



RISCOS



ANÁLISE E CLASSIFICAÇÃO DA SECA NO ESTADO DO RIO GRANDE DO NORTE-BRASIL*

ANALYSIS AND CLASSIFICATION OF DROUGHT IN THE STATE OF RIO GRANDE DO NORTE-BRAZIL

57

Santana Livia de Lima

Universidade Federal de Campina Grande, Unidade Acadêmica de Engenharia de Biosistemas (Brasil)
ORCID 0000-0001-7873-4299 santana.livia@estudante.ufcg.edu.br

Madson Tavares Silva

Universidade Federal de Campina Grande, Centro de Tecnologia e Recursos Naturais (Brasil)
Departamento de Ciências Atmosféricas, Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas
ORCID 0000-0003-1823-2742 madson.geotech@gmail.com

Célia Campos Braga

Universidade Federal de Campina Grande, Centro de Tecnologia e Recursos Naturais (Brasil)
Departamento de Ciências Atmosféricas, Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas
ORCID 0000-0001-6383-3112 celiadca@hotmail.com

Mariana da Silva Siqueira

Universidade Federal de Campina Grande, Unidade Acadêmica de Ciências Atmosféricas (Brasil)
ORCID 0000-0002-3527-6109 silva.siqueira@estudante.ufcg.edu.br

Welinagila Grangeiro de Sousa

Instituto Nacional do Semiárido - INSA, Núcleo de Gestão da Informação e Popularização da Ciência (Brasil)
ORCID 0000-0002-5161-6345 welinagila.sousa@pesquisa.insa.gov.br

RESUMO

A seca é um fenômeno natural provocado pela diminuição ou falta de precipitação. Diversos estudos sobre a seca estão sendo realizados através de métodos estatísticos e modelos de previsão. O objetivo do trabalho foi analisar eventos de secas hidrológicas no Estado do Rio Grande do Norte com ênfase para os grupos (G1 e G4), e identificar secas futuras através de modelos de previsão usando dados do SPEI-24 durante o período de 1950 a 2018. Os resultados mostram que o G1 retrata condições de seca de menor intensidade e poucos episódios de seca hidrológica, evidenciando a evolução de períodos úmidos com valores máximos entre as décadas 1970-1980. O grupo G4 passa por longos períodos de deficiência hídrica, com uma maior frequência de episódios de seca hidrológica, causando um grande déficit de recursos hídricos, prejuízos na produção agrícola e pecuária, e redução da disponibilidade de água para a população. Quando aplicado o modelo de previsão ARIMA tanto o G1 como o G4 apresentaram ajustes significativos, validando assim a previsão, pois a série prevista segue um padrão da série observada para o G1 e G4.

Palavras-chave: Simulação, ARIMA, SPEI-24.

ABSTRACT

Drought is a natural phenomenon caused by the decrease or lack of precipitation. Several studies on drought are being carried out using statistical methods and forecasting models. The objective of this work was to analyze hydrological droughts in the State of Rio Grande do Norte with emphasis on the groups (G1 and G4), and to identify future droughts through forecast models using SPEI-24 data during for the period from 1950 to 2018. Results show that G1 portrays less intense drought conditions and few episodes of hydrological drought, evidencing highlighting the evolution of wet periods with maximum values between the 1970s and 1980s. The G4 group goes through long periods of water deficit/shortage, with a higher frequency of hydrological drought episodes, causing. The result is a large deficit of water resources, benefits losses in agricultural and livestock production, and reduced water availability for the population. When the ARIMA forecast model was applied, both G1 and G4 presented showed significant adjustments, thus validating the forecast, since the predicted forecast series follows a pattern of the series observed for G1 and G4.

Keywords: Simulation, ARIMA, SPEI-24.

* O texto deste artigo corresponde a uma comunicação apresentada no VI Congresso Internacional de Riscos, tendo sido submetido em 27-09-2023, sujeito a revisão por pares a 17-11-2023 e aceite para publicação em 12-03-2024. Este artigo é parte integrante da Revista *Territorium*, n.º 32 (N.º Especial), 2025, © Riscos, ISSN: 0872-8941.

Introdução

A seca constitui um fenómeno que acarreta diversos problemas que podem afetar a segurança alimentar e a sobrevivência da população. Este fenómeno abrange vastas áreas do planeta, podendo atingir até 41% (Solh e Ginkel, 2014). A seca é considerada um fenómeno natural provocado pela diminuição ou falta de precipitação, isto é, escassez de chuvas, pelo Brasil e no mundo. No Brasil essa escassez ocorre com maior frequência na região Nordeste, particularmente no Semiárido (Camurça *et al.*, 2016). A ocorrência das secas no semiárido teve um grande destaque nos anos 2012 e 2013, onde 1.400 municípios da região Nordeste e do norte de Minas Gerais foram afetados de forma severa. Por se tratar de uma região que apresenta baixos índices pluviométricos, registrando uma média de 800 mm por ano, registra um maior risco de seca (Femurn, 2018).

Obviamente, a escassez de chuva e de políticas públicas voltadas para implantação de ações capazes de enfrentar as adversidades oriundas da seca acarreta a inviabilidade do desenvolvimento das áreas afetadas pela deficiência e irregularidade das chuvas, colocando diversas dificuldades à população (Santos *et al.*, 2014). Índices de seca são bastante usados para auxiliar na identificação e definição de períodos de seca, no entanto, não é fácil determinar um índice universal capaz de identificar a seca (Heim, 2012). Dentre os inúmeros índices existentes estão o SPI (Índice Padronizado de Precipitação), PDSI (Índice de Severidade de Seca de Palmer) e o SPEI (Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração).

O Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI) adapta os variados tempos de resposta das variáveis hidrológicas à variabilidade climática e facilita a identificação da complexidade da resposta do ecossistema a várias escalas de tempo de seca (Vicente-Serrano *et al.*, 2010). O SPEI avalia a gravidade da seca conforme sua intensidade e duração, e identifica o início e fim dos episódios de seca ao longo do tempo e do espaço.

O SPEI tem como vantagem sobre os outros índices o fato de considerar o efeito de valores de temperatura e evapotranspiração potencial (ETP) na severidade da seca, onde suas características permitem identificar diferentes tipos de seca e seus impactos (Vicente-Serrano *et al.*, 2012). Atualmente vários estudos têm sido realizados com o intuito de tornar público medidas e elementos mitigadores dos efeitos das secas, dentre eles podem ser citados, Andrade e Nunes, 2014; CGEE, 2016; Lima *et al.*, 2019.

