

ELEVAÇÕES NA FREQUÊNCIA DE OCORRÊNCIA DE SECAS METEOROLÓGICAS NO ESTADO DE SÃO PAULO SOB CONDIÇÕES DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS

Leticia Lopes MARTINS

Graciela da Rocha SOBIERAJSKI

Gabriel Constantino BLAIN

RESUMO

Elevações na frequência e intensidade da seca vêm sendo observadas em diversas regiões do planeta, sendo que as mudanças climáticas são frequentemente apontadas como uma das principais responsáveis por essas alterações. Considerando os severos impactos causados por essa adversidade ambiental, o objetivo desse estudo é detectar e quantificar possíveis alterações na probabilidade de ocorrência dos eventos de seca meteorológica no Estado de São Paulo. Foram utilizados dados de precipitação pluvial do projeto NASA-POWER, o qual é capaz de fornecer séries com mais de 30 anos. Os eventos de seca foram quantificados com base no Índice Padronizado de Precipitação (SPI), calculado por meio de método probabilístico não estacionário (*“the four-step algorithm”*), especialmente desenvolvido para aprimorar a interpretação do SPI sob condições de mudanças climáticas. Os resultados apontaram elevações na frequência da seca meteorológica com picos máximos em meses de transição entre as estações chuvosa e seca, como março e abril. Os meses de dezembro e janeiro (auge do período chuvoso) também apresentaram elevações na ocorrência dessa adversidade ambiental, com predomínio nas porções leste de São Paulo, incluindo o Sistema Cantareira. Sob o ponto de vista de gestão de recursos agroambientais, conclui-se que há aumento no risco climático associado à ocorrência da seca no estado de São Paulo. Sob o ponto de vista acadêmico, esse trabalho amplia o rol de evidências que suportam a hipótese de que as mudanças climáticas estejam afetando a frequência e a severidade dos déficits de precipitação em diversas partes do planeta.

Palavras-chave: Índice Padronizado de Precipitação; Risco climático; Método não estacionário.

ABSTRACT

INCREASES IN THE FREQUENCY OF METEOROLOGICAL DROUGHTS IN THE SÃO PAULO STATE, BRAZIL, UNDER CLIMATE CHANGE CONDITIONS. Climate changes are often regarded as the major factor leading to the observed increases in drought frequency and intensity worldwide. Considering the negative effects triggered by this environmental hazard, the goal of this study was to detect and quantify changes in the probability of drought events in the State of São Paulo, Brazil. The study was based on rainfall data from the NASA-POWER project, which is capable of providing meteorological series with more than 30 years of record. The drought events were quantified through the Standardized Precipitation Index (SPI), which was calculated by means of a probability-based nonstationary method designed to improve the interpretation of the index estimates under climate change conditions. The results found in this study indicated that the frequency of meteorological droughts has increased over the last years. This statement is particularly true for the months of March and April (transition periods between the regional rainy and dry seasons). Increases in drought frequency were also observed in the months of December and January (rainy

season), particularly in the eastern region of the state, where the Cantareira reservoir system is situated. From the agro-environmental resource management viewpoint, we concluded that there is an increase in the risk of meteorological droughts in the State of São Paulo. From an academic viewpoint, this study provided further evidence supporting the hypothesis that climate change has increased drought frequency and intensity in several regions of the world.

Keywords: Standardized Precipitation Index; Climate risks; Nonstationary method.

1 INTRODUÇÃO

A seca é um fenômeno natural que, ao longo da história, vem sendo observado em praticamente todas as regiões do planeta. Contudo, tem-se verificado nas últimas décadas elevações em sua frequência e intensidade em diversas partes do globo terrestre (DAI 2012, BLAIN *et al.* 2022). Essa afirmação é particularmente verdadeira para o estado de São Paulo, que nos últimos anos tem sido submetido a recorrentes episódios dessa anomalia climática (PEREIRA *et al.* 2018). Dentre esses eventos, inclui-se a crise hídrica de 2013-2015 que afetou a região metropolitana de São Paulo, uma das áreas mais populosas do planeta (NOBRE *et al.* 2016).

Entre as causas dessa alteração na probabilidade de ocorrência desse evento ambiental adverso, as mudanças climáticas são frequentemente apontadas como umas das principais responsáveis pelos recorrentes déficits de precipitação pluvial, os quais são definidos por totais de chuva significativamente inferiores ao climatologicamente esperado para a região e período. Nesse aspecto, autores como SENEVIRATNE *et al.* (2012), TRENBERTH *et al.* (2014), ERFRAIN *et al.* (2017), MARENGO *et al.* (2017) afirmam que os eventos de seca na América do Sul podem de fato sofrer elevações em sua frequência e intensidade devido ao potencial dessa região em responder drasticamente às condições secas excessivas e à elevação da temperatura atmosférica. Em adição, trabalhos baseados em séries meteorológicas históricas (DUFEK & AMBRIZZI 2007) descrevem significativas alterações na variabilidade temporal da precipitação no estado de São Paulo. Em adição, autores como PEREIRA *et al.* (2018) observaram elevações na frequência de eventos de seca meteorológica – desencadeadas por déficits de chuva – que podem ser prejudiciais às atividades agrícolas do estado de São Paulo.

