




TENDÊNCIAS EM SÉRIES TEMPORAIS METEOROLÓGICAS E SEUS IMPACTOS NA EVAPOTRANSPIRAÇÃO DE REFERÊNCIA DIÁRIA

Meteorological time series trends and their implications for daily reference evapotranspiration

Tendencias en series temporales meteorológicas y sus impactos en la evapotranspiración diaria de referencia diaria

Iulo Pessotti Moro 


Universidade Federal do Espírito Santo

iulo.floresta@gmail.com

Roberto Avelino Cecílio 

Universidade Federal do Espírito Santo

roberto.cecilio@ufes.br

Sidney Sara Zanetti 

Universidade Federal do Espírito Santo

sidney.zanetti@ufes.br

Alexandre Cândido Xavier 

Universidade Federal do Espírito Santo

alexandre.xavier@ufes.br

José Eduardo Macedo Pezzopane 

Universidade Federal do Espírito Santo

pezzopane2007@yahoo.com.br

Resumo: A qualidade dos dados nas análises meteorológicas e climatológicas depende da homogeneidade das séries temporais, garantindo que suas variações reflitam apenas fatores climáticos e temporais. Dessa forma, este estudo teve como objetivo investigar as tendências em séries

temporais meteorológicas no estado do Espírito Santo e seus impactos na evapotranspiração de referência (ET_o) utilizando três testes de homogeneidade (Pettitt, Buishand e SNHT), além do teste de Mann-Kendall para avaliar tendências, e o teste de Sen para quantificar suas magnitudes. Assim, os resultados apontam rupturas significativas nas séries diárias de temperatura máxima (T_{max}) e mínima (T_{min}), umidade relativa (UR_{med}), radiação solar (R_s), velocidade do vento (U_2) e da ET_o . As análises revelaram variações regionais na ET_o , com algumas localidades apresentando tendência de aumento, enquanto outras mostraram estabilidade ou diminuição. Por exemplo, o aumento da T_{max} e a redução da UR_{med} influenciaram o aumento da ET_o em alguns municípios, como Linhares e Presidente Kennedy. Em contrapartida, a redução da R_s e da U_2 foi associada à diminuição da ET_o em localidades como Santa Teresa e Vitória. Os resultados reforçam a importância de utilizar múltiplos testes de homogeneidade para detecção de rupturas nas séries temporais e de compreender as interações entre as variáveis meteorológicas que influenciam a ET_o . As tendências observadas podem impactar negativamente a disponibilidade de água na região, sendo crucial o monitoramento contínuo para o planejamento hídrico e agrícola em um contexto de mudanças climáticas.

Palavras-chave: Pettitt. Buishand. SNHT. Mann-Kendall. ET_o .

Abstract: Data quality in meteorological and climatological analyses depends on the homogeneity of time series, ensuring that observed variations are due only to climatic and temporal factors. Accordingly, this study aimed to investigate trends in meteorological time series in the state of Espírito Santo and their impacts on reference evapotranspiration (ET_o) using three homogeneity tests (Pettitt, Buishand, and SNHT), as well as the Mann-Kendall test to assess trends and the Sen's Slope to quantify their magnitudes. The results showed significant breaks in daily maximum and minimum temperatures (T_{max} and T_{min}), relative humidity (UR_{med}), solar radiation (R_s), wind speed (U_2), and ET_o . Analyses revealed regional differences in ET_o , with some locations showing an increasing trend while others remained stable or decreased. For example, in certain municipalities such as Linhares and Presidente Kennedy, higher T_{max} and lower UR_{med} contributed to an increase in ET_o . Conversely, reduced R_s and U_2 were associated with lower ET_o in places like Santa Teresa and Vitória. These findings underscore the importance of using multiple homogeneity tests to detect breaks in time series and of understanding how different meteorological variables interact to influence ET_o . The observed trends could negatively affect water availability in the region, highlighting the need for ongoing monitoring to support water and agricultural planning in the context of climate change.

Keywords: Pettitt. Buishand. SNHT. Mann-Kendall. ET_o .

Resumen: La calidad de los datos en los análisis meteorológicos y climatológicos depende de la homogeneidad de las series temporales, lo que garantiza que sus variaciones reflejen únicamente factores climáticos y temporales. En este sentido, el objetivo de este estudio fue investigar las tendencias en las series temporales meteorológicas del estado de Espírito Santo y sus impactos en la evapotranspiración de referencia (ET_o), empleando tres pruebas de homogeneidad (Pettitt, Buishand y SNHT), además de la prueba de Mann-Kendall para evaluar tendencias y la prueba de Sen para cuantificar sus magnitudes. Los resultados mostraron rupturas significativas en las series diarias de temperatura máxima (T_{max}) y mínima (T_{min}), humedad relativa (UR_{med}), radiación solar (R_s), velocidad del viento (U_2) y ET_o . Los análisis revelaron variaciones regionales en la ET_o , con algunas localidades presentando una tendencia al alza, mientras que otras mostraron estabilidad o disminución. Por ejemplo, el aumento de la T_{max} y la reducción de la UR_{med} influyeron en el incremento de la ET_o en municipios como Linhares y Presidente Kennedy. Por otro lado, la reducción de la R_s y de la U_2 se asoció con la disminución de la ET_o en lugares como Santa Teresa y Vitória. Los hallazgos refuerzan la importancia de utilizar múltiples pruebas de homogeneidad para detectar rupturas en las series temporales y comprender las interacciones entre las variables meteorológicas que influyen en la ET_o . Las tendencias observadas podrían afectar negativamente la disponibilidad de agua en la región, por

lo que resulta fundamental un monitoreo continuo para la planificación hídrica y agrícola en un contexto de cambio climático.

Palabras clave: Pettitt. Buishand. SNHT. Mann-Kendall. ET_0 .

Submetido em: 23/09/2024

Aceito para publicação em: 27/01/2025

Publicado em: 04/02/2025

1. INTRODUÇÃO

A qualidade dos dados é essencial nas análises meteorológicas e climatológicas, sendo que os resultados e as conclusões de qualquer estudo dependem dos dados básicos utilizados. Uma maneira de testar a qualidade de uma série temporal é por meio de aplicação de testes de homogeneidade, sendo uma série considerada homogênea se as variações presentes nela decorrem apenas do tempo e do clima (Freitas *et al.*, 2013; Jones *et al.*, 1999; Longobardi; Villani, 2010; WMO, 2021).

As séries temporais de dados meteorológicos/climatológicos podem ser afetadas por diversos fatores não climáticos, como: mudanças ou problemas na instrumentação da estação meteorológica, novas fórmulas usadas para calcular valores médios, e mudanças no ambiente próximo à estação (Allen *et al.*, 1998; Jones *et al.*, 1986; WMO, 2021). Tais fatores podem comprometer a qualidade das séries temporais, tornando esses dados não representativos da variação climática real que ocorre ao longo do tempo (Peterson *et al.*, 1998; WMO, 2023). Por isso, é necessário que se verifique a homogeneidade das séries de registros climáticos.

