



Variabilidade espaço temporal da seca meteorológica nas microrregiões do MATOPIBA

Welinagila Grangeiro de Sousa¹, Madson Tavares Silva², Mariana da Silva Siqueira³, Helber Barros Gomes⁴, Gabriel de Oliveira⁵, Thieres George Freire da Silva⁶, Enilson Palmeira Cavalcanti⁷

¹Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Meteorologia, Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas- UACA, Centro de Tecnologias e Recursos Naturais-CTRN, Universidade Federal de Campina Grande – UFCG, 58109-970; Campina Grande - (PB), Brasil, welinagilagrangero@estudante.ufcg.edu.br. ²Professor Doutor, Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas- UACA, Centro de Tecnologias e Recursos Naturais- CTRN, Universidade Federal de Campina Grande – UFCG, 58109-970; Campina Grande-(PB), Brasil, madson.tavares@professor.ufcg.edu.br. ³Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Meteorologia, Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas- UACA, Centro de Tecnologias e Recursos Naturais-CTRN, Universidade Federal de Campina Grande – UFCG, 58109-970; Campina Grande - (PB), Brasil, silva.siqueira@estudante.ufcg.edu.br. ⁴Professor Doutor, Instituto de Ciências Atmosféricas-ICAT, Universidade Federal de Alagoas – UFAL, 57072-900; Maceió-(AL); Brasil, helber.gomes@icat.ufal.br. ⁵Professor Doutor, Department of Earth Sciences, Stokes School of Marine and Environmental Sciences, University of South Alabama, Mobile, AL, 36688, Estados Unidos-(USA), deoliveira@southalabama.edu. ⁶Professor Doutor, Unidade Acadêmica de Serra Talhada – UAST, Universidade Federal Rural de Pernambuco-UFRPE, 56909-535; Serra Talhada—(PE), Brasil, thieres.silva@ufrpe.br. ⁷Professor Doutor, Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas- UACA, Centro de Tecnologias e Recursos Naturais-CTRN, Universidade Federal de Campina Grande – UFCG, 58109-970; Campina Grande—(PB), Brasil, enilson.palmeira@gmail.com.

Artigo recebido em 15/06/2023 e aceito em 04/01/2024

RESUMO

A seca é um evento natural recorrente, e sua avaliação é primordial em locais suscetíveis, a citar a região do MATOPIBA, um acrônimo dos quatro estados que a compõe (Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia), a qual vem sendo bastante explorada. Portanto, objetivou-se através deste trabalho identificar e compreender a variabilidade espaço temporal de eventos de secas meteorológicas ocorridas nas microrregiões pertencentes ao MATOPIBA através de técnicas de análise de série temporais. Utilizou-se séries de dados históricos mensais de precipitação e temperatura do ar para o período de 1961 a 2018 provenientes das reanálises do CRU-TS-4.03. A caracterização da seca se deu através do Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração-SPEI, especificamente com incidência de doze meses (SPEI-12), o qual caracteriza uma interface da seca meteorológica. As microrregiões com características homogêneas do SPEI-12 foram obtidas por meio da análise de agrupamento, assim como aplicação dos testes não-paramétricos de Mann-Kendall e Sen's e de homogeneidade de Pettitt para verificar os padrões temporais para a região. Desse modo, através da variabilidade das secas foi possível observar o aumento progressivo de intensidade e magnitude desse evento em toda a região, com ênfase nos períodos mais recentes. Além disso, constatou-se que o grupo mais seco foi o Grupo 5, o qual engloba grande parte do estado do Tocantins (com exceção de três micros) e uma microrregião do extremo sul maranhense. Em contrapartida, destaca-se o Grupo 1 como o mais úmido do período analisado, o qual abrange o sudoeste do Maranhão e norte do Tocantins. Quanto às análises de tendências, identificou-se que todas as microrregiões analisadas apresentaram tendências decrescentes significativas, acarretando no aumento dos eventos de secas na região durante os anos avaliados.

Palavras-chave: Índice de precipitação e evapotranspiração, variabilidade, agrupamento, tendência.

Spatiotemporal variability of Meteorological drought in MATOPIBA microregions

ABSTRACT

Drought is a recurrent natural event, and its evaluation is important in places susceptible to this phenomenon. This is the case of the extensively explored region known as MATOPIBA, acronym for the four states that compose it (Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia). The objective of this work was to identify and understand the spatiotemporal variability of meteorological drought events that have occurred in the microregions of the MATOPIBA through time series analysis

techniques. Monthly historical data series of precipitation and air temperature for the period of 1961-2018 based on CRU-TS-4.03 reanalysis were used. The characterization of the drought was based on the Standardized Precipitation and Evapotranspiration Index (SPEI), specifically the SPEI with a twelve-month incidence (SPEI-12), which characterizes an interface of meteorological drought. Microregions with homogeneous SPEI-12 characteristics were obtained through cluster analysis, as well as non-parametric Mann-Kendall test and Sen's slope estimator, and Pettitt's homogeneity tests to investigate the temporal patterns for the region. The analysis of the variability of droughts in the region indicated a progressive increase in the intensity and magnitude of this event throughout the region, especially in more recent periods. Further, Group 5, encompassing a large part of the state of Tocantins (with the exception of three micoregions) and a microregion in the extreme south of Maranhão, was the driest group. In turn, Group 1, which covers the southwest of Maranhão and north of Tocantins, stood out as the most humid in the analyzed period. The trend analyses showed that all micoregions analyzed showed significant decreasing trends, resulting in an increase in drought events in the region during the years evaluated.

Keywords: Precipitation and evapotranspiration index, variability, clustering, trend.

Introdução

Visto como um evento natural recorrente, a seca ocorre em basicamente todos os regimes climáticos, cujos impactos prejudicam diferentes setores da sociedade, como a geração da energia elétrica, agricultura, recursos hídricos, turismo e os ecossistemas (Zhao et al., 2018; Marengo et al., 2020; Wang et al., 2023). O grande desafio dos gestores naturais e tomadores de decisões é monitorar o começo, evolução e o término das secas (Dantas et al., 2020).

As secas são classificadas em quatro categorias, como meteorológica que corresponde à diminuição de precipitação num determinado período de tempo, a seca agrícola em decorrência de um déficit hídrico prolongado ocasionando redução de água no solo, a hidrológica que representa uma diminuição dos níveis nos locais de armazenamento de água, e por último a socioeconômica que está relacionada aos prejuízos sociais e ambientais fomentado pela ausência contínua da água (Malik et al., 2021; Ojha et al., 2021).

O monitoramento de eventos extremos em regiões consideradas como fronteiras para novos investimentos do agronegócio no Brasil, a citar o MATOPIBA (Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia) é de grande pertinência, tendo em vista que um bom entendimento da variabilidade climática é vital para a resiliência climática e a melhoria da segurança alimentar em todo o mundo (Khan et al., 2018; Araújo et al., 2019).

Entre todos os tipos de secas, as do tipo meteorológicas são as mais importantes, pois a partir dela é que os outros tipos são desencadeados, vindo a prejudicar o desenvolvimento de diversas atividades da sociedade (Dash et al., 2020).

Monitorar as secas, a exemplo da meteorológicas e seus efeitos não é uma tarefa fácil. É fundamental criar uma rede de observação que registre com precisão a variabilidade espaço-temporal da precipitação, o que é um desafio, principalmente nas

regiões áridas e semiáridas. Entretanto, com a evolução da tecnologia, métodos de estimativas têm sido utilizados para supervisionar desastres naturais e auxiliar na gestão de recursos hídricos em grandes áreas (Quintana-Seguí et al., 2020).

Diante de sua complexidade, diversos índices vêm sendo desenvolvidos para auxiliar a supervisão desse fenômeno e entre esses o Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI) é considerado um dos mais difundidos no mundo. Isso está ligado ao fato de que o SPEI é um índice que permite a avaliação das secas em diferentes escalas de tempo (3, 6, 9, 12, 24 e 48 meses) e categorias, viabilizando comparações entre resultados de diferentes regiões (Caloiero et al., 2018).

No entanto, métodos de análise de tendências vêm atraindo a atenção de diversos pesquisadores por contribuir no conhecimento do padrão das secas, colaborando para sua compreensão assim como variações futuras. Em relação às secas, os testes não paramétricos de Mann-Kendall, Sen's Slope e Pettitt são úteis para identificar e caracterizar as suas tendências em várias escalas de tempo (Dashtpazgerdi et al., 2018; Khan et al., 2018).

Do ponto de vista alternativo, diversos trabalhos estão sendo elaborados com propósito de identificar regiões com comportamento similares em relação à ação e comportamento das secas. Deste modo, as técnicas de análises de clusters demonstram ser uma ferramenta eficiente na identificação dos fatores que induzem a ocorrência de secas em diferentes localidades, auxiliando na compreensão das secas de maneira multidisciplinar (Yang et al., 2018; Li et al., 2019).

A identificação do comportamento espacial das secas é um trabalho importante, uma vez que cria subsídios para o mapeamento de áreas susceptíveis a esse evento, além de ajudar no planejamento das atividades agrícolas e no gerenciamento dos recursos hídricos.

Diante do exposto o presente estudo tem como objetivo identificar e compreender a variabilidade espaço temporal de eventos de secas meteorológicas ocorridos nas microrregiões do MATOPIBA no período de 1961 a 2018 mediante aplicação do índice SPEI.

Material e métodos

Área de estudo

O MATOPIBA localiza-se entre a região Amazônica e o Semiárido Brasileiro, englobando áreas das regiões Norte e Nordeste do Brasil. Sua área total abrange os estados do Maranhão (33%),

Tocantins (38%), porção sudoeste do Piauí (11%) e noroeste da Bahia (18%), com total de quase 74 milhões de hectares (Miranda et al., 2014; 2016; Salvador e Brito, 2018) (Figura 1). Incluem o bioma Cerrado (91%), Amazônia (7,3%) e Caatinga (1,7%), sendo a cobertura vegetal natural formada predominantemente por savanas (63,6%), áreas de tensão ecológicas (15%) e floresta estacional decidual (10,7%) (Sano et al., 2019). A respeito do relevo, 47,9% são de áreas planas (até 3% de declividade) e 33,7% de áreas suavemente onduladas (de 3% a 8%), ou seja, uma declividade favorável à mecanização das atividades agrícolas.

