

# VARIABILIDADE TEMPORAL DOS PERÍODOS DE ESTIAGEM NO MUNICÍPIO DE CAMPINA GRANDE – PB

Welinagila Grangeiro de Sousa<sup>1</sup>  
Antônia Silânia de Andrade<sup>2</sup>  
Ricardo da Cunha Correia<sup>3</sup>  
Santana Lívia de Lima<sup>4</sup>  
Andrezza Maddalena<sup>5</sup>  
Khyson Gomes Abreu<sup>6</sup>

## RESUMO

A compreensão da variabilidade da precipitação pluvial é de grande importância para o planejamento agrícola e para a gestão de recursos hídricos. Portanto, o objetivo do presente estudo foi identificar e compreender a variabilidade temporal dos períodos de estiagem no município de Campina Grande, estado da Paraíba, no período de 2000 a 2023, utilizando índices de seca e métodos estatísticos de análise de tendência. Os resultados obtidos confirmaram a forte sazonalidade da precipitação pluvial nessa região por meio dos índices SPI-12 e DS1-12, em que se observou a ocorrência de secas severas entre os anos de 2012 e 2021, sendo os anos de 2015, 2016 e 2017 os mais críticos, com a maior sensibilidade do DS1-12 a déficits prolongados, reforçando o seu uso complementar no monitoramento. De acordo com os testes de *Mann Kendall* e *Pettitt*, foram identificadas tendências negativas significativas, com alterações na série a partir do ano de 2011, indicando a intensificação das secas na região.

**Palavras Chaves:** Extremidade de temperaturas, precipitação, tendências climáticas.

## TEMPORAL VARIABILITY OF DROUGHT PERIODS IN THE MUNICIPALITY OF CAMPINA GRANDE – PB

## ABSTRACT

Understanding rainfall variability is crucial for agricultural planning and water resource management. Therefore, the objective of this study was to identify and understand the temporal variability of dry periods in the municipality of Campina Grande, Paraíba state, from 2000 to 2023, using drought indices and statistical trend analysis methods. The results confirmed the strong seasonality of rainfall in this region through the SPI-12 and DS1-12 indices. Severe droughts were observed between 2012 and 2021, with 2015, 2016, and 2017 being the most critical years. The DS1-12 is more sensitive to prolonged droughts, reinforcing its complementary use in monitoring. According to the Mann-Kendall and Pettitt tests, significant negative trends were identified, with changes in the series starting in 2011, indicating an intensification of droughts in the region.

**Keywords:** Extreme temperatures, precipitation, climate trends.

Recebido em 23 de outubro de 2025. Aprovado em 08 de novembro de 2025

<sup>1</sup> Doutora e pesquisadora PCI, Instituto Nacional do Semiárido (INSA), Gestão de Informação e Popularização da Ciência, Campina Grande, Paraíba, Brasil. e-mail: welinagila.sousa@pesquisa.insa.gov.br

<sup>2</sup> Doutora e pesquisadora PCI, Instituto Nacional do Semiárido (INSA), Gestão de Informação e Popularização da Ciência, Campina Grande, Paraíba, Brasil. e-mail: antonia.andrade@pesquisa.insa.gov.br

<sup>3</sup> Doutor, tecnologista do Instituto Nacional do Semiárido (INSA), Gestão de Informação e Popularização da Ciência, Campina Grande, Paraíba, Brasil. e-mail: ricardo.lima@insa.gov.br

<sup>4</sup> Doutora e professora no Centro de Desenvolvimento Sustentável do Semiárido, Unidade Acadêmica de Tecnologia e Desenvolvimento, Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande, Paraíba, Brasil. e-mail: livialima24s@gmail.com

<sup>5</sup> Mestra em Agronomia, Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Agrárias, Areia, Paraíba, Brasil. e-mail: andrezamaddalena@gmail.com

<sup>6</sup> Doutor em Agronomia, Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Agrárias, Areia, Paraíba, Brasil. e-mail: khysonagro@gmail.com

## INTRODUÇÃO

Os períodos de seca são reconhecidos como um fenômeno natural recorrente, manifestando-se em praticamente todos os tipos de clima, o que acaba afetando distintos setores da sociedade, como a produção de energia elétrica, a agricultura, a disponibilidade de recursos hídricos, o turismo e os ecossistemas no geral (Marengo et al., 2022). O principal desafio enfrentado por gestores e formuladores de políticas públicas ainda é o acompanhamento do início, de todo o processo evolutivo, e do término destes episódios de seca, em áreas com elevada variabilidade pluviométrica, como por exemplo, a região Nordeste do Brasil (Dantas et al., 2020; Vitório et al., 2025).

Para examinar o comportamento da precipitação é necessário o uso de indicadores capazes de detectar anomalias e tendências, como o Índice de Precipitação Padronizada (SPI), amplamente aplicado no monitoramento da intensidade e da frequência de períodos úmidos e secos. Outro indicador relevante nesse contexto é o Índice de Severidade da Seca (DSI), desenvolvido pelos autores Mu et al. (2013), ganhando destaque por ser uma das ferramentas complementares mais utilizadas nesse acompanhamento. Esses parâmetros fornecem suporte técnico e científico para a compreensão das secas meteorológicas e hidrológicas, contribuindo com estratégias de mitigação e gestão de riscos climáticos (Junior et al., 2024).

Assim, a aplicação conjunta destes índices se faz importante em áreas de transição climática, como diversas regiões do estado da Paraíba, onde o regime de chuvas é complexo e influenciado tanto por sistemas atmosféricos de grande escala quanto pelas características topográficas locais. Essa combinação de fatores intensifica a variabilidade espacial e temporal das precipitações, evidenciando a necessidade da aprimoramento de metodologias para diagnosticar e monitorar eventos climáticos extremos (Brasil, 2021).

Nesse contexto, técnicas de análise de tendências vêm despertando o interesse de diversos pesquisadores, principalmente por auxiliarem na identificação de padrões e no entendimento do comportamento das secas, além de possibilitarem projeções futuras. Entre essas metodologias, os testes não paramétricos de Mann-Kendall, Sen's Slope e Pettitt destacam-se pela capacidade de detectar e de caracterizar tendências em diferentes escalas temporais (Dashtpaderdi et al., 2018; Khan et al., 2018).

