: <https://doi.org/10.21168/rbrh.v13n1.p197-213>. Acesso: 24 mai. 2021.
- Buishand, T.A., 1984. Tests for detecting a shift in the mean of hydrological time series. *Journal of Hydrology, Amsterdam* 73 (1-2), 51-69. Disponível: [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(84\)90032-5](https://doi.org/10.1016/0022-1694(84)90032-5). Acesso: 20 jul. 2018.
- Carvalho, J.R.P.; Assad, E.D.; Oliveira, A.F.; Pinto, H.S., 2014. Annual maximum daily rainfall trends in the Midwest, southeast and southern Brazil in the last 71 years. *Weather and Climate Extremes* 5-6, 7-15. Disponível: <https://doi.org/10.1016/j.wace.2014.10.001>. Acesso: 11 jul. 2018.

- CCEE. Câmara de Comercialização de Energia Elétrica. Biblioteca Virtual. Disponível: <https://www.ccee.org.br/>. Acesso em: 03 set. 2018.
- CERAN. Companhia Energética Rio das Antas. Geração de Energia. Disponível: http://www.ceran.com.br/session/viewPage/pageId/59/language/pt_BR/. Acesso em: 08 out. 2018.
- Cossich, W.; Cataldi, M.; Rotunno Filho, O.C., 2015. Avaliação do desempenho da geração de cenários de aflúências em reservatórios utilizando previsões de precipitação por conjunto. *Ciência e Natura* 37, 55-62. Disponível: <https://doi.org/10.5902/2179460X16215>. Acesso: 11 jul. 2018.
- Detzel, D.H.M.; Bessa, M.R.; Vallejos, C.A.V.; Santos, A.B.; Thomsen, L.S.; Mine, M.R.M.; Bloot, M.L.; Estrócio, J.P., 2011. Estacionariedade das Aflúências às Usinas Hidrelétricas Brasileiras. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, 16 (3), 95-111. Disponível: <https://doi.org/10.21168/rbrh.v16n3.p95-111>. Acesso: 12 jul. 2018.
- EPE. Empresa de Pesquisa Energética (Brasil). Balanço Energético Nacional 2018: Ano base 2017 – Rio de Janeiro: EPE, 2018
- Fávero, L.P.L.; Belfiore, P.P.; Silva, F.L.; Chan, B.L., 2009. Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões. Rio de Janeiro: Elsevier. 646 p.
- Forootan, E., 2019. Analysis of trends of hydrologic and climatic variables. *Soil and Water Research [online]* 14. Disponível: <https://doi.org/10.17221/154/2018-SWR>. Acesso: 24 mai. 2021.
- Genta, J.L.; Perez-Iribarren, G.; Mechoso, C.R., 1998. A Recent Increasing Trend in the Streamflow of Rivers in Southeastern South America. *Journal of Climate [online]* 11 (11). Disponível: [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1998\)011<2858:ARITIT>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1998)011<2858:ARITIT>2.0.CO;2). Acesso: 20 jul. 2018.
- Gu, X.; Zhang, Q.; Li, J.; Singh, V.P.; Sun, P., 2019. Impact of urbanization on nonstationarity of annual and seasonal precipitation extremes in China. *Journal of Hydrology [online]* 575, 638-655. Disponível: <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2019.05.070>. Acesso: 20 mai. 2021.
- Guedes, H.A.S.; Priebe, P.S.; Manke, E.B., 2019. Tendências em Séries Temporais de Precipitação no Norte do Estado do Rio Grande do Sul, Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia [online]* 34 (2), 283-291. Disponível: <https://doi.org/10.1590/0102-77863340238>. Acesso: 24 jan. 2020.
- Harrigan, S.; Hennaord, J.; Muchan, K.; Marsh, T.J., 2018. Designation and trend analysis of the updated UK Benchmark Network of river flow stations: the UKBN2 dataset. *Hydrology Research [online]* 49 (2), 552-567. Disponível: <https://doi.org/10.2166/nh.2017.058>. Acesso: 08 ago. 2019
- Hipel, K.W.; McLeod, A.I., 1994. Times series modelling of water resources and environmental systems. Amsterdam: Elsevier, 1012 p.