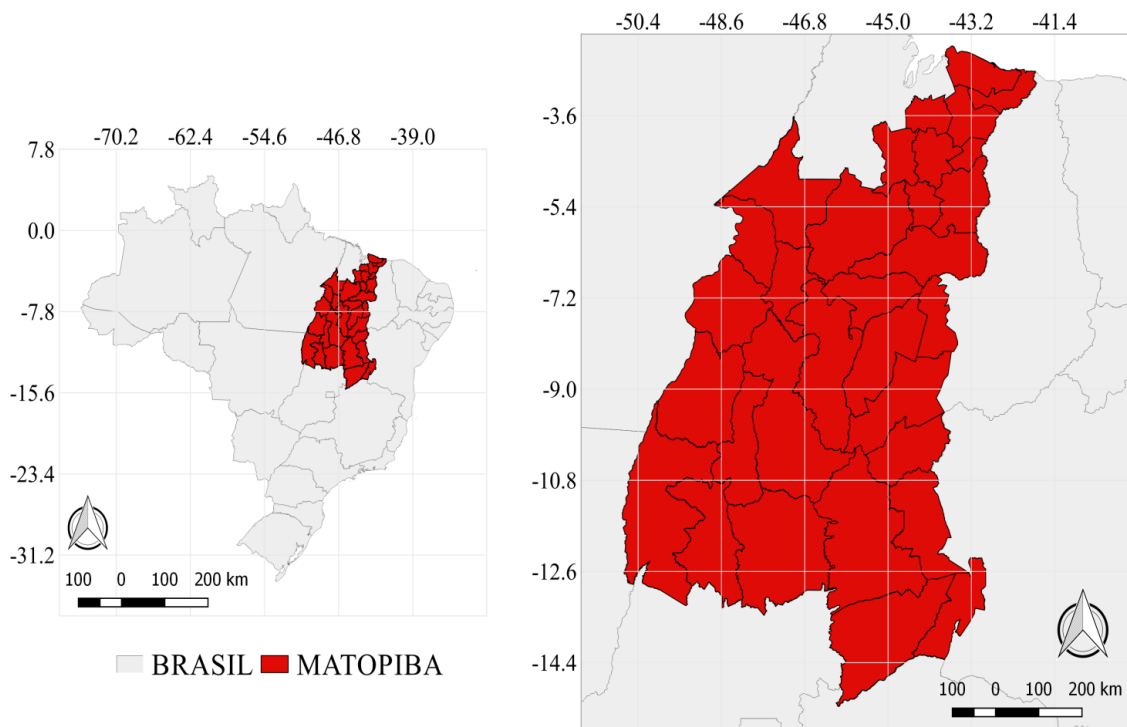


Figura 1. Localização da área de estudo.

O clima do MATOPIBA é tropical úmido com inverno seco (Aw), de acordo com a classificação de Köppen, com temperaturas médias mensais que variam de 22 a 28°C em todos os meses do ano, e precipitação média anual entre 800 a 2.000 mm, distribuída em duas estações bem definidas: a estação seca, que estende de maio a setembro, e a estação chuvosa, de outubro a abril. Suas pastagens plantadas ocupam cerca de 8 milhões de hectares, 3 dos quais com indicativos de degradação (Alvares et al., 2014).

O calor é mais intenso nas regiões mais úmidas e mais baixas, formando seis unidades climáticas com diferentes ciclos de precipitação que vão desde o

superúmido (equatorial) até o semiárido (tropical central). As áreas mais baixas da região são observadas no Norte maranhense e as áreas mais elevadas, no Extremo Oeste baiano. As regiões hidrográficas são áreas banhadas pelos principais rios do MATOPIBA: Araguaia, Tocantins, São Francisco, Parnaíba, Itapicuru, Mearim, Gurupi e Pindaré (Reis et al., 2020).

Dados

Os dados meteorológicos utilizados nesse estudo constam dos valores históricos mensais de temperatura mínima e máxima (°C) e precipitação total (mm) para o período que compreende de janeiro

de 1961 a dezembro de 2018. Esses dados são reformatados das reanálises do Climatic Research Unit- CRU-TS-4.03 (dados em pontos de grade com resolução espacial de 0,5°) pela Unidade de Pesquisa Climática da Universidade de East Anglia (Fick e Hijmans, 2017).

Os dados do CRU-TS-4.03 são produzidos usando a interpolação de ponderação de distância angular (ADW), fornecendo dados em campos de grade mensais baseados em valores observacionais mensais obtidos a partir de dados diários ou subdiários pelos Serviços Meteorológicos Nacionais e outros agentes externos (Harris e Jones, 2020).

Fez-se uso dos acumulados mensais de precipitação pluvial e médias mensais de temperatura do ar para o cálculo da evapotranspiração potencial (ETP), para em seguida dar procedimento a determinação dos valores do Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI) para as microrregiões que compõem a região do MATOPIBA.

Metodologia

A análise estatística do trabalho se deu por meio do uso de planilha eletrônica para organização dos dados, assim como do Software R (R Core Team, 2019) para a obtenção do Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI), como também para a execução da estatística Multivariada (Análise de Agrupamento) e os testes não-paramétrico de Pettitt e o de Mann-Kendall.

Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI)

O SPEI (Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração) desenvolvido por Serrano et al. (2010), permite comparar a severidade da seca através do tempo e do espaço, podendo ser aplicado a variados climas. Seu cálculo se dá pela diferença entre a precipitação pluvial (P) e evapotranspiração potencial (ETP), estimando, assim, a descrição da severidade das condições de seca em determinadas regiões (Li et al., 2017)

A evapotranspiração potencial (ETP), é estimada a partir da equação de Thornthwaite, como descrito em (Ometto et al., 1981), conforme equações:

$$ETP = 16K \left(\frac{10T}{I} \right)^m \quad (1)$$

$$I = \sum_{i=1}^{12} \left(\frac{T_i}{5} \right)^{1,514} \quad (2)$$

$$K = \left(\frac{N}{12} \right) \left(\frac{NDM}{30} \right) \quad (3)$$

$$m = 6,75 \times 10^{-7} I^3 - 7,71 \times 10^{-5} I^2 + 1,79 \times 10^{-2} I + 0,5 \quad (4)$$

em que: ETP é a evapotranspiração potencial; T é a temperatura média mensal (°C); I é o índice de calor, que é calculado como a soma de 12 valores mensais do índice (i); T_i é derivado da temperatura média mensal; K é um coeficiente de correção, calculado em função da latitude e mês, e m é um coeficiente baseado no índice de calor I; NDM é o número de dias do mês e N é o número máximo de horas de Sol.

Portanto, a medida simples do excedente ou déficit de água para o período analisado é expressa pela diferença (D_i) entre a precipitação pluvial (P_i) e a evapotranspiração potencial (ETP_i) para o mês i obtido a partir da Equação (5):

$$D_i = P_i - ETP_i \quad (5)$$

Os valores de D_i calculados são agregados em diferentes escalas de tempo para detecção de padrões temporais da seca (Equação 6). Sendo assim, os valores SPEI são calculados para as escalas mensal, trimestral, semestral e anual (SPEI-1, SPEI-3, SPEI-6 e SPEI-12).

$$D_n^k = \sum_{i=0}^{k-1} (P_{n-1} - ETP_{n-i}), \quad n \geq k \quad (6)$$

em que: n é a frequência de cálculo e k é a escala de tempo.

O balanço hídrico, expresso por D_i é então normalizado utilizando a função densidade de probabilidade da distribuição log-logística para calcular a série temporal do SPEI, como segue a Equação (7):

$$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} \left(1 + \left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta} \right)^{-2} \quad (7)$$

em que: α, β e γ são parâmetros de escala, forma e origem, respectivamente, para valores de D no intervalo (γ > D < ∞). A função de distribuição de probabilidade F(x) da série temporal do índice D_i é então definida mediante Equação (8):

$$F(x) = \int_0^x f(t)dt = \left[1 + \left(\frac{\alpha}{x - \gamma} \right)^\beta \right]^{-1} \quad (8)$$

O SPEI é obtido como os valores padronizados de $F(x)$ segundo (Serrano et al., 2010 e Li et al., 2015) a partir da Equação (9):

$$SPEI = W - \frac{C_0 + C_1W + C_2W^2}{1 + d_1W + d_2W^2 + d_3W^3} \quad (9)$$

em que: $W = (-2\ln(p))^{0,5}$, para $p \leq 0,5$, sendo p a probabilidade de exceder

um valor D determinado, $p = 1-F(x)$. Se $p > 0,5$, p é substituído por $1-p$ e o sinal do SPEI resultante é invertido. As constantes são: $C_0 = 2,515517$, $C_1 = 0,802853$, $C_2 = 0,010328$, $d_1 = 1,432788$, $d_2 = 0,189269$, $d_3 = 0,001308$.

A partir de então o SPEI torna-se uma variável padronizada (média 0 e o desvio padrão 1) podendo ser comparada com outros valores de SPEI ao longo do tempo e do espaço de acordo com as categorias de seca descritas pelo índice (Tabela 1) (McKee et al., 1993 e Tan et al., 2015).

Tabela 1. Classificação da seca com base no SPEI.

Classificação da seca	SPEI
Sem seca	$\geq -0,5$
Seca suave	$(-1,0; -0,5)$
Seca moderada	$(-1,5; -1,0)$
Seca severa	$(-2,0; -1,5)$
Seca extrema	$\leq -2,0$

Análise de Agrupamento (AA)

Os agrupamentos são um dos métodos de análise de dados mais utilizados para inúmeras aplicações práticas em diversas áreas de pesquisa (Ahmad e Starkey, 2017). É uma técnica cuja finalidade é criar grupos (*clusters*) de objetos semelhantes de certo conjunto de entradas (Osiński, 2005; Härdle e Simar, 2007). Esse método reduz a subjetividade, onde os bons clusters têm a característica de que objetos pertencentes ao mesmo cluster são "similares" uns aos outros, enquanto objetos de dois *clusters* diferentes são "dissimilares" (Osiński, 2005).

O método de agrupamento hierárquico de Ward, cuja função de agrupamento utilizada foi a Distância Euclidiana, foi utilizado no estudo, com o propósito de agrupar os indivíduos com base em suas características. O método de Ward interliga as amostras por suas associações e considera, para a formação inicial dos grupos, aqueles indivíduos que proporcionam a menor soma de quadrados dos desvios. As regiões homogêneas foram constatadas por meio de uma matriz de dados, organizada da seguinte maneira: as linhas são compostas pelas microrregiões e as colunas pelos valores mínimos do SPEI-12 para todo o período.

Segundo Wilks (2006) e Bem et al. (2015) a função de dissimilaridade é empregada como critério para medir a distância entre dois pontos ou para designar o quanto eles são semelhantes, através da raiz quadrada da soma dos quadrados das diferenças de valores para cada variável, e é calculada de acordo com a Equação (10):

$$d_{ij} = [X_i - X_j] = \left[\sum_{k=1}^p (X_{i,k} - X_{j,k})^2 \right]^{1/2} \quad (10)$$

em que: X_{ik} é o valor da variável X_k para o objeto i ; X_{jk} é o valor da variável X_k para o objeto j e p variáveis usadas X_1, \dots, X_p

O método hierárquico de Ward procura por partições que minimizem a perda associada a cada agrupamento (Everitt, 1974; Bussab et al., 1990; Mingoti, 2005). A perda é calculada mediante diferença entre a soma dos erros quadráticos de cada padrão e a média da partição em que está contido, conforme Equação (11):

$$SQD = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \quad (11)$$

em que: n é o número total de elementos do agrupamento e x_i é o i -ésimo elemento do agrupamento.

Teste de Mann-Kendall

O teste de Mann-Kendall foi derivado dos estudos propostos por Mann (1945) e Kendall (1975), sendo amplamente utilizado na análise de tendências de secas hidrológicas e meteorológicas (Lin et al., 2019). Esse teste verifica a existência de uma tendência em uma determinada série temporal, identificando eventuais variações nas tendências ao longo do tempo além detectar os possíveis pontos de mudança na série do SPEI-12.