Conforme Solh e Ginkel, (2014), a seca pode ser definida como um evento climático difícil de ser previsto, mas intervenções e estratégias podem ajudar as populações a estarem mais preparadas para conviverem com o fenómeno, como a utilização de modelos estatísticos

como, análise de tendências, o teste de estacionariedade de Dickey-Fuller, o teste de tendência de Mann Kendall e Pettitt assim como os modelos de previsão como o Auto Regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA). De acordo com Maia e Cribari-Neto, (2006), o teste de estacionariedade de Dickey-Fuller é utilizado para verificar a existência de raiz unitária nos polinômios autorregressivos de séries temporais, onde o número de raízes unitárias é dado pela quantidade de vezes que a série deve ser integrada para se transformar em estacionária.

O teste de Mann-Kendall tem sido extensivamente utilizado para analisar tendências climáticas em séries climáticas. Além disso, a detecção de tendências mostra-se de extrema importância no sentido de mostrar antecipadamente projeções que virão acontecer e assim auxiliar na gestão e aproveitamento hídrico. De acordo com Goossens e Berger (1986), a análise espacial de tendências permite observar as mudanças no comportamento e determinar em quais regiões uma determinada variável vem sofrendo mudanças significativas ao longo do tempo. O teste de Pettitt é bastante utilizado, pois ele permite a identificação de tendência em séries históricas, realizada através de análise estatística. Este teste não paramétrico permite confirmar a estacionariedade da série histórica, ou seja, excetuando as flutuações aleatórias, as observações são invariantes com relação à cronologia de suas ocorrências (Pettitt, 1979).

O modelo ARIMA resulta da combinação de três componentes, a componente Autorregressivo (AR), o filtro de Integração (I) e o componente de Médias Móveis (MA). A abordagem Box-Jenkins é uma das metodologias mais usadas para a análise de dados em séries temporais, podendo ser aplicada a qualquer série, estacionária ou não, com ou sem elementos sazonais. A aplicação do modelo ARIMA é composta de quatro etapas, identificação, estimação, verificação e previsão (Fava, 2000).

Lima *et al.*, (2019), buscando verificar a distribuição de seca do estado do Rio Grande do Norte por meio de dados do Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração na escala de três meses (SPEI-3), aplicou a análise de agrupamento para identificar as localidades mais úmidas e mais secas do estado. Pela análise dos resultados, foram determinados cinco grupos, dos quais se destacaram os grupos (G1 e G4). O G1 foi identificado como o grupo mais úmido e o G4 como o mais seco. A presente pesquisa tem como objetivo analisar a ocorrência de secas hidrológicas no Estado do Rio Grande do Norte, assim como identificar secas futuras através da utilização de modelos de previsão usando dados do Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração na escala de vinte e quatro meses (SPEI-24).

Material e Métodos

Área de estudo

A área de estudo compreende o estado do Rio Grande do Norte, em que faz parte da Região Nordeste Brasil, que é composto por nove Estados, Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe, localiza-se entre os paralelos 4 ° 49-53'S e 6 ° 58-57 'S e os meridianos 35 ° 58-03 'W e 38 ° 36-12' W (IDEMA, 2010). O Estado apresenta uma temperatura média anual de 25,5°C, sendo a máxima de 31,1°C e a mínima de 21,1°C. O número de horas de insolação anual está entre 2.400 e 2.700 horas, com destaque para a região litorânea que chega a 300 dias de sol por ano (IBAMA, 2007).

Conforme o IBGE (2010), o Estado limita-se ao norte e ao leste com o Oceano Atlântico, ao sul com o Estado da Paraíba, e ao oeste com o Estado do Ceará, apresentando uma extensão territorial de 52.796.791 km², sendo o 22º maior estado brasileiro em dimensão territorial, correspondente a 0,62%, da área do país, e 3,40%, da Região Nordeste (Fig. 1). De acordo com a classificação de Köppen (1948), pode-se dividir o Estado do Rio Grande do Norte em três tipos de clima: úmido tropical (As ·), semi-úmido tropical (Aw·) e semiárido quente (BSH). As médias de temperaturas rondam os 26 ° C, enquanto as precipitações são irregulares, resultando em períodos de seca com registros de índices pluviométricos inferiores a 600 mm/ano.

Processamento dos Dados

Para esse estudo foi utilizado dados do GlobalSPEI, SPEIbase, com resolução espacial de 0,5 graus, aproximadamente 56 km, e uma resolução mensal

forneendo escalas de tempo entre 1 e 48 meses. Esse banco de dados oferece informações robustas e de longa data sobre condições de seca em escala global. A SPEIbase se baseia em dados de precipitação e evapotranspiração potencial da Unidade de Pesquisa Climática da Universidade de East Anglia. Os dados do SPEIbase são disponibilizados no site: <https://spei.csic.es/database.html>. O índice padronizado de precipitação e evapotranspiração SPEI foi desenvolvido por Serrano *et al.* (2010), seu cálculo permite comparar a severidade da seca através do tempo e do espaço, uma vez que pode ser calculado em uma ampla variedade de climas.

O SPEI é obtido pela diferença entre a precipitação (P) e evapotranspiração potencial (ETP), estimando, assim, a descrição da severidade das condições de seca em determinadas regiões (Lee *et al.*, 2017). Para este estudo a ETP foi estimada a partir da equação de Thornthwaite, como descrito em (Ometto *et al.*, 1981), de acordo com as seguintes 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; 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 o 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.

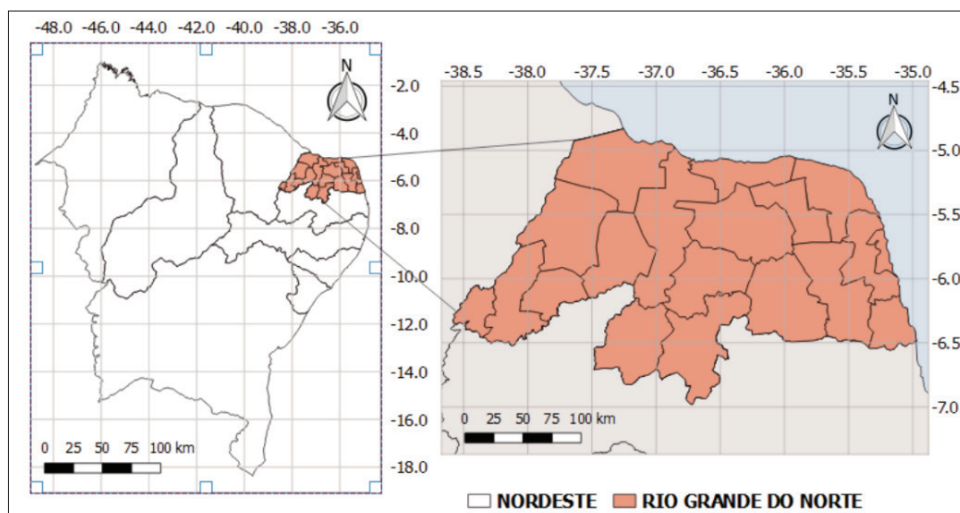


Fig. 1 - Localização da área de estudo (Fonte: autor).