Uma das formas de verificar diretamente a homogeneidade de uma série histórica de dados meteorológicos é por meio dos metadados da estação, onde são contidas as informações supracitadas. A vantagem desse método é que fornece informações precisas e relevantes de quando ocorreu a descontinuidade ou ruptura da série e o que a causou; porém, é uma maneira dispendiosa e, na maioria dos casos, os metadados não estão disponíveis (Peterson *et al.*, 1998; WMO, 2020). Nesse caso, pode-se empregar testes absolutos de homogeneidade, sendo que, os mais utilizados são: Teste de Homogeneidade Normal Padrão (SNHT) (Alexandersson, 1986), Teste de Pettitt (1979) e o Teste de Buishand (1982) (Coll *et al.*, 2020; Ragab *et al.*, 2024; Vezzoli *et al.*, 2012).

Dessa forma, após a realização do teste de homogeneidade, é aplicado um teste de tendência para verificar se os elementos da série estão aumentando, diminuindo ou se não apresentam tendência ao longo do tempo. Um dos testes mais utilizados para identificar tendências em séries temporais de dados meteorológicos é o teste de Mann-Kendall. Este teste não-paramétrico é especialmente útil para detectar tendências monotônicas, ou seja, mudanças unidirecionais na série ao longo do tempo, sem que se faça qualquer suposição sobre a distribuição dos dados (Kendall, 1975; Mann, 1945).

O teste de Mann-Kendall compara cada valor da série com todos os valores subsequentes. Para cada par de valores, é avaliado se o valor posterior é maior ou menor que o anterior, e, com base nisso, calcula-se uma estatística de tendência. A principal vantagem deste teste é que ele não é sensível a *outliers* e não requer que os dados sigam uma distribuição específica, o que o torna particularmente adequado para dados climatológicos, que frequentemente apresentam variações não normais (Nascimento *et al.*, 2024; Rodrigues *et al.*, 2023; Terassi *et al.*, 2024).

Ademais, o método de Sen (1968) é frequentemente aplicado em conjunto ao de Mann-Kendall para quantificar a magnitude da tendência identificada. O método de Sen estima a inclinação da tendência, ou seja, a taxa de mudança ao longo do tempo. Para isso, calcula-se a inclinação de todas as possíveis linhas que podem ser formadas por pares de pontos na série temporal e a mediana dessas inclinações é tomada como estimativa da tendência.

Os testes estatísticos mencionados anteriormente testam duas hipóteses, a hipótese nula (H_0) na qual os valores da série são independentes e possuem a mesma distribuição, portanto, a série é homogênea ou não apresenta tendência; e a hipótese alternativa (H_a), a qual considera que há um desvio na média, indicando que a série não é homogênea, portanto, apresenta ponto de ruptura, e há tendência monotônica (Santos *et al.*, 2012; Wijngaard, Klein Tank e Können, 2003).

Por conseguinte, o objetivo desta pesquisa foi investigar a homogeneidade das séries temporais diárias de elementos meteorológicos, utilizando três métodos de análise, tendo como base estações do estado do Espírito Santo. Além disso, buscou-se avaliar a influência das tendências identificadas nessas séries na evapotranspiração de referência.

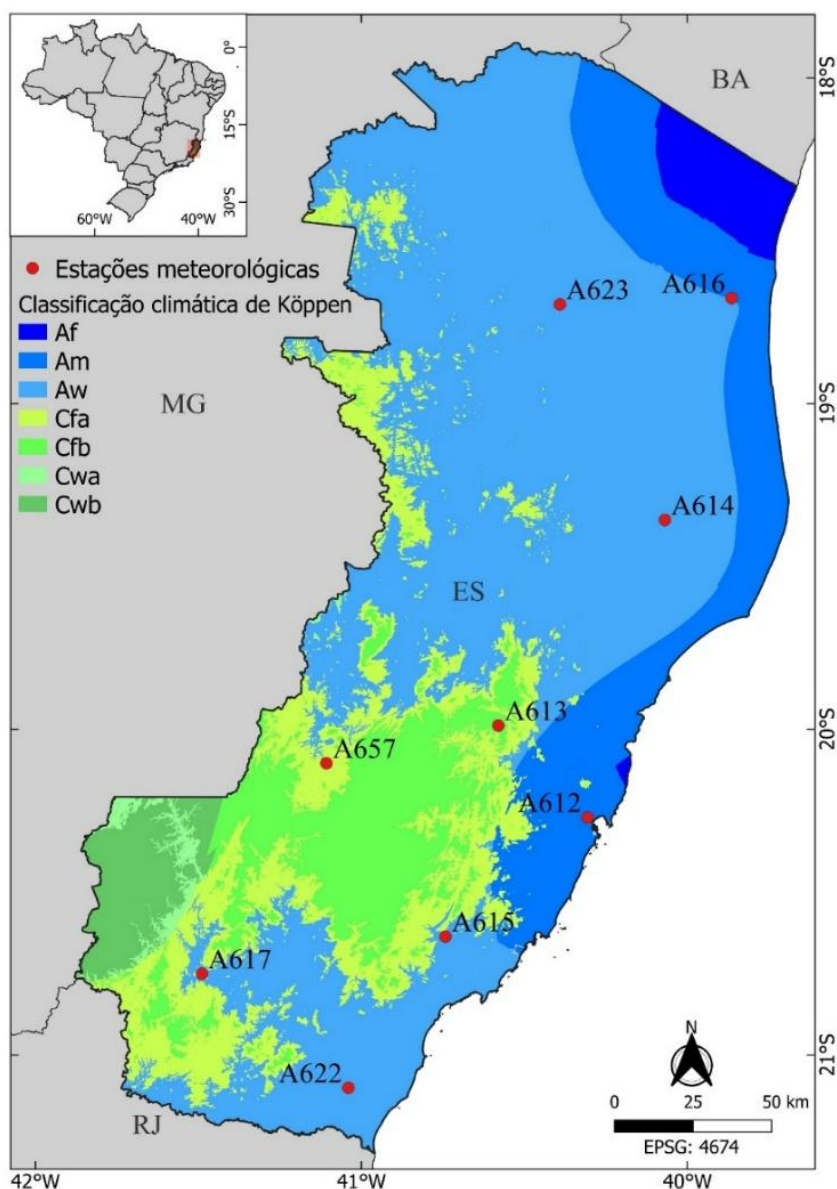
2. METODOLOGIA

2.1. Área de estudo e fonte dos dados

O estado do Espírito Santo está localizado na região Sudeste do Brasil, com uma área de 46.095 km², apresentando uma diversificada tipologia climática, com uma variação

altimétrica desde o nível do mar até 2.890 m de altitude, culminando no Pico da Bandeira (terceiro pico mais alto do Brasil). De acordo com a classificação climática de Köppen, realizada por Alvares *et al.* (2013), o Espírito Santo apresenta sete tipos climáticos, sendo: clima tropical com estação seca (Af), tropical de monção (Am), tropical com inverno seco (Aw), subtropical úmido oceânico sem estação seca com verão quente (Cfa), subtropical úmido oceânico sem estação seca com verão temperado (Cfb), subtropical úmido com inverno seco e verão quente (Cwa) e subtropical úmido com inverno seco e verão temperado (Cwb) (Figura 1).