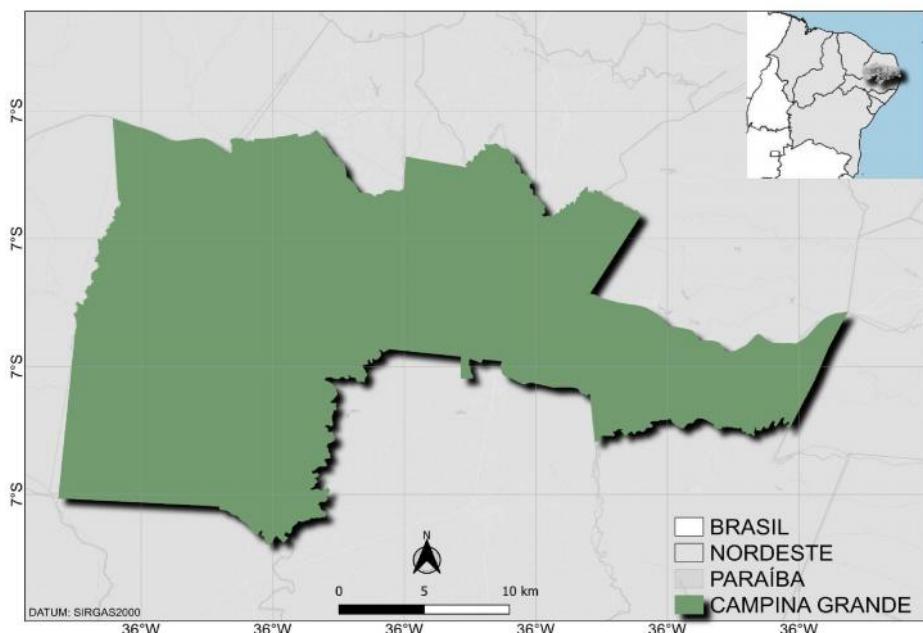
Dessa forma, o objetivo do presente estudo foi identificar e analisar a variabilidade temporal dos eventos de seca no município de Campina Grande, localizado no estado da Paraíba, entre os anos de 2000 e 2023, utilizando índices capazes de quantificar a intensidade, a frequência e a duração desses episódios. Essa abordagem busca compreender a distribuição temporal das secas e reconhecer possíveis tendências e modificações no regime climático da região estudada.

## MATERIAIS E MÉTODOS

### ÁREA DE ESTUDO

O estudo foi desenvolvido no município de Campina Grande, localizado no estado da Paraíba, na mesorregião do Agreste. Esse município possui a segunda maior população paraibana, com aproximadamente 419 mil habitantes, segundo dados distribuídos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2022). Campina Grande situa-se sobre o Planalto da Borborema, nas coordenadas geográficas de 7°13'50" de latitude Sul e 35°52'52" de longitude Oeste, com altitude média de cerca de 560 metros em relação ao nível do mar (Figura 1) (IBGE, 2022).

**Figura 1.** Localização da área de estudo.



No que se refere à cobertura vegetal, Campina Grande possui uma área composta principalmente por florestas estacionais residuais, as quais se destacam pela marcada sazonalidade climática e pela ocorrência de períodos de escassez hídrica ao longo do ano (Pereira et al., 2017). O município possui extensão territorial de aproximadamente 591,658 km<sup>2</sup> (IBGE, 2022) e, conforme a classificação climática de Köppen, enquadra-se no tipo BSh, característico das zonas semiáridas, onde predominam chuvas irregulares, elevada incidência de radiação solar, altos níveis de evaporação e temperatura média anual de aproximadamente 23°C.

## DADOS GERAIS DO ESTUDO

Para investigar a variabilidade pluviométrica em Campina Grande, foram utilizados dados diários provenientes de três estações de monitoramento situadas no município, a estação da Embrapa, de São José da Mata e de Açude de Dentro. A série temporal compreendeu o intervalo de 2000 a 2023, possibilitando a análise do comportamento das chuvas na região ao longo desse período. As informações foram disponibilizadas pela Agência Executiva de Gestão das Águas da Paraíba (AESÁ), órgão responsável pelo acompanhamento hidrometeorológico no estado, assegurando a qualidade e a confiabilidade dos dados empregados nesta pesquisa.

### Índice de Severidade de Seca

Os satélites Terra e Aqua, equipados com o sensor MODIS, disponibilizam os produtos MOD16 ET/PET (Mu et al., 2007, 2009, 2011b), que representam uma importante ferramenta para estimar os fluxos hídricos entre os ecossistemas terrestres e a atmosfera. As informações provenientes do MOD16 ET/PET foram empregadas como base principal no cálculo do Índice de Severidade da Seca (DSI) em escala global, abrangendo todos os tipos de ecossistemas e sendo disponibilizadas em intervalos temporais contínuos de oito dias, mensais e anuais, com resolução espacial de aproximadamente 1 km.

O avanço dos índices de vegetação derivados do sensoriamento remoto fundamenta-se no acompanhamento da cobertura vegetal através dos dados de reflectância espectral da radiação eletromagnética, possibilitando sintetizar informações e distinguir as áreas vegetadas das sem vegetação (Liu, 2015). Dentre esses índices, o Índice de Vegetação por Diferença

Normalizada (NDVI) destaca-se por permitir a análise temporal da vegetação, já o Índice de Vegetação Melhorado (EVI) busca aprimorar a detecção em regiões com elevada densidade de biomassa, reduzindo os efeitos do solo e da atmosfera na resposta do dossel (Ponzoni et al., 2012).

O DSI é obtido a partir dos valores de Evapotranspiração Real e Potencial, definindo-se como a razão entre essas variáveis. Além disso, o índice incorpora o NDVI como componente essencial, permitindo estabelecer uma relação entre o estado da vegetação e o grau de déficit hídrico, como consta no Quadro 1.

**Quadro 1.** Equações e variáveis do Índice de Severidade da Seca (DSI).

DSI		
Padronizar os dados de NDVI, ET/PET	R	Representa o valor de NDVI e ET/PET em certo período
	$\bar{R}$	Representa a média dos valores ao longo da série temporal
	$\bar{Z}$	
	$\sigma$	Desvio Padrão
Junção	$Z = Z_{NDVI} + Z_{ET/PET}$	
	$DSI = \frac{Z - \bar{Z}}{\sigma_Z}$	

**Fonte:** Mu (2013).

### Índice de Precipitação Padronizado

Entre os índices mais aplicados obtidos nos dados de sensoriamento remoto, destaca-se o Índice de Precipitação Padronizada (SPI), proposto por McKee et al. (1993). Esse índice é reconhecido pela Organização Meteorológica Mundial como o principal indicador para o monitoramento de secas, que em conjunto com a Universidade de Nebraska-Lincoln, localizada nos Estados Unidos, elaboraram a Declaração de Lincoln, na qual recomendaram a adoção de um índice meteorológico padronizado de abrangência global a partir do ano de 2006 (Hayes et al., 2011).

O objetivo principal do índice de Precipitação Padronizada é mensurar anomalias normalizadas de precipitação, ou seja, os seus valores possuem a mesma probabilidade de ocorrência, independentemente do local, da escala temporal ou do período analisado. Dessa forma, esse índice é capaz de representar, de maneira equivalente, episódios de chuvas intensas, períodos úmidos e, até mesmo eventos de seca em longas séries históricas. Outra vantagem importante é a simplicidade do cálculo realizado, pois depende apenas da variável precipitação. No entanto, tal fator também pode ser apontado como uma limitação em análises mais complexas, devido ao fato de não considerar outros fatores climáticos (West et al., 2019).