Fig. 1 - Location of the study area (Source: author).

Dessa maneira, a medida simples do excedente ou déficit de água para o mês em análise foi expressa pela diferença (D_i) entre a precipitação (P_i) e a evapotranspiração potencial (ETPi) para o mês i obtido a partir da Equação (5):

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

Os valores de D_i calculados foram 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, especificados como SPEI-1, SPEI-3, SPEI-6 e SPEI-12, respectivamente.

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

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 usando a função densidade de probabilidade da distribuição log-logística para calcular a série temporal do SPEI, 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 ($> D < \infty$). A função de distribuição de probabilidade $F(x)$ da série temporal do índice D_i é então definida como 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 (Equação 9) pode ser facilmente obtido como os valores padronizados de $F(x)$ segundo (Serrano *et al.*, 2010; Li *et al.*, 2015) como:

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

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: $C_0 = 2,515517$, $C_1 = 0,802853$, $C_2 = 0,010328$, $d_1 = 1,432788$, $d_2 = 0,189269$, $d_3 = 0,001308$.

Assim, SPEI torna-se uma variável padronizada, com média 0 e o desvio padrão 1 e pode ser comparado com outros valores de SPEI ao longo do tempo e do espaço. A TABELA 1 destaca as categorias de seca de acordo com os valores do SPEI (McKee *et al.*, 1993; Tan *et al.*, 2015). Os autores (McKee *et al.*, 1993; Tan *et al.*, 2015) classificam a seca em cinco categorias de acordo com os valores do SPEI, as quais são: 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 ($\leq -2,0$).

Metodologia

Para constatar a ordem de diferenciação da série temporal, foi realizado o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller. O teste apresenta duas variações, o teste Dickey-Fuller (1979) e o Dickey-Fuller Aumentado (1981). O teste de raiz unitária Dickey-Fuller basicamente estima a auto regressão expressa pela equação (10):

$$\Delta y_t = (\rho-1) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

em que: $\Delta y_t = (\rho-1)$ é o operador diferença e $\gamma = \rho-1$. Sendo assim, entende-se que a hipótese nula (H_0) é de que exista pelo menos uma raiz unitária, logo a variável não é estacionária e $\gamma = 0$. Por sua vez, a hipótese alternativa (H_a) é que a variável seja fracamente estacionária, nesse caso não há nenhuma raiz unitária e consequentemente $\gamma < 0$.

O teste de Mann-Kendall, é um teste não-paramétrico utilizado para avaliar tendências em séries temporais (Yue *et al.*, 2002. Esse teste foi desenvolvido por Mann (1945) e Kendall (1975).

Em que X_i e X_j são valores de dados para anos; n o número de pontos de dados usados; i e j ($j > i$) respectivamente, e $sgn(X_j - X_i)$ é a função de sinal dada pelas equações (11) e (12):

$$ES = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n sgn(X_j - X_i) \quad (11)$$

$$sgn(X_j - X_i) = \begin{cases} +1 & \text{if } (X_j - X_i) > 0 \\ 0 & \text{if } (X_j - X_i) = 0 \\ -1 & \text{if } (X_j - X_i) < 0 \end{cases} \quad (12)$$

Mann (1945) e Kendall (1975) mostraram que a estatística S é normalmente distribuída com média e variância dada pelas Equações (13) e (14):

$$E[S] = 0 \quad (13)$$

$$Var[S] = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n ti(ti-1)(2ti+5)}{18} \quad (14)$$

O valor da estatística Z é dado pela equação (15):

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{if } S > 0 \end{cases} \quad (15)$$

$$sgn(X_j - X_i) = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (16)$$

A hipótese nula de ausência de tendência (H_0), é rejeitada sempre que $|Z| > Z_{\alpha/2}$, em que α é o nível de significância adotado e $Z_{\alpha/2}$ é o valor crítico de Z a partir da tabela padrão normal. Para o nível de significância de 5% o valor de $Z_{\alpha/2}$ é 1.96. Os valores positivos de Z indicam tendências crescentes, enquanto que os valores negativos indicam tendências decrescentes.

O teste estatístico não-paramétrico de Pettitt realiza a verificação de duas amostras Y_1, Y_2, Y_t e Y_{t+1}, Y_{t+2}, Y_T provenientes de populações iguais. Esta metodologia é capaz de localizar o ponto onde houve uma mudança brusca na média da série temporal, além de fornecer informações acerca da homogeneidade dos dados da série analisada (Pettitt, 1979).

O estatístico U_t, T faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que um membro da segunda, e pode ser escrita:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(Y_t - Y_j) \quad (17)$$

para $t = 2, T$

onde: $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$;

$\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$ e $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

A estatística $U_{t,T}$ é então calculada para os valores de $1 \leq t \leq T$ e a estatística $k(t)$ do teste de Pettitt é o máximo valor absoluto de $U_{t,T}$. Esta estatística localiza o ponto onde houve uma quebra da série temporal e a sua significância pode ser calculada aproximadamente pela equação (18):

$$p \cong 2 \exp \left\{ -6k(t^2) / (t^3 + t^2) \right\} \quad (18)$$

A TABELA I representa um resumo dos testes utilizados, sendo que os mesmos foram aplicados ao nível de significância de $\alpha = 0,05$.

No presente trabalho foi utilizado o método ARIMA para elaborar e analisar a previsão de seca para o Estado do Rio Grande do norte. A metodologia de Box-Jenkins (1970) se refere aos modelos Autorregressivos Integrados de Médias Móveis, comumente denominados de modelos da classe geral ARIMA. Os modelos ARIMA resultam da combinação dos filtros: componente autorregressivo (AR), filtro de integração (I) e o componente de médias móveis (MA).