Uma importante qualidade do estudo de investigação de alterações climáticas realizado por

PEREIRA *et al.* (2018) é a utilização do Índice Padronizado de Precipitação (SPI, MCKEE *et al.* 1993), desenvolvido em base probabilística e utilizado em diversos sistemas de monitoramento de seca ao redor do globo terrestre. O SPI é também recomendado pela Organização Mundial de Meteorologia para a quantificação da severidade de déficits de precipitação que podem resultar em episódios de seca meteorológica (HAYES *et al.* 2011). Entretanto, o estudo de PEREIRA *et al.* (2018) apresenta duas importantes limitações. A primeira é inerente ao uso de longas séries meteorológicas (superiores a 60 anos) obtidas a partir de estações meteorológicas. Embora essa estratégia permita o uso exclusivo de dados observados, ao invés de valores estimados por modelos matemático-atmosféricos, a baixa densidade e problemas com a qualidade de dados das redes de estações meteorológicas brasileiras impõem importantes limitações na representatividade espacial do estudo. A segunda refere-se ao fato de que embora PEREIRA *et al.* (2018) tenha detectado alterações na frequência de ocorrência de eventos de seca, tal mudança não foi quantificada em base probabilística ou de frequência.

A primeira limitação pode ser contornada pelo uso de dados de sensoriamento remoto, os quais vêm apresentando uso crescente em estudos ambientais, em razão dos avanços em suas acurácias. Nesse sentido, o projeto NASA POWER (*National Aeronautics and Space and Administration Prediction of Worldwide Energy Resource*; <https://power.larc.nasa.gov/>) tem ganhado popularidade como fonte dessa forma de informações meteorológicas (BAI *et al.* 2010, MONTEIRO *et al.* 2018, DUARTE & SENTELHAS 2020). Diferentemente de outras bases, o NASA POWER possui dados diários de precipitação pluvial com início em 1981. Portanto, este projeto é capaz de observar os 30 anos de registros contínuos necessários ao cálculo do SPI (MCKEE *et al.* 1993). Além disso, este projeto tem apresentado bom desempenho na estimativa de dados de precipitação em várias regiões

do globo. AL-KILANI *et al.* (2021) avaliaram o desempenho dessa fonte de dados de reanálise em toda a Jordânia. Esses autores observaram correlações relativamente altas entre dados observados nas estações meteorológicas de superfície e os do projeto NASA-POWER ($0,67 \leq R^2 \leq 0,91$). RODRIGUES & BRAGA (2021) verificaram que os dados de temperatura máxima e mínima e radiação solar do NASA-POWER na região de Alentejo, Portugal apresentam alta correlação com os dados de superfície ($R^2 > 0,82$).

Em relação à segunda limitação, o estudo de BLAIN *et al.* (2022) desenvolveu um algoritmo computacional que aprimora a interpretação das estimativas do SPI em termos de suas probabilidades de ocorrência sob condições de mudanças climáticas. Esse algoritmo, descrito em detalhes na seção 3 desse estudo, baseia-se em distribuições paramétricas não estacionárias capazes tanto de detectar mudanças na frequência de ocorrência de valores SPI, quanto quantificar como essas alterações afetam a probabilidade de ocorrência de eventos de seca. Nesse contexto, e sob a hipótese de que as mudanças climáticas estejam afetando a frequência e a severidade de déficits de precipitação no estado

de São Paulo, o objetivo desse estudo foi detectar e quantificar possíveis alterações na probabilidade de ocorrência dos eventos de seca meteorológica no Estado de São Paulo utilizando dados de precipitação provenientes do projeto NASA-POWER.

2 DADOS METEOROLÓGICOS

A região de estudo foi o estado de São Paulo (Figura 1), situado entre 26°S – 19°S e 54°O - 46°O (cortado pelo Trópico de Capricórnio). É o estado mais industrializado do Brasil, com maior densidade populacional e maior Produto Interno Bruto do país (IBGE 2022). São Paulo destaca-se também no setor agroindustrial, principalmente na produção de cana-de-açúcar e citros, no qual é líder da produção nacional (CONAB 2022). Em razão desses fatores, o estado é altamente dependente dos recursos hídricos, sendo que aproximadamente 28% desses recursos são utilizados no setor agrícola, 47% no abastecimento público e 21% na atividade industrial (DAEE 2020).

A estação chuvosa ocorre durante o verão austral, quando os valores mensais de chuva são