Para a determinação do Índice de Precipitação Padronizado foi utilizado o software *Drought Indices Calculator* (DrinC 1.7), desenvolvido pelo *Centre for the Assessment of Natural Hazards and Proactive Planning*, em parceria com o *Laboratory of Reclamation Works and Water Resources Management da National Technical University of Athens* (Tigkas et al., 2015), disponibilizado publicamente em 17 de abril de 2019. A série temporal de precipitação fornecida pela AESA para o período de estudo foi inserida no programa e ajustada à distribuição de probabilidade Gama. Em seguida, estimou-se a probabilidade acumulada de ocorrência para cada total mensal, gerando uma planilha no programa Excel com os valores de SPI-3, SPI-6 e SPI-12, correspondentes aos intervalos de três, seis e 12 meses, respectivamente (Tabela 2 e Quadro 2).

**Tabela 2.** Classificação da severidade da seca do índice DSI e do Índice de Precipitação Padronizada (SPI).

Faixa de valor dos índices	Severidade de seca
Maior que 2	Extremamente úmido
1,50 a 1,99	Severamente úmido
1,00 a 1,49	Moderadamente úmido
0,00 a 0,99	Meio úmido
-0,99 a 0,00	Seca Leve
-1,00 a -1,49	Seca moderada
-1,50 a -1,99	Seca severa
Abaixo de -2	Seca extrema

**Quadro 2.** Equação e variáveis do SPI.

SPI	
$SPI_n = \frac{P - \bar{P}}{\sigma_P}$	n
	P
	$\bar{P}$
	$\sigma$
$g(x) = \frac{1}{B^a \Gamma(a)} x^{a-1} e^{-x/b}$	g(x)
	a
	b
	x
$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} y^{a-1} e^{-y} dy$	$\Gamma(a)$

**Fonte:** McKee et al. (1993).

Cada resultado obtido pelo SPI reflete diferentes aspectos da disponibilidade hídrica em uma região. O SPI de até três meses está associado às condições de umidade do solo em curto a médios prazos, sendo útil para identificar secas de curta duração e avaliar a precipitação sazonal, pois é sensível às variações de intensidade das chuvas registradas nesse intervalo. O SPI de seis meses, por sua vez, representa uma fase intermediária entre os efeitos de curta e longa duração da seca, permitindo detectar possíveis anomalias nas reservas hídricas superficiais e alterações nas vazões fluviais. O SPI de 12 meses reflete as condições de armazenamento de água subterrânea, sendo capaz de indicar situações de escassez hídrica e redução nos níveis dos lençóis freáticos (Sousa et al., 2016).

As classes de severidade da seca correspondentes aos índices DSI e SPI apresentadas na Tabela 2 variam entre as categorias extremamente úmido e extremamente seco, portanto, os

valores negativos indicam condições de déficit hídrico e os valores positivos correspondem a níveis elevados de umidade.

## Teste de Mann-Kendall

O teste não paramétrico de Mann-Kendall foi desenvolvido pelos autores Mann (1945) e Kendall (1975), sendo amplamente utilizado na avaliação de tendências em séries temporais de secas meteorológicas e hidrológicas (Guedes et al., 2019). Esse método estatístico permite identificar mudanças graduais ou pontos de inflexão no comportamento da variável analisada, como ocorre nas séries do SPI. O cálculo da estatística do teste é realizado a partir de uma série temporal  $t_1, t_2, \dots, t_n$ , e dos valores observados  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ,  $n$  representa o número total de observações. A hipótese nula ( $H_0$ ) indica que a amostra compreende valores independentes, distribuídos de forma idêntica, já a hipótese alternativa ( $H_a$ ) defende que existe tendência monotônica, crescente ou decrescente, na série temporal, indicando que as distribuições de  $X_t$  e  $X_j$  não são equivalentes (Kazemzadeh; Malekian, 2018). O cálculo é expresso pela seguinte fórmula:

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

Nessa fórmula,  $x_i$  e  $x_j$  são valores de dados para os anos,  $n$  o número de pontos de dados usados,  $i$  e  $j$  ( $j > i$ ) e,  $s(\cdot)$  é a função do sinal, dada como:

$$\begin{aligned} s(x_j - x_i) &= \{ +1 \text{ } | \text{ } x_j - x_i > 0 \text{ } | \text{ } x_j - x_i \\ &= 0 \text{ } | \text{ } x_j - x_i < 0 \end{aligned} \quad (2)$$

A variância dessa distribuição é calculada pelas equações 3 e 4, respectivamente:

$$\nu(S)n = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^p t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (3)$$

Em que  $p$  é o número de grupos empataos, 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).

$$Z_s = \left\{ \begin{array}{ll} \frac{s-1}{\sqrt(s)} \frac{s+1}{\sqrt(s)} & \text{ } i \text{ } | \text{ } S > 0 \text{ } | \text{ } S = 0 \text{ } | \text{ } S < 0 \end{array} \right. \quad (4)$$

Em que  $Z$  indica 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:

$$\tau = \frac{x_i - x_j}{i - j} f \quad a \text{ } j < i \quad (5)$$

## Estimador de Inclinação de Sen's Slope (SEN)

O teste não paramétrico de inclinação de Sen (1968) tem como finalidade estimar a magnitude das tendências em séries temporais. O método consiste em calcular todas as taxas de variação (declividades) entre os pares de valores existentes em uma determinada sequência de dados. Essa abordagem é considerada mais precisa do que a inclinação obtida por meio da regressão linear tradicional, pois apresenta uma estimativa mais próxima da tendência real observada na série temporal (Alcântara et al., 2019). A inclinação de Sen é determinada conforme a Equação 6 a seguir:

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} f \quad i = 1 \dots, n \quad (6)$$

Em que  $x_j$  e  $x_k$  são os valores nos tempos  $j$  e  $k$  ( $j > k$ ). 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  $Q_i$ . Esse valor é estimado conforme a Equação 7:

$$= \{Q\left(\frac{n+1}{2}\right) \quad s \leq N f \quad i \leq \frac{Q\left(\frac{n}{2}\right)^{+Q}\left(\frac{n+2}{2}\right)}{2} \quad s \leq N f \quad p \quad (7)$$

O sinal de  $Q_{med}$  indica 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  $Q_{med}$  precisa ser obtido em uma probabilidade específica. Segundo Gilbert (1987), esse intervalo de confiança, considerando a inclinação de tempo, pode ser calculado conforme Equação (8):

$$C = Z_1 - a/2 \sqrt{v} \quad (s) \quad (8)$$

Em que:  $Z_{1-\alpha/2}$  é obtido através de uma tabela de distribuição normal padrão. Em seguida,  $M_1 = (n - C)/2$  e  $M_2 = (n + C)/2$  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 significativamente diferente de zero apenas se os dois limites ( $Q_{min}$  e  $Q_{max}$ ) tiverem sinais semelhantes.