A estatística usada é calculada dada uma série temporal t_1, t_2, \dots, t_n e sua sequência de dados correspondentes x_1, x_2, \dots, x_n , sendo n o número de pontos de dados. A hipótese nula do teste indica uma amostra com variáveis aleatórias e identicamente distribuídas, enquanto a hipótese alternativa indica distribuições não idênticas para X_i e X_j (Kazemzade e Malekian, 2018), calculado como:

$$S = \sum_{i=j}^{n-1} \sum_{j=1+i}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (12)$$

em que: x_i e x_j são valores de dados para os anos; n o número de pontos de dados usados, i e j ($j > i$), respectivamente, e $\text{sgn}(x_j - x_i)$ é a função do sinal, dada como:

$$\text{Sgn} = (x_j - x_i) = \begin{cases} +1 \text{ if } x_j - x_i > 0 \\ 0 \text{ if } x_j - x_i = 0 \\ -1 \text{ if } x_j - x_i < 0 \end{cases} \quad (13)$$

A variância dessa distribuição é calculada pelas Equações 14 e 15:

$$\text{Var}(S)_n = \frac{n(n-1)(n2+5) - \sum_{i=1}^p t_i(i)(i-1)(2i+5)}{18} \quad (14)$$

em que: p é o número de grupos empatados, o sinal de soma (p) indica a soma de todos os grupos vinculados, e t_i é o número de valores no grupo (Piyooosh e Ghosh, 2017).

$$Z_s = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (15)$$

em que: Z caracteriza se existe tendência no teste para os dados utilizados. Os valores Z positivos indicam uma tendência crescente e os valores Z

negativos indicam uma tendência decrescente. Se o valor de Z for 0, não há tendência.

O Tau Kendall τ (Kendall, 1948) mede a força da relação monotônica entre x e y . O coeficiente de correlação tau de Kendall é dado por:

$$\tau = \frac{x_i - x_j}{i - j} \text{ for all } j < i \quad (16)$$

Estimador de inclinação de Sen's slope (Sen)

O teste de inclinação não paramétrico de Sen foi desenvolvido por Sen (1968) cujo intuito é calcular a magnitude das tendências. Para o cálculo de Sen's slope, computam-se todas as curvaturas de todos os pares dos valores apresentados em determinada série temporal. É um método insensível a outliers e dados ausentes, sendo mais rigoroso do que a curvatura da regressão linear, provendo uma medida mais real das tendências em séries temporais (Silva et. al., 2015). A inclinação é obtida através da Equação (17):

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \text{ for } i = 1 \dots, n \quad (17)$$

em que: x_j e x_k são os valores nos tempos j e k ($j > k$), respectivamente. Se houver n valores de x na série temporal, obtemos até $N = n(n-1)/2$ estimativas de inclinação Q_i . Os valores N de Q_i são classificados do menor ao maior, e o estimador de inclinação de Sen é a mediana dos valores N de Q_i ; este valor é estimado conforme Equação (18):

$$Q_{med} = \begin{cases} Q\left(\frac{n+1}{2}\right) & \text{se } N \text{ for ímpar} \\ \frac{Q\left(\frac{n}{2}\right) + Q\left(\frac{n+2}{2}\right)}{2} & \text{se } N \text{ for par} \end{cases} \quad (18)$$

O sinal de Q_{med} retrata a tendência dos dados, sendo o valor a inclinação da tendência. Para determinar se a inclinação média é significativamente diferente de zero, o intervalo de confiança de Q_{med} deve ser obtido em uma probabilidade específica. Conforme Gilbert (1987) o intervalo de confiança levando em conta a inclinação de tempo, pode ser calculado conforme Equação (19):

$$Ca = Z1 - \alpha/2 \sqrt{\text{var}(s)} \quad (19)$$

em que: $Z_{1-\alpha/2}$ é obtido por meio de uma tabela de distribuição normal padrão. Então, em seguida $M1 = (n - C\alpha) / 2$ e $M2 = (n + C\alpha) / 2$ são calculados.

Os limites inferior e superior do intervalo de confiança, Q_{\min} e Q_{\max} , é o M_1^o maior e $(M_2 + 1)$ o maior das estimativas de inclinação ordenada n , respectivamente (Gilbert, 1987). A inclinação Q_{med} é significativa diferente de zero se os dois limites (Q_{\min} e Q_{\max}) tiverem sinais semelhantes.

Teste Não Paramétrico de Pettitt

Levando em consideração uma sequência de variáveis aleatórias X_1, X_2, \dots, X_N , esta sequência possui um ponto de mudança em τ para o caso em que X_t para $t = 1, \dots, \tau$ tenha uma função de distribuição comum $F_1(x)$ e X_t para $t = \tau + 1, \dots, N$ possua uma função de distribuição comum $F_2(x)$, desde que $F_1(x) \neq F_2(x)$. Assume-se como problema de teste a hipótese nula do caso “sem mudança”, confrontando com a hipótese alternativa de “mudança” (Pettitt, 1979).

Tendo em conta então a problemática da mudança abrupta, Pettitt (1979) modifica a estatística de Mann-Whitney, de forma a ser utilizada para o teste da “não mudança”, confrontando com a “mudança”, derivando sua probabilidade de significância em uma estatística não paramétrica. Yang et al. (2018) define o teste de Pettitt como uma forma de determinar o ponto de mudança mais significativo de uma série. O teste, conforme proposto por Pettitt (1979) pode ser representado pela Equação (20):

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + j \sum_j^N \text{sgn}(X_t - X_j), \tag{20}$$

para $t=2, \dots, N$

em que:

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & \text{para } x > 0 \\ 0, & \text{para } x = 0 \\ -1, & \text{para } x < 0 \end{cases}$$

Portanto, o teste estatístico conta o número de vezes que um membro da primeira amostra excede um membro da segunda amostra (Santos et al., 2016). A estatística é dada pela Equação (21):

$$Kt = \max |U_{t,N}| \tag{21}$$

Yang et al. (2018) afirmam que o ponto de mudança mais significativo pode ser identificado como o ponto em que o valor de $U_{t,N}$ é máximo, com sua significância sendo representada pela Equação (22).

$$\rho = 2_{exp} \left\{ \frac{-6(K_t)^2}{(N^3 + N^2)} \right\} \tag{22}$$

Sendo a hipótese nula para o teste de Pettitt a não ocorrência de um ponto de mudança, valores de significância calculados que sejam inferiores à significância adotada ao teste, na maior parte das vezes 0,05, indicam rejeição à hipótese nula. Logo, para estes casos, o teste indica a presença de um ponto de mudança significativo para a série histórica, ocorrendo no ano t (Yang et al., 2018).

Resultados e discussão

De acordo com a Figura 2 é possível observar a variabilidade do SPEI-12 no MATOPIBA durante o período de 1962 a 1999, conforme anos específicos de seca. De maneira geral, é possível verificar a presença de seca meteorológica conforme o índice (valores $\leq -0,5$) em todos os anos analisados, porém com magnitudes diferentes para cada microrregião.

Verifica-se que durante o período avaliado as maiores intensidades do evento se deram a partir da década de 80, onde a maior severidade do fenômeno em toda a região ocorre no ano de 1998 com eventos predominantes variando das categorias de severa (-2,0 a -1,5) nas microrregiões pertencentes ao nordeste do Maranhão, sudoeste do Piauí e sul do Tocantins, a extrema ($\leq -2,0$) na região de transição entre o sudoeste da Bahia e o norte do Tocantins assim como para quatro micros Maranhense, três ao sudoeste (Imperatriz, Alto Mearim e Grajaú e Porto Franco) e uma do sul (Chapadas das Mangabeiras).

Marengo et al. (2018) respaldam mediante resultado avaliativo, que o ano de 1998 foi observado e dito como um dos anos mais secos da região Nordeste, principalmente em decorrência da redução da precipitação.

No entanto, além do ano supracitado, os anos de 1962, 1983, 1987, 1991, 1993 e 1999 também se destacaram quanto aos menores valores de SPEI-12, caracterizando maior intensidade de seca quando comparados aos demais (Figura 2). Em 1962 os eventos variaram na categoria de suave a moderada, onde quatro micros foram caracterizados não secas (Baixo Parnaíba Maranhense, Chapadinha, Coelho Neto e Bom Jesus da Lapa).

A presença de secas no Brasil, em nível anual, são exemplos da variabilidade interanual do clima associados a eventos de ENOS no Atlântico Tropical Norte e a Sul da linha equatorial, mais intensamente nas regiões Norte e Nordeste (secas durante El Niño nos biomas Amazônia, Caatinga e região norte do Cerrado), que podem gerar anomalias climáticas que levam a grandes secas como as de 1983 e 1998 (Brito et al., 2018).

De acordo com Da Silva et al. (2020) ao utilizarem o Índice Padronizado de Precipitação-SPI para Aracaju, observaram que os registros de anos mais secos se destacaram entre o período de 1961 a

1963, onde o ano de 1963 foi de atuação do El Niño, um dos fenômenos responsável por ocorrência de secas no nordeste brasileiro.

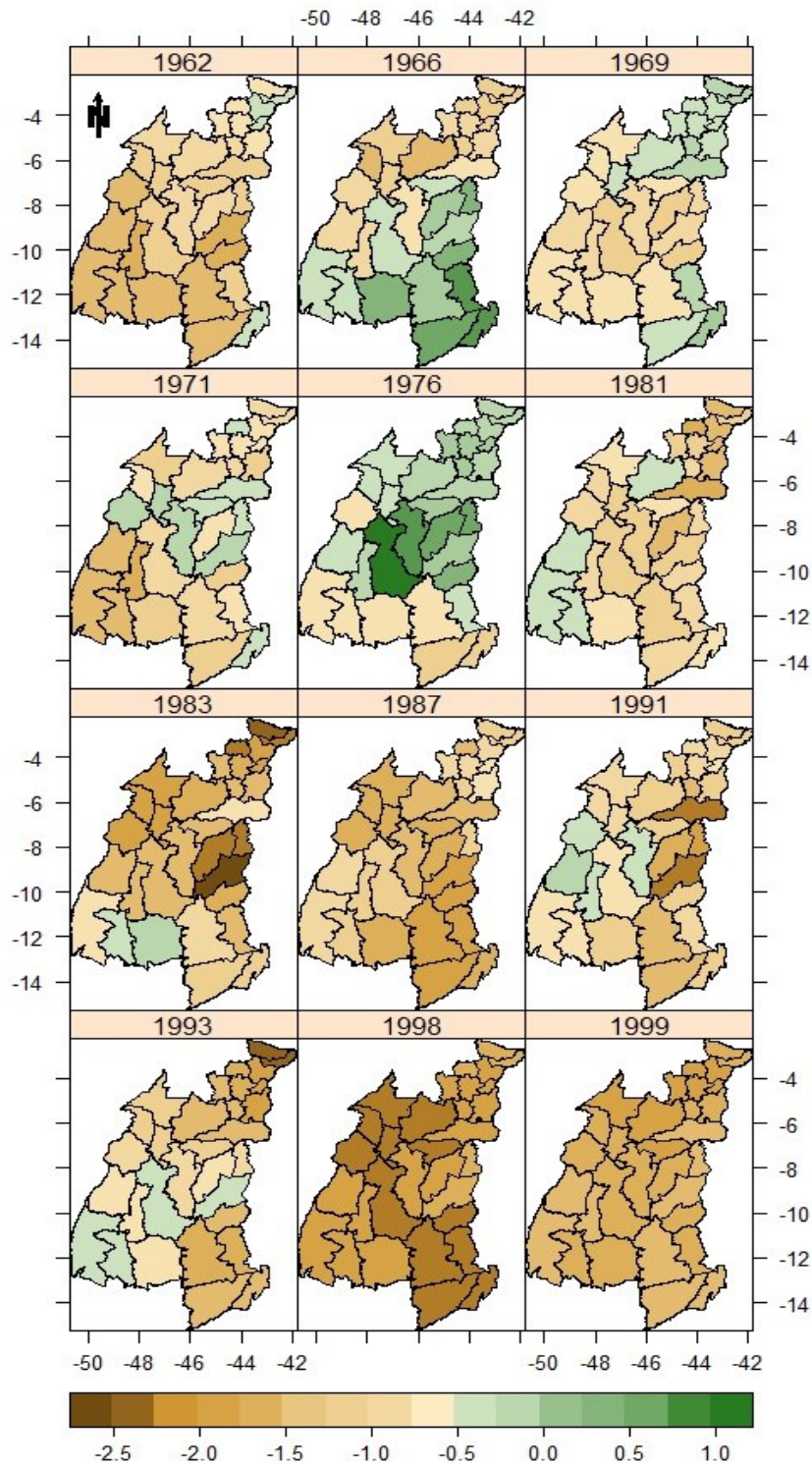


Figura 2. Distribuição espaço temporal da variabilidade do SPEI-12 nas microrregiões do MATOPIBA no período 1962 a 1999.