A modelagem de Box-Jenkins se constitui de um ciclo, permitindo ao fim determinar o melhor modelo previsor com base nas características de autocorrelação da série estudada. Os procedimentos abordados são: (i) identificação: nesta etapa é determinado o modelo para representar a série; (ii) estimação: são estimados os parâmetros autorregressivos e de médias móveis;

(iii) validação: verificação da adequação do modelo ajustado ao comportamento real da série; (iv) previsão: tal etapa é realizada quando as demais anteriores são satisfatoriamente atendidas (Kirchner *et al.*, 2011; Noronha *et al.*, 2016; Marasca *et al.*, 2017).

Os modelos ARIMA (p, d, q), genericamente, são representados pela Equação 19:

$$\phi(B)\Delta^d X_t = \theta(B)a \quad (19)$$

em que: B representa o operador retroativo, d o número de diferenciações, ϕ o parâmetro autorregressivo de ordem p , θ o termo de médias móveis de ordem q (Souza *et al.*, 2012).

Para medir o ajuste do modelo escolhido, os critérios Akaike Information Criteria - AIC (Akaike, 1973) e Bayesian Information Criteria - BIC (Schwarz, 1978) são utilizados como parâmetros na seleção do modelo final entre os modelos ARIMA possíveis ajustados. Tais critérios são considerados penalizadores, pois levam em consideração o número de parâmetros dos modelos e a variância dos erros gerados, dessa forma o modelo que apresentar menores valores para os critérios e AIC e BIC terá o melhor ajuste (Moretin, 2008).

Os critérios de AIC e BIC são definidos pelas seguintes Equações (20) e (21):

$$AIC(p, q) = \ln \sigma_{p,q}^2 + \frac{2(p+q)}{n} \quad (20)$$

$$BIC(p, q) = \ln \sigma_{p,q}^2 (p+q) \frac{\ln N}{N} \quad (21)$$

em que: p e q são os parâmetros conhecidos, e n é o tamanho da amostra, e σ^2 a variância estimada dos erros.

Para avaliar a precisão de um modelo de previsão, alguns métodos são usados para confirmar a validade de um modelo, comparando os resultados estimados com os dados reais da série. Neste trabalho foram usados os parâmetros estatísticos, para análise da quantificação dos erros resultantes das estimativas. O Erro Médio (EM) foi utilizado para avaliar a magnitude dos erros. Os Coeficientes de Determinação (r^2) e Correlação de Pearson (r) são utilizados para análise de confiança (Santhi *et al.*, 2001)

O (EM) mede o valor médio de erro de acordo com a diferença entre os valores obtidos nos métodos que se deseja avaliar e os valores do método que se tomou

TABELA I - Representação dos testes estatísticos.

TABLE I - Representation of statistical tests.

Testes	Hipóteses		
	H_0	H_a	p-valor <0,05
Dickey-Fuller	Há uma raiz unitária para a série	Não há raiz unitária para a série	Rejeita-se H_0
Mann-Kendall	Não há tendência na série	Há uma tendência positiva na série	Rejeita-se H_0
Pettitt	Os dados são homogêneos	Houver uma mudança negativa nos dados	Rejeita-se H_0

como parâmetro, indicando assim possíveis tendências de subestimativas ou superestimativas do modelo, e é calculado pela Equação:

EM = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (S_i - O_i) \tag{22}

Em que, O_i é o valor tido como referência para o observado; S_i, o evento simulado pelo modelo; e N, o número de eventos. Este índice é dado nas mesmas dimensões da variável analisada.

O coeficiente de correlação de Pearson (r) Equação (13) é uma medida estatística usada para avaliar a intensidade da associação linear entre duas variáveis. O coeficiente de correlação r varia entre -1 e 1, sendo quanto mais próximo de 1 e -1 maior é a tendência de relação linear positiva (diretamente correlacionadas) e negativa (inversamente correlacionada) respectivamente e quando estiver próximo de zero indica ausência de correlação linear entre as variáveis.

O coeficiente de determinação r² permite avaliar o quanto o modelo reflete a variância entre os valores observados e simulados (Santhi *et al.*, 2001). O coeficiente de determinação é o quadrado do coeficiente de correlação e informa que fração da variabilidade de uma característica é explicada estatisticamente pela outra variável (Callegari-Jacques, 2003). Para o coeficiente de determinação se os valores forem iguais ou muito próximos de zero, a previsão do modelo será considerada inaceitável ou ruim, e para valores iguais a um, a simulação do modelo é perfeita (Santhi *et al.*, 2001).

r = \frac{\sum_{i=1}^N (S_i - \bar{S}_i) \times (O_i - \bar{O}_i)}{\sqrt{[\sum_{i=1}^N (O_i - \bar{O}_i)^2] \times [\sum_{i=1}^N (S_i - \bar{S}_i)^2]}} \tag{23}

Em que, O_i é o valor adotado como referência; S_i, o evento simulado pelo modelo; e N, o número de eventos. Este índice é dado nas mesmas dimensões que a variável analisada.

Para o coeficiente de determinação se os valores forem iguais ou muito próximos de zero, a previsão do modelo será considerada inaceitável ou ruim, e para valores iguais a um, a simulação do modelo é perfeita (SANTHI *et al.*, 2001). Callegari-Jacques (2003) destaca que uma vez determinada a existência de correlação entre variáveis, pode-se avalia-la qualitativamente quanto à intensidade usando o critério apresentado na TABELA II.

TABELA II - Critérios adotados para avaliação qualitativa do grau de correlação entre duas variáveis (Callegari-Jacques, 2003)

TABLE II - Criteria adopted for qualitative assessment of the degree of correlation between two variables (Callegari-Jacques, 2003).

Valor de r	Nível da correlação
0	Nula
0 < r < 0,3	Fraca
0,3 ≤ r < 0,6	Regular
0,6 ≤ r < 0,9	Forte
0,9 ≤ r < 1	Muito forte
1	Plena ou perfeita

Resultados

Os testes de Dickey-Fuller, Mann-Kendall e Pettitt foram aplicados para todos os grupos definidos por Lima *et al.* (2019), (fig. 2) e para toda a série temporal do SPEI-24, a fim de avaliar se a variável utilizada segue um processo estocástico estacionário, como também para verificar se a série possui tendência.