## Teste Não Paramétrico de Pettitt

Em relação as mudanças observadas em séries temporais, Pettitt (1979) alterou a estatística de Mann-Whitney, adaptando-a para testar a hipótese de “estabilidade” contra a hipótese de “alteração” no comportamento da série, resultando em um teste não paramétrico capaz de determinar a significância estatística da mudança detectada. De acordo com os autores Yang et al. (2018), o teste de Pettitt é um método eficaz para identificar o ponto mais provável de alteração significativa dentro de uma série temporal. O cálculo desse teste, conforme Pettitt (1979) pode ser expresso pela Equação 9:

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + j \sum_j^N s (X_t - X_j), \text{ para } t = 2, \dots, N \quad (9)$$

Em que:

$$s(x) = \begin{cases} 1, & p \quad x > 0 \\ 0, & p \quad x = 0 \\ -1, & p \quad x < 0 \end{cases}$$

Portanto, esse teste estatístico indica o número de vezes que um membro da primeira amostra excedeu um membro da segunda amostra (Santos et al., 2016). Sendo assim, a estatística é dada pela Equação 10:

$$K = m |U_{t,N}| \quad (10)$$

Yang et al. (2018) também 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 11:

$$\rho = 2e \left\{ \frac{-6(K_t)^2}{(N^3 + N^2)} \right\} \quad (11)$$

Dessa forma, os valores de significância inferiores à significância adotada para a realização do teste, geralmente sendo de 0,05, indicam a rejeição da hipótese nula. Nesses casos, o teste indica a presença de um ponto de mudança significativo para a série histórica, ocorrendo no ano  $t$  (Yang et al., 2018).

## ANÁLISE ESTATÍSTICA

Para verificar a relação entre os índices SPI-12, obtido a partir dos dados observados, e o DSI-12 estimado, foram calculados: o Coeficiente de Correlação de Pearson ( $r$ ); e o Coeficiente de Determinação ( $R^2$ ). A equação geral do coeficiente de correlação de Pearson pode ser expressa pela fórmula a seguir:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right] \left[ \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]}}$$

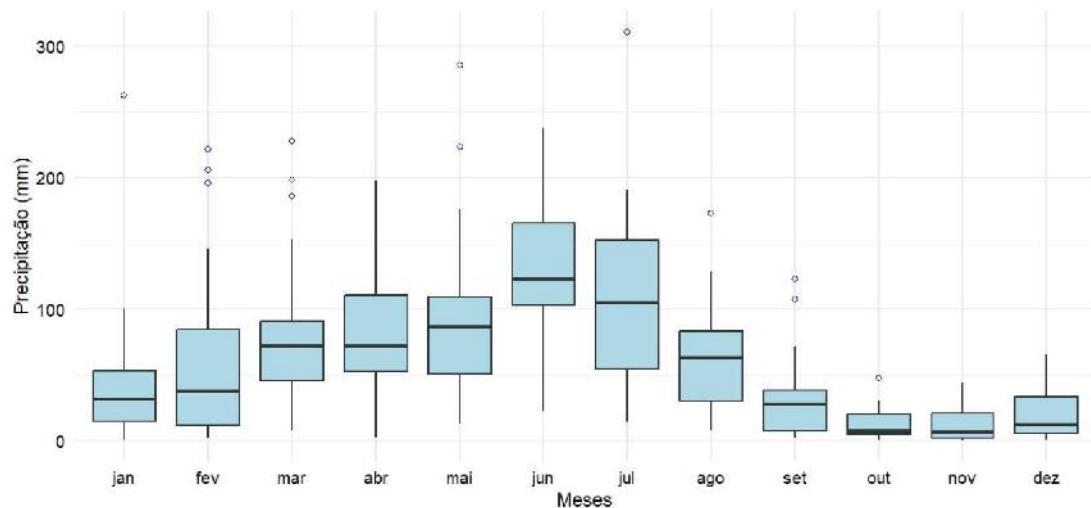
O coeficiente de Pearson indica o grau de associação linear entre os dois índices estudados, se eles variam de forma semelhante. Já o coeficiente de determinação mostra a proporção da variação de um índice que pode ser explicada pelo outro, permitindo avaliar a qualidade dessa relação (Wilks, 2006).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com os dados analisados, foi possível observar a média histórica da variabilidade mensal da precipitação em Campina Grande ao longo do período de 2000 a 2023, evidenciando as diferentes intensidades de chuva nos meses estudados. Essa distribuição demonstra um padrão sazonal bem definido, característico do Agreste Paraibano. Os maiores volumes pluviométricos concentram-se entre os meses de Abril e Julho, com destaque para o mês de Junho, em que a média histórica atinge cerca de 130 mm, sendo registrados, em alguns anos, totais superiores a 200 mm. Os meses de Maio e Julho apresentam comportamento semelhante,

com médias variando entre 90 e 110 mm e elevada dispersão dos dados, evidenciando tanto a concentração sazonal das chuvas quanto a forte variabilidade interanual. Já o mês de Abril representa o início da estação chuvosa, com médias em torno de 80 mm, embora em anos específicos os registros se aproximem de 200 mm, indicando a possibilidade de eventos extremos logo no começo do período do inverno (Figura 2).

**Figura 2.** Variabilidade média mensal da precipitação para o município de Campina Grande – PB no período de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2023.



