

ANÁLISE DA VARIABILIDADE ESPAÇO TEMPORAL DA SECA NA CHAPADA DO EXTREMO SUL PIAUIENSE-PI

Santana Livia de Lima⁶⁴

Madson Tavares Silva⁶⁵

Welinagila Grangeiro de Sousa⁶⁶

⁶⁴ ¹Bolsista de pós-graduação na Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande, Paraíba. livialima24s@gmail.com

⁶⁵ ²Professor da Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande, Paraíba. madson.tavares@professor.ufcg.edu.br

⁶⁶ Pesquisadora Bolsista do Instituto Nacional do Semiárido - INSA. welinagila.sousa@insa.govbr

Introdução

A seca é um fenômeno natural caracterizado pela falta prolongada de chuvas, resultando em uma severa escassez de água. Esse evento impacta negativamente diversos aspectos da vida, incluindo a produção de alimentos, a economia, a saúde pública e os ecossistemas (MA et al., 2021; SCHUMACHER et al., 2022; ZHAO et al., 2022). À medida que as atividades humanas se expandem e se intensificam, observa-se um aumento tanto na frequência quanto na severidade das secas, exacerbando seus efeitos adversos (ZHANG et al., 2022). Essa interação entre o fenômeno natural e as ações antrópicas destaca a necessidade urgente de estratégias de gestão da água e planejamento sustentável para mitigar os impactos das secas em comunidades vulneráveis e em ambientes naturais.

A complexidade dos eventos de seca impede uma definição universal, categorizando-os em definições conceituais e operacionais, além de quatro tipos: agrícola, hidrológica, meteorológica e socioeconômica, cada uma identificando diferentes aspectos do fenômeno (ZHANG et al., 2023). Historicamente, a seca tem afetado diversas regiões, mas sua intensidade tem aumentado, especialmente nas áreas semiáridas, como o Nordeste brasileiro, que enfrenta desafios relacionados à segurança hídrica (MEZA et al., 2020; BLAIN et al., 2022).

A microrregião da Chapada do Extremo Sul Piauiense, situada no sul do estado do Piauí, é considerada particularmente vulnerável a fenômenos de seca. Esse local enfrenta problemas socioambientais que podem resultar em perdas agrícolas devido a períodos de escassez hídrica. Para entender melhor as características das secas, é essencial coletar dados climáticos e hidrológicos, permitindo identificar áreas suscetíveis e antecipar condições de seca (CUNHA et al., 2019).

Ao estudar eventos de seca, considerando aspectos como duração, intensidade e extensão, é fundamental para a compreensão de padrões climáticos. Essa análise é realizada utilizando índices baseados em séries temporais, como o Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI). Este índice é especialmente útil, pois permite a comparação de secas em diferentes regiões e períodos, proporcionando uma visão abrangente das variações climáticas (YANG et al., 2017; MOSTAFAZADEH; ZABIHI, 2016).

As análises de tendências são fundamentais no estudo de dados de séries temporais, especialmente quando se utilizam testes não paramétricos, como o Mann-Kendall, que permitem identificar padrões significativos sem pressupor uma distribuição específica dos dados. Essas metodologias não apenas avaliam a direção e a magnitude das mudanças ao longo do tempo, mas também oferecem insights valiosos sobre a persistência e a frequência das secas, permitindo uma compreensão mais profunda dos fenômenos hidrológicos e climáticos em questão. Assim, ao integrar essas análises, é possível desenvolver estratégias mais eficazes de mitigação e adaptação às secas, contribuindo para uma gestão mais sustentável dos recursos hídricos. (MCGREE et al., 2016; DASHTPAGERDI et al., 2018; KHAN et al., 2018). Diante do exposto o presente estudo visa analisar a variabilidade es-

paço-temporal dos eventos de seca na microrregião da Chapada do Extremo Sul Piauiense entre 1961 e 2018, usando o SPEI para a escala de tempo de 12 meses (SPEI-12).

Materiais e métodos

A área de estudo (Fig. 1) é a microrregião da Chapada do Extremo Sul Piauiense, localizada no sul do Piauí, Brasil. A média anual de temperatura varia entre 20°C e 28°C, com verões quentes e invernos amenos (IBGE, 2024). A Precipitação tem uma média anual variando de 600 mm a 800 mm, com chuvas irregulares concentrando-se principalmente entre os meses de janeiro e abril, que correspondem ao período das chuvas (BRASIL, 2018). Os solos da região geralmente são rasos e pedregosos, com baixa fertilidade natural, o que impacta a agricultura local, a vegetação é composta por caatinga, com arbustos xerófitos e algumas árvores, adaptadas às condições de aridez (COSTA et al., 2023).