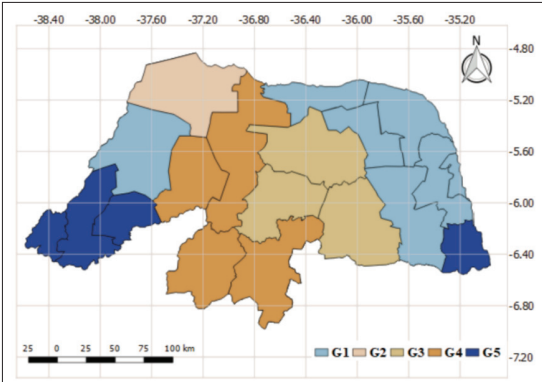


Fig. 2 - Microrregiões com padrões semelhantes de seca.
Fig. 2 - Microregions with similar drought patterns.

A TABELA III apresenta os resultados do teste Dickey-Fuller, no qual a hipótese nula (H₀), de que a série testada possui raiz unitária, é rejeitada para os cinco grupos em questão ao nível de significância a 5%.

Para o teste de tendência de Mann-Kendall os grupos G2 e G3 mostraram valores que representam uma tendência positiva e os grupos G1, G4, e G5 apresentaram valores que representam tendência negativa na série, indicando um aumento de seca. O teste foi realizado a um nível de significância de 5%, no qual a hipótese nula (H₀), é rejeitada para os grupos G1 e G3, e é aceita para os demais.

Conforme observado, a diferença entre as médias de mu1 e mu2 para os cinco grupos foi negativa, e os testes correspondentes resultaram em valores de p<0,05, levando a rejeição da hipótese nula H0. Esse resultado coincidiu com a identificação do momento de quebra estrutural na série, indicando períodos com comportamentos distintos. Essa ruptura foi identificada entre as décadas de 80 e 90, tal como mostrado na fig 2.

Através dos resultados alcançados por meio do teste de Pettitt é possível verificar que em todos os grupos os valores obtidos foram positivos, e ocorreu uma quebra estrutural, representando uma mudança brusca no comportamento da série.

Conforme a fig. 3 é possível verificar o comportamento da série histórica quando aplicado o teste de Pettitt, no qual observa-se uma a ruptura na série evidenciando assim uma mudança significativa do comportamento dos valores do SPEI-24, essa ruptura que acontece permite

TABELA III - Resultados dos testes de Pettitt, Mann-Kendall-MK e Dickey-Fuller-ADF.

TABLE III - Results of the Pettitt, Mann-Kendall-MK, and Dickey-Fuller-ADF tests.

Grupos	ADF	MK	Pettitt				
	p-valor	p-valor	p-valor	t	mu1	mu2	Δ
G1	0,0070	0,0008	<0.0001	abr/90	0,16	-0,42	-0,58
G2	0,0094	0,1024	<0.0001	dez/87	0,22	-0,18	-0,40
G3	0,0113	0,0357	<0.0001	jan/88	0,19	-0,18	-0,37
G4	0,0061	0,1549	<0.0001	mai/80	0,15	-0,25	-0,39
G5	0,0033	0,0974	<0.0001	jun/90	0,13	-0,32	-0,45

a identificação do ponto de mudança de tendência na série histórica para os cinco grupos analisados, essa alteração permite identificar a mudança de um período úmido para um período seco.

Foi aplicada a linha de tendência na série histórica antes e depois da quebra, sendo possível verificar que os cinco grupos apresentam tendência positiva antes da quebra, após a quebra apenas os grupos G2 e G3 indicam uma tendência crescente, o G1 não apresentou tendência ficando linear, já os grupos G4 e G5 mostraram uma tendência negativa com ênfase para o G4.

Através da fig. 4 é possível verificar tendência de seca ao longo do período em análise, se mostrando presente em todas as escalas de tempo no período de 1950-1960 e 2012-2018, sendo que a maior magnitude de seca foi identificada no período de 1950-1960 com os valores do índice entre (-1,0 a -1,5) na escala de tempo dos SPEI-36 ao SPEI-48. Em escalas de tempo menores do SPEI-6 ao SPEI-18 é notório a existência de episódios de seca com frequência similar, porém com menor intensidade, em que os valores do SPEI variam de (0 a -0,5).

Mediante a análise é possível constatar a presença de períodos úmidos bem significativos. Esse período é identificado para todas as escalas de tempo do SPEI, durante um intervalo de tempo que abrange as décadas de 1960 a 2010, no entanto, é notório que as décadas de 1970-1980 retrata o período com maior volumes de precipitação caracterizando a época mais úmida da série, com valores variando de (1,0 a 2,5), assim como pode ser observado nas fig's 4(A), 4(B) e 4(C). Resultados análogos foram apresentados por Cunha *et al.* (2018) ao analisar mudanças nos padrões espaço-temporais das secas no Nordeste brasileiro.

De acordo com a fig. 5, é possível identificar uma maior frequência de episódios de seca, evidenciando uma evolução gradual desses eventos nas escalas de tempo de SPEI-6 a SPEI-48. Observa-se um sinal mais negativo para a década de 1950, assim como para os períodos de 1990-2008 e 2012-2018, indicando uma intensificação e aumento da severidade das secas ao longo do tempo. Esse aumento é mais pronunciado nos intervalos de tempo correspondente a SPEI-36 a SPEI-48 para os períodos de 1950-1955 e 2012-2018, com valores do índice variando entre -1,0 e -1,3. Ao considerar escalas

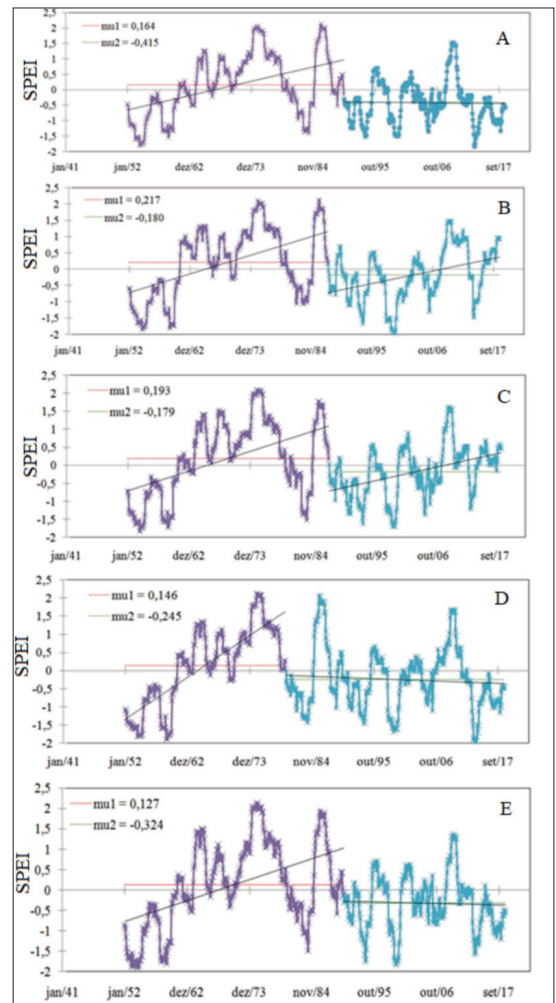


Fig. 3 - Variabilidade temporal e estatística do teste não-paramétrico de Pettitt do SPEI-24 para o Grupo 1 (A), Grupo 2 (B), Grupo 3 (C), Grupo 4 (D) e Grupo 5 (E) no período de jan/1950 à dez/2018.