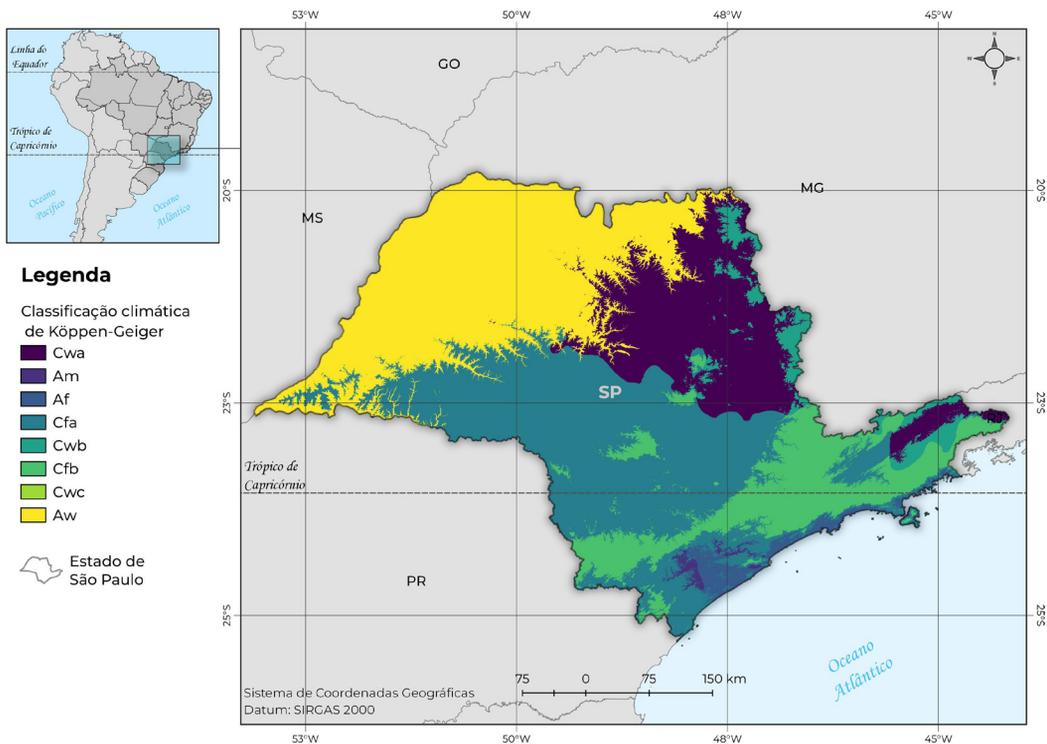


FIGURA 1 – Localização e classificação climática de Köppen-Geiger (ALVARES *et al.* 2013) do estado de São Paulo.

geralmente maiores que os totais de evapotranspiração potencial (BLAIN *et al.* 2018). Dezembro e janeiro são os meses mais chuvosos do ano, apresentando distribuições de frequência que se aproximam da forma Gaussiana (BLAIN *et al.* 2007). Conforme apontado por BEN-GAI *et al.* (1998) esse tipo de distribuição de frequência (forma simétrica de sino) é frequentemente observado em climas equatoriais. O estado também apresenta uma distinta estação seca (julho e agosto), quando os valores mensais de precipitação pluvial são menores que os totais de evapotranspiração potencial e as distribuições de frequência de chuva assumem a forma exponencial (BLAIN *et al.* 2007). Esta última forma de distribuição é geralmente observada em locais semiáridos ou áridos (BEN-GAI *et al.* 1998). De acordo com ALVARES *et al.* (2013), o estado tem oito tipos de clima (Figura 1) segundo a classificação de Köppen-Geiger: Af (clima da floresta tropical); Am (Tropical de monção); Aw (Tropical úmido e seco ou savana); Cfa (Subtropical úmido); Cfb (Clima oceânico); Cwa (Seco - inverno subtropical úmido); Cwb (Inverno seco – oceânico úmido) e Cwc (Inverno seco - oceânico).

O estudo utilizou dados mensais de precipitação pluvial (1981-2022) obtidos a partir do projeto NASA-POWER (*National Aeronautics and Space and Administration Prediction of Worldwide Energy Resource*; <https://power.larc.nasa.gov/>) com resolução espacial de 0,5° de latitude e 0,625° de longitude. Conforme descrito anteriormente, esse banco de dados de reanálise é capaz de fornecer séries meteorológicas com mais de 30 anos de registros contínuos, observando com isso, o período mínimo para caracterização climática de uma região e cálculo de índices padronizados de seca, como o SPI (MCKEE *et al.* 1993). Os dados são de uso livre, e foram incorporados nesse estudo por meio do pacote do software R *NASA POWER API Client v. 4.0.9* (SPARKS 2022).

3 MÉTODOS

O SPI talvez seja o índice de seca atualmente mais utilizado no planeta. Trata-se de um método de base probabilística que apresenta séries temporais distribuídas de acordo com a distribuição normal padrão. Em outras palavras, toda e qualquer série histórica desse índice deve apresentar média e variância amostrais tendendo à 0 e 1, respectivamente (HAYES *et al.* 1999, WU *et al.* 2007,

BLAIN 2012). Essa normalização no espaço e no tempo é resultante do conceito de seca meteorológica adotado pelo SPI, que assume existência de déficit de precipitação sempre quando os totais desse elemento meteorológico observados em uma região e período encontram-se inferiores à mediana da série histórica. Em termos probabilísticos, essa medida de posição estatística apresenta probabilidade acumulada de ocorrência igual a 0,5, por definição. Em termos climatológicos, tanto para regiões ou períodos chuvosos, quanto para regiões ou períodos secos, essa mediana é tomada como sendo o valor climatologicamente esperado (independentemente de sua magnitude). Assim, se um total de precipitação pluvial observado em dada região e período, apresentar uma probabilidade acumulada de ocorrência inferior a 0,5 (independente de seu valor em milímetros) o SPI assumirá valores negativos, indicando um déficit de precipitação e, potencialmente, um evento de seca. Quanto menor o valor dessa probabilidade acumulada, menor será o valor do SPI e mais severa será a seca descrita por esse índice. O SPI pode ser calculado em diversas escalas temporais a fim de fornecer informações relevantes para a análise de secas meteorológicas (definidas por valores de precipitação inferiores à normal climatológica), agrícolas (caracterizados por teores de umidade do solo insuficientes para atender às demandas evapotranspirativas da atmosfera) e hidrológicas (conceituadas pelo baixo nível de reservatórios hídricos). Estimativas desse índice voltadas ao estudo da seca meteorológica, objeto desse estudo, são usualmente calculadas nas escalas mensais (SPI-1) e trimestrais (SPI-3) (BLAIN & BRUNINI 2007).