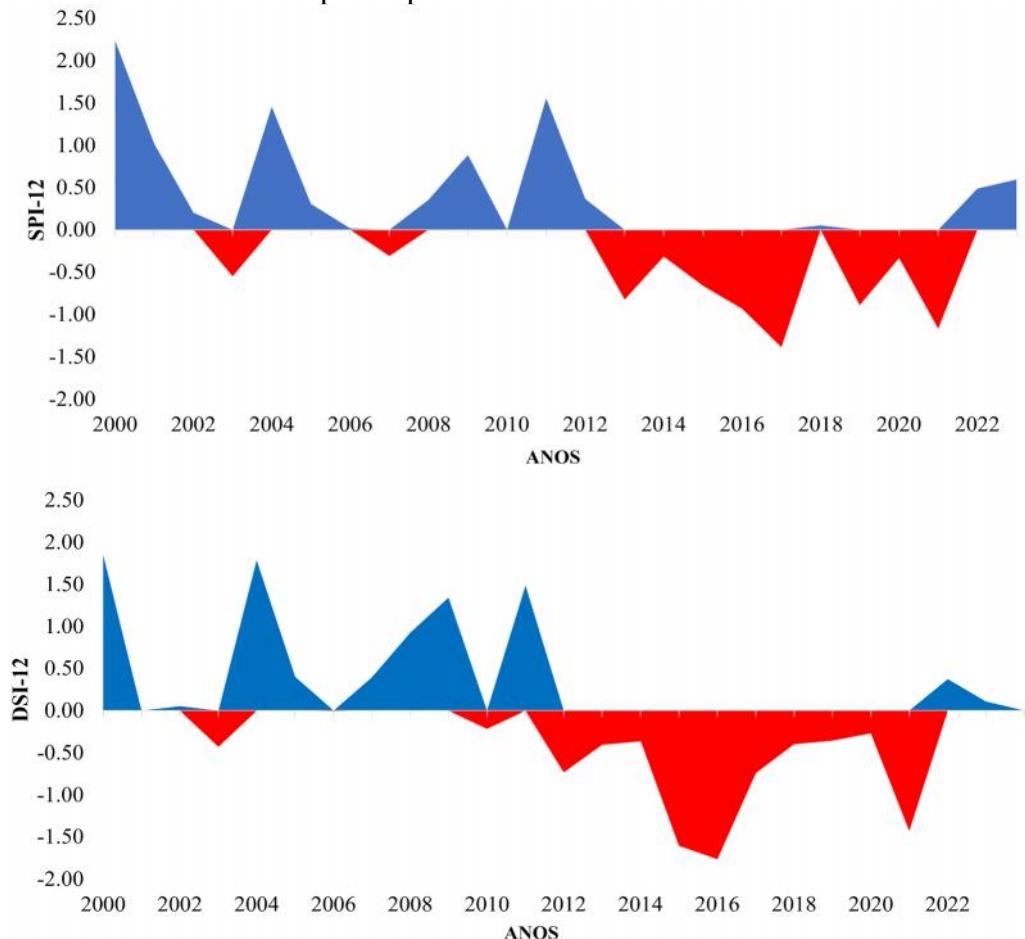
Outro ponto relevante observado a partir da Figura 2 é a presença de valores atípicos (*outliers*) em quase todos os meses estudados, indicando a ocorrência de precipitações excepcionais, significativamente superiores à variação considerada típica da série histórica. No entanto, o intervalo de Setembro a Dezembro apresenta os menores totais pluviométricos, com médias inferiores a 20 mm e baixa variabilidade, caracterizando a estação seca. Os meses de transição, como Fevereiro (60 mm), Abril (80 mm) e Agosto (60 mm), apresentam elevada dispersão, com registros expressivos em alguns anos e, muito reduzidos em outros anos, refletindo a irregularidade espacial e temporal do regime de chuvas.

A concentração das precipitações entre os meses de Abril e Julho, seguida por um período prolongado de estiagem, corrobora os resultados de pesquisas divulgadas pelos autores Cabral Júnior e Lucena (2021), que identificaram que o período mais chuvoso da região ocorre entre os meses de Março e Julho, com significativa variabilidade interanual nos totais mensais. Semelhante a esses resultados, Nascimento et al. (2024), ao estimarem as normais climatológicas de Campina Grande para o período de 1981 a 2020, observaram que a estação chuvosa se estende de Março a Agosto, enquanto a estação seca ocorre de Setembro a Fevereiro, corroborando com os padrões detectados no presente estudo.

Conforme dados distribuídos pela Embrapa (2023), nos últimos anos, a diminuição das chuvas no semiárido intensificou a crise hídrica e impactou a agricultura de sequeiro, pois enquanto em alguns anos ocorreram volumes pluviométricos acima da média, ocasionando enchentes e variados prejuízos, em outros, enfrentou-se períodos prolongados de estiagem. Nessa perspectiva, o uso de índices climáticos em conjunto com o desenvolvimento de tecnologias adaptativas e a aplicação de práticas agrícolas resilientes, tornam-se fundamental para reduzir os impactos das secas (Brasil, 2021).

Analizando a Figura 3, constata-se a variabilidade anual do Índice de Precipitação Padronizada (SPI-12 meses) e do Índice de Severidade de Seca (DSI-12 meses) em Campina Grande, no período de 2000 a 2023. Além disso, observa-se que ambos os índices apresentam comportamento semelhante, sendo os valores positivos indicativos de condições úmidas ou de excesso de precipitação, enquanto que os valores negativos refletem períodos de seca.

**Figura 3:** Variabilidade anual dos índices de seca SPI-12 e DS1-12 em Campina Grande – PB para o período de 2000 a 2023.



No SPI-12 (Figura 3), observa-se que os valores positivos do índice, correspondentes a picos, ocorreram nos anos de 2000, 2001, 2004, 2009 e 2011, indicando condições úmidas, com destaque para o ano de 2000, cujo o índice ultrapassou 2,0. Entretanto, o período de 2013 a 2021 foi marcado pelo predomínio de valores negativos, especialmente entre os anos de 2017 e 2021, quando o SPI-12 ficou abaixo de -1,0, evidenciando episódios de seca extrema. Nos anos mais recentes, sendo respectivamente 2022 e 2023, observa-se uma leve recuperação, com valores positivos que sugerem melhoria nas condições pluviométricas.

Quanto ao DS1-12, apresentou-se comportamento muito similar ao SPI-12, com destaque para anos com alto teor de umidade, como 2000, 2004, 2009 e 2011, enquanto a sequência de secas entre os anos de 2012 e 2021, observaram-se valores negativos, sendo mais acentuado em 2015 e 2016 (< -1,5). É importante destacar que em alguns anos, o DS1-12 apresenta valores ligeiramente mais negativos que o SPI-12, indicando que esse índice pode ser mais sensível a déficits pluviométricos prolongados.

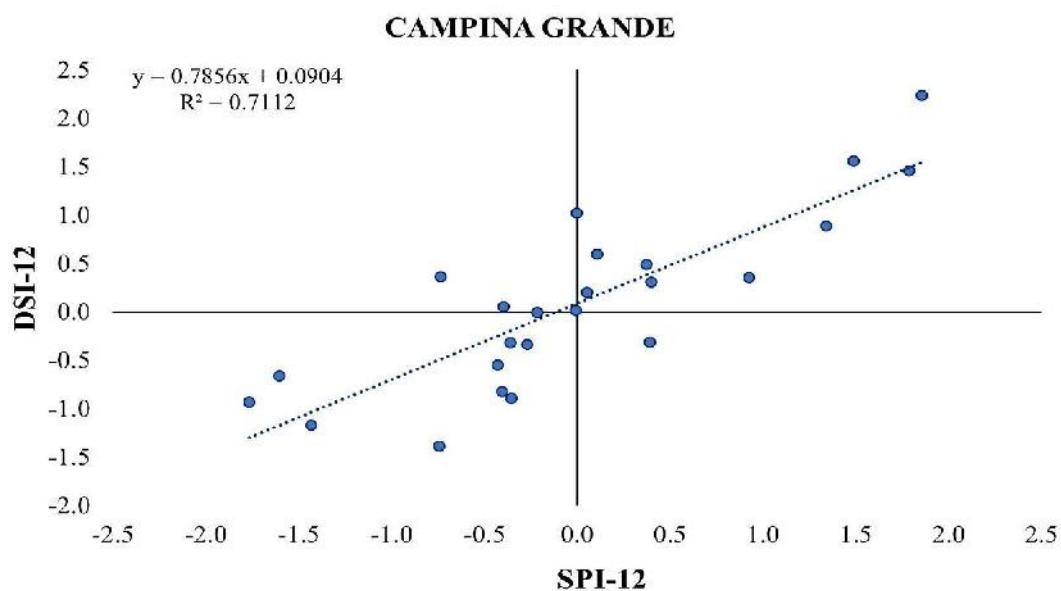
Os resultados obtidos para SPI-12 e DS1-12 em Campina Grande corroboram com estudos recentes que registram padrões semelhantes de seca e de recuperação pluviométrica no estado da Paraíba. Por exemplo, Andrade et al. (2022), ao analisarem a microrregião do município de Sousa – PB, observaram episódios com SPI negativo em escalas de três e seis meses, entre os anos de 1962 e 2019, embora sem tendência significativa para todas as secas leves. Nascimento e Medeiros (2022), no semiárido paraibano, relataram a ocorrência recorrente de secas anuais e plurianuais entre 2012 e 2019, com forte intensidade.