Fig. 3 - Temporal and statistical variability of the non-parametric Pettitt test of the SPEI-24 for Group 1 (A), Group 2 (B), Group 3 (C), Group 4 (D), and Group 5 (E) in period from Jan / 1950 to Dec 2018.

temporais maiores, torna-se evidente a formação de padrões de seca (fig. 5A, 5B e 5C).

A fig. 5 mostra a presença de períodos úmidos, embora menores em comparação ao G1, abrangendo toda a década de 1970, com maior destaque nas escalas

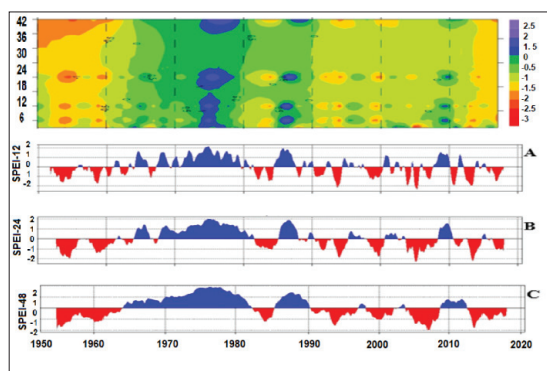


Fig. 4 - Distribuição da variabilidade temporal acumulada dos valores do SPEI-12 (A), do SPEI-24 (B) e SPEI-48 (C) no período de 1950 a 2018 para o Grupo 1.

Fig. 4 - Distribution of cumulative temporal variability of SPEI-12 (A), SPEI-24 (B), and SPEI-48 (C) values from 1950 to 2018 for Group 1.

temporais de SPEI-6, SPEI-12, SPEI-24 e SPEI-48, especialmente entre os anos de 1974 a 1978, assim como nos anos de 1985 e 2010. Nesses períodos, os valores do índice oscilam entre 1,2 e 2,2. Comportamentos semelhantes foram observados por Marengo *et al.* (2017) ao analisar as secas no nordeste do Brasil para o passado, presente e futuro.

Observar a existência de períodos úmidos, porém bem menores quando comparados ao G1, abrangendo toda a década de 1970, com maior evidência para as escalas de tempo do SPEI-6, SPEI-12, SPEI-24 e o SPEI-48, mais precisamente entre os anos de 1974-1978, assim como o ano de 1985 e 2010, com valores do índice oscilando entre (1,2 e 2,2). Comportamento semelhantes foram vistos por Marengo *et al.* (2017), ao analisar as secas no nordeste do Brasil para o passado, presente e futuro.

De acordo com a fig. 6, pode-se verificar os resultados para a comparação entre a previsão do modelo ARIMA e a série temporal observada no período de janeiro de 1950 até novembro de 2018 para os grupos G1 e G4. A análise dos valores do coeficiente de determinação (r^2) é possível verificar que o grupo que apresentou o menor

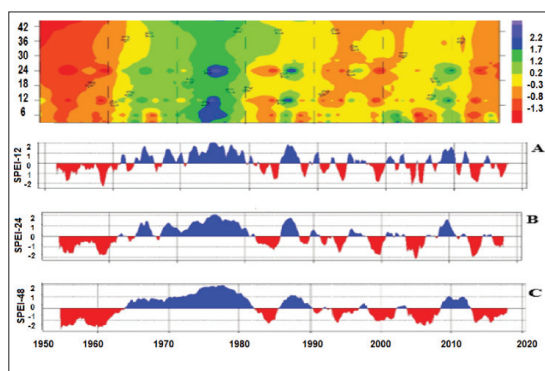


Fig. 5 - Distribuição da variabilidade temporal acumulada dos valores do SPEI-12 (A), do SPEI-24 (B) e SPEI-48 (C) no período de 1950 a 2018 para o Grupo 4.

Fig. 5 - Distribution of cumulative temporal variability of SPEI-12 (A), SPEI-24 (B), and SPEI-48 (C) values from 1950 to 2018 for Group 4.

valor para o r^2 foi o G1 com 0,6028. Isso significa que o G1 mostra um nível mais significativo de dispersão entre os valores simulados pelo modelo ARIMA (Fig (5A)). Em contrapartida O G4 apresentou melhor precisão das estimativas de previsão do modelo ARIMA para o período estudado, apresentando um $r^2 = 0,9061$, (Fig. 5(B)).

Conforme as fig.'s 7(A), 7(B) e 7(C), mostram a comparação entre a previsão do modelo ARIMA e a série temporal observada no período de janeiro de 1952 até novembro de 2018 para o devido grupo em estudo. Por meio da análise foi possível observar que o grupo possui um ajuste significativo, considerando-se assim a previsão válida para o mesmo, destacando que a série prevista segue o padrão da série validada, na qual foi obtido o r^2 de 0,6028. Em estudo correlato, Lucio *et al.* (2010) obtiveram resultados similares ao explorar o comportamento de séries temporais de precipitações, visando a elaboração de previsões sazonais para o Brasil.