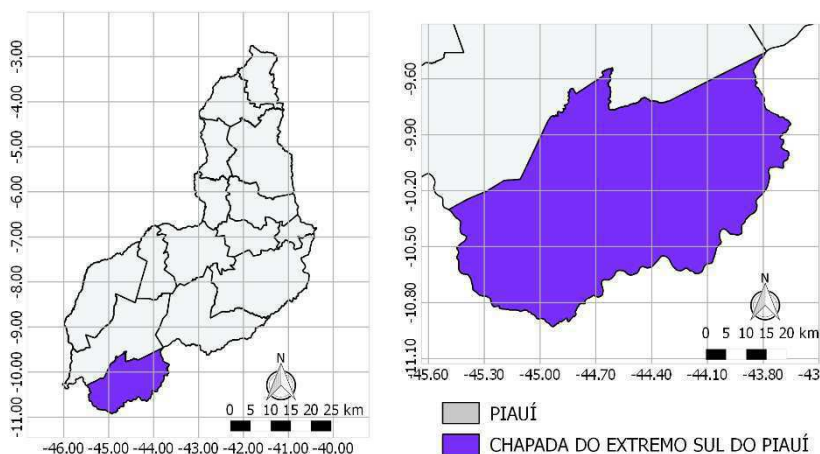


Figura 1. Área de estudo (Fonte: Autor, 2024)

Dados

Para realização deste estudo foram utilizados dados meteorológicos históricos mensais de temperatura mínima e máxima (em °C) e de precipitação total (em mm), abrangendo o período de janeiro de 1961 a dezembro de 2018. Essas informações são derivadas das reanálises do Climatic Research Unit - CRU-TS-4.03 (com dados em grade de 0,5° de resolução espacial), disponibilizados pela Unidade de Pesquisa Climática da Universidade de East Anglia e ajustados para correção de viés usando o WorldClim 2.1 (FICK; HIJMANS, 2017; HARRIS; JONES, 2020).

Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI)

O SPEI (Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração) desenvolvido por Serrano et al. (2010). Seu cálculo se dá pela diferença entre a precipitação pluvial (P) e evapotranspiração potencial (ETP) (LI et al., 2017). A ETP, é estimada a partir da equação de Thornthwaite, como descrito em (OMETTO et al., 1981), conforme equações (1 - 4):

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

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

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

$$m = 6,75 \times 10^{-7} I^3 - 7,71 \times 10^{-5} I^2 + 1,79 \times 10^{-2} I + 0,492 \quad (4)$$

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, SPEI-12, SPEI-24 e SPEI-48).

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

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 ($\gamma > D < \infty$). A função de distribuição de probabilidade $F(x)$ da série temporal do índice Di 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; LI et al., 2015) a partir da Equação (9):

$$SPEI = W - \frac{C_0 + C_1 W + C_2 W^2}{1 + d_1 W + d_2 W^2 + d_3 W^3} \quad (9)$$

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 suas categorias que são descritas pelo índice como: Sem seca $\geq -0,5$, seca suave $(-1,0; -0,5)$, Seca moderada $(-1,5; -1,0)$, Seca severa $(-2,0; -1,5)$ e Seca extrema $\leq -2,0$ (MCKEE et al., 1993; TAN et al., 2015).

Teste de Mann-Kendall

O teste de Mann-Kendall é amplamente empregado na análise de tendências em séries temporais, especialmente para identificar padrões de secas hidrológicas e meteorológicas (Mann, 1945; Kendall 1945; YEH, 2019). A estatística utilizada é calculada com base em uma série temporal $t_1, t_2, \dots, t_n$ e sua sequência de dados associada $x_1, x_2, \dots, x_n$, onde n representa a quantidade de pontos de dados. A hipótese nula do teste assume que a série consiste em variáveis aleatórias e distribuídas de forma idêntica, enquanto a hipótese alternativa aponta para

distribuições que não são idênticas entre os valores X_t e X_j (KAZEMZADE; MALEKIAN, 2018), sendo a estatística calculada como:

$$S = \sum_{i=j}^{n-1} \sum_{j=1+i}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (10)$$

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:

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1 & \text{if } x_j - x_i > 0 \\ 0 & \text{if } x_j - x_i = 0 \\ -1 & \text{if } x_j - x_i < 0 \end{cases} \quad (11)$$

A variância dessa distribuição é calculada pelas Equações 12 e 13:

$$\text{var}(S)/n = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^p t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (12)$$

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 (PIYOOSH; GHOSH, 2017).