Com base no conceito acima descrito, o algoritmo de cálculo do SPI inicia-se por meio do ajuste das séries históricas de precipitação a uma distribuição paramétrica (GUTTMAN 1998). Embora diversas funções de probabilidade possam ser utilizadas para esse fim, a distribuição gama com 2 parâmetros $[g(x)]$, adotada nesse estudo, é a mais utilizada (MCKEE *et al.* 1993, HAYES *et al.* 1999, WU *et al.* 2007, STAGGE *et al.* 2015). Essa função paramétrica é então utilizada para calcular a probabilidade acumulada de ocorrência $(H(x))$ de todos os valores de precipitação pluvial que compõe a série histórica. Por sua vez, essas probabilidades são transformadas para a distribuição normal padrão $[N(0,1)]$ por meio de métodos, tais como o proposto por ABRAMOWITZ & STEGUN (1965). As equações 1 a 4 descrevem o algoritmo do SPI.

$$H(x) = q + I(1-q)g(x) \quad (1)$$

$$q = \frac{(n_z + 1)}{2(n + 1)} \quad (2)$$

em que q é a probabilidade de ocorrência de precipitação zero; n_z é o número de observações com chuva igual a zero; n é o número total de observações.

$H(x)$ é, então, transformada em uma variável normal (valor final do SPI) por meio das equações 3 e 4.

$$SPI = - \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right), \quad (3)$$

para $0 < H(x) \leq 0,5$

$$SPI = + \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right), \quad (3.1)$$

para $0 < H(x) < 0,5$,

em que:

$$t = \sqrt{\ln\left(\frac{1}{H(x)^2}\right)}, \text{ para } 0 < H(x) \leq 0,5 \quad (4)$$

$$t = \sqrt{\ln\left(\frac{1}{1-H(x)^2}\right)}, \text{ para } 0,5 < H(x) \leq 1 \quad (4.1)$$

$c_0 = 2,515517$; $c_1 = 0,802853$; $c_2 = 0,010328$; $d_1 = 1,432788$; $d_2 = 0,189269$; $d_3 = 0,0013$

Uma vez obtida a normalização proposta por meio das equações 3 e 4, as séries do SPI apresentam para qualquer região e período as classes de seca e umidade descritas na tabela 1. Essas categorias foram definidas em função da probabilidade acumulada de ocorrência dos totais de precipitação. Nesse ponto torna-se importante

ressaltar que para séries em que o valor zero de precipitação apresenta probabilidade de ocorrência próxima ou superior a 0,5 a normalização proposta pelo algoritmo de cálculo do SPI pode não ser plenamente atingida (WU *et al.* 2007, BLAIN 2012). Nesse caso, esse índice probabilístico pode falhar na quantificação de um evento de seca. Essa condição é usualmente observada em climas áridos ou semi-áridos, em regiões com intensa estação seca e em escalas temporais inferiores à mensal. Considerando as condições climáticas do estado de São Paulo, o SPI foi calculado nas escalas 1 e 3 meses.

A análise das equações 1 a 4 e da tabela 1 indica que o SPI foi inicialmente proposto sob uma abordagem estacionária na qual os parâmetros da distribuição de frequência (gama) são constantes no tempo. Em outras palavras, em sua forma original, esse índice de seca assume que a probabilidade de ocorrência de déficits e excessos de precipitação permanece constante ao longo do tempo (RUSSO *et al.* 2013, LI *et al.* 2015, RASHID & BEECHAM 2019). Contudo, as alterações na frequência e intensidade de eventos de seca, observadas em diversas partes do planeta (STRZEPEK *et al.* 2010, DAI 2012, SPINONI *et al.* 2019), violam essa suposição de estacionaridade (COLES 2001, ZHANG *et al.* 2004, CHENG *et al.* 2014), potencialmente alterando os valores de frequências esperadas da tabela 1.

Nesse contexto, o estudo de BLAIN *et al.* (2022) desenvolveu um algoritmo computacional baseado em funções paramétricas não estacionárias (parâmetros variáveis ao longo do tempo) que é capaz tanto de detectar tendências climáticas em séries temporais do SPI, quanto incorporar essas alterações nos valores de frequências esperadas para cada categoria da tabela 1. Esse algoritmo

TABELA 1 – Sistema de classificação do SPI.

<i>SPI</i>	<i>Categoria</i>	<i>Probabilidade acumulada</i>	<i>Frequência esperada</i>
$SPI \geq 2,00$	Umidade Extrema	0,977 – 1,000	2,3%
$1,50 < SPI \leq 2,00$	Umidade Severa	0,933 – 0,977	4,4%
$1,00 < SPI \leq 1,50$	Umidade Moderada	0,841 – 0,933	9,2%
$-1,00 < SPI \leq 1,00$	Próximo ao normal	0,159 – 0,841	68,2%
$-1,50 < SPI \leq -1,00$	Seca Moderada	0,067 – 0,159	9,2%
$-2,00 < SPI \leq -1,50$	Seca Severa	0,023 – 0,067	4,4%
$SPI \leq -2,00$	Seca Extrema	0,000 – 0,023	2,3%

apresenta quatro etapas fundamentais, descritas na figura 2.

Esse estudo, considerou três modelos não estacionários.

Modelo 1 (estacionário):

$$H(x) = q + [1 - q]G(x, \mu, \sigma),$$

Modelo 2 (não estacionário; homocedástico):

$$H(x) = q + [1 - q]G(x, \mu t, \sigma),$$

Modelo 3 (não estacionário):

$$H(x) = q + [1 - q]G(x, \mu t, \sigma t),$$

em que t é a covariável tempo.