Macedo et al. (2024) investigaram a variabilidade das chuvas em Campina Grande através do SPI, em diferentes escalas temporais, e identificaram que os anos de 2000, 2004 e 2009 apresentaram valores positivos, refletindo condições mais úmidas, em concordância com

os resultados do presente estudo. A comparação entre os dois índices evidencia que ambos são capazes de identificar de forma consistente os períodos de seca e os períodos úmidos, porém, o DSI-12 se mostra mais sensível à intensidade das secas prolongadas, enquanto que o SPI-12, fornece uma representação mais equilibrada entre anos úmidos e secos.

Ao prosseguir na análise dos dados, verificou-se a correlação entre os índices SPI-12 e DSI-12 para Campina Grande (Figura 4), reforçando a ligação entre os índices estudados, evidenciando a sua forte relação linear ( $R^2 = 0,7112$ ). Esse resultado indica que o SPI-12 explica a variabilidade do DSI-12, confirmando a consistência dos dois métodos na detecção de períodos secos e úmidos.

**Figura 4.** Correlação entre os índices SPI-12 e DSI-12 para Campina Grande – PB.



No entanto, também se observa que o DSI-12 (Figura 4) apresenta respostas mais acentuadas quando o SPI-12 registra quedas, evidenciando a sua maior sensibilidade na detecção de períodos de seca prolongados. Dessa forma, a relação ilustrada na figura não apenas confirma a concordância entre os índices, mas também ressalta que, enquanto o SPI-12 fornece uma visão mais equilibrada entre anos secos e úmidos, o DSI-12 se destaca ao indicar com maior clareza a intensidade dos eventos de seca.

Ferreira et al. (2022), ao investigarem a variabilidade da seca no Nordeste do Brasil, identificaram correlações significativas entre o DSI e o SPI, em diferentes escalas temporais, variando de 0,67 a 0,75, demonstrando consistência entre esses indicadores. Os autores destacaram ainda que, embora ambos apresentem boa concordância na identificação de períodos secos, o DSI tende a reagir de forma mais intensa ao agravamento da seca, evidenciando maior sensibilidade à severidade dos eventos. Esse resultado corrobora ao que foi constatado no município de Campina Grande, indicando que os índices são complementares na caracterização das variações climáticas.

Após a análise da correlação entre os índices, tornou-se relevante verificar se esses indicadores apresentam tendências significativas ao longo do tempo e, para isso, foi aplicado o teste de Mann-Kendall combinado com a inclinação de Sen, possibilitando a identificação da direção e da magnitude das mudanças nos índices de seca (Tabela 3).

**Tabela 3.** Teste de Mann-Kendall para os índices de seca SPI-12 e DSI-12 em Campina Grande – PB no período de 2000 a 2023.

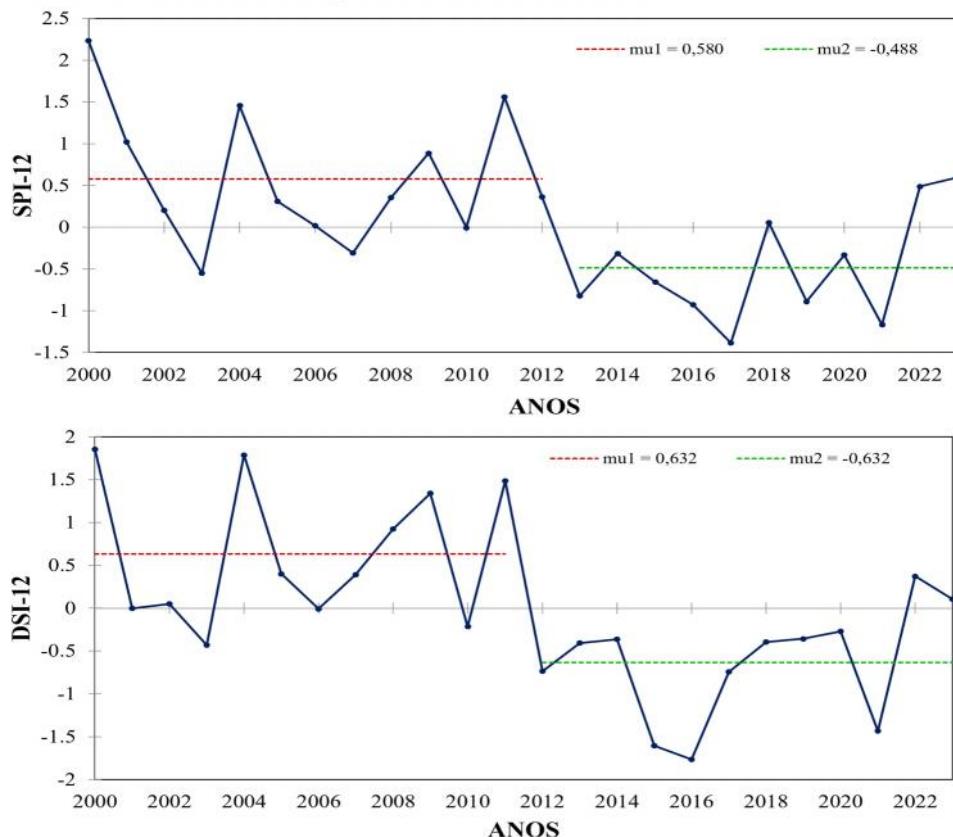
Índices	Tau-Kendall	P-valor	Sen's slope
SPEI-12	-0.326	0.026	-0.069
DSI-12	-0.297	0.044	-0.054

Essa abordagem complementa os resultados anteriores, evidenciando tanto a relação entre os índices quanto as alterações na ocorrência de secas ao longo do tempo na região. O teste de Mann-Kendall, aplicado ao período analisado, indica uma tendência negativa para ambos os índices. Para o SPEI-12, o valor de Tau-Kendall foi de -0,326, com P-valor de 0,026, evidenciando uma redução estatisticamente significativa ao longo do tempo. A inclinação estimada pelo Sen's slope corrobora esse comportamento, sugerindo um decréscimo na precipitação representada por esse índice. De forma semelhante, o DSI-12 apresentou Tau-Kendall de -0,297 e P-valor de 0,044, também significativo, acompanhado de Sen's slope negativo (-0,054). Esses resultados mostram uma tendência de intensificação das condições de seca, detectada por ambos os índices, embora o SPEI-12 apresente uma inclinação ligeiramente mais acentuada em relação ao DSI-12.