- Lima, J.R.A.; Neves, D.J.D.; Araújo, L.E.; Azevedo, P.V., 2011. Identificação de tendências climáticas no Estado da Bahia. *Revista de Geografia [online]*, 28 (3), 172-187. Disponível: <https://doi.org/10.51359/2238-6211.2011.228962>. Acesso: 24 mai. 2021
- Mann, H.B.; Whitney, D.R., 1947. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. *Annals of Mathematical Statistics* 18 (1), 50-60. Disponível: <https://doi.org/10.1214/aoms/1177730491>. Acesso: 24 mai. 2021
- Marengo, J.A., 2004. Interdecadal variability and trends of rainfall across the Amazon basin. *Theoretical and Applied Climatology* 78, 79-96. Disponível: <https://doi.org/10.1007/s00704-004-0045-8>. Acesso: 08 ago. 2019.
- Marengo, J.A.; Alves, L.M., 2005. Tendências hidrológicas da bacia do rio Paraíba do Sul. *Revista Brasileira de Meteorologia* 20 (2), 215-226.
- Melo, L.S.; Borges Júnior, J.C.F.; Silva, A.P.C.M., 2019. Flow distribution and trends in the Das Velhas River Basin. *Revista Ambiente & Água [online]* 14 (3). Disponível: <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.2289>. Acesso: 24 mai. 2021.
- Minuzzi, R.B.; Caramori, P.H., 2011. Variabilidade climática sazonal e anual da chuva e veranicos no Estado do Paraná. *Revista Ceres* 58 (5), 593-602. Disponível: <https://doi.org/10.1590/S0034-737X2011000500009>. Acesso: 09 ago. 2019.

- Mirdashtvan, M.; Najafinejad, A.; Malekian, A., Sa'doddin, A., 2020. Regional analysis of trend and non-stationarity of hydro-climatic time series in the Southern Alborz Region, Iran. *International Journal of Climatology* [online] 40, 1979-1991. Disponível: <https://doi.org/10.1002/joc.6313>. Acesso: 24 mai. 2021
- Moraes, J.M.; Genovez, A.M.; Mortatti, J.; Ballester, M.V.; Krush, A.V.; Martinelli, L.A.; Victoria, R.L., 1998. Análise de intervenção das séries temporais de vazão dos principais rios da bacia Piracicaba. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* 2 (2), 65-79. Disponível: <http://dx.doi.org/10.21168/rbrh.v2n2.p65-79>. Acesso: 24 mai. 2021
- Moreira, J.G.V.; Naghettini, M.; Eleutério, J.C., 2016. Frequência e risco sob não estacionariedade em registros pluviométricos da bacia do alto rio Tarauacá, Acre. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* [online] 21 (1), 232-241. Disponível: <https://doi.org/10.21168/rbrh.v21n1.p232-241>. Acesso: 08 ago. 2019.
- Müller, I.I.; Kruger, C.M.; Kaviski, E., 1998. Análise de estacionariedade de séries hidrológicas na bacia incremental de Itaipu. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* 3 (4), 51-71. Disponível: <https://doi.org/10.21168/rbrh.v3n4.p51-71>. Acesso: 02 jun. 2018.
- Naghettini, M.; Pinto, E. *Hidrologia Estatística*. Belo Horizonte: CPRM, 2007. 552 p.
- Nunes, A.A.; Pinto, E.J.A.; Baptista, M.B., 2018. Detection of trends for extreme events of precipitation in the Metropolitan Region of Belo Horizonte through statistical methods. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* [online] 23 (9). Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/2318-0331.0318170134>. Acesso: 24 mai. 2021.