$$Z_s = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (13)$$

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 (Kendall, 1938, Kendall, 1948) mede a força da relação monotônica entre x e y . O coeficiente de correlação tau de Kendall é dado por:

$$\tau = \frac{x_i - x_j}{i - j} \text{ for all } j < i \quad (14)$$

Estimador de inclinação de Sen's slope (Sen)

O teste de inclinação não paramétrico de Sen, desenvolvido por Sen (1968), foi criado para calcular a magnitude das tendências em séries temporais. A inclinação

é obtida pela Equação (15):

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \text{ for } i = 1 \dots, n \quad (15)$$

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 (16):

$$Q_{med} = \begin{cases} Q\left(\frac{n+1}{2}\right) & \text{se } N \text{ for ímpar} \\ \frac{Q\left(\frac{n}{2}\right) + Q\left(\frac{n+2}{2}\right)}{2} & \text{se } N \text{ for par} \end{cases} \quad (16)$$

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 (17):

$$Ca = Z1 - \alpha/2 \sqrt{\text{var}(s)} \quad (17)$$

em que: $Z1 - \alpha/2$ é obtido por meio de uma tabela de distribuição normal padrão. Então, em seguida $M1 = (n - Ca) / 2$ e $M2 = (n + Ca) / 2$ são calculados. Os limites inferior e superior do intervalo de confiança, Q_{min} e Q_{max} , é o $M1^o$ maior e $(M2 + 1)$ 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.

Resultados e discussões

De acordo com a Figura 2, é possível observar a variabilidade da seca por meio do SPEI-12 na microrregião da Chapada do Extremo Sul Piauiense durante o período de 1961 a 2018. Mediante análise é possível verificar uma maior variabilidade entre períodos secos e úmidos, com o período seco se destacando a partir dos anos 2000, com maior persistência e intensidade das secas. Estudos recentes mostram um aumento dos padrões de temperatura e a diminuição de precipitação em regiões semiáridas e tropicais são evidenciados, mostrando que as épocas de seca

podem se tornar mais frequentes (Casagrande et al., 2018; Sousa et al.,2024). De acordo com a CGEE (2016) ao longo da história foram registrados vários eventos de secas, e as maiores foram registradas após a de 1887, a exemplo, 1990, 1992-93, 1997-98, 2002-03, 2011-2017, corroborando assim com o que foi encontrado no presente estudo.

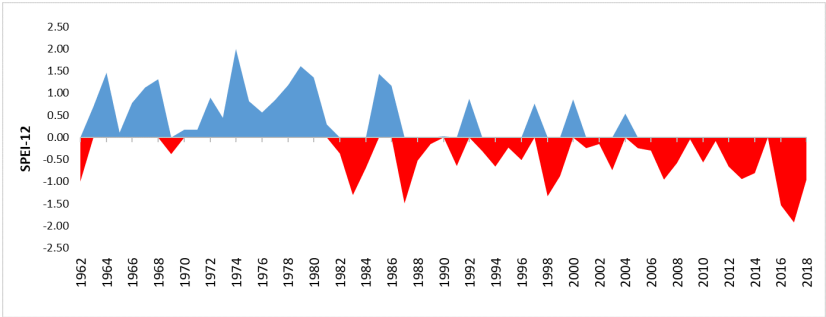


Figura 2. Distribuição dos valores anuais do SPEI-12 para a microrregião da Chapada do Extremo Sul Piauiense durante o período de 1961 a 2018. (Fonte: Autor, 2024)

Conforme os resultados obtidos o teste não paramétrico de Mann-Kendall, complementado pelo estimador de inclinação de Sen's slope, foi aplicado para analisar a tendência na série temporal dos eventos de seca. Os resultados, apresentados na Tabela 2, indicaram uma intensificação das secas ao longo do período avaliado, com significâncias estatísticas evidenciadas pelos valores de Tau de Kendall e pelos P-valores.

Tabela 2. Resultado do teste não-paramétrico de Mann-Kendall aplicado a microrregião da Chapada do Extremo Sul Piauiense durante o período de 1961 a 2018.

Mann-Kendall			
Microrregião	Tau de Kendall	Sen's slope	P-Valor
Chapada do Extremo Sul Piauiense	-0.431	-0.009	0,0001

O estimador de inclinação de Sen (Sen's slope) também reflete essa tendência, com valores que indicam uma diminuição da umidade na região. Barros et al. (2021) ao aplicarem o teste não paramétrico de Mann-Kendall denotaram que tendências negativas significativas foram obtidas o que indicou aumento da severidade de seca, corroborando com os resultados obtidos neste estudo.