Figura 1 - Localização e identificação das estações meteorológicas automáticas utilizadas, do Instituto Nacional de Meteorologia para o estado do Espírito Santo



Fonte: Alvares *et al.* (2013) adaptado pelos autores.

O estado possui 13 estações meteorológicas automáticas (EMAs) geridas pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), das quais foram selecionadas nove para serem utilizadas nesta pesquisa, pois dispunham de uma série de dados com mais de dez anos, destacando o período de dados em que foram realizadas as análises (Tabela 1 e Figura 1).

Tabela 1 - Séries de dados utilizadas, com base nas estações meteorológicas automáticas do Instituto Nacional de Meteorologia, localizadas no estado do Espírito Santo

ID	Clima	Cidade	Data inicial	Data final	Tamanho da série (dias)	Dados ausentes (dias)	Dados ausentes (%)
A612	Am	Vitória	30/10/2006	31/12/2023	6272	597	9,52
A613	Cfb	Santa Teresa	08/08/2007	21/11/2023	5949	1472	24,74
A614	Aw	Linhares	26/10/2006	31/12/2023	6277	525	8,36
A615	Aw	Alfredo Chaves	02/11/2006	09/10/2023	6186	335	5,42
A616	Am	São Mateus	24/10/2006	31/12/2023	6278	770	12,27
A617	Aw	Alegre	24/10/2006	31/12/2023	6278	445	7,09
A622	Aw	Presidente Kennedy	17/06/2008	31/12/2023	5669	865	15,26
A623	Aw	Nova Venécia	21/06/2008	25/01/2023	5330	879	16,49
A657	Cfa	Afonso Claudio	23/09/2011	21/11/2023	4438	877	19,76

Fonte: Elaborado pelos autores (2024).

A Tabela 1 contém a quantidade de dados ausentes em dias e o percentual de dados ausentes em relação ao total. As estações apresentam séries de dados variando entre 4.438 e 6.278 dias. Conforme Hirsch, Slack e Smith (1982), quando há falhas, o tamanho efetivo da amostra diminui e a tolerância a falhas pode depender do comprimento da série temporal de dados. No presente estudo, os percentuais de dados ausentes variaram de 5,42% a 24,74%.

Foram utilizados dados diários dos elementos meteorológicos selecionados para realização dos testes de homogeneidade e de tendência, sendo: temperatura do ar (T_a , °C) máxima (T_{max} , °C) e mínima (T_{min} , °C), umidade relativa média (UR_{med} , %), radiação solar global (R_s , MJ m⁻² dia⁻¹) e velocidade do vento a dez metros de altura convertida para dois metros (U_2 , m s⁻¹) de acordo com Allen *et al.* (1998). Tais variáveis foram selecionadas por serem necessárias para calcular a evapotranspiração de referência pelo método Penman-Monteith FAO-56 (ET_o) (Allen *et al.*, 1998).

2.2. Evapotranspiração de referência

A evapotranspiração diária de referência (ET_o , mm dia⁻¹) foi calculada pelo método Penman-Monteith (ET_o), conforme Equação 1. Dessa forma, as variáveis necessárias para o cálculo da ET_o foram obtidas através das equações disponíveis em Allen *et al.* (1998).

$$(1) \quad ET_o = \frac{0,408 \cdot s \cdot (R_n - G) + \gamma \cdot \frac{900}{T_{med} + 273} \cdot U_2 \cdot (e_s - e_a)}{s + \gamma \cdot (1 + 0,34 \cdot U_2)}$$

Em que: s : declividade da curva de saturação de vapor d'água (kPa °C⁻¹); R_n : saldo de radiação à superfície (MJ m⁻² dia⁻¹); G : fluxo de calor no solo (0, MJ m⁻² dia⁻¹); γ : constante psicrométrica (kPa °C⁻¹); U_2 : velocidade do vento medida a dois metros de altura (m s⁻¹); e_s : pressão média de saturação de vapor d'água no ar (kPa); e_a : pressão real de vapor d'água no ar (kPa); T_{med} : temperatura do ar média diária (°C).

2.3. Teste de homogeneidade de Pettitt

O teste de Pettitt (1979) é um teste de sinal, não-paramétrico, baseado na ordem crescente de classificação dos elementos da série, o qual verifica se duas amostras X_1, \dots, X_t e X_{t+1}, \dots, X_n pertencem a mesma população. De acordo com Penereiro e Ferreira (2012), a estatística do teste (Equações 2 e 3) conta o número de vezes em que o valor da primeira amostra é maior que o valor da segunda.

$$(2) \quad K_t = \max_{1 \leq t \leq T} |U_{t,T}|$$

Em que,

$$(3) \quad U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^T \text{sgn}(X_i - X_j), \quad \text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & \text{se } x > 0 \\ 0, & \text{se } x = 0 \\ -1, & \text{se } x < 0 \end{cases}$$

Logo, a estatística $U_{t,T}$ é calculada para os valores de $1 \leq t \leq T$ e K_T é o máximo valor absoluto de $U_{t,T}$, utilizada para identificar o ponto de ruptura ou mudança da média na série temporal (Penereiro e Ferreira, 2012).

Assim, a significância do teste é obtida pela Equação 4. Assim, quando o valor-p for menor que o nível de significância específica do estudo, rejeita-se a hipótese nula.

$$(4) \quad p \cong 2 \cdot \exp\left(\frac{-6K_T^2}{T^3 + T^2}\right)$$

Em que: p: nível de significância, K_T : valor crítico, T: número de elementos da série.

2.4. Teste de homogeneidade Normal Padrão

O Teste de Homogeneidade Normal Padrão (SNHT) compara a média dos primeiros k elementos da série com a média dos últimos $n - k$ elementos, e a estatística do teste é dada pela Equação 5, $T_{\max}(k)$ (Alexandersson, 1986).

$$(5) \quad T_{\max}(k) = \max_{1 \leq k \leq n} \left\{ k \cdot \bar{z}_1^2 + (n - k) \cdot \bar{z}_2^2 \right\}, \quad k = 1, 2, 3, \dots, n, \quad \begin{cases} z_1 = \frac{1}{k} \cdot \sum_{i=1}^k \frac{x_i - \mu_x}{\sigma_x} \\ z_2 = \frac{1}{n - k} \cdot \sum_{i=k+1}^n \frac{x_i - \mu_x}{\sigma_x} \end{cases}$$

Em que: \bar{z}_1 e \bar{z}_2 são as médias dos índices padronizados da série, antes do deslocamento k e depois do deslocamento k + 1 para n, respectivamente; n: comprimento da série; x_i : i-ésima observação da série; μ_x e σ_x : média e desvio padrão, respectivamente.

A ruptura da série ocorre quando $T_{\max}(k)$ está localizado em torno da observação que maximiza a variável T, e a hipótese nula é rejeitada se a estatística do teste $T_{\max}(k)$ é maior que o valor crítico fornecido na Tabela 2, de acordo com n e o nível de significância. Diferentes níveis de significância estão disponíveis em Alexandersson (1986).