Cunha et al. (2019) por meio do índice SPI, fizeram a comparação do padrão espacial de eventos de seca severa dos últimos 30 anos no Nordeste, e observaram que uma característica da seca é sua tendência a se tornar mais frequente durante a ocorrência de eventos de El Niño (a exemplo dos anos 1982–1983, 1992–1993, 1997–1998), coincidindo assim com os anos de maiores intensidades encontrado no período estudado.

Observou-se que os anos de 1966, 1969 e 1976 (Figura 2) abrangeram as maiores quantidades de microrregiões não secas ($\geq -0,5$) segundo a variabilidade do índice no século XX. Contudo, observa-se de modo geral que no ano de 1966 o sul e o sudeste do MATOPIBA, caracterizaram-se não secas, abrangendo todas as regiões do Piauí, Bahia, quatro micros pertencentes ao Tocantins (Dianópolis, Gurupi, Rio Formoso e Jalapão) e uma ao Maranhão (Chapada das Mangabeiras).

Oliveira-Junior et al. (2021) ao definirem os períodos úmidos e secos no estado de Alagoas por meio do Índice de Precipitação Padronizada (SPI), observaram a variabilidade do índice para a escala de tempo de 12 meses, nas categorias úmidas com destaque para as décadas de 1960, 1970 e início de 1980.

No ano de 1969 observaram-se quinze micros com características não secas, sendo a região nordeste da área avaliada (Maranhão) a que abrangeu a maior quantidade (12 micros) e as outras no Sudeste (Bahia). Todavia, o destaque maior se deu para o ano de 1976, o qual configurou-se como o mais úmido do período avaliado, tendo em vista que, de acordo com o índice (SPEI-12) 26 microrregiões retrataram valores acima do estipulado para caracterizar seca, englobam a porção centro norte da região.

Avaliando a variabilidade do índice para os anos de 1966 e 1976, observa-se uma inversão de regiões não secas. Em 1966 a porção sul foi mais úmida e em 1976 a região centro norte denotou essa característica. Durante esse intervalo todas as microrregiões do Piauí, uma do Tocantins e uma da Bahia permaneceram com a configuração de não seca.

Em tese, observou-se na série histórica desse período, na escala de tempo de 12 meses que os episódios de seca também tiveram persistência plurianual, ainda que a severidade tenha mudado frequentemente de ano para ano. Porém, a seca severa foi à categoria mais dominante (-2,0 a -1,5). No entanto, as categorias extremas também estiveram presentes (-2,0 a -1,5; $\leq -2,0$).

Na análise da variabilidade espaço temporal do SPEI-12 nas microrregiões do MATOPIBA durante o século XXI a partir da Figura 3 observa-se que no geral, há uma tendência de intensificação das secas meteorológicas em toda a região de acordo com o referido índice, para todo o período analisado.

Portanto, sugere-se assim uma associação com as fortes secas dos últimos anos, onde a frequência, severidade e a área afetada aumentaram em relação às décadas anteriores em toda a área de estudo (Figura 3).

Na escala do SPEI-12 (Figura 3) identifica-se uma variabilidade interanual, observando uma maior severidade da seca por meio dos baixos valores do índice encontrados ($\leq -0,5$), com predominância das categorias severas (-2,0; -1,5) e extrema ($\leq -2,0$), de modo que, à exceção de algumas microrregiões cuja classificação de seca suave esteve presente, no entanto em comparação ao século anterior toda a região esteve condicionada a ocorrência de eventos secos mais intensos.

Altin e Altin (2021) através do SPI-12, aplicado a bacia hidrográfica do Mediterrâneo oriental da Turquia no período de 1967 a 2017, observaram que a área é sensível a seca, destacando conforme os valores do SPI-12, um período ininterrupto de secas observado de 2002-2003 a 2008-2009.

Observa-se conforme a variabilidade do índice que algumas microrregiões se configuraram não secas (Figura 3), a citar os anos de 2005 (porção sudeste, com quatro micros da Bahia e uma do Tocantins), 2007, 2008 (região norte, com micros do norte e leste Maranhense), 2013 (porção leste, com duas micros do Piauí) e 2018 (norte, duas micros do norte Maranhense).

O ano de 2007 se evidencia com a maior quantidade de micros não secas (Lençóis Maranhenses, Baixo Parnaíba, Maranhense, Chapadinha, Itapecuru Mirim, Codó, Coelho Neto e Caxias). Verificou-se ainda o mesmo comportamento para os anos de 2008 e 2018, com a continuidade de não secas para as localidades de Lençóis Maranhenses e Baixo Parnaíba Maranhense.

Ojha et al. (2021) analisaram distintas categorias de seca, na bacia do rio Punpun, Índia, com foco na meteorológica, para o período de 1991 a 2020, fazendo uso de dois índices, entre eles o SPEI, em diferentes escalas de tempo. Os resultados denotaram que a intensidade e a duração da seca aumentaram após o ano de 2004, juntamente a uma tendência negativa em todas as escalas de tempo para todas as estações avaliadas.

Nascimento et al. (2017) através do índice SPI detectaram padrões espaciais e temporais de extremos secos e chuvoso para o período de 1987 a 2015 no estado do Maranhão. Observaram que as maiores incidências de eventos de secas ocorreram

no sul e as maiores de chuvas no norte Maranhense, onde a maioria dos casos de eventos extremos ocorreu em anos de El Niño/La Niña, especialmente na região Norte.

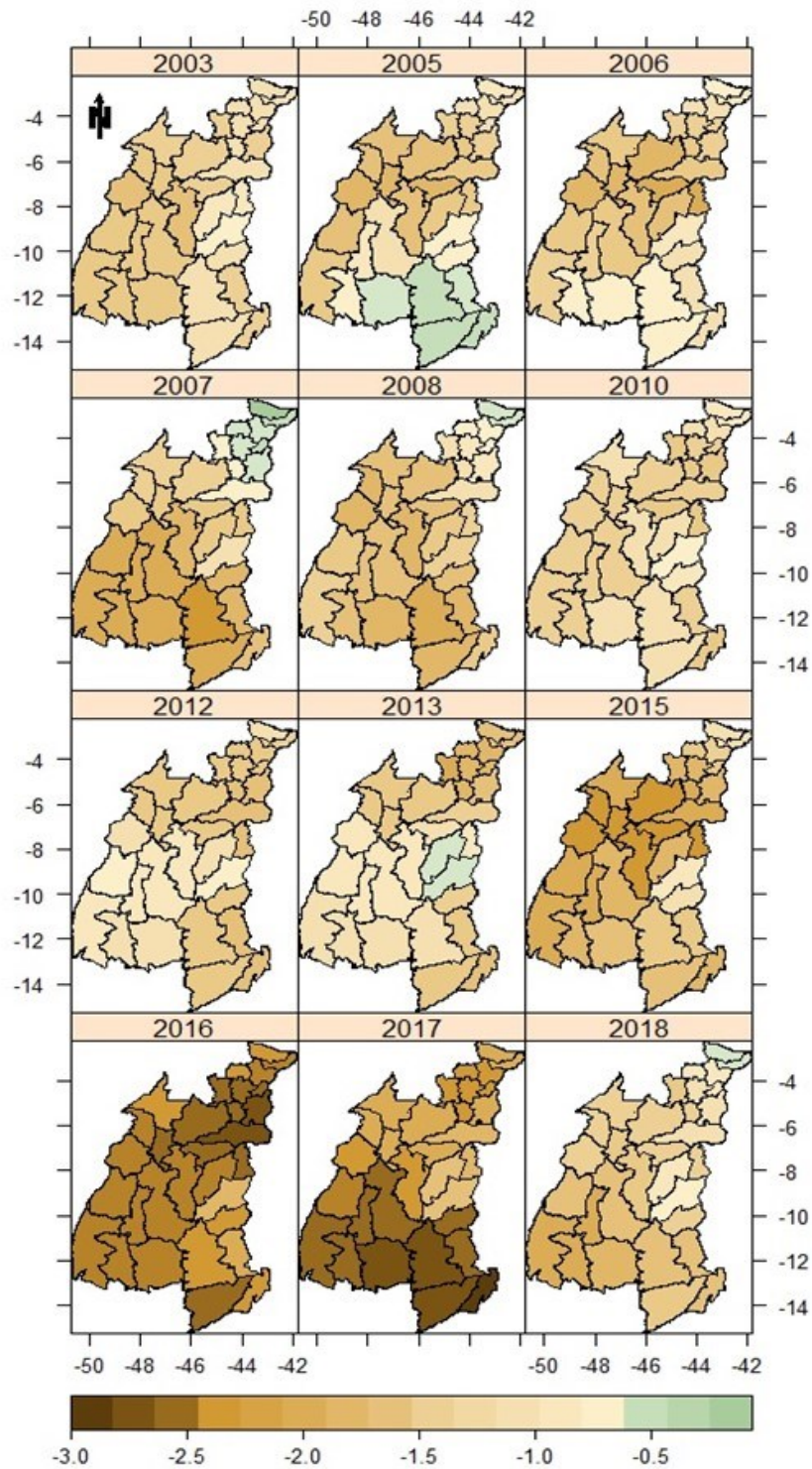


Figura 3. Distribuição espaço temporal da variabilidade do SPEI-12 nas microrregiões do MATOPIBA no período de 2003 a 2018.

Percebe-se que ao longo da série temporal (Figura 3), apesar de todos os anos apontarem a presença de seca, o fenômeno é mais intensificado durante o intervalo de 2012 a 2018 (menores valores de SPEI-12) em todas as microrregiões, com destaque para 2016 e 2017, cujos valores do índice registraram eventos de até -3.0, portanto, os anos com ocorrências de secas mais extremas da série temporal avaliada.

Filho et al (2020), constataram que no Ceará o maior período de seca avaliado se deu no período de 2012 a 2018. Uma característica importante da seca é a sua propensão a se tornar mais acentuada durante fortes eventos de El Niño, exemplo o período de 2015–2018 (Moura et al.,2019; Lee et al., 2020).