O algoritmo computacional proposto, descrito na figura 2, realiza a escolha do modelo (1, 2 ou 3) que mais bem descreve a estrutura de probabilidade da série de precipitação por meio do $\Delta AICc$ (critério relativo de informação de Akaike de segunda ordem; BURNHAM & ANDERSON 2004). A escolha do modelo 1 pode ser interpretada como inexistência de sinais de mudanças climática; a escolha do modelo 2 indica presença de tendências climáticas nas medidas de posição central da série

(média amostral, por exemplo); a escolha do modelo 3 indica presença de tendências climáticas nas medidas de posição central e dispersão da amostra. O $\Delta AICc$ utilizou, a 5% de significância, o teste da razão da verossimilhança. Demais informações sobre esse algoritmo computacional podem ser encontradas em BLAIN *et al.* (2022). Os códigos desenvolvidos no ambiente R de programação, de licença livre, estão disponíveis em <https://github.com/gabrielblain/Four-Step-Algorithm>.

Conforme descrito anteriormente, esse estudo adotou as escalas mensais e trimestrais. Contudo, a análise das equações 3 e 4 (Figura 2) indica que, como o próprio SPI (WU *et al.* 2007, BLAIN 2012), o algoritmo computacional apresentado na figura 2 pode ter seu desempenho negativamente afetado pela presença de valores zero nas séries de precipitação (BLAIN *et al.* 2022). Nesse aspecto, a probabilidade empírica do valor zero de precipitação em meses secos, tais como julho e agosto, pode ser superior às probabilidades acumuladas correspondentes às secas severas e/ou extremas (Tabela 1). A fim de contornar essa limitação imposta pela natureza das distribuições de frequência desse elemento meteorológico (limitadas à esquerda pelo valor zero), a aplicação do algoritmo computacio-

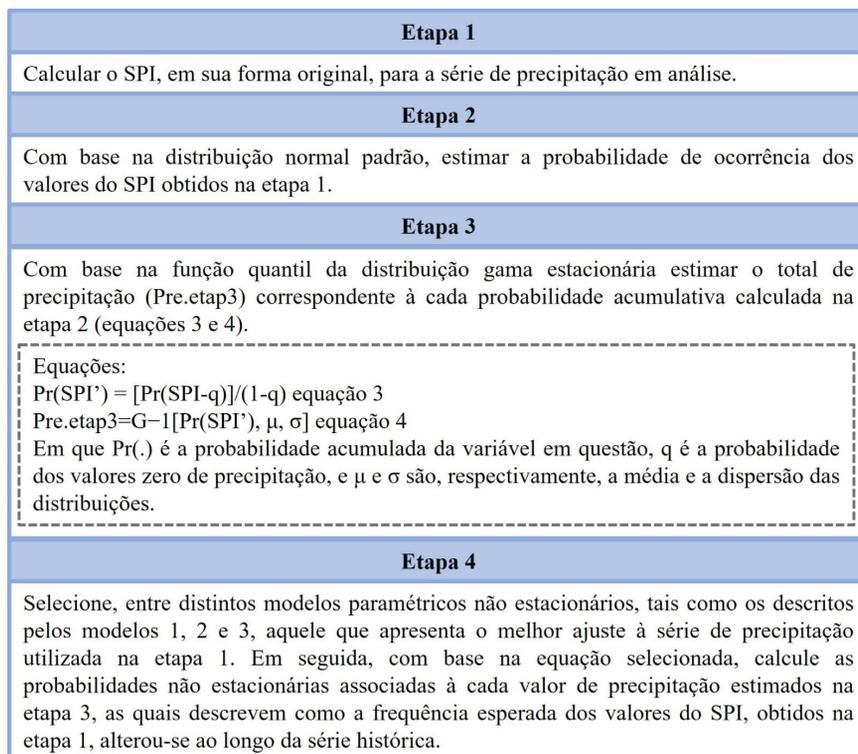


FIGURA 2 – Etapas do algoritmo desenvolvido por BLAIN *et al.* (2022).

nal na escala mensal considerou possíveis alterações na frequência de valores do SPI-1 inferiores a zero. A investigação de alterações em episódios de seca moderada e severa foi realizada apenas na escala de 3 meses (SPI-3). Essa escala representa uma janela móvel com comprimento trimestral que se desloca a cada mês. Por exemplo, o SPI-3 de janeiro, considera totais de precipitação dos meses de novembro, dezembro e janeiro; o SPI-3 de fevereiro, considera os meses de dezembro, janeiro e fevereiro. Nessa escala a probabilidade empírica de precipitação=0 no estado de São Paulo sofre drástica redução, tendendo virtualmente à nulidade. Por fim, ressalta-se que, sob condições estacionárias, eventos de seca extrema apresentam período de retorno igual ou superior a 43,5 anos (Tabela 1). Considerando que o período amostral adotado nesse estudo é de 42 anos (1981-2022), a quantificação de mudanças nesses episódios extremos não foi realizada dado o elevado grau de incerteza estatística potencialmente envolvido nessas análises.

A última etapa do estudo foi confeccionar mapas do estado de São Paulo, a fim de apresentar as alterações temporais na frequência de eventos de seca moderada e severa, conforme definido na tabela 1. Os mapas foram gerados em ambiente

R de programação por meio dos pacotes ggplot2 (WICKHAM 2016); rgdal (BIVAND *et al.* 2021) e sf (PEBESMA 2018).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados encontrados nesse estudo (Figuras 3 a 5) são consistentes com estudos anteriores que descrevem alterações de ordem climática na precipitação pluvial do estado de São Paulo no sentido de elevações na frequência e intensidade dos eventos de seca (DUFEK & AMBRISSE 2007, PEREIRA *et al.* 2018, CORREA *et al.* 2022). Como exemplo, DUFEK & AMBRISSE (2007) observaram ao longo da década de 1990 uma elevação no número de dias secos consecutivos no estado. Esse resultado é consistente, tanto com a análise da figura 3 (SPI-1 de março e abril), quanto das figuras 4 e 5 para o SPI-3 de abril (Fev-Mar-Abr) e, em especial, maio (Mar-Abr-Mai). Considerando que essas séries mensais e trimestrais ocorrem na fase de transição das estações chuvosa e seca do estado, essa elevação na frequência dos eventos de seca observadas nas figuras 3 a 5 é consistente com o aumento de dias secos consecutivos descrito em DUFEK & AMBRISSE (2007). Nesse