Estudos recentes também reforçam tais resultados, como o de Deger et al. (2025), que investigaram a variabilidade espaço-temporal da seca hidrológica utilizando o DSI em diferentes bacias hidrográficas, aplicando o teste de Mann-Kendall para identificar tendências nas séries temporais. Os autores observaram a predominância de tendências negativas significativas em várias escalas temporais, incluindo 12 meses. Outro estudo relevante nesse contexto foi o dos autores Cuartas et al. (2022), que analisaram diversos indicadores de seca, incluindo o SPI-12, para avaliar a variabilidade e os impactos das secas em várias regiões do Brasil, constatando uma tendência crescente na frequência e na intensidade das secas, corroborando o padrão negativo detectado no SPI-12 em Campina Grande. Esses índices mostram-se essenciais para o monitoramento contínuo e para a elaboração de estratégias de mitigação de impactos negativos causados por severas mudanças climáticas.

A partir da identificação das tendências negativas pelo teste de Mann-Kendall, tornou-se relevante aplicar o teste de Pettitt para determinar o ponto de mudança na série histórica (Figura 5).

**Figura 5.** Teste de Pettitt para os índices de seca SPI-12 e DS1-12 em Campina Grande – PB no período de 2000 a 2023.



Essa análise complementa os resultados anteriores, permitindo a direção das tendências e o momento em que ocorreu a alteração no padrão climático da região. A aplicação do teste de Pettitt aos índices SPI-12 e DS1-12 em Campina Grande revelou uma mudança significativa na média das séries a partir de 2011 (Figura 5), quando ambos os índices passaram de valores médios positivos para negativos, indicando a transição para um regime de seca mais intenso e persistente. Esse resultado confirma estudos previamente indicados pelo teste de Mann-Kendall, reforçando a intensificação da seca no município.

Pesquisas como a dos autores Gonçalves et al. (2023) também reforçaram esse padrão, ao compararem diferentes índices de seca em bacias hidrográficas do estado do Ceará, evidenciando que escalas mais longas do SPI são eficazes para caracterizar secas hidrológicas prolongadas, destacando a intensificação desses episódios após o ano de 2010. Andrade et al. (2023) também relataram um caso semelhante ao investigarem tendências do SPI na microrregião de Sousa, observando que, embora não houvesse tendência significativa para eventos de curta duração, a variabilidade interanual e a magnitude dos episódios secos reforçam a relevância de análises em escalas mais longas, como as aplicadas nesse estudo.

Além disso, outros estudos recentes têm associado a intensificação das secas no Nordeste brasileiro a múltiplos fatores, como o de Santos et al. (2022), que constataram um aumento na frequência de ondas de calor e de secas agrícolas, relacionadas a irregularidade pluviométrica e ao crescimento da evapotranspiração, contribuindo para agravar os déficits hídricos; e o de Costa et al. (2021), que demonstraram que os extremos de precipitação e de secas nessa região estão fortemente ligados à variabilidade climática interanual, especialmente ao El Niño–Oscilação Sul (ENSO), associado a episódios críticos de seca após o ano de 2012.

## CONCLUSÕES

A análise da variabilidade pluviométrica e dos índices de seca em Campina Grande – PB no período de 2000 a 2023 evidencia a forte sazonalidade do regime de chuvas, com concentração entre Abril e Julho e, um prolongado período seco de Setembro a Fevereiro.

Os índices SPI-12 e DS1-12 apresentaram boa concordância na identificação de períodos úmidos e períodos secos, destacando secas severas entre 2012 e 2021, com maior intensidade nos anos de 2015, 2016 e 2017. A maior sensibilidade do DS1-12 sobre déficits pluviométricos prolongados reforça a sua utilidade como ferramenta complementar de monitoramento ao SPI-12.

O teste de Mann-Kendall indica uma tendência negativa significativa, confirmando a intensificação das condições de aridez ao longo da série histórica.

O teste de Pettitt identificou uma ruptura no ano de 2011, representando a transição para um regime mais seco.

Portanto, a convergência entre os métodos estatísticos e os índices aplicados evidenciaram que, o município de Campina Grande tem enfrentado mudanças significativas em seu regime hídrico.

## REFERÊNCIAS

ALCÂNTARA, L. R. P. et al. Análise de tendência para dados pluviométricos no município de Toritama-PE. *Journal of Environmental Analysis and Progress*, v. 4, n. 2, p. 130–139, 2019. DOI: [10.22201/iingen.0718378xe.2023.16.1.82116](https://doi.org/10.22201/iingen.0718378xe.2023.16.1.82116).

ANDRADE, A. S. et al. Análise de tendência do índice de precipitação padronizado na microrregião de Sousa-PB. *Journal of Hyperspectral Remote Sensing*, v. 13, n. 3, p. 432–443, 2022.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Sotta, E. D.; Sampaio, F. G.; Marzall, K.; Silva, W. G.* Brasília: MAPA/SENAR, 2021.

CABRAL JÚNIOR, J. B.; LUCENA, R. L. Análises estatísticas da precipitação e temperatura do ar em ambientes semiáridos. *ENTRE-LUGAR*, v. 12, n. 24, p. 170–191, 2021. DOI: [10.30612/rel.v12i24.15139](https://doi.org/10.30612/rel.v12i24.15139).

CUARTAS, L. A. et al. Recent hydrological droughts in Brazil and their impact on hydropower generation. *Water*, v. 14, n. 4, p. 601, 2022. DOI: [10.3390/w14040601](https://doi.org/10.3390/w14040601).

DASHTPAGERDI, M. M. et al. An investigation of drought magnitude trend during 1975–2005 in arid and semi-arid regions of Iran. *Environmental Earth Sciences*, v. 73, p. 1231–1244, 2018. DOI: [10.1007/s12665-014-3477-1](https://doi.org/10.1007/s12665-014-3477-1).

DEGER, I. H. et al. Spatio-temporal variability of hydrological drought and wet periods in the Euphrates Basin, Turkey. *Journal of Hydrology*, v. 603, p. 127–139, 2025. DOI: [10.1007/s11269-025-04229-z](https://doi.org/10.1007/s11269-025-04229-z).

EMBRAPA ALGODÃO. *Sistemas de produção de algodão: orientações técnicas para o agricultor*. 2023.

FERREIRA, V. G. et al. Multi-sensor geodetic observations for drought: Progresses, challenges, and opportunities. *Science of Remote Sensing*, v. 6, p. 100069, 2022. DOI: [10.1016/j.srs.2022.100069](https://doi.org/10.1016/j.srs.2022.100069).