Como a seca se desenvolve ao longo do tempo, pode-se supor que períodos prolongados desse evento tendem a ser resultados dos efeitos decorrentes da escassez de água antecedente ao longo do tempo, e essa situação pode ser amplificada com períodos persistentes e contínuos de ausência de chuva (Tirivaromboet al., 2018).

Com o intuito de detectar padrões climáticos regionais e globais, delimitando regiões homogêneas, os processos multivariados de análises de clusters foram empregues, em virtude de ser um

método opcional muito eficaz para agrupar variáveis naturais distintas de acordo com a particularidade definida.

Partindo do pressuposto, ao aplicar essa técnica hierárquica aos valores mínimos do SPEI-12 de cada microrregião, identificaram-se regiões homogêneas do índice para as localidades avaliadas durante o período de janeiro de 1961 a dezembro de 2018 (Figura 4).

Por intermédio da análise de agrupamento observa-se a disposição espacial dos elementos (microrregiões) que apresentaram homogeneidade nos padrões de distribuição do SPEI-12. Nesse contexto o Grupo 1 (G1) abrange cinco microrregiões as quais estão devidamente inseridas no sudoeste do Maranhão e norte do Tocantins e o Grupo 5 (G5) com exceção de Dianópolis engloba as demais regiões do estado do Tocantins e uma do sul do Maranhão. Ao Grupo 3 (G3) pertencem dez microrregiões inseridas no nordeste do Maranhão, já o Grupo 2 (G2) resulta em todas as quatro microrregiões que fazem parte da porção do Piauí e uma do sul do Maranhão (Chapadas das Mangabeiras). O Grupo 4 (G4) inclui as microrregiões do oeste da Bahia e uma do Tocantins.

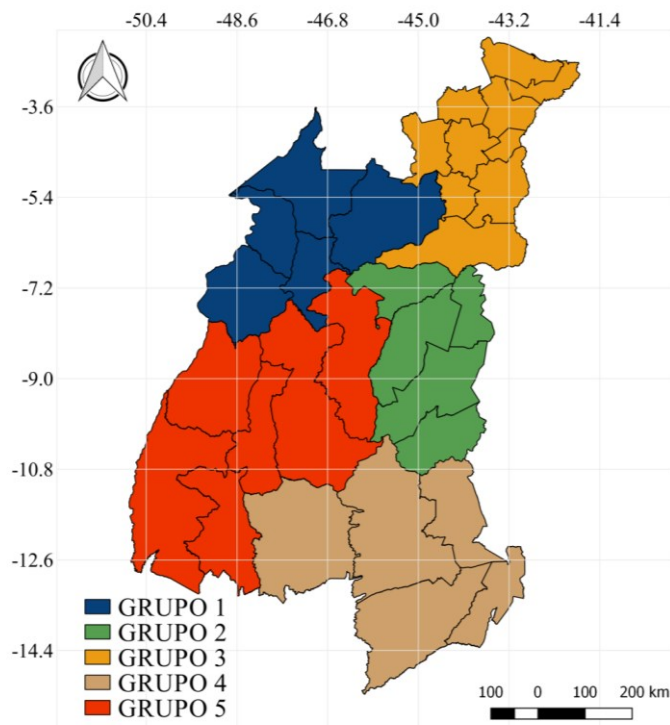


Figura 4. Distribuição espacial dos grupos homogêneos para a região do MATOPIBA no período de janeiro de 1961 a dezembro de 2018.

Sendo assim, a variabilidade no padrão de incidência de secas foi analisada separadamente para cada grupo com base nos valores mínimos e máximos dos menores valores do SPEI-12, a fim de verificar as condições alternadas de seca ao longo do período estudado (Figura 5). Via de regra, é válido destacar que para todos os grupos o índice apresenta o mesmo padrão de variabilidade, diferindo na duração, intensidade e magnitude do fenômeno seca.

Nota-se que para as secas de médio prazo, há continuidade de eventos secos e úmidos ao longo do tempo, o que facilita a identificação dos períodos úmidos e secos, tal como definido por Wable et al. (2019). O período mais úmido para os cinco grupos estudados se deu entre as décadas de 1970 e 1980 conforme estudo, em contrapartida, o intervalo que se estende de 2003 a 2018 é visto como o mais seco para todos os grupos em análise (Figura 5).

Para o período em observação, as secas mais comuns foram observadas durante os anos de 1962, 1966, 1981–1983, 1987-1993, 1997-2000, 2002-2003, 2005-2010 e 2012-2018. Observa-se o predomínio de secas nas categorias suave e moderada para todos os grupos, onde, a moderada é mais evidente e frequente. As secas de maiores magnitudes foram identificadas nos anos de 1983, 1993, 1998, 2016, 2017 e 2018, com destaque para os grupos pertencentes à região nordeste (G1, G2, G3 e G4), caracterizada por ter um longo histórico de secas recorrentes severas, que afetam seriamente sua produção agrícola e recursos hídricos (CGEE, 2016).

Nobre et al. (2016), afirmam que os períodos de seca na escala de 6-12 meses foram mais frequentes durante os intervalos de 1961 a 2015 no Brasil. A CGEE (2016) retrata que ao longo da história, foram registrados vários eventos, sendo o maior em 1877-1879, porém, outras grandes secas foram registradas após a de 1887, a exemplo, 1963, 1966, 1969-83, 1987, 1990, 1992-93, 1997-98, 2002-03, 2011-2017, corroborando assim com o que foi encontrado no estudo. Sendo possível notar uma maior incidência nos eventos de seca durante as últimas décadas.

Conforme a variabilidade das secas (Figura 5), verificou-se que o grupo mais seco é o G5, o qual abrange boa parte do estado do Tocantins e uma microrregião do extremo sul maranhense (Gerais de Balsas), com secas variando de moderadas a extremas, com valores chegando a -2,48.

Em contrapartida, destaca-se o G1 como o mais úmido do período analisado, conforme os valores do índice SPEI-12, o qual abrange três microrregiões do sudoeste do Maranhão (Alto Mearim, Imperatriz e Porto Franco) e duas microrregiões do norte do Tocantins (Araguaina e Bico do Papagaio), cujo valor mínimo de SPEI-12 alcançou -2,37 e o máximo 2,72.

Roldão e Ferreira (2019) por meio da avaliação das características climáticas do estado do Tocantins constataram à medida que se orienta para a direção norte-noroeste, observa-se um aumento gradativo da precipitação e que a menor pluviosidade e verificada nas porções sudeste, sul e sudoeste. Os autores acrescentam que o excedente hídrico aumenta no sentido sudeste-noroeste, onde os maiores valores de deficiência aparecem no centro-sul do estado.

Dentre as regiões que merecem destaque quanto à exposição a secas além do Nordeste aponta-se a região norte do estado do Tocantins, enfatizando os menores valores de chuva do estado, certamente em decorrência de ser uma área de transição climática, no contato entre os biomas Cerrado e Amazônia, e relativamente próximo do semiárido nordestino (Neto et al., 2020).

O Nordeste brasileiro é atualmente uma das regiões mais afetadas pela seca e possivelmente essa característica permanecerá no futuro. Vale ressaltar que o período estudado abrange o recente evento de seca ocorrido no NEB, que teve início em 2012 durante o evento La Nina e finalizou parcialmente em 2018 (Oliveira et al., 2022).

Alguns pesquisadores destacam que o Maranhão dispõe de uma grande variedade de ecossistemas e biomas, se destacando como um verdadeiro conjunto de ambientes transacionais, no qual os eventos de secas e ou estiagens prolongadas podem ser influenciados por mudanças climáticas induzidas principalmente por atividades antrópicas (Silva et al., 2017; Bezerra et al., 2018).

Silva et al. (2017) observaram que durante os anos de 2010 a 2016 houve em média 2017 decretações de emergência em decorrência de eventos de secas severas no Maranhão, com ênfase para a porção sul. Os autores afirmam que o estado vem sofrendo com os efeitos desse fenômeno nos últimos anos, com destaque para o ano de 2015, quando foi fortemente impactado por o El Niño.

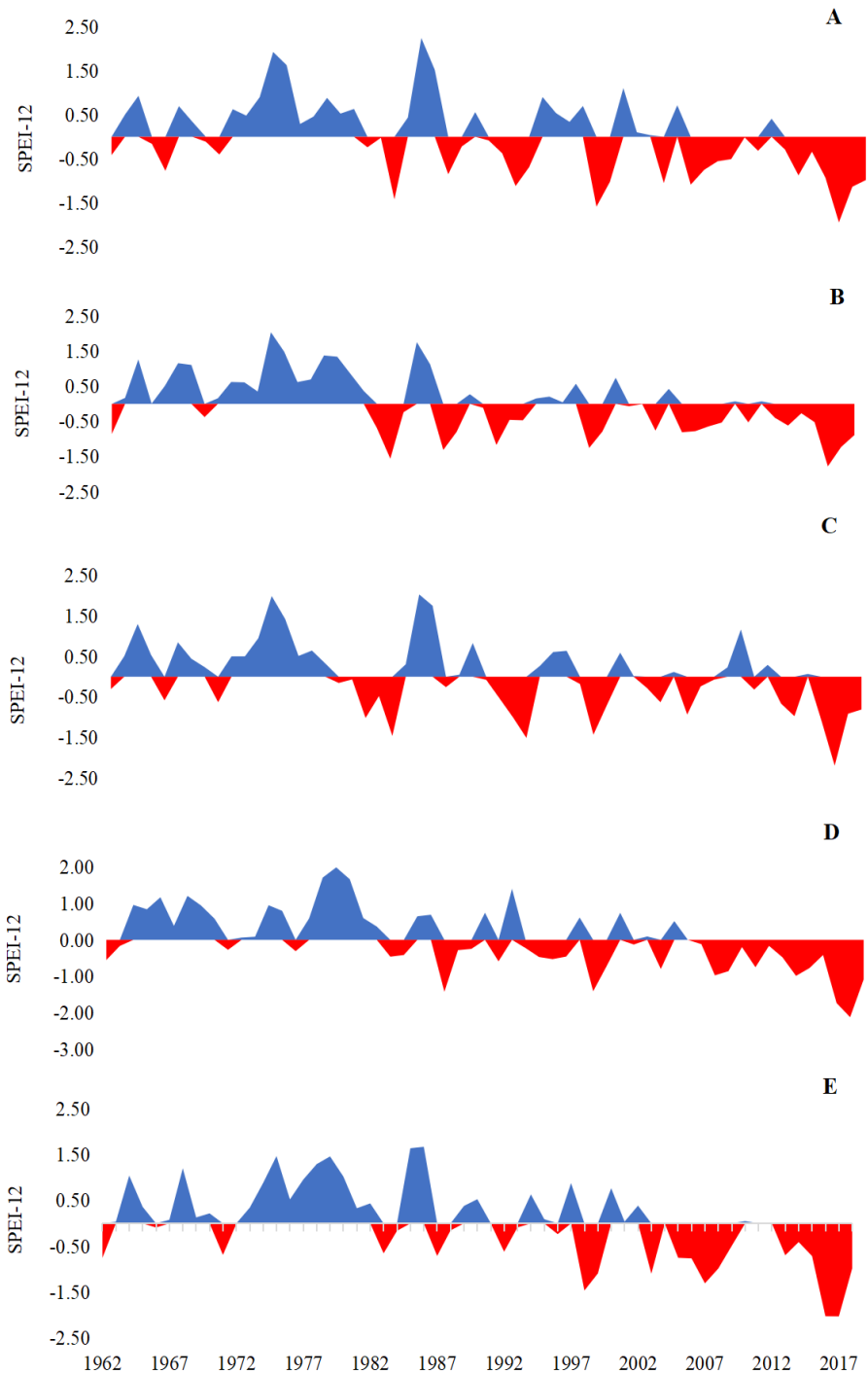


Figura 5. Distribuição dos menores valores anuais do SPEI-12 para: A. Grupo 1; B. Grupo 2; C. Grupo 3; D. Grupo 4 e E. Grupo5 no período de 1961 a 2018.