Tabela 2 - Valores críticos do SNHT em função de n para os níveis de significância de 1 e 5%

n	20	30	40	50	70	100
1%	9,56	10,45	11,01	11,38	11,89	12,32
5%	6,95	7,65	8,10	8,45	8,80	9,15

Fonte: Wijngaard, Klein Tank e Können (2003).

2.5. Teste de homogeneidade de Buishand

No teste de homogeneidade de Buishand (1982) as somas parciais ajustadas são definidas pela Equação 6.

$$(6) \quad S_0^* = 0, \quad S_k^* = \sum_{i=1}^k (Y_i - \bar{Y}), \quad k = 1, 2, 3, \dots, n$$

Em que: $Y_i = Y_1, \dots, Y_n$ é a série temporal; \bar{Y} : média dos valores da série. Quando $k = n$ e $S_n^* = 0$ a série é homogênea, então S_k^* irá flutuar em torno de zero; portanto, não há um padrão sistemático nos desvios de Y_i em relação a \bar{Y} .

De acordo com Vezzoli *et al.* (2012), a série é homogênea se $S \cong 0$, dessa forma, a série temporal é distribuída aleatoriamente em torno do seu valor médio. Se a variável S_k^* apresentar um valor máximo (mínimo), há um deslocamento negativo (positivo) na série. A significância da mudança pode ser calculada pela faixa reescalada ajustada (R), dada pela Equação 7 e comparada com os valores críticos na Tabela 3.

$$(7) \quad R = \frac{\max(S_k^*) - \min(S_k^*)}{\sigma_x}$$

Tabela 3 - Valores críticos do teste de Buishand em função de n para os níveis de significância de 1 e 5%

n	20	30	40	50	70	100
1%	1,60	1,70	1,74	1,78	1,81	1,86
5%	1,43	1,50	1,53	1,55	1,59	1,62

Fonte: Wijngaard, Klein Tank e Können (2003).

2.6. Teste de tendência de Mann-Kendall

Para a verificação da ocorrência de tendências estatisticamente significativas nas séries de dados, utilizou-se o teste estatístico não-paramétrico de Mann-Kendall (MK) (Kendall, 1975; Mann, 1945), em que a estatística S do teste é dada pela Equação 8. Sendo que a hipótese nula (H_0) é de que não há tendência na série de dados, enquanto a hipótese alternativa (H_a) é de que há tendência na série, podendo ser de aumento ou de diminuição.

$$(8) \quad S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i)$$

Em que: x são os valores da série; i e j são os índices de tempo; n é o número de elementos da série; $\text{sgn}(x_j - x_i)$ é dado pela equação 9.

$$(9) \quad \text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1 & \text{se } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{se } (x_j - x_i) = 0 \\ -1 & \text{se } (x_j - x_i) < 0 \end{cases}$$

Kendall (1975) mostrou que S tem distribuição normal, com média zero e a variância de S ($\text{Var}(S)$) dada pela Equação 10, quando não houver repetições e pela Equação 11, quando houver repetições de dados. Assim, $\text{Var}(S)$ é utilizada para calcular a estatística Z (Equação 12) para significância do teste MK.

$$(10) \quad \text{Var}(S) = \frac{n \cdot (n-1) \cdot (2 \cdot n + 5)}{18}$$

$$(11) \quad \text{Var}(S) = \frac{1}{18} \cdot \left[n \cdot (n-1) \cdot (2 \cdot n - 5) - \sum_{p=1}^g t_p (t_p - 1) \cdot (2 \cdot t_p + 5) \right]$$

Em que: g é o número de grupos com dados repetidos; t_p é o número de dados no p -ésimo grupo.

$$(12) \quad Z = \begin{cases} \frac{(S-1)}{[\text{Var}(S)]^{0.5}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{(S+1)}{[\text{Var}(S)]^{0.5}} & \text{se } S < 0 \end{cases}$$

A significância é verificada através de um teste bilateral, com Z padronizado pela Equação 12. H_0 é rejeitada quando $Z > Z_{\alpha/2}$, sendo α o nível de significância adotado. Assim, o valor- p da estatística S pode ser estimado pela probabilidade acumulada da distribuição normal, considerando que se $p \leq \alpha$, há evidência estatística para rejeitar H_0 , sugerindo que há tendência na série. $Z > 0$ indica uma tendência crescente na série, enquanto $Z < 0$, tendência decrescente.

2.7. Teste de Sen

Após a verificação de tendência na série, calculou-se a magnitude da tendência, determinada pela declividade da curva da regressão baseado no teste MK, pelo método da curvatura de Sen (Sen's slope) (Sen, 1968), dado pela Equação 13.

$$(13) \quad S_e = \frac{x_j - x_i}{j - i}, \quad \text{sendo } i = 1, \dots, N$$

Em que: x_i e x_j são os valores dos dados da série na i -ésima e j -ésima posição ($j > i$). A mediana destes N valores de S_e é o estimador da inclinação de Sen. Caso haja apenas um dado em cada período, então $N = [n(n-1)] / 2$, em que n é o número de períodos. Para observações com repetição em um ou mais períodos, então $N < [n(n-1)] / 2$, em que n é o número total de observações.

Dessa forma, os valores de N de S_e são classificados do maior para o menor e o estimador da inclinação de Sen é a mediana da inclinação, dada pela Equação 14.