- Oliveira, F.A.; Melo, E.L.; Figueiredo, J.C.; Pruski, F.F.; Rodriguez, R.G., 2008. Impacto do Uso das Vazões Naturais em Estudos Hidrológicos. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* 13 (3), 191-197. Disponível: <https://doi.org/10.21168/rbrh.v13n3.p191-197>. Acesso: 22 jul. 2018.
- Pellegrino, G.Q.; Moraes, J.M.; Guandique, M.E.G.; Ballester, M.V.R.; Victoria, R.L.; Martielli, L.A., 2001. Análise espaço-temporal de componentes hidroclimáticos na bacia do rio Piracicaba, SP. *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, 9 (1), 125-135. Disponível: <http://www.sbagro.org/files/biblioteca/1263.pdf>. Acesso: 19 mai. 2019.
- Penereiro, J.C.; Meschiatti, M.C., 2018. Tendências em séries anuais de precipitação e temperaturas no Brasil. *Engenharia Sanitária e Ambiental* [online] 23 (2). Disponível: <https://doi.org/10.1590/S1413-41522018168763>. Acesso: 19 mai. 2019.
- Pettitt, A.N., 1979. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 28 (2), 126-135. Disponível: <https://doi.org/10.2307/2346729>. Acesso: 15 ago. 2018.
- Pinheiro, A.; Graciano, R.L.G.; Severo, D.L., 2013. Tendência das séries temporais de precipitação da região sul do Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia* 28 (3), 281-290. Disponível: <https://doi.org/10.1590/S0102-77862013000300005>. Acesso: 07 jul. 2018.
- Quadros, L.E.; Mello, E.L.; Gomes, B.M.; Araújo, F.C., 2018. Rainfall trends for the State of Paraná: present and future climate. *Revista Ambiente & Água* [online] 14 (2). Disponível: <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.2258>. Acesso: 24 mai. 2021.
- Rocha, P.C., 2010. Indicadores de alteração hidrológica no Alto Rio Paraná: intervenções humanas e implicações na dinâmica do ambiente fluvial. *Sociedade & Natureza* 22 (1), 191-211. Disponível: <https://doi.org/10.1590/S1982-45132010000100014>. Acesso: 23 ago. 2018.
- Rosin, C.; Amorim, R.S.S.; Moraes, T.S.T., 2015. Análise de tendências hidrológicas na bacia do rio das Mortes. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* [online] 20 (4), 991-998. Disponível: <https://doi.org/10.21168/rbrh.v20n4.p991-998>. Acesso: 25 ago. 2018.
- Sá, E.A.S.; Moura, C.N.; Padilha, V.L.; Campos, C.G.C., 2018. Trends in daily precipitation in highlands region of Santa Catarina, Southern Brazil. *Revista Ambiente & Água* [online] 13 (1). Disponível: <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.2149>. Acesso em: 24 mai. 2021.
- Sáfadi, T., 2004. Uso de séries temporais na análise de vazão de água na represa de Furnas. *Ciência e Agrotecnologia* 28 (1), 142-148. Disponível: <https://doi.org/10.1590/S1413-70542004000100019>. Acesso: 18 jul. 2018.

- Salviano, M.F.; Groppo, J.D.; Pellegrino, G.Q., 2016. Análise de Tendências em Dados de Precipitação e Temperatura no Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia* 31 (1), 64-73. Disponível: <https://doi.org/10.1590/0102-778620150003>. Acesso: 10 jul. 2018.
- Santos, C.A.; Lima, A.M.M.; Farias, M.H.C.S.; Aires, U.R.V.; Serrão, E.A.O., 2016. Análise estatística da não estacionariedade de séries temporais de vazão máxima anual diária na bacia hidrográfica do rio Pardo. *Holos* 7, 179-193. Disponível: <https://doi.org/10.15628/holos.2016.4892>. Acesso: 10 jul. 2018.