É possível identificar ainda que o Grupo 3 (microrregião do Maranhão) evidencia um intervalo úmido entre os anos de 2008-2009 (em meio a anos secos), diferindo dos demais (Figura 5). A CGEE (2016) relata que o nordeste brasileiro enfrentou um

período de chuvas irregulares entre 2010 e 2015, no qual 2010 foi seco, porém os reservatórios estavam cheios, em razão de dois anos chuvosos anteriores, podendo vir a explicar esse episódio úmido observado.

Nos demais grupos analisados (G2 e G4), verifica-se que em especial no período que decorre durante a década de 70 a 80, onde ocorreram os maiores registros de umidade para ambos, cujo maior pico se deu no ano de 1974 para as microrregiões que pertencem aos dois grupos, com valores de SPEI-12 de 2,04 para o G2 e 1,99 para o G4 e, ainda, verifica-se que os menores valores do índice transcorreram em 2016 (G2, com valores de -1,78) e 2017 (G4, cujos valores atingiram -2,11).

Entretanto, resultados publicados recentemente, confirmam o aumento dos padrões de temperatura e a diminuição dos padrões de ET e precipitação em regiões tropicais, revelando que as épocas de seca

podem se tornar mais frequentes mediante conversão do bioma (Perugini et al., 2017; Casagrande et al., 2018).

A partir dessa perspectiva, optou-se por avaliar as tendências do evento extremo de seca para as microrregiões do MATOPIBA. Com base nos resultados do teste não paramétrico de Mann-Kendall, complementado pelo estimador de declive Sen's slope aplicado a série do Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração das 31 microrregiões estudadas de acordo com a Tabela 2, foi possível identificar as tendências de aumento ou redução das secas para o período analisado, assim como as significâncias estatísticas.

Tabela 2. Resultado do teste não-paramétrico de Mann-Kendall aplicado as microrregiões do MATOPIBA para o SPEI-12 no período de 1961-2018.

Grupos	Microrregiões	Mann-Kendall		
		Tau de Kendall	Sen's slope	p-valor
Grupo-1	Alto Mearim	-0,3672	-0,0299	< 0,0001
	Araguaína	-0,3584	-0,0305	< 0,0001
	Bico do Papagaio	-0,3421	-0,0276	0,0002
	Imperatriz	-0,3020	-0,0242	0,0009
	Porto Franco	-0,3759	-0,0309	< 0,0001
Grupo-2	Alto Médio Gurgueia	-0,2218	-0,0193	0,0151
	Alto Parnaíba Piauiense	-0,2782	-0,0254	0,0023
	Bertolândia	-0,3484	-0,0296	0,0001
	Chapadas das Mangabeiras	-0,3759	-0,0328	< 0,0001
	Chapadas do Extremo Sul Piauiense	-0,3421	-0,0294	0,0002
Grupo-3	Baixo Parnaíba Maranhense	-0,2619	-0,0205	0,0041
	Caxias	-0,3434	-0,0295	0,0002
	Chapadas do Alto Itapecuru	-0,3346	-0,0285	0,0002
	Chapadinha	-0,2995	-0,0224	0,0010
	Codó	-0,3546	-0,0272	0,0001
	Coelho Neto	-0,3195	-0,0248	0,0005
	Itapecuru Mirim	-0,2882	-0,0195	0,0016
	Lençóis Maranhenses	-0,2118	-0,0183	0,0203
	Médio Mearim	-0,4048	-0,0291	< 0,0001
Presidente Dutra	-0,4098	-0,0309	< 0,0001	
Grupo-4	Barreiras	-0,3296	-0,0266	0,0003
	Bom Jesus da Lapa	-0,4612	-0,0334	< 0,0001
	Cotegipe	-0,4386	-0,0329	< 0,0001
	Dianópolis	-0,3534	-0,0255	0,0001
	Santa Maria da Vitória	-0,3083	-0,0219	0,0007
Grupo-5	Gerais de Balsas	-0,4273	-0,0348	< 0,0001
	Gurupi	-0,3246	-0,0242	0,0004
	Jalapão	-0,4185	-0,033	< 0,0001
	Miracema do Tocantins	-0,3434	-0,0266	0,0002
	Porto Nacional	-0,3120	-0,0245	0,0006
	Rio Formoso	-0,3734	-0,0275	< 0,0001

Dos resultados da aplicação do teste Mann-Kendall a série em estudo, verificou-se, que todas as microrregiões avaliadas denotaram tendência decrescente estatisticamente significativa, ou seja, evidenciando um aumento dos eventos de seca ao longo do período estudado, uma vez que a valores negativos leva a índices menores, e quanto menor esse índice (SPEI-12), maior a gravidade do evento.

Em estudo semelhante Poshtiri e Pal (2016) avaliaram padrões espaciais de tendências para os Estados Unidos, e verificaram que o número de estações com tendências decrescentes vem aumentando nas últimas décadas.

Na Tabela 2 observa-se também, os valores dos coeficientes de declividade de Sen's slope, com destaque para a magnitude de tendência nos dados do SPEI-12, onde todas as microrregiões possuem tendência temporal negativa estatisticamente significativa ao mesmo nível de significância adotado no teste Mann-Kendall (p-valor <0,05) complementando-o.

Essas tendências evidenciadas representam de acordo com o estimador, uma redução no índice de SPEI entre -0,02 e -0,03 ao longo dos 57 anos de estudo. A maior redução retratada conforme Sen's slope diz respeito à microrregião de Gerais de Balsas (-0,0348), pertencente ao Grupo 5, localizada na região sul do estado do Maranhão.

Yao et al. (2018) em estudo semelhante aplicaram o teste não paramétrico de Mann-Kendall aos índices SPI e SPEI para investigar a significância da tendência de seca na província de Xinjiang, localizada no noroeste da China. Os resultados obtidos mostraram tendências negativas após o ano 1997, tendo o SPI demonstrado aumento nas condições de seca em 47,1% das estações, e o SPEI em 70,5%.

Através do teste de Pettitt aplicado aos cinco grupos, observou-se a variabilidade temporal dos menores valores anuais do SPEI-12, obtendo o ponto em que ocorreu uma mudança brusca na série temporal na região no período de 1961 a 2018 (Figura 6).

Contudo, de maneira geral, o marco de mudança na série para todos os grupos se deu particularmente nos anos de 1980 e 1997, com exceção do grupo 4 que foi em 1985, caracterizando que os eventos de secas tenderam a ser mais frequentes e com maiores magnitudes a partir desses períodos de quebra.

É possível observar então que a partir do intervalo de quebra (Figura 6), todos os grupos

apresentaram tendência decrescente em suas médias, o que retrata um aumento das incidências de secas na região de estudo. Sendo o Grupo 1, Grupo 2 e Grupo 5 os que apresentaram as maiores diferenças nas médias, em torno de -1,1, retratando a saída de intervalos relativamente não secos ($\geq -0,5$) para períodos de secas moderadas. Os demais grupos (3 e 4) denotaram as menores diferenças nas médias (-0,9), também partindo de períodos considerados como não secos para intervalos de secas suaves.

Reis et al. (2020) caracterizaram a variabilidade da precipitação no MATOPIBA, observaram que a porção norte e centro-sul da região registra os menores regimes de chuva, atingindo as regiões sul do Maranhão e sudoeste do Piauí, com chuvas abaixo da média na estação chuvosa em alguns municípios do MATOPIBA.

No entanto, Marengo et al. (2022) respaldam que o decréscimo na precipitação tem acarretado, portanto em secura e aquecimento na região, sendo mais fortes no estado do Tocantins do que em qualquer outro lugar da região do MATOPIBA.

Alguns estudos apontam que a região do MATOPIBA sofreu aquecimento de longo prazo ou apresentaram tendência de seca a partir do período de 1980, estando diretamente relacionadas à menor atividade convectiva na região, as quais foram identificadas por meio da análise de padrões espaciais para diferentes variáveis atmosféricas e hidrológicas. Os resultados das análises indicaram que as maiores tendências de aquecimento e seca na América do Sul foram observadas justamente na região de transição entre o leste da Amazônia e o Cerrado (Marengo et al., 2022).

Lima et al. (2011) também por análise de tendências aplicadas ao estado da Bahia, permitiram observar que nas últimas cinco décadas, a precipitação anual da região baiana apresentou tendência de decréscimo em todo o estado com exceções apenas para duas localidades (Cipó e Caravelas), favorecendo o fenômeno das secas.

Junqueira et al. (2020) ao avaliarem a distribuição da precipitação pluviométrica no município de Juazeiro-BA de acordo com o índice SPI, observaram mediante análise de tendência pelo método de Mann-Kendall o agravamento no déficit hídrico na região ao decorrer dos anos, com uma diminuição do volume médio precipitado anualmente.