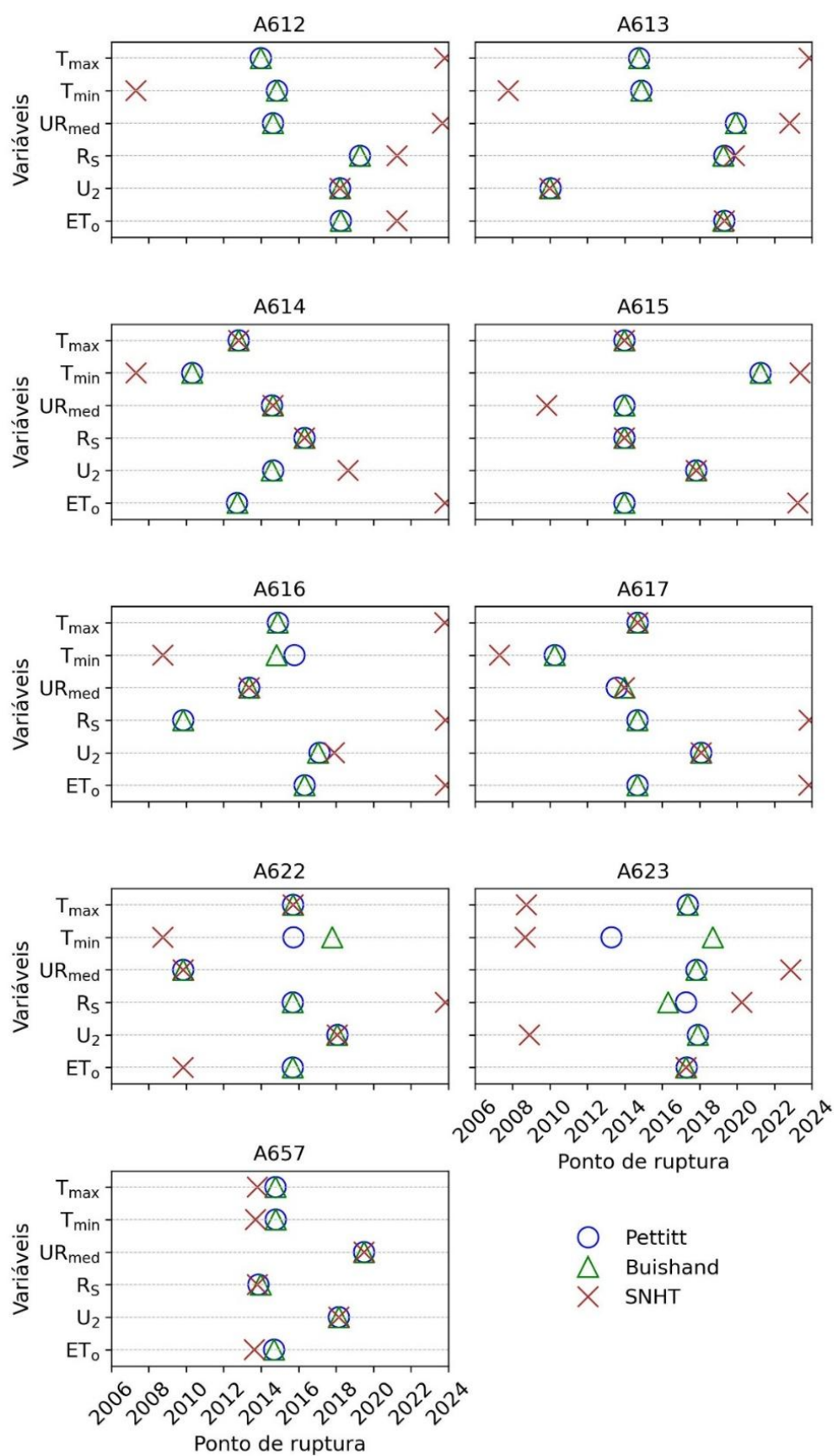
$$(14) \quad \begin{cases} S_e = S_{\frac{(N+1)}{2}}, & \text{se } N \text{ for ímpar} \\ S_e = S_{\frac{(N/2)}{2}} + S_{\frac{[(N+2)]}{2}}, & \text{se } N \text{ for par} \end{cases}$$

O sinal positivo de S_e indica tendência crescente, e negativo tendência decrescente na série de dados, enquanto o valor da inclinação representa a magnitude da tendência por unidade de tempo.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados apresentados na Figura 2 indicam que os três métodos de homogeneidade aplicados —Pettitt, Buishand e SNHT— identificaram pontos de ruptura significativos nas séries temporais dos elementos meteorológicos analisados considerando o nível de significância de 5%, ou seja, pontos onde ocorre uma mudança significativa no comportamento estatístico da série.

Figura 2 - Dados dos pontos de ruptura dos testes de homogeneidade de Pettitt, Buishand e SNHT dos elementos meteorológicos para cada estação do estado do Espírito Santo utilizadas no estudo



Fonte: os autores (2024).

Contudo, observou-se variações nas datas e magnitudes das médias antes (m_a) e depois (m_d) das rupturas (r) entre os testes. Em geral, os testes de Pettitt e Buishand detectaram pontos de ruptura iguais ou muito próximos, enquanto o teste SNHT identificou rupturas em datas mais distantes, principalmente nos extremos das séries (Reeves *et al.*, 2007).

A utilização de múltiplos métodos é fundamental, porque cada teste possui sensibilidades diferentes em relação à localização das rupturas nas séries temporais (Reeves *et al.*, 2007). Os testes de Pettitt (1979) e Buishand (1982) são mais precisos na identificação de descontinuidades no meio da série, enquanto o SNHT é mais eficaz na detecção de rupturas nos extremos da série (Hawkins, 1977; Martínez *et al.*, 2010). Portanto, ao aplicar os três testes, obtém-se uma avaliação mais abrangente e robusta da homogeneidade das séries temporais, aumentando a confiabilidade dos resultados.

Por exemplo, na estação A612, para as variáveis T_{max} e T_{min} , os testes de Pettitt e Buishand identificaram pontos de ruptura da média na parte central da série, nos anos de 2013 e 2014, enquanto o teste SNHT identificou rupturas nos extremos da série, em 2023 e 2007 (Figura 2). Essa diferença corrobora com os estudos de Hawkins (1977) e Martínez *et al.* (2010), que destacam as sensibilidades distintas dos testes em relação à posição das rupturas na série.

As rupturas identificadas pelos testes de homogeneidade na Figura 2 coincidem com mudanças significativas nas médias dos elementos meteorológicos. Essas variações entre os métodos reforçam a importância de utilizar múltiplos testes para confirmar a ausência de homogeneidades e compreender melhor a natureza das rupturas nas séries temporais.

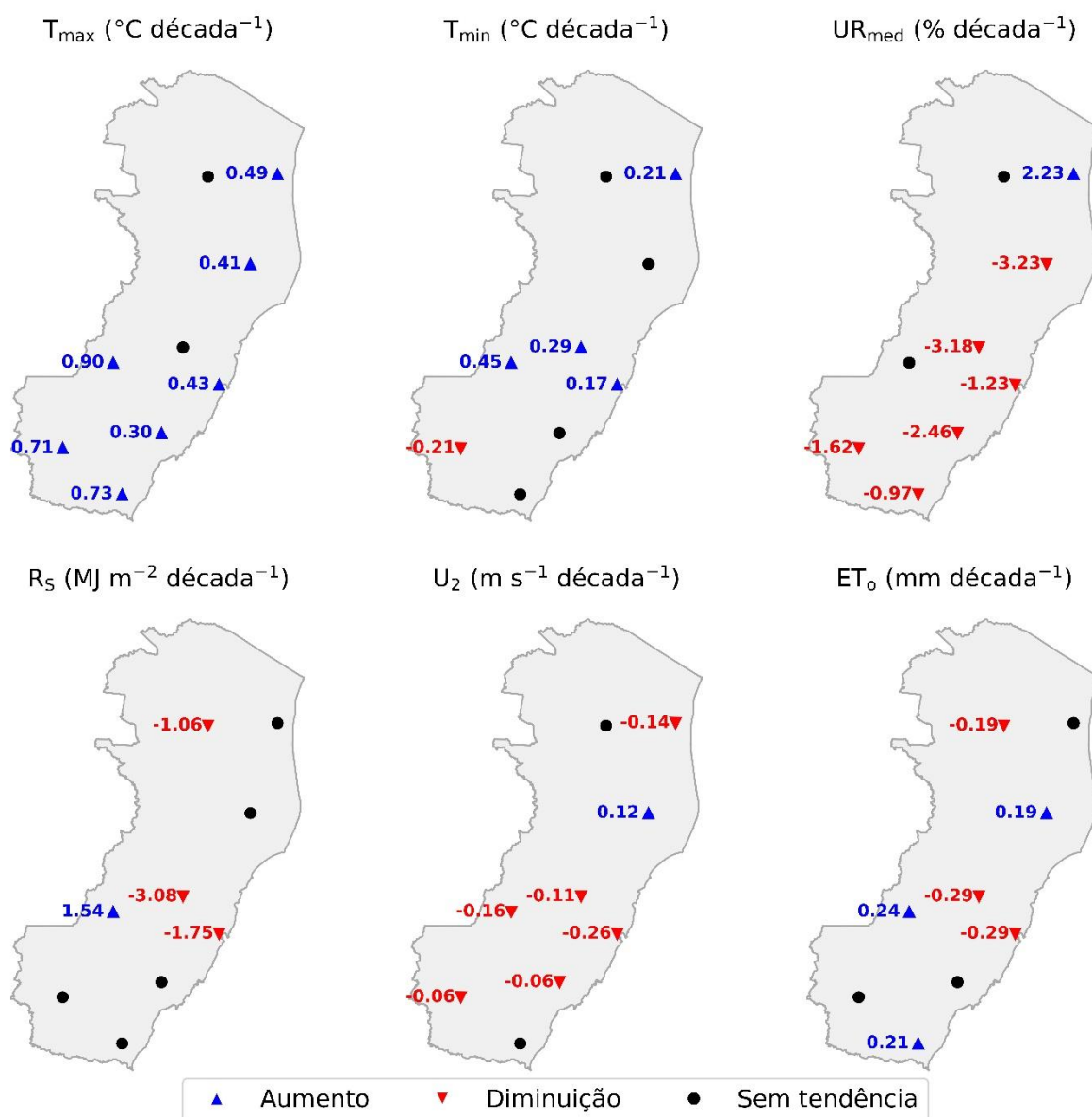
Além disso, a identificação de rupturas em datas próximas entre os elementos meteorológicos e a evapotranspiração de referência (ET_o) sugere que as mudanças observadas na ET_o podem estar relacionadas às alterações nos elementos meteorológicos que a influenciam diretamente. Por exemplo, na estação A612, a ruptura na série da ET_o ocorreu em abril de 2018 (Pettitt e Buishand), logo após a ruptura na velocidade do vento (U_2) em março de 2018, indicando que a redução na U_2 influenciou a diminuição da ET_o .