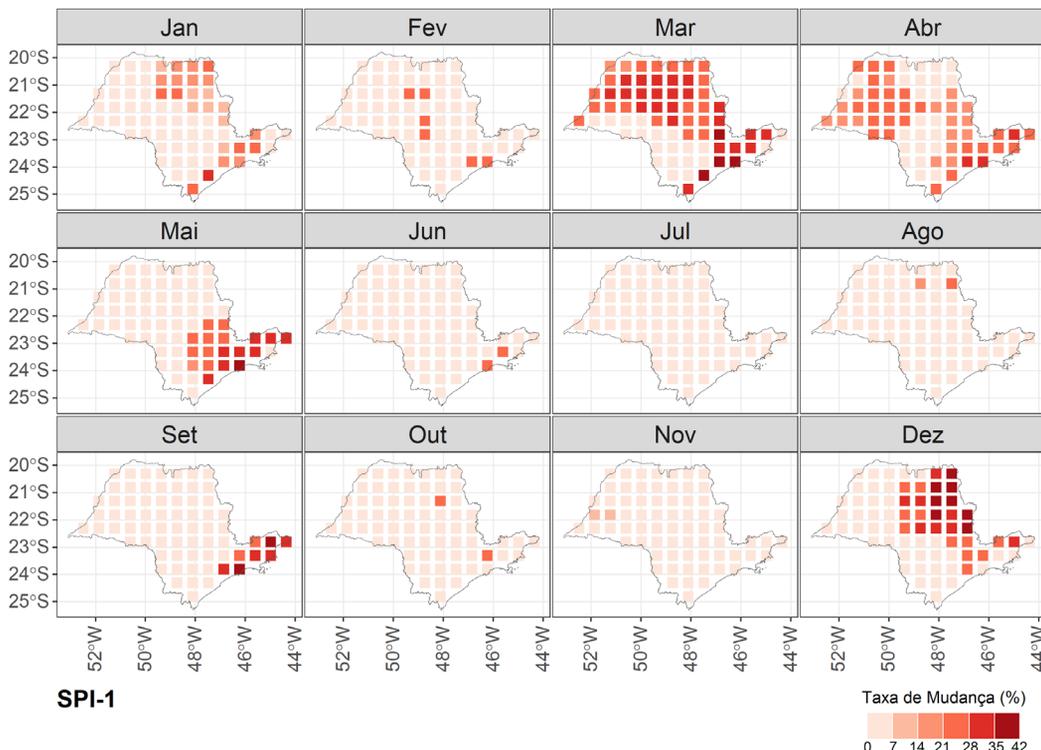


FIGURA 3 – Taxa de mudança na frequência de ocorrência dos eventos de seca no estado de São Paulo (escala mensal).

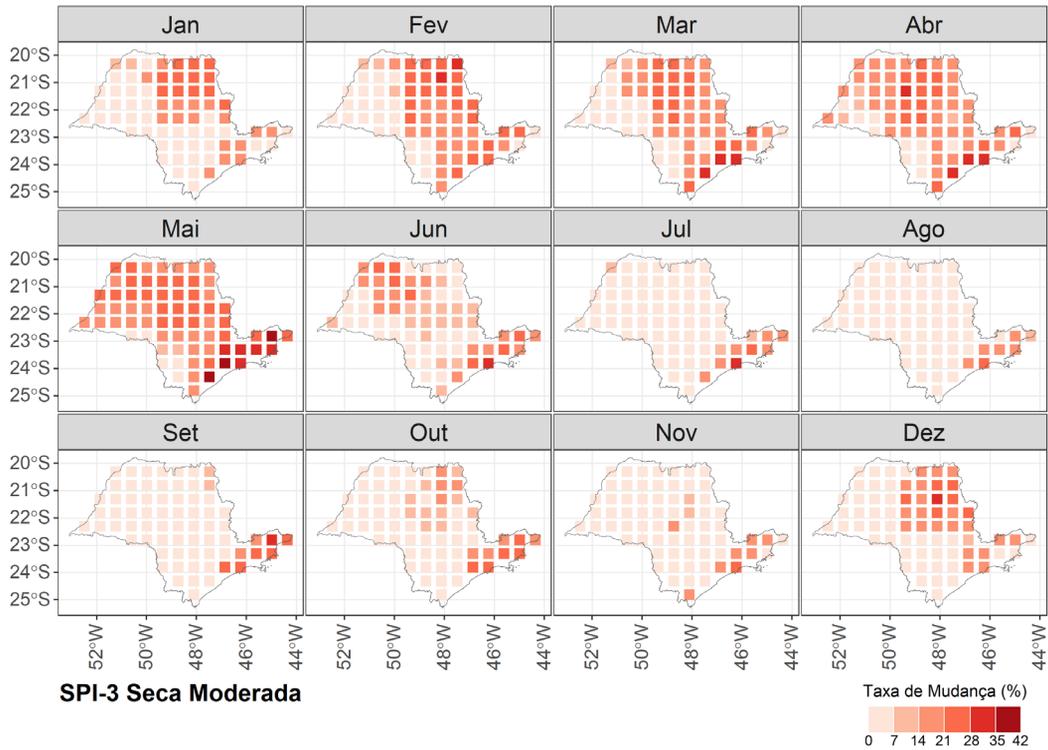


FIGURA 4 – Taxa de mudança na frequência de ocorrência dos eventos de seca moderada (SPI-3; escala trimestral) no estado de São Paulo.