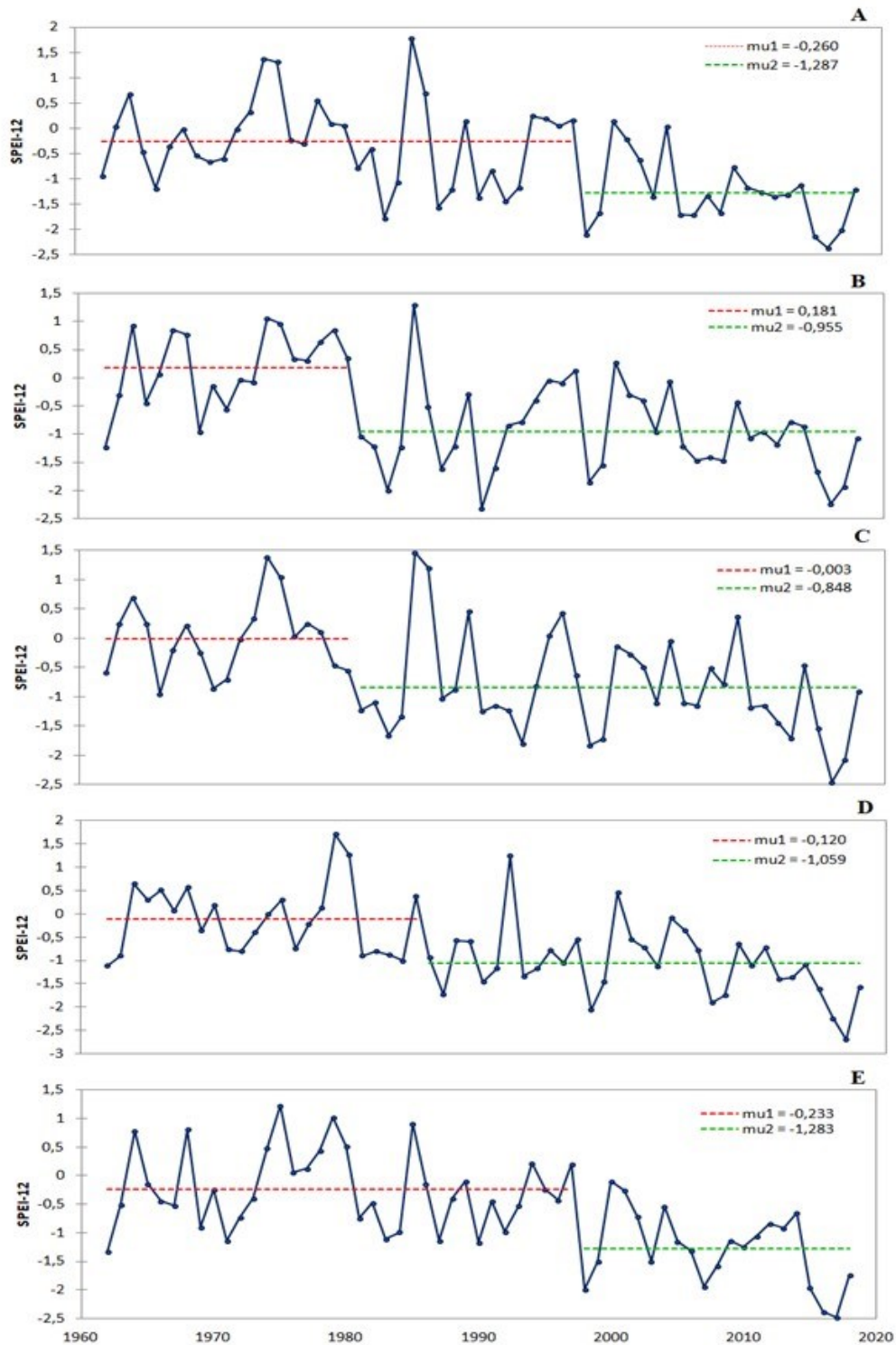


Figura 6. Variabilidade temporal dos menores valores anuais do SPEI-12 para: A. Grupo 1; B. Grupo 2; C. Grupo 3; D. Grupo 4 e E. Grupo5 no período de 1961 a 2018.

Todavia, o teste de Pettitt (Figura 6) permitiu verificar tendências significativas para os cinco grupos avaliados ($p < 0,05$), fundamentando o que o teste de Mann-Kendall explicitou quando aplicado às

microrregiões, ou seja, também indicou um decaimento (aumento de secas meteorológicas) do índice avaliado (SPEI-12), no qual quanto menor seu valor, maior a gravidade do evento extremo.

Reis et al. (2020), por meio de análise de tendências afirmam que as variações na precipitação condizem com estudos já realizados no Nordeste e em outras localidades com potencial agrícola no Brasil, resultando em mudanças no período chuvoso, assim como sua redução na precipitação durante a estação de transição seca e chuvosa, o que aponta um aumento na duração da estação seca.

Conclusões

Avaliando o índice SPEI-12 na determinação de secas meteorológicas na região do MATOPIBA observou-se que o mesmo apresentou potencial de caracterização em decorrência da sua clareza e particularidade multiescalar para estimar períodos úmidos e secos.

Mediante resultados obtidos, identificou-se uma variabilidade nos episódios de seca meteorológica na região de acordo com o índice, com aumento na sua intensificação e ocorrências, diferindo na magnitude e frequência do evento, observando-se que existe uma associação entre as fortes secas de anos antecedentes com as recentes.

Ao que diz respeito ao agrupamento, detectou-se microrregiões com padrões homogêneos de distribuição de secas por meio da obtenção de cinco grupos, verificando que as regiões mais úmidas do período avaliado compõem Grupo-1 (parte do Maranhão e duas micros do Tocantins) e as mais secas pertencem ao Grupo-5 (parte do Tocantins, com e uma micro maranhense).

Em relação às análises de tendências, os resultados a partir da aplicação dos testes não paramétricos, possibilitou verificar que todas as microrregiões analisadas pertencentes ao MATOPIBA apresentaram tendências decrescentes significativas, ou seja, aumento do fenômeno extremo das secas durante todo o período avaliado.

Entretanto, pode ser conjecturado mediante estudo que a região avaliada vem passando por aumentos significativos do fenômeno da seca, o que faz necessário o aprimoramento em estudos voltados ao conhecimento e proteção dessas microrregiões, cujo intuito, seria tentar amenizar os avanços causados por esse evento extremo.

Agradecimentos

Os autores agradecem a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior-Brasil (CAPES) pela concessão da bolsa de doutoramento da primeira autora bem como o apoio financeiro sob termo (1177/2022). E ao Conselho

Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela concessão da Bolsa de Produtividade em Pesquisa (307608/2022-0) ao segundo autor.

Referências

- Ahmad, A. U., Starkey, A. 2018. Application of feature selection methods for automated clustering analysis: a review on synthetic datasets. *Neural Computing and Applications*,29,317–328. <https://doi.org/10.1007/s00521-017-3005-9>
- Altin, B., T., Altin, B.N. 2021. Response of hydrological drought to meteorological drought in the eastern Mediterranean Basin of Turkey. *Journal of Arid Land*,13,470–486.<https://doi.org/10.1007/s40333-021-0064-7>.
- Alvares, C.A., Stape, J.L., Sentelhas, P.C., de Moraes, G., Leonardo, J., Sparovek, G. 2014. Köppens climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*,22,711–728.<https://doi.org/10.1127/09412948/2013/0507>
- Araújo, M. L. S., Sano, E. E., Bolfe, É. L., Santos, J. R. N., Santos, J. L., Silva, F. B., 2019. Spatiotemporal dynamics of soybean crop in the Matopiba region, Brazil (1990- 2015). *Land Use Policy*, 8, 57-67.<https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.09.040>.
- Bem, J. S., Giacomini, N. M. R., Waismann, M. 2015. Utilização da técnica da análise de Clusters ao Emprego da Indústria Criativa entre 2000 e 2010: Estudo da Região do Consinos, RS. *Interações, Campo Grande*,16,27-41. <https://doi.org/10.1590/151870122015102>
- Bezerra, D. S., Dias, B. C. C., Rodrigues, H.S., Tomaz, R.B., Santos, A.L.S., Silva Junior, C.H.L.2018. Análise Dos Focos e Queimadas e Seus Impactos no Maranhão Durante Eventos de Estiagem no Período de 1998 a 2016. *Brasileira de Climatologia*,22,446-462. <http://dx.doi.org/10.5380/abclima.v22i0.57337>.
- Brito, S.S.B.; Cunha, A.P.M.A.; Cunningham, C.C.; Alvalá, R.C.; Marengo, J.A.; Carvalho, M.A. 2018. Frequency, duration and severity of drought in the Brazilian Semiarid. *International Journal of Climatology*,38517-529, <https://doi.org/10.1002/joc.5225>.

- Bussab, W. O., Miazaki, E. S., Andrade, D.1990. *Introdução à Análise de Agrupamentos*,1 ed. UNESP, São Paulo.
- Caloiero, T., Veltri, S., Caloiero, P., Frustaci, F.2018 Drought analysis in Europe and in the Mediterranean basin using the Standardized Precipitation Index. *Water*,10. <https://doi.org/10.3390/w10081043>.
- Casagrande, E., Recanati, F., Paco Melià,P. 2018. Assessing the Influence of Vegetation on the Water Budget of Tropical Areas. - IFAC Papers On Line,51,1-6. <https://doi.org/10.1016/j.ifacol.2018.06.190>.
- CGEE- Centro de Gestão e Estudos Estratégicos. 2016.Secas no Brasil: política e gestão proativas – Brasília: - Centro de Gestão e Estudos Estratégicos. Brasília
- Cunha, A. P. M. A., Tomasella, J., Ribeiro-NETO, G. G., Brown, M., Garcia, S.R., Brito, S. B., Carvalho, M. A. 2019. Changes in the spatial–temporal patterns of droughts in the Brazilian Northeast. *Atmospheric Science Letters*,19,1-8. <https://doi.org/10.1002/asl.855>.
- Da Silva, D. F., Lima, M. J. S., Souza Neto, P. F., Gomes, H. B., Silva, F. D. S., Almeida, H. R. R. C., Pereira, M. P. S., Costa, R. L. 2020. Caracterização de eventos extremos e de suas causas climáticas com base no Índice Padronizado de Precipitação para o Leste do Nordeste. *Revista Brasileira de Geografia Física*,13.<https://doi.org/10.26848/rbgf.v13.2.p449-464>.
- Dantas, J. C.; Silva, R. M.; Santos, C. A. G.2020. Drought impacts, social organization, and public policies in northeastern Brazil: a case study of the upper Paraíba River basin. *Environ Monit Assess*,192.<https://doi.org/10.1007/s10661-020-8219-0>
- Dash, S.K., Sharma, N., Pattnayak, K.C., Gao, X.J., Shi, Y. 2012. Temperature and precipitation changes in Northeast India and their future projections.*Global and Planetary Change*, 99,31-44.<https://doi.org/10.1016/j.gloplacha.2012.07.006>.
- Dashtpajardi, M. M., Kousari, M. R., Vagharfard, H., Ghonchepour, D., Hosseini, M. E., Ahani, H. 2018. An investigation of drought magnitude trend during 1975–2005 in arid and semi-arid regions of Iran. *Environmental Earth Sciences*, 73, 1231-1244.<https://doi.org/10.1007/s12665-014-3477-1>.
- Everitt, B. S. 1974. *Cluster Analysis*,5ed. Heinemann Educational Books, London.
- Fick, S. E., Hijmans, R. J. 2017. WorldClim 2: new 1km spatial resolution climate surfaces for global land areas. *International Journal of Climatology*, 37, 4302-4315. <https://doi.org/10.1002/joc.5086>.
- Filho, J. D. P., Filho, F. A., Martins, E. S. P. R.; Studart, T. M. C. 2020. Copula-based multivariate frequency analysis of the 2012-2018 drought in Northeast Brazil. *Water*, 12, <https://doi.org/10.3390/w12030834>.
- Gilbert, R. O.1987. *Statistical methods for environmental pollution monitoring*,115ed. Van Nostrand Reinhold Company, New York.
- Hardle, W., Simar, L. 2007. *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 2ed. Springer, Berlin.
- Harris, I.C., Jones, P.D. 2020. CRU TS4.03: Climatic Research Unit (CRU) Time-Series (TS) version 4.03 of high-resolution gridded data of month-by-month variation in climate (Jan. 1901-Dec. 2018). University of East Anglia Climatic Research Unit, Centre for Environmental Data Analysis.<https://dx.doi.org/10.5285/10d3e3640f004c578403419aac167d82>.
- Junqueira,H. S., Almeida, L. M. F., Souza, T. S., Nascimento, P. S. 2020. Análise da Variação Sazonal e de Tendências na Precipitação Pluviométrica no Município de Juazeiro-BA. *Revista Brasileira de Geografia Física*, 13,. <https://doi.org/10.26848/rbgf.v13.6.p2641-2649>.
- Kazemzadeh, M., Malekian, A. 2018. Changeability evaluation of hydro-climate variables in Western Caspian Sea region, Iran. *Environmental Earth Sciences*, 77. <https://doi.org/10.1007/s12665-018-7305-x>.
- Kendall, M. G. 1945. *Rank correlation measures*, 2ed. Charles Griffin, London.