Situações semelhantes foram observadas nas estações A615, A617 e A622, onde a ruptura na ET_0 ocorreu simultaneamente à ruptura na T_{max} e R_S , demonstrando uma relação entre esses elementos meteorológicos. De modo análogo, na estação A623, a ruptura na T_{max} e na R_S ocorreu em datas próximas a ruptura da ET_0 na mesma estação.

Dessa forma, a aplicação conjunta dos três testes de homogeneidade não apenas permite uma detecção mais confiável das rupturas nas séries temporais, mas também facilita a compreensão das interrelações entre as variáveis meteorológicas e a ET_0 . Assim, a análise integrada dos testes de homogeneidade e de tendência proporciona uma discussão mais aprofundada sobre as causas das mudanças observadas nos elementos meteorológicos e suas implicações na ET_0 .

A Figura 3 apresenta os resultados de tendências do teste de Mann-Kendall, juntamente com a magnitude calculada pelo teste de Sen, expressa em unidade da variável por década. A análise dessas tendências permite observar as mudanças no comportamento dos elementos meteorológicos e identificar as séries de dados que têm sofrido mudanças ao longo do tempo. Considerou-se as tendências significativas quando o valor-p do teste foi menor que 0,05 e séries sem tendências quando o valor-p foi maior que 0,05, ou seja, não significativo.

Figura 3 - Tendências pelo teste de Mann-Kendall observadas em cada elemento meteorológico para cada estação utilizada no estado do Espírito Santo e valores de Sen's Slope por década



Fonte: os autores (2024).

A influência das tendências dos elementos meteorológicos sobre a ET_o pode ser compreendida ao considerar como cada variável afeta a dinâmica da evapotranspiração. Por exemplo, mesmo as tendências de aumento das T_{\max} e T_{\min} e a diminuição da UR_{med} sugerirem um aumento na ET_o , na estação meteorológica de Vitória (A612), a redução da R_s e da U_2 contribuíram para uma tendência decrescente da ET_o em -0,29 mm por década. Souza *et al.* (2024) também observaram aumento significativo na T_{\max} e T_{\min} para Vitória, no período de 1960 a 2020. Tal comportamento pode demonstrar uma maior influência desses elementos

meteorológicos na ET_o , pois, conforme Samani (2000), pelo menos 80% da ET_o pode ser explicada pela R_s e pela T_a .

A tendência geral é de diminuição na ET_o (-0,29 mm por década) em Santa Teresa (A613), possivelmente devido à significativa redução na R_s e U_2 , apesar da ausência de tendência da T_{max} , aumento da T_{min} e redução da UR_{med} . Alencar *et al.* (2011) demonstraram tendência de diminuição na ET_o em Viçosa-MG, principalmente devido à redução da insolação e da U_2 , embora tenham constatado um aumento significativo na T_{max} , T_{min} e ausência de tendência na UR_{med} .

No município de Linhares (A614), a T_{min} e R_s não apresentaram tendências significativas na série de dados. Porém houve tendências de diminuição na UR_{med} (-3,23 % por década), aumento na T_{max} (0,41 °C por década) e na U_2 (0,12 m s⁻¹ por década), suficientes para ocasionar um aumento na média de ET_o em 0,19 mm na última década.

Embora a tendência de aumento na T_{max} (0,3 °C por década) e diminuição da UR_{med} (-2,46 % por década) sugiram um aumento na ET_o em Alfredo Chaves (A615), a diminuição na U_2 (-0,06 m s⁻¹ por década) e a estabilidade da R_s e T_{min} resultaram em uma tendência geral estável na ET_o para esta localidade.

No município de São Mateus (A616), litoral norte do Espírito Santo, a influência da tendência de aumento da UR_{med} e redução na U_2 neutralizou o efeito da tendência de aumento da T_{max} e T_{min} , resultando em uma ET_o estável ao longo da década.

Em Alegre (A617), na região do Caparaó Capixaba, apesar do aumento da T_{max} e da diminuição da UR_{med} , a ET_o não apresentou tendência de mudança na última década, considerando que a T_{min} e U_2 apresentaram tendência de diminuição e sem tendência na série de R_s , indicando um equilíbrio entre os fatores de aumento e redução.

Em Presidente Kennedy (A622), litoral sul do Espírito Santo, a combinação do aumento da T_{max} (0,73 °C por década) e a redução da UR_{med} (-0,97 % por década) resultou em uma tendência de aumento na ET_o (0,21 mm por década), uma vez que os demais elementos meteorológicos não apresentaram tendência.

Já em Nova Venécia (A623), a tendência de diminuição na ET_o (-0,19 mm por década) foi provavelmente influenciada pela redução na R_s (-1,06 MJ m⁻² por década), uma vez que não houve tendência nas séries dos demais elementos meteorológicos.

Xu *et al.* (2006) observaram que a tendência de queda na ET_o na bacia do Rio Changjiang, China, foi principalmente impulsionada pela redução da R_s , causada pelo aumento da poluição do ar na região. Embora Xu *et al.* (2006) se refiram a uma região diferente, a influência da radiação solar na ET_o é um princípio físico aplicável a diferentes contextos. A redução da radiação solar significa menos energia disponível para o processo de evapotranspiração, o que explica a tendência de queda na ET_o em Nova Venécia (A623), mesmo sem alterações significativas em outros elementos meteorológicos.