GILBERT, R. O. *Statistical methods for environmental pollution monitoring*. New York: John Wiley & Sons, 1987.

GUEDES, H. A. S.; PRIEBE, P. S.; MANKE, E. B. Tendências em séries temporais de precipitação no norte do Estado do Rio Grande do Sul, Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 34, n. 2, p. 283–291, 2019. DOI: [10.1590/0102-7786334023](https://doi.org/10.1590/0102-7786334023).

HAYES, M.; WILHITE, D.; SVOBODA, M. The Lincoln Declaration on drought indices: Universal meteorological drought index recommended. *Bulletin of the American Meteorological Society*, v. 92, n. 4, p. 485–488, 2011. DOI: [10.1175/2010BAMS3103.1](https://doi.org/10.1175/2010BAMS3103.1).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Estimativas da população residente no Brasil e unidades da federação*, 2022. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 23 out. 2025.

JÚNIOR, I. B. S. et al. Space-time variability of drought characteristics in Pernambuco, Brazil. *Water*, v. 16, n. 11, p. 1490, 2024. DOI: [10.3390/w16111490](https://doi.org/10.3390/w16111490).

KAZEMZADEH, M.; MALEKIAN, A. Homogeneity analysis of streamflow records in arid and semi-arid regions of northwestern Iran. *Journal of Arid Land*, v. 10, p. 493–506, 2018. DOI: [10.1007/s40333-018-0064-4](https://doi.org/10.1007/s40333-018-0064-4).

KENDALL, M. G. *Rank correlation measures*. 2. ed. London: Charles Griffin, 1945.

KENDALL, M. G. *Rank correlation methods*. 3. ed. London: Charles Griffin, 1948.

KHAN, M. I. et al. Detecting the persistence of drying trends under changing climate conditions using four meteorological drought indices. *Meteorological Applications*, v. 25, p. 184–194, 2018.

LIU, P. A survey of remote-sensing big data. *Frontiers in Environmental Science*, v. 3, p. 45, 2015. DOI: [10.3389/fenvs.2015.00045](https://doi.org/10.3389/fenvs.2015.00045).

MACEDO, M. J. H.; GUEDES, R. V. S.; SOUSA, F. A. S. Monitoramento e intensidade das secas e chuvas na cidade de Campina Grande/PB. *Revista Brasileira de Climatologia*, v. 8, 2024. DOI: [10.5380/abclima.v8i0.25797](https://doi.org/10.5380/abclima.v8i0.25797).

MARENGO, J. A. et al. Increased climate pressure on the agricultural frontier in the Eastern Amazonia–Cerrado transition zone. *Scientific Reports*, v. 12, 2022.

MCKEE, T. B.; DOESKEN, N. J.; KLEIST, J. The relationship of drought frequency and duration to time scales. In: *Proceedings of the Ninth Conference on Applied Climatology*. Boston: American Meteorological Society, 1993. p. 179–184.

MU, Q. et al. A remotely sensed global terrestrial drought severity index. *Bulletin of the American Meteorological Society*, v. 94, n. 1, p. 83–98, 2013. DOI: [10.1175/BAMS-D-11-00213.1](https://doi.org/10.1175/BAMS-D-11-00213.1).

NASCIMENTO, M. B.; MEDEIROS, M. D. Drought severity indices in the Semiarid, Paraíba. *Mercator*, v. 21, e21024, 2022.

NASCIMENTO, M. B.; SILVA, I. W. H.; SILVA, C. M. S. Normais climatológicas da

precipitação pluviométrica nos municípios de João Pessoa e Campina Grande, Estado da Paraíba entre 1981 e 2020. *Revista Geonorte*, v. 15, n. 50, p. 91–110, 2024. DOI: [10.21170/geonorte.2024.V.15.N.50.91.110](https://doi.org/10.21170/geonorte.2024.V.15.N.50.91.110).

PEREIRA, T. M. S.; SILVA, R. A.; SOUZA, J. P. Resgate florístico da vegetação de Floresta Estacional no município de Campina Grande-PB. *Revista Geográfica Acadêmica*, v. 11, n. 1, p. 1–12, 2017.

PETTITT, A. N. Non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, v. 28, n. 2, p. 126–135, 1979. DOI: [10.2307/2346729](https://doi.org/10.2307/2346729).

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. DOI: [10.1007/s00477-016-1347-y](https://doi.org/10.1007/s00477-016-1347-y).

PONZONI, F. J.; SHIMABUKURO, Y. E.; KUPLICH, T. M. *Sensoriamento remoto da vegetação*. 1. ed. São Paulo: Oficina de Texto, 2012.

SALEHI, S. et al. Trend analysis and change point detection of seasonal and annual precipitation in Iran. *International Journal of Climatology*, v. 40, n. 1, p. 308–323, 2019. DOI: [10.1002/joc.6211](https://doi.org/10.1002/joc.6211).

SANTOS, C. A. et al. Análise estatística da não estacionalidade de séries temporais de vazão máxima anual diária na Bacia Hidrográfica do Rio Pardo. *Holos*, v. 7, p. 179, 2016. DOI: [10.15628/holos.2016.4892](https://doi.org/10.15628/holos.2016.4892).

SOUZA, F. A. S.; OLIVEIRA, R. L.; SANTOS, D. O Índice de Precipitação Padronizada (IPP) na identificação de extremos de chuvas e secas na Bacia do Rio Paraguaçu (BA). *Ambiência - Revista do Setor de Ciências Agrárias e Ambientais*, v. 12, n. 2, p. 13, 2016. DOI: [10.5935/ambiciencia.2016.02.14](https://doi.org/10.5935/ambiciencia.2016.02.14).

TIGKAS, D.; VANGELIS, H.; TSAKIRIS, G. DrinC: A software for drought analysis based on drought indices. *Earth Science Informatics*, v. 8, n. 3, p. 697–709, 2015. DOI: [10.1007/s12145-014-0178-y](https://doi.org/10.1007/s12145-014-0178-y).

VITÓRIO, E. L. et al. Interannual rainfall variability in Northeast Brazil influenced by Pacific and Atlantic climate modes. *Dynamics of Atmospheres and Oceans*, v. 112, p. 101596, 2025. DOI: [10.1016/j.dynatmoce.2025.101596](https://doi.org/10.1016/j.dynatmoce.2025.101596).

WEST, H.; QUINN, N.; HORSWELL, M. Remote sensing for drought monitoring & impact assessment: Progress, past challenges and future opportunities. *Remote Sensing of Environment*, v. 232, p. 111291, 2019. DOI: [10.1016/j.rse.2019.111291](https://doi.org/10.1016/j.rse.2019.111291).

YANG, Y. et al. A framework for assessing flow regime alterations resulting from the effects of climate change and human disturbance. *Hydrological Sciences Journal*, v. 63, p. 441–456, 2018. DOI: [10.1080/02626667.2018.1430897](https://doi.org/10.1080/02626667.2018.1430897).