- Kendall, M.G, 1948. Rank Correlation Methods,3 ed. Charles Griffin,United States of America.
- Khan, M. I., Liu, D., Fu, Q., Faiz, M. A. 2018. Detecting the persistence of drying trends under changing climate conditions using four meteorological drought indices. *Meteorological Applications*,25.<https://doi.org/10.1002/met.1680>
- Lee, C.W., Yu-Heng, T., Chung-Hsiung, S., Zheng, F.,Erh-Tung, W. 2020. Characteristics of the prolonged El Niño events during 1960–2020. *Water*,12. <https://doi.org/10.3390/w12030834>.
- Li, B., Liang, Z., Zhang, J., Wang, G.2017. A revised drought index based on precipitation and pan evaporation. *International Journal of Climatology*,37.<https://doi.org/10.1002/joc.4740>.
- Lima, J. R.A., Neves,D. J.D.,Araujo, L. E.,Azevedo,P. V. 2011 Identificação de Tendências Climáticas no estado da Bahia. *Geografia*,28.<https://doi.org/10.3390/w12030834>.
- Lin., Wang, Z., Chen,X., Austin, G. 2019. Studies of general precipitation features with TRMM PR data: An extensive overview. *Remote Sensing*,11. <https://doi.org/10.3390/rs11010080>.
- Malik, A., Kumar, A., Rai, P., Kuriqi, A. 2021. Prediction of multi-scalar standardized precipitation index by using artificial intelligence and regression models. *Climate*, 9,28. <https://doi.org/10.3390/cli9020028>.
- Mann, H. B. *Econometrica*. 1945. The econometric society, 13, 245-259 .<http://dx.doi.org/10.2307/1907187>.
- Marengo, J. A., Alves, L. M., Alvala, R. C. S.; Cunha, A. P., Brito, S., Moraes, O. L. L. 2018. Climatic characteristics of the 2010-2016 drought in the semiarid Northeast Brazil region. *Earth Sciences*,90.<https://doi.org/10.1590/00013765201720170206>
- Marengo, J. A., Jimenez, J. C., Espinoza, J. C., Cunha, A. P., Aragão,L. E. L. O. 2022. Increased climate pressure on the agricultural frontier in the Eastern Amazonia–Cerrado transition zone. *Scientific Reports*,12. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-04241-4>.
- Marengo, J.A., Cunha, A.P.M.A., Nobre, C.A., Ribeiro Neto, G.G., Magalhaes, A.R., Torres, R.R.; Sampaio, G., Alexandre, F., Alves, L.M., Cuartas, L.A., Deusdará, K.R.L., Álvala, R.C.S. 2018. Assessing drought in the drylands of Northeast Brazil under regional warming exceeding 4°C. *Natural Hazards*,103. <https://doi.org/10.1007/s11069-020-04097-3>.
- Mckee, T. B., Doesken, N. J., Kleist, J. 1993. The relationship of drought frequency and duration of time scales, in 8th Conference on Applied Climatology, American Meteorological Society, Anaheim,California.https://www.droughtmanagement.info/literature/AMS_Relationship_Drought_Frequency_Duration_Time_Scales_1993.pdf.
- Mingoti, S. A. 2005. Análise de Dados Através de Métodos de Estatística Multivariada: Uma abordagem Aplicada, 1 ed. UFMG,Belo Horizonte.
- Miranda, E. E., Magalhães, L. A., CARVALHO, C. A. Proposta de delimitação territorial do MATOPIBA. Campinas: Embrapa, 2014. 18p. (Nota Técnica, 1). https://www.embrapa.br/gite/publicacoes/NT1_DelimitacaoMatopiba.pdf.
- Moura, M. M., Santos, A. R., Pezzopane, J. E. M., Alexandre, R. S., Silva, S. F., Pimentel, S. M., Andrade, M. S. S., Silva, F. G. R., Branco, E. R. F., Moreira, T. R., Silva, R. G., Carvalho, J. R. 2019. Relation of El Niño and La Niña phenomena to precipitation, evapotranspiration and temperature in the Amazon basin. *Science of the Total Environment*, 651, 1639-1651.<https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.09.242>.
- Nascimento, F. C. A., Braga, C. C.; Araújo, F. R. C. D. 2017. Análise Estatística dos Eventos Secos e Chuvosos de Precipitação do Estado do Maranhão. *Brasileira de Meteorologia*,32,375-386.<http://dx.doi.org/10.1590/0102-77863230005>.
- Neto, V. L. S., Viola, M. R., Mello, C. R., Pereira, S. B. 2020. Mapeamento de Chuvas Intensas para o Estado do Tocantins. *Brasileira de Meteorologia*, 35. <https://doi.org/10.1590/0102-7786351017>.
- Nobre, C.A, Marengo, J.A., Seluchi, M.E., Cuartas, L.A., Alves, L.M.2016. Some Characteristics and

- Impacts of the Drought and Water Crisis in Southeastern Brazil during 2014 and 2015. *Journal of Water Resource and Protection*, 8. <http://dx.doi.org/10.4236/jwarp.2016.82022>.
- Ojha, S. S., Singh, V., Roshni, T. 2021. Comparison of Meteorological Drought using SPI and SPEI. *Civil Engineering Journal*, 7. <http://dx.doi.org/10.28991/cej-2021-03091783>.
- Oliveira-Júnior, J. F., Gois, G., Silva, I. J.L., Souza, E. O., Jardim, A. , R. F., Silva, M. V., Shah, M., Amjareegulgarn, P. 2021. Wet and dry periods in the state of Alagoas (Northeast Brazil) via Standardized Precipitation Index. *Journal of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics*, 224. <https://doi.org/10.1016/j.jastp.2021.105746>.
- Oliveira, M. L., Santos, C. A. C., Oliveira, G., Silva, M. T., Silva, B. B., Cunha, J. E.B.L, Ruhoff, A., Santos, C.A.G. 2022. Remote sensing-based assessment of land degradation and drought impacts over terrestrial ecosystems in Northeastern Brazil. *Science of The Total Environment*, 835. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2022.155490>.
- Ometto, J. C. 1981. *Bioclimatologia Vegetal*, Agronômica Ceres Ltda, São Paulo.
- Osiński, S., Weiss, D. 2005. A concept-driven algorithm for clustering search results. *IEEE Intelligent Systems*, 20. <https://doi.org/10.1109/MIS.2005.38>.
- Perugini, L., Caporaso, L., Marconi, S., Cescatti, A., Quesada, B., De Noblet-Ducoudré, N., House, J. I., Arneth, A. 2017. Biophysical effects on temperature and precipitation due to land cover change. *Environmental Research Letters* 12. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa6b3f>.
- Pettitt, A. N. 1979. A non-parametric Approach to the Change-point Problem. *Applied Statistics*, 28. <https://doi.org/10.2307/2346729>.
- Piyooosh, A. K., Ghosh, S. K. 2017. Effect of autocorrelation on temporal trends in rainfall in a valley region at the foothills of Indian Himalayas. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 31, 2075–2096. <https://doi.org/10.1007/s00477-016-1347-y>
- Poshtiri, M.P., Pal, I. 2016. Patterns of hydrological drought indicators in major U.S. River basins. *Climatic Change*, 134, 549–563. <https://doi.org/10.1007/s10584-015-1542-8>.
- Quintana-Seguí, P., Barella-Ortiz, A., Regueiro-Sanfíz, S., Miguez-Macho, G. 2020. The utility of land-surface model simulations to provide drought information in a water management context using global and local forcing datasets. *Water Resources Management*, 34, 2135–2156. <https://doi.org/10.1007/s11269-018-2160-9>.
- Reis, L. C., Silva, C. M. S., Bezerra, B. G., Spyrides, M. H. C. 2020. Caracterização da variabilidade da precipitação no MATOPIBA, região produtora de soja. *Brasileira de Geografia Física*, 13, 1425-1441. <https://doi.org/10.26848/rbgf.v13.4.p1425-1441>.
- Roldão, A. F., Ferreira, V. O. 2019. Climatologia do Estado do Tocantins –Brasil. *Caderno de Geografia*, 29. <https://doi.org/10.5752/P.2318-2962.2019v29n59p1161>.
- Salvador, M.A., Brito, J.I.B., 2017. Trend of annual temperature and frequency of extreme events in the MATOPIBA region of Brazil. *Theoretical and Applied Climatology*, 133, 253–261. <https://doi.org/10.1007/s00704-017-2179-5>.
- 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. <https://doi.org/10.15628/holos.2016.4892>.
- Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379-1389. <https://www.jstor.org/stable/2285891>.
- Shiau, J.T., Lin, J. W. 2016. Clustering quantile regression-based drought trends in Taiwan. *Water Resources Management*, 30, 1053–1069. <https://doi.org/10.1007/s11269-015-1210-9>.
- Silva, M. N., Tereza, A., Bezerra, D. S.; Pereira, L., Eloi, C. M. A., Santos, A. S.L. 2017. A seca no Maranhão no período de 2010 a 2016 e seus impactos. *Revista. Parcerias Estratégica*, 22. <https://doi.org/10.24863/rccp.v30i1.204>.

- Silva, W. L., Dereczynski, C., Chang, M., Freitas, M., Machado, B. J., Tristão, L., Ruggeri, J. 2015. Tendências observadas em indicadores de extremos climáticos de temperatura e precipitação no estado do Paraná. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 30. <https://doi.org/10.1590/0102-778620130622>.
- Tan, C., Yang, J., Li, M. 2015. Temporal-spatial variation of drought indicated by SPI and SPEI in Ningxia Hui autonomous region, China. *Atmosphere*, 6, 1399-1421. <https://doi.org/10.3390/atmos6101399>.
- Tirivarombo, S., Osupile, D., Eliasson, P. 2018. Drought monitoring and analysis: Standardised Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI) and Standardised Precipitation Index (SPI). *Physics and Chemistry of the Earth* 106, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.pce.2018.07.001>.
- Wable, P. S., Jha, M. K., Shekhar, A. 2018. Comparison of Drought Indices in a Semi-Arid River Basin of India. *Water Resources Management*, 33, 75-102. <https://doi.org/10.1007/s11269-018-2089-z>.
- Wang, T. Xinjun T, Vijay P, S., Chen, X., Lin, K., Zhou, Z., Zhu, J. 2023. A CMIP6-based framework for propagation from meteorological and hydrological droughts to socioeconomic drought. *Journal of Hydrology*, 623. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2023.129782>
- Wilks, D. S. 2006. *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*, 2 ed. Cornell University, Ithaca, NY, USA.
- Yang, Y., Yang, Z., Yin, X., Liu, Q. 2018. A framework for assessing flow regime alterations resulting from the effects of climate change and human disturbance. *Hydrological Sciences Journal*, 63. <https://doi.org/10.1080/02626667.2018.1430897>.
- Yao, J., Zhao, Y., Yu, X. 2018. Spatial-temporal variation and impacts of drought in Xinjiang 21 159 (Northwest China) during 1961-2015. *PeerJ* 6. <https://doi.org/10.7717/peerj.4926>.
- Zhao Q., Chen Q., Jiao, M., Wu, P., Gao, X., Ma, M., Hong, Y. 2018. The temporal-spatial characteristics of drought in the Loess Plateau using the remote-sensed TRMM precipitation data from 1998 to 2014. *Remote Sensing*, 10, 838.