Na estação meteorológica de Afonso Cláudio (A657), a tendência de aumento na T_{max} , T_{min} e R_s , apesar da redução na U_2 , resultou em uma tendência crescente na ET_o na última década (0,24 mm). Supriyasilp e Suwanlertcharoen (2023) encontraram resultados semelhantes para a região norte da Tailândia, onde a ET_o se mostrou mais sensível à T_{max} , seguida pela R_s , e redução da U_2 .

Assim como observado anteriormente, o aumento da ET_o nos municípios de Afonso Cláudio, Presidente Kennedy e Linhares, Alencar *et al.* (2014) destacam também um aumento na ET_o do município de Catalão – GO; neste caso, impulsionado, principalmente, pelo aumento da T_{max} (0,38 °C por década) e redução da UR_{med} (1,78% por década).

A influência das mudanças climáticas nos recursos hídricos é uma questão crucial em todo o mundo (Calvin *et al.*, 2023), inclusive no Brasil (Salviano, Groppo e Pellegrino, 2016). A intensificação do efeito estufa tem causado um aumento significativo na temperatura média em grande parte do Brasil, incluindo o estado Espírito Santo (Soares, 2023), como pode ser observado na Figura 3, dentre as nove estações meteorológicas avaliadas, sete delas apresentaram tendências de aumento na T_{max} por década.

Portanto, a tendência na ET_o é o resultado de um balanço entre esses fatores, com variações regionais significativas refletindo as particularidades das tendências locais em cada variável meteorológica. A aplicação conjunta dos testes de homogeneidade e de tendência permite uma análise mais robusta das séries temporais meteorológicas, possibilitando

identificar não apenas tendências ao longo do tempo, mas também mudanças abruptas que podem afetar o comportamento da média ao longo da série de dados.

A diminuição da UR_{med} , por exemplo, pode estar relacionada ao aumento da temperatura do ar, uma vez que aumenta o potencial da atmosfera em reter vapor d'água (aumento do déficit de pressão de vapor). O aumento da ET_o , por outro lado, é um indicativo da intensificação da demanda por água pelas plantas (Massmann, Gentine e Lin, 2019), o que pode ter impactos negativos na disponibilidade de recursos hídricos.

A tendência de aumento na ET_o em indica uma intensificação da demanda por água pelas plantas, o que pode impactar negativamente a disponibilidade de recursos hídricos, especialmente em um contexto de mudanças climáticas (Baratto *et al.*, 2022). Portanto, monitorar e entender essas tendências é crucial para a gestão sustentável dos recursos hídricos e para o planejamento agrícola na região (Meira Neto, Costa e Buarque, 2023).

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os três testes de homogeneidade, Pettit, Buishand e SNHT, aplicados às séries temporais meteorológicas no estado do Espírito Santo, revelaram a presença de pontos de ruptura estatisticamente significativos em pontos distintos das séries, indicando mudanças nas médias dos elementos meteorológicos ao longo do tempo. O teste SNHT demonstrou maior sensibilidade à detecção de rupturas nos extremos das séries, enquanto Pettitt e Buishand foram mais sensíveis em pontos centrais das séries.

Observou-se que as rupturas nas séries de ET_o frequentemente coincidiram com rupturas nos demais elementos meteorológicos, sugerindo que mudanças nestas variáveis influenciaram as mudanças na ET_o , reforçando que as tendências identificadas nas séries estão relacionadas às rupturas detectadas.

As análises de tendência, utilizando os testes de Mann-Kendall e a inclinação de Sen, demonstraram variações regionais na ET_o . Em algumas localidades, a ET_o apresentou tendência de aumento, enquanto em outras foi observada uma tendência de estabilidade ou diminuição, resultantes das alterações nas tendências dos elementos meteorológicos.

Esses pontos de ruptura e tendências nas séries meteorológicas podem resultar de fatores não climáticos ou de mudanças nas condições ambientais ao redor das estações meteorológicas, principalmente a urbanização.

No entanto, os testes de homogeneidade, embora importantes para verificar inconsistências nos dados, não são suficientes para detectar as transformações na paisagem e o impacto decorrente de processos de urbanização e outras alterações ambientais no entorno das estações.

Com isso, sugere-se para trabalhos futuros, aprofundar as análises por meio de técnicas de sensoriamento remoto, para identificar o uso e ocupação do solo, bem como avaliar diretamente as transformações urbanas ao longo do tempo e seus efeitos nas séries de dados meteorológicos/climatológicos.

AGRADECIMENTOS

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

REFERÊNCIAS

- ALENCAR, L. P. DE; MANTOVANI, E. C.; BUFON, V. B.; SEDIYAMA, G. C.; SILVA, T. G. F. DA. Variação temporal dos elementos climáticos e da ETo em Catalão, Goiás, no período de 1961-2011. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 8, p. 826–832, ago. 2014.
- ALENCAR, L. P. DE; SEDIYAMA, G. C.; MANTOVANI, E. C.; MARTINEZ, M. A. Tendências recentes nos elementos do clima e suas implicações na evapotranspiração da cultura do milho em Viçosa - MG. **Engenharia Agrícola**, v. 31, n. 4, p. 631–642, 2011.
- ALEXANDERSSON, H. A homogeneity test applied to precipitation data. **Journal of Climatology**, v. 6, n. 6, p. 661–675, 10 jan. 1986.
- ALLEN, R. G.; PEREIRA, L. S.; RAES, D.; SMITH, M. **Crop Evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements**. Rome: FAO - Food and Agriculture Organization of the United Nations, 1998.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711–728, 2013.

BARATTO, P. F. B.; CECÍLIO, R. A.; TEIXEIRA, D. B. DE S.; ZANETTI, S. S.; XAVIER, A. C. Espacialização da Precipitação Diária em Bacias Hidrográficas do Sul do Espírito Santo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 37, n. 3, p. 385–404, set. 2022.

BUIHAND, T. A. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. **Journal of Hydrology**, v. 58, n. 1–2, p. 11–27, ago. 1982.

CALVIN, K. *et al.* **IPCC, 2023: Climate Change 2023: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, H. Lee and J. Romero (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland.** (P. Arias *et al.*, Eds.).

COLL, J.; DOMONKOS, P.; GUIJARRO, J.; CURLEY, M.; RUSTEMEIER, E.; AGUILAR, E.; WALSH, S.; SWEENEY, J. Application of homogenization methods for Ireland's monthly precipitation records: Comparison of break detection results. **International Journal of Climatology**, v. 40, n. 14, p. 6169–6188, 30 nov. 2020.

FREITAS, L.; GONZALEZ PEREIRA, M.; CAMELO, L.; MENDES, M.; NUNES, L. F. Homogeneity of monthly air temperature in Portugal with HOMER and MASH. **IDŐJÁRÁS Quarterly Journal of the Hungarian Meteorological Service**, v. 117, n. 1, p. 69–90, 2013.

HAWKINS, D. M. Testing a Sequence of Observations for a Shift in Location. **Journal of the American Statistical Association**, v. 72, n. 357, p. 180–186, mar. 1977.