4. Conclusões

Os resultados indicam uma variabilidade significativa nos episódios de seca nas microrregiões, com intensificação e frequência maiores em escalas temporais elevadas do SPEI. A análise de tendência revelou um aumento progressivo na severidade das secas, reforçando a necessidade de estratégias de gestão hídrica para mitigar os impactos desse fenômeno.

Agradecimentos

A Universidade Federal de Campina Grande, pela contribuição no ensino e estrutura. Ao apoio do Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo suporte financeiro.

Referências

- BARROS, V. da S.; GOMES, V. K. I.; SILVA JÚNIOR, I. B. da; SILVA, A. S. V. da; SILVA, A. S. A. da; BEJAN, L. B.; STOSIC, T. Análise de tendência do índice de precipitação padronizado em Recife-PE. *Research, Society and Development*, v. 10, n. 8, e52310817458, 2021. DOI: <http://dx.doi.org/10.33448/rsd-v10i8.17458>.
- BLAIN, G.C.; SOBIERAJSKI, G.R.; WEIGHT, E.; MARTINS, L.L.; XAVIER, A.C.F. Improving the interpretation of standardized precipitation index estimates to capture drought characteristics in changing climate conditions. *International Journal of Climatology*, v.42, n.11, p. 5586-5608, 2022. <https://doi.org/10.1002/joc.7550>
- CASAGRANDE, E.; RECANATI, F.; PACO MELLÀ, P. Assessing the Influence of Vegetation on the Water Budget of Tropical Areas. - *IFAC Papers On Line*, v.51, p.,1-6, 2018. <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
- COSTA, L. J. S.; MARTINS FILHO, J. O conceito de região nas regionalizações do Estado do Piauí: uma abordagem cronológica de 1940-2007. *Revista GeoUECE*, Fortaleza (CE), v. 12, n. 23, e2023005, 2023. Disponível em: <https://doi.org/10.59040/GEOUECE.2317-028X.v13.n23.e202300>. Acesso em: 28 out. 2024.
- CUNHA, A. P. M. A.; TOMASELLA, J.; RIBEIRO-NETO, G. G.; BROWN, M.; GARCIA, S.R., BRITO, S. B., CARVALHO, M. A. Changes in the spatial- temporal patterns of droughts in the Brazilian Northeast. *Atmospheric Science Letters*, v.19, n. 10, 2019. <https://doi.org/10.1002/asl.855>.
- FICK, S. E.; HIJMANS, R. J. *WorldClim 2: New 1-km spatial resolution*

climate surfaces for global land areas. *International Journal of Climatology*, v. 37, n. 12, p. 4302-4315, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/joc.5086>. Acesso em: 28 out. 2024.

HARRIS, I.; JONES, P. D. CRU TS4.04: Climatic Research Unit (CRU) Time-Series (TS) Version 4.04 of High-Resolution Gridded Data of Month-by-month Variation in Climate (Jan. 1901- Dec. 2019). Centre for Environmental Data Analysis, 2020. Disponível em: <https://catalogue.ceda.ac.uk/uuid/89e1e34e-c3554dc98594a5732622bce9>. Acesso em: 28 out. 2024.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Bertolinia - PI. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados/pi/bertolinia.html>. Acesso em: 28 de outubro de 2024.

KHAN, M. I.; LIU, D.; FU, Q.; FAI, M.A. Detecting the persistence of drying trends under changing climate conditions using four meteorological drought indices. *Meteorological Applications*, v.25, p.184–194, 2018. Doi:10.1002/met.1680.

KAMRUZZAMAN, M.; HWANG, S.; CHO, J.; MIN-WON JANG, M.; JEONG, H. Evaluating the Spatiotemporal Characteristics of Agricultural Drought in Bangladesh Using Effective Drought Index. *Water*, v. 11, 2019.

KENDALL, M. G. Rank correlation measures. London: Charles Griffin, 1945.

KENDALL, M.G. Rank Correlation Methods. United States of America: Charles Griffin, 1948.

KLINK, C. A.; MACHADO, R. B. Conservation of the Brazilian Cerrado. *Conservation Biology*, v. 19, n. 3, p. 707-713, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2005.00702.x>. Acesso em: 28 out. 2024.

LEE, C.W.; YU-HENG, T.; CHUNG-HSIUNG, S.; ZHENG, F.; ERH-TUNG, W. Characteristics of the prolonged El Niño events during 1960–2020. *Geophysical Research Letters*, v. 47, n. 12, 2020. <https://doi.org/10.1029/2020GL088345>

LI, Y.; PENG, S.; LI, Z.; WANG, W.; CANG, X. Application of the Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI) in drought forecasting using a Markov chain model. *Science of the Total Environment*, v. 595, p. 14-23, 2017.