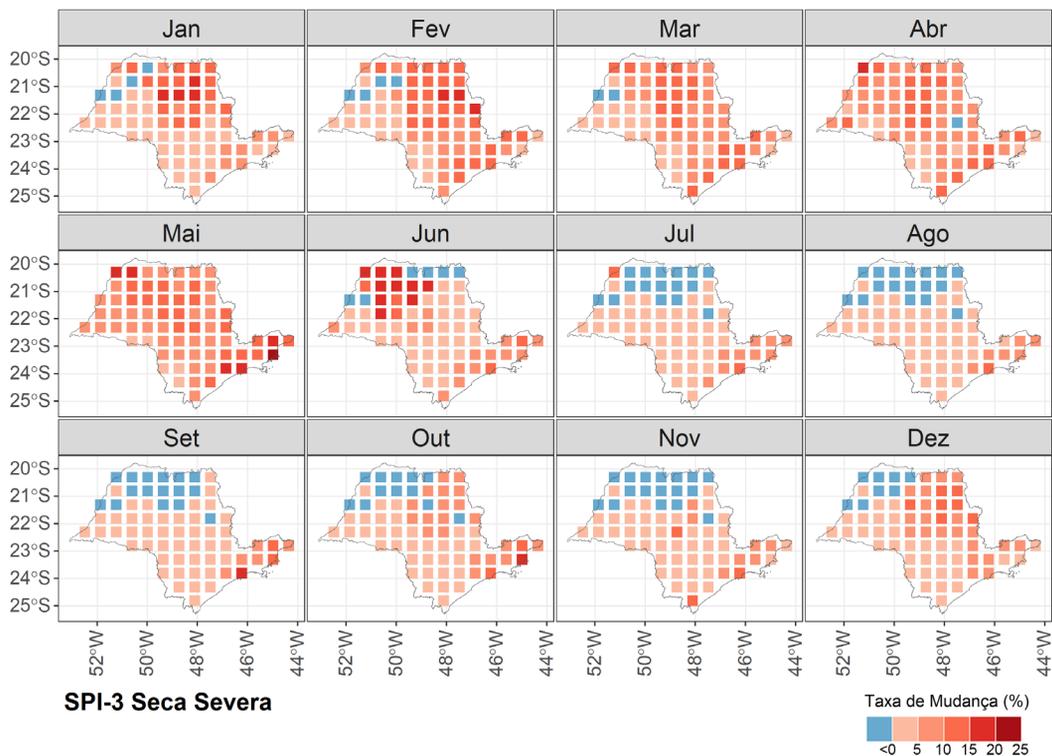


FIGURA 5 – Taxa de mudança na frequência de ocorrência dos eventos de seca severa (SPI-3; escala trimestral) no estado de São Paulo.

aspecto, ressalta-se que para o SPI-1, o último mês da estação chuvosa (março) é o que apresenta as maiores elevações nas frequências de eventos de SPI-1 inferiores a zero. Abril e dezembro, respectivamente, são os outros dois meses com as maiores intensificações na probabilidade de ocorrência de episódios com SPI-1 <0. Para as janelas trimestrais, a análise das figuras 4 e 5 também indica significativas elevações na frequência dos eventos de seca moderada e severa com início nas séries de SPI-3 de dezembro e persistência até as séries SPI-3 de maio.

Além de serem coerentes com estudos anteriores baseados em séries históricas obtidas por meio de estações meteorológicas de superfície, os significativos sinais de mudanças climáticas apresentados nas figuras 3 a 5 estão em linha com projeções climáticas derivadas do modelo regional Eta modulado por dois modelos de clima global: HadGEM2-ES e MIROC5.

De forma mais específica, CHOU *et al.* (2014) utilizaram esses 2 modelos (Eta-HadGEM2-ES e Eta-MIROC5) para avaliar mudanças climáticas na América do Sul (2011-2040) sob 2 cenários: RCP 4.5 (correspondente a forçante radioativa de 4,5 Wm⁻²) e 8.5 (correspondente a forçante radioativa de 8,5 Wm⁻²). Dentre as alterações projetadas nesse estudo, destacam-se reduções na precipitação pluvial no sudeste brasileiro, região em que o estado de São Paulo está situado. Resultados semelhantes também foram encontrados por TAVARES *et al.* (2023), que, ao avaliar alterações em componentes do balanço hídrico sob condições de aquecimento global da ordem de 1,5 °C e 2,0 °C, verificaram projeções para condições mais secas em diversas partes do Brasil, incluindo a região sudeste. Segundo estudos como REBOITA *et al.* (2015) e TAVARES *et al.* (2023), as mudanças na frequência de eventos de seca meteorológicas descritos nas figuras 3 a 5 podem ser relacionadas a anomalias da circulação atmosférica e à redução na precipitação sobre a região da floresta Amazônica. Segundo YIN *et al.* (2013) e JOETZJER *et al.* (2013), o desmatamento e as queimadas na floresta Amazônica que levam, entre outros, à redução nas taxas de evapotranspiração, tendem a impactar os totais de precipitação sobre as regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil. Especificamente para o estado de São Paulo, ARMANI *et al.* (2022) avaliou projeções climáticas para o período entre 2020 e 2050 sob os cenários RCP 4.5 e 8.5. Esses autores utilizaram quatro modelos de circulação geral (HadGEM2-ES, MIROC5, CanESM2 e BESM)

também regionalizados (20 x 20 km) pelo modelo Eta. De forma consistente com os resultados das figuras 3 a 5, todos os cenários avaliados em ARMANI *et al.* (2022) descreveram predominância espacial de tendências de redução nos totais anuais de precipitação.