HIRSCH, R. M.; SLACK, J. R.; SMITH, R. A. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. **Water Resources Research**, v. 18, n. 1, p. 107–121, 9 fev. 1982.

JONES, P. D.; NEW, M.; PARKER, D. E.; MARTIN, S.; RIGOR, I. G. Surface air temperature and its changes over the past 150 years. **Reviews of Geophysics**, v. 37, n. 2, p. 173–199, maio 1999.

JONES, P. D.; RAPER, S. C. B.; BRADLEY, R. S.; DIAZ, H. F.; KELLYO, P. M.; WIGLEY, T. M. L. Northern Hemisphere Surface Air Temperature Variations: 1851–1984. **Journal of Climate and Applied Meteorology**, v. 25, n. 2, p. 161–179, fev. 1986.

KENDALL, M. G. **Rank correlation methods**. 4. ed. London: Charles Griffin, 1975.

LONGOBARDI, A.; VILLANI, P. Trend analysis of annual and seasonal rainfall time series in the Mediterranean area. **International Journal of Climatology**, v. 30, n. 10, p. 1538–1546, 21 ago. 2010.

MANN, H. B. Nonparametric Tests Against Trend. **Econometrica**, v. 13, n. 3, p. 245, jul. 1945.

MARTÍNEZ, M. D.; SERRA, C.; BURGUEÑO, A.; LANA, X. Time trends of daily maximum and minimum temperatures in Catalonia (ne Spain) for the period 1975–2004. **International Journal of Climatology**, v. 30, n. 2, p. 267–290, 27 fev. 2010.

MASSMANN, A.; GENTINE, P.; LIN, C. When Does Vapor Pressure Deficit Drive or Reduce Evapotranspiration? **Journal of Advances in Modeling Earth Systems**, v. 11, n. 10, p. 3305–3320, 28 out. 2019.

MEIRA NETO, A. A.; COSTA, F. DE P. DELA; BUARQUE, D. C. Mudanças climáticas e recursos hídricos. *Em*: REIS JÚNIOR, N. C.; NOBRE, C. A.; SANTOS, J. M.; PEZZOPANE, J. E. M. (Eds.). **Mudanças climáticas: efeitos sobre o Espírito Santo**. Jundiaí, SP: Paco, 2023. p. 71–109.

NASCIMENTO, M. B. DO; NASCIMENTO, G. V. S. DO; MEDEIROS, J. L. DA S.; SANTOS, L. L. DOS. Variabilidade da temperatura do ar na bacia hidrográfica do rio Paraíba do Norte, no estado da Paraíba. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 35, p. 100–123, 19 jul. 2024.

PENEREIRO, J. C.; FERREIRA, D. L. Testes estatísticos e questões ambientais no ensino de engenharia: uma aplicação em climatologia. **Revista de ensino de engenharia**, v. 31, n. 2, p. 25–44, 2012.

PETERSON, T. C. *et al.* Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: a review. **International Journal of Climatology**, v. 18, n. 13, p. 1493–1517, 15 nov. 1998.

PETTITT, A. N. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem. **Applied Statistics**, v. 28, n. 2, p. 126, 1979.

RAGAB, R. M.; AMIN, D.; ELMOUSTAFA, A. M.; ALI, N. A. Rainfall trend detection using statistical tests in North Coast of Egypt. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 155, n. 9, p. 8871–8885, 2 set. 2024.

REEVES, J.; CHEN, J.; WANG, X. L.; LUND, R.; LU, Q. Q. A Review and Comparison of Changepoint Detection Techniques for Climate Data. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**, v. 46, n. 6, p. 900–915, 1 jun. 2007.

RODRIGUES, A. A.; SIQUEIRA, T. M.; BESKOW, T. L. C.; BESKOW, S.; NUNES, A. B. Tendência e variabilidade da chuva no Rio Grande do Sul, Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 32, p. 177–207, 10 jan. 2023.

SALVIANO, M. F.; GROPPPO, J. D.; PELLEGRINO, G. Q. Análise de Tendências em Dados de Precipitação e Temperatura no Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 1, p. 64–73, 1 mar. 2016.

SAMANI, Z. Estimating Solar Radiation and Evapotranspiration Using Minimum Climatological Data. **Journal of Irrigation and Drainage Engineering**, v. 126, n. 4, p. 265–267, jul. 2000.

SANTOS, R. S. DOS; SEDIYAMA, G. C.; OLIVEIRA, R. A.; ABRAHÃO, G. M. Homogeneidade de séries climatológicas em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 16, n. 12, p. 1338–1345, dez. 2012.

SEN, P. K. Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, n. 324, p. 1379, dez. 1968.

SOARES, W. R. Projeções climáticas para o Espírito Santo. *Em*: REIS JÚNIOR, N. C.; NOBRE, C. A.; SANTOS, J. M.; PEZZOPANE, J. E. M. (Eds.). **Mudanças climáticas: efeitos sobre o Espírito Santo**. Jundiaí, SP: Paco, 2023. p. 41–69.

SOUZA, A. DE; MEDEIROS, E. S. DE; OLINDA, R. A. DE; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F. DE; POBOCIKOVA, I.; ABREU, M. C.; CAVAZZANA, G. H.; PANSERA, W. A. Trends and Hydroclimatic Variability in Brazil. **Earth Systems and Environment**, 22 ago. 2024.

SUPRIYASILP, T.; SUWANLERTCHAROEN, T. Contribution rates of climate variables to the change in reference evapotranspiration in northern Thailand from 1991 to 2019. **International Journal of Climatology**, v. 43, n. 14, p. 6664–6685, 30 nov. 2023.

TERASSI, P. M. DE B.; BARATTO, J.; OSCAR-JÚNIOR, A. C. DA S.; GALVANI, E.; GOIS, G. DE. Tendências e descontinuidades em séries históricas de chuvas diárias extremas em bacias hidrográficas do Leste do Paraná. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 35, p. 678–711, 12 dez. 2024.

VEZZOLI, R.; PECORA, S.; ZENONI, E.; TONELLI, F. Data Analysis to Detect Inhomogeneity, Change Points, Trends in Observations: An Application to Po River Discharge Extremes. **SSRN Electronic Journal**, 2012.

WIJNGAARD, J. B.; KLEIN TANK, A. M. G.; KÖNNEN, G. P. Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. **International Journal of Climatology**, v. 23, n. 6, p. 679–692, maio 2003.

WMO – WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION. **Guidelines on Homogenization (WMO-No. 1245)**. Geneva: WMO, 2020.

WMO – WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION. **Guidelines on Surface Station Data Quality Control and Quality Assurance for Climate Applications (WMO-No. 1269)**. Geneva: WMO, 2021.

WMO – WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION. **Guide to Climatological Practices (WMO-No. 100)**. Geneva: WMO, 2023.

XU, C.; GONG, L.; JIANG, T.; CHEN, D.; SINGH, V. P. Analysis of spatial distribution and temporal trend of reference evapotranspiration and pan evaporation in Changjiang (Yangtze River) catchment. **Journal of Hydrology**, v. 327, n. 1–2, p. 81–93, 30 jul. 2006.