As fig.'s 8(A), 8(B) e 8(C) mostram que o período previsto segue um padrão de semelhança com o período observado e o validado. A previsão realizada para o período de 36 meses foi validado pelo modelo por um período de

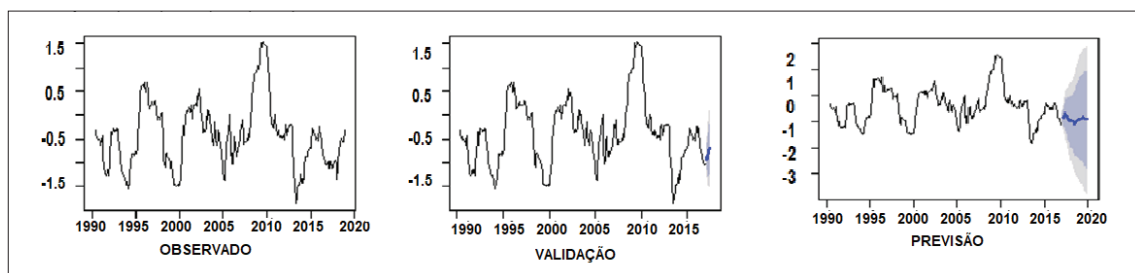


Fig. 6 - Comparação da estimativa da previsão com valores estimados do SPEI-24. Para o G1(A) e o G4 (B) no período de janeiro de 2017 a julho de 2017.

Fig. 6 - Comparison of forecast estimate with estimated values from SPEI-24. For G1(A) and G4(B) in the period from January 2017 to July 2017.

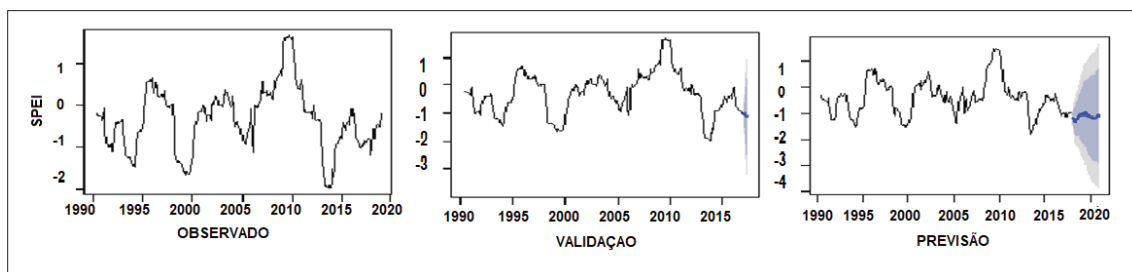


Fig. 7 - Série temporal observada em todo período (A), série para validação do modelo de previsão ARIMA (B) e a série prevista pelo modelo ARIMA para o período de 36 meses (C) para o G1.

Fig. 7 - Time series observed throughout the period (A), series for validation of the ARIMA forecast model (B), and the series predicted by the ARIMA model for the period of 36 months (C) for G1.

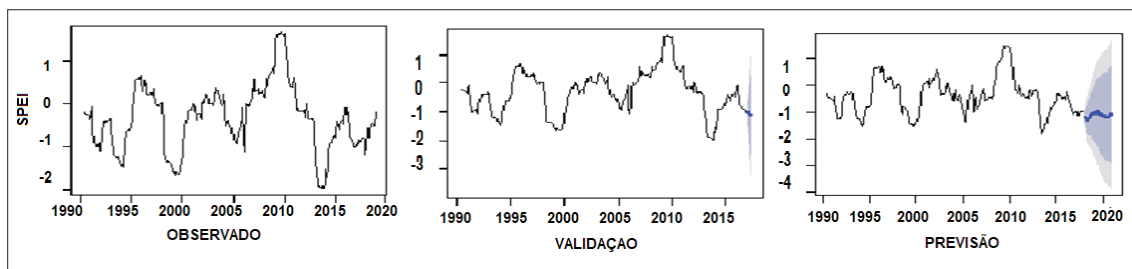


Fig. 8 - Série temporal observada em todo período (A), série para validação do modelo de previsão ARIMA (B) e a série prevista pelo modelo ARIMA para o período de 36 meses (C) para o G4.

Fig. 8 - Time series observed throughout the period (A), series for validation of the ARIMA forecast model (B) and the series predicted by the ARIMA model for the period of 36 months (C) for G4.

seis meses e obteve um resultado bem positivo com um coeficiente de determinação no valor de 0,9061 de acordo com a análise de erros. Diante disso o modelo pode ser considerado viável para a realização desse tipo de previsão. Resultados similares foram encontrados nos trabalhos de Lucio *et al.*, 2010 e Camelo *et al.*, 2017.

Conclusões

Pela análise dos resultados obtidos, é possível identificar e compreender a distribuição das secas para os grupos G1 e G4 no período de 1952 a 2018 a partir de dados do SPEI-24. A análise mostra que o G1 apresenta condições de seca menos intensa, com poucos episódios de seca hidrologia, assim como reflete longos períodos úmidos. Em contrapartida o G4 retrata longos períodos de deficiência hídrica, caracterizado uma maior frequência de episódios de seca hidrológica, causando impactos no setor agrícola assim como, afetando a disponibilidade hídrica para a população.

Através da aplicação do modelo de previsão ARIMA foi possível verificar que os dois grupos analisados apresentaram ajustes significativos. É possível afirmar que a série temporal prevista consegue acompanhar o perfil da série temporal observada considerando o modelo ideal para a região estudada.

Referências bibliográficas

- Andrade, J. A. & Nunes, M. A. (2014). Acesso à Água no Semiárido: uma análise das políticas públicas implementadas na região. *Revista Espinhaço*, 3: 28-39.
- Callegari-Jacques, S. M. (2003) *Bioestatística: princípios e aplicações*. Porto Alegre: Artemed, 255 p.
- Camelo, H. N., Lucio, P. S., Leal Junior, J. B. V., Carvalho, P. C. M. (2017). Métodos de Previsão de Séries Temporais e Modelagem Híbrida ambos Aplicados em Médias Mensais de Velocidade do Vento para Regiões do Nordeste do Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 32, n. 4, 565-574.
- Camurça, C. E., Alencar, A., Cidade, E. & Ximenes, V. (2016). Implicações psicossociais da seca na vida de moradores de um município da zona rural do nordeste do Brasil. *Avances em Psicología Latinoamericana*, 34(1): 117-128.
- CGEE - CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS (2016). Desertificação, degradação da terra e seca no semiárido Brasileiro. Relatório anual, Brasília.
- Cunha, A. P. M. A., Tomasella, J., Ribeiro-Neto, G.G., Gracia, M. B. S. R., Brito, S. B. & Carvalho, M. A. (2018). Changes in the spatial-temporal patterns of