Em relação aos impactos ocasionados pela seca, esse estudo descreve elevações significativas na ocorrência dessa adversidade em meses chuvosos; fato que merece atenção dado a importância desses períodos na recarga de reservatórios hídricos. Nesse contexto, cita-se a crise hídrica ocorrida entre os anos de 2014 e 2015, que foi uma das mais severas desde a década de 60 no estado, afetando a população e a economia da região metropolitana de São Paulo (NOBRE *et al.* 2016). Os resultados encontrados nesse estudo e em ARMANI *et al.* (2022), aliados à crescente demanda por água, evidenciam a importância do planejamento e gestão dos recursos hídricos no estado de São Paulo, especialmente, em regiões como o Sistema Cantareira, que é uma das áreas com elevada vulnerabilidade às crises hídricas (NOBRE *et al.* 2016).

5 CONCLUSÃO

Com base em abordagem probabilística não estacionária, esse estudo investigou alterações na probabilidade de ocorrência de eventos de seca meteorológica no estado de São Paulo, no período de 1981 a 2022. Os resultados descrevem significativas elevações na frequência esperada de déficits de precipitação com picos máximos em meses de transição das estações chuvosa e seca, como março e abril. Os meses de dezembro e janeiro (auge do período chuvoso estadual) também apresentaram significativas elevações na frequência esperada dessa adversidade ambiental, com predomínio nas porções leste de São Paulo (no litoral e na região do Sistema Cantareira). Esses resultados são consistentes com estudos anteriores baseados tanto em análises de séries históricas quanto em projeções de modelos climáticos.

Sob o ponto de vista de gestão de recursos agroambientais, o presente estudo descreve elevações significativas no risco climático associado à ocorrência de déficits de precipitação pluvial no estado de São Paulo. Sob o ponto de vista acadêmico, esse trabalho amplia o rol de evidências que suportam a hipótese de que as mudanças climáticas estejam afetando a frequência e a severidade dos déficits de precipitação em diversas partes do planeta. Ainda sob o aspecto científico, ficou aqui

demonstrado que a utilização de modelos probabilísticos não estacionários aprimora a descrição estatística dos eventos de seca meteorológica. Com isso, estudos futuros poderão verificar se a adoção de modelos mais complexos, nos quais os parâmetros das distribuições podem variar de forma não linear ao longo do tempo, aprimora de forma significativa os resultados encontrados no presente trabalho.

6 AGRADECIMENTOS

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq – Processo 304609/2022-6) pelo financiamento ao Gabriel Constantino Blain. O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) – Código de Financiamento 001. Aos relatores de Derbyana pelas sugestões apresentadas que enriqueceram o trabalho.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAMOWITZ, M.; STEGUN, I.A. 1965. *Handbook of Mathematical Functions*. Dover, New York, 1046 p.
- AL-KILANI, M.R.; RAHBEH, M.; AL-BAKRI, J.; TADESSE, T.; KNUTSOM, C. 2021. Evaluation of Remotely Sensed Precipitation Estimates from the NASA POWER Project for Drought Detection Over Jordan. *Earth Systems and Environment*, 5: 561-573. <https://doi.org/10.1007/s41748-021-00245-2>
- ALVARES, C.A.; STAPE, J.L.; SENTELHAS, P.C.; DE MORAES GONÇALVES, J.L.; SPAROVEK, G.; GERD, S. 2013. Köppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift Gebrüder Borntraeger*, 22(6): 711-728. <https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507>.
- ARMANI, G.; LIMA, N.G.B.; GARCIA, M.F.P.; CARVALHO, J.L. 2022. Regional climate projections for the State of São Paulo, Brazil, in the 2020 - 2050 period. *Derbyana*, 43, e773. <https://doi.org/10.14295/derb.v43.773>
- BAI, J.; CHEN, X.; DOBERMANN, A.; YANG, H.; CASSMAN, K.G.; ZHANG, F. 2010. Evaluation of NASA Satellite- and Model-Derived Weather Data for Simulation of Maize Yield Potential in China. *Agronomy Journal*, 102(1): 9-16. <https://doi.org/10.2134/agronj2009.0085>
- BEN-GAI, T.; BITAN, A.; MANES, A.; ALPERT, P.; RUBIN, S. 1998. Spatial and Temporal Changes in Rainfall Frequency Distribution Patterns in Israel. *Theoretical and Applied Climatology*, 61: 177-190. <https://doi.org/10.1007/s007040050062>
- BIVAND, R.; KEITT, T.; ROWLINGSON, B. 2021. rgdal: Bindings for the 'Geospatial' Data Abstraction Library. R package version 1.5-28. Disponível em <https://CRAN.R-project.org/package=rgdal>. Acessado em 20 jan. 2023.
- BLAIN, G.C. 2012. Revisiting the probabilistic definition of drought: Strengths, limitations and an agrometeorological adaptation. *Bragantia*, 71(1): 132-141. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052012000100019>
- BLAIN, G.C.; BRUNINI, O. 2007. Análise da escola temporal de monitoramento das secas agrícolas e meteorológicas no estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 22(2): 255-261. <https://doi.org/10.1590/S0102-77862007000200010>
- BLAIN, G.C.; PIEDADE, S.M.S.; CAMARGO, M.B.P.; GIAROLLA, A. 2