- Santos, V.O.; Nishiyama, L., 2016. Tendências hidrológicas no alto curso da bacia hidrográfica do rio Uberaba, em Minas Gerais. *Caminhos de Geografia [online]* 17 (58), 196-212. Disponível: <https://doi.org/10.14393/RCG175814>. Acesso: 31 mai. 2021.
- Snedecor, G.W.; Cochran, W.G., 1989. *Statistical Methods* (8ª Ed). Ames-Iowa: Iowa State University Press.
- Sperman, C., 1904. The Proof and Measurement of Association between Two Things. *The American Journal of Psychology*, 15 (1), 72-101. Disponível: <https://doi.org/10.2307/1412159>. Acesso: 26 ago. 2018.
- Stephens, T.A.; Bledsoe, B.P., 2020 Low-Flow Trends at Southeast United States Streamflow Gauges. *Journal of Water Resources Planning and Management [online]* 146 (6). Disponível: [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)WR.1943-5452.0001212](https://doi.org/10.1061/(ASCE)WR.1943-5452.0001212). Acesso: 24 mai. 2021.
- Sun, F.; Roderick, M.L.; Farquhar, G.D., 2018. Rainfall statistics, stationarity and climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 115 (10), 2305-2310. Disponível: <https://doi.org/10.1073/pnas.1705349115>. Acesso em: 24 mai. 2021.
- Teixeira, D.B.S.; Almeida, L.T.; Ferreira, F.L.V., 2020. Tendências hidrológicas na bacia hidrográfica do rio Juquiá, São Paulo. *Brazilian Journal of Animal and Environmental Research*, Curitiba, v. 3, n. 2., p. 434 – 446. Disponível: [10.34188/bjaerv3n2-003](https://doi.org/10.34188/bjaerv3n2-003). Acesso: 24 mai. 2021
- Tozzi, B.K.M.; Fill, H.D.O.A., 2020. Verification of the stationarity of flow series in the Iguaçu River basin. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos [online]* 25 (10). Disponível: <https://doi.org/10.1590/2318-0191rbrh20200001>. Acesso em: 24 mai. 2021.
- Uliana, E.M.; Silva, D.D.; Uliana, E.M.; Rodrigues, B.S.; Corrêdo, L.P., 2015. Análise de tendência em séries históricas de vazão e precipitação: uso de teste estatístico não paramétrico. *Revista Ambiente & Água* 10 (1), 82-88. Disponível: <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.1427>. Acesso: 10 jul. 2018.
- Wagesho, N.; Goel, N.K.; Jain, M.K., 2012. Investigation of non-stationary in hydro-climatic variables at Rift Valley lakes basin of Ethiopia. *Journal of Hydrology* 444-445, 113-133. Disponível: <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.04.011>. Acesso: 15 jul. 2018.
- Welch, B.L., 1947. The Generalization of Student's Problem when Several Different Population Variances are Involved. *Biometrika* 34 (1/2), 28-35. Disponível: <https://doi.org/10.2307/2332510>. Acesso: 26 ago. 2018.
- Wilcox, C.; Vischel, T.; Panthou, G.; Bodian, A.; Blanchet, J.; Descroix, L.; Quantin, G.; Cassé, C.; Tanimoun, B.; Kone, S., 2018. Trends in hydrological extremes in the Senegal and Niger Rivers. *Journal of Hydrology* 566, 531-545. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2018.07.063>. Acesso em: 20 mai. 2020.
- Wrege, M.S.; Steinmetz, S.; Reiser Júnior, C.; Almeida, I.R., 2012. Atlas climático da região Sul do Brasil - estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Brasília: Embrapa. Disponível em: <https://www.embrapa.br/biblioteca>. Acesso em: 20 mai. 2020.
- Yeste, P.; Dorador, J.; Martin-Rosales, W.; Molero, E.; Esteban-Parra, M.J.; Rueda, F.J., 2018. Climate-driven trends in the streamflow records of a reference hydrologic network in Southern Spain. *Journal of Hydrology* 566, 55-72. Disponível: <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2018.08.063>. Acesso em: 20 mai. 2020.