- droughts in the Brazilian Northeast. *Atmospheric Science Letters*, (19):e.10. 1-8.
- Fava, V. L. (2000). Análise de séries de tempo. In: Vasconcelos, M. A. S. & Alves, Denisard (Org.). *Manual de Econometria: nível intermediário*, 199-203.
- FEMURN - FEDERAÇÃO DOS MUNICÍPIOS DO RIO GRANDE DO NORTE. Disponível em: <http://www.femurn.org.br>. Acesso em: 15 jun. 2019.
- Figueiredo, S. C. S., Saraiva Júnior, J. C. & Figueiredo, J. S. (2016). Política de combate dos efeitos da seca no Semiárido potiguar: o caso de Riacho do sangue em Macaíba/RN, 2002-2010. *Caderno de Geografia*, 26: 201-223.
- GLOBAL SPEI DATABASE. Disponível em: <https://spei.csic.es/database.html>. Acesso em: mar 2019.
- Goossens, C. & Berger, A. (1986). Annual and seasonal climatic variations over the northern hemisphere and Europe during the last century. *Annales Geophysicae*, 4: 385-400.
- Heim, R.R., Brewer, M.J. (2012). The Global Drought Monitor Portal: The Foundation for a Global Drought Information System. *Earth Interactions*, v. 16, n. 15, 1-28.
- IBAMA - INSTITUTO BRASILEIRO DO MEIO AMBIENTE E RECURSOS NATURAIS RENOVÁVEIS. CECAV - CENTRO NACIONAL DE ESTUDO, PROTEÇÃO E MANEJO DE CAVERNAS. NÚCLEO DO RIO GRANDE DO NORTE (2007). *Diagnóstico espeleológico do Rio Grande do Norte: caracterização geográfica do Rio Grande do Norte*. Natal: IBAMA, 2007. Disponível em: <http://www.ibama.rn.gov.br>, acesso em: 11 de jul de 2019.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2010). Cidades. Disponível: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat>. Acesso: 25 abr. 2020.
- IDEMA. INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL E MEIO AMBIENTE (2010). *Anuário estatístico 2010*. Governo do Rio Grande do Norte, Rio Grande do Norte. Disponível: <http://www.idema.rn.gov.br>. Acesso: 25 abr. 2020.
- Kendall, M. (1975). Rank Correlation Measures. Charles Griffin: London, 220.
- Köppen, W. (1948). Climatologia: con un estudio de los climas de la tierra. *Fundo de Cultura Econômica*, 478.
- Mann, H. (2009). Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 13:245-259.
- Lee, S.H., Yoo, S.H., Choi, J.Y., Bae, S., (2017). Assessment of the impact of climate change on drought characteristics in the Hwanghae Plain, North Korea using time series SPI and SPEI: 1981- 2100. *Water*, 9, 579-598.
DOI: <https://doi.org/10.3390/w11102184>
- Li, X., He, B., Quan, X., Liao, Z., Bai, Z., (2015). Use of the standardized precipitation evapotranspiration index (SPEI) to characterize the drying trend in southwest China from 1982-2012. *Remote Sensing*, 7, 10917-10937.
- Lima, S. L., Silva, M. T., Sousa, W. G., Silva, M. S., Andrade, A. S. & Melo, M. M. M. S. (2019). Space and temporal episode standards dry in the State of Rio Grande do Norte. *Journal of Hyperspectral Remote Sensing*, 9:330-342.
- Lucio, P. S., Silva, F. D. S., Fortes, L. T. G., Santos, L. A. R., Ferreira, D. B., Salvador, M. A., Balbino, H. T., Sarmanho, G. F., Santos, L. S. F. C., Lucas, E. W. M., Barbosa, T. F. & Dias, P. L. S. (2010). Um modelo estocástico combinado de previsão sazonal para a precipitação no Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 25: 70 - 87.
- Maia, A. L. S. & Cribari-Neto, F. (2006). Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto regressão quântica. *Brasileira de Economia*, 60:153-165.
- Marengo, J.A., Torres, R. R. & Alves L. M. (2017). Drought in Northeast Brazil—past, present, and future. *Theoretical and Applied Climatology*, 129: 1189-1200.
- Mckee, T.B., Doesken, N. J. & Kleist, J. (1993). The relationship of drought frequency and duration of time scales. Conference on Applied Climatology, American Meteorological Society. *Anaheim*, 179-184.
- Morettin, P. A. (2008). *Econometria Financeira: um curso em séries temporais financeiras*. 1. ed. São Paulo: Blucher.
- Neeti, N. & Eastman, J. R. (2011). A Contextual Mann-Kendall Approach for the Assessment of Trend Significance in Image Time Series. *Transactions in GIS*, 15(5): 599-611.
- Ometto, J.C., (1981). *Bioclimatologia Vegetal*. Editora Agronômica Ceres Ltda, São Paulo.
- Pettitt, A. N. (1979). A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem. *Applied Statistics*, 28: 126-135.
- Santhi, C., Arnold, J. G., Williams, J. R., Dugas, W. A., Srinivasan, R. e Hauck, L. M. (2001). "Validation of the SWAT model on a large river basin with point and nonpoint sources". *Journal of the American Water Resources Association*, 37 (5), 1169-1188.
- Santos, A. R. R., Santos, C. A., Santos, A. R. (2014). As relações de poder no Semiárido nordestino. *Revista Ambivalências*. v. 2, n.º 4, 151-164.
- Solh, M. & Ginkel, M. (2014). Drought preparedness and drought mitigation in the developing world's drylands. *Weather and Climate Extremes*, 3: 62-66.

- Serrano, V S. M., Beguería S., López, J. I. (2010). A Multi-Scalar Drought Index Sensitive to Global Warming: The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index - SPEI. *Journal of Climate*, 23.
- Souza, A., Fernandes, W. A., Albrez, E. A. (2012). Análise de agrupamento da precipitação e da temperatura no Mato Grosso do Sul. *ACTA Geográfica*, Boa Vista, v.6, n.12, p109-124.
- 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.
- Vicente-Serrano, S. M., Begueria, S., Lorenzolacruz, J., Camarero, J.J., Lopez-Moreno, J.I., Azorin-Molina, C., Revuelto, J., Morantejeda, E. & Sanchez-Lorenzo, A. (2012). Performance of drought indices for ecological, agricultural and hydrological applications. *Earth Interact*, 16: 1-27.
- Vicente-Serrano, S.M., Begueria, S. & Lopezmoreno, J.I. 2010. A Multiscalar Drought Index Sensitive to Global Warming: The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index. *Journal of Climate*, 3: 1696-1718.
- Yue, S., Pilon P. & Cavadias, G. (2002). Power of the Mann-Kendall and Spearman'S rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *Journal of Hydrology*, 259: 254 - 271.