MA, N.; SZILAGYI, J.; ZHANG, Y.Q. Calibration-free complementary relationship estimates terrestrial evapotranspiration globally. *Water Resources Research*, v. 57, 2021. <https://doi.org/10.1029/2021WR029691>.

MANN, H. B. *Econometrica*. The econometric society, v.13, p.245-259, 1945. <http://dx.doi.org/10.2307/1907187>.

MCKEE, T. B.; NICHOLS, N.; HAYES, M. J. An overview of the Drought Monitor. National Drought Mitigation Center, 1993.

MCGREE, S.; SCHREIDER, S.; KULESHOV, Y. Trends and Variability in Droughts in the Pacific Islands and Northeast Australia. *Journal of Climate*, v.23, 2016.

MEZA, I.; SIEBERT, S.; DÖLL, P.; KUSCHE, J.; HERBERT, C.; EYSHI

REZAEI, E.; NOURI, H.; GERDENER, H.; POPAT, E.; FRISCHEN, J.; NAUMANN, G.; VOGT, J.V.; WALZ, Y.; SEBESVARI, Z.; E HAGENLOCHER, M. Global drought risk assessment for agricultural agricultural systems. *Nat.Hazards Earth Syst. Sci.*, v.20, p.695–712,2020.

MOSTAFAZADEH, R.; ZABIHI, M. Comparison of SPI and SPEI indices to meteorological drought assessment using R programming (Case study: Kurdistan Province). *Journal of the Earth and Space Physics*, v.3, 2016

OMETTO, J. R.; SILVA, A. B.; MURTAS, F. R. Estudo da dinâmica da umidade do solo em diferentes tipos de cobertura. *Revista Brasileira de Meteorologia*, São Paulo, v. 4, n. 1, p. 12-22, 1981.

PIYOOSH, A. K.; GHOSH, S. K. Effect of autocorrelation on temporal trends in rainfall in a valley region at the foothills of Indian Himalayas. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, v.31, p.2075–2096, 2017. <https://doi.org/10.1007/s00477-016-1347-y>.

SEN, P.K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, v.63, p.1379-1389, 1968.<https://www.jstor.org/stable/2285891>.

SOUSA, W. G. de; SILVA, M. T.; SIQUEIRA, M. da S.; GOMES, H. B.; OLIVEIRA, G. de; SILVA, T. G. F. da; CAVALCANTI, E. P. Variabilidade espaço temporal da seca meteorológica nas microrregiões do MATOPIBA. *Revista Brasileira de Geografia Física*, v. 17, n. 1, p. 01-21, 2024. DOI: <https://doi.org/10.26848/rbgf.v17.1.p01-21>.

SCHUMACHER, D.L.; KEUNE, J.; DIRMAYER, P.; MIRALLES, D.G. Drought self-propagation in drylands due to land-atmosphere feedbacks. *Nature Geoscience*, v.15, 2022. Doi:10.1038/s41561-022-00912-7.

TAN, Y.; WANG, X.; SUN, Y. Impacts of climate change on drought characteristics in the Yellow River Basin, China. *Water*, v. 7, n. 11, p. 6157-6175, 2015.

VICENTE-SERRANO, S. M.; HERRERO, L.; RIVERA, R. A. Standardized Precipitation Evapotranspiration Index: A new index for monitoring drought in Spain. *Hydrology and Earth System Sciences*, v. 14, n. 3, p. 509-520, 2010.

YAO, J.; ZHAO, Y.; YU, X. Spatial-temporal variation and impacts of drought in Xinjiang 159 (Northwest China) during 1961-2015. *PeerJ*, v. 6, n.4926, 2018.

ZHANG, B.; FATIMA K.; SALEM, A.; HAYES, M. J.; SMITH, K. H.; TADESSE, T.; WARDLOW, B.D. Explainable machine learning for the prediction and assessment of complex drought impacts. *Science of The Total Environment*, v.898,2023.

ZHANG, X.; YU, J.; LI, L.Z.X.; LI, W. Role of anthropogenic climate change in autumn drought trend over China from 1961 to 2014. *J. Meteorological Res.* v.36, p.251–260, 2022. Doi:10.1007/s13351-022-1178-3.

ZHAO, M.; GERUO, A.; LIU, Y.L.; KONINGS, A.G. Evapotranspiration frequently increases during droughts. *Nature Climate Change*, v.12, p.1024–1030, 2022. Doi:10.1038/s41558-022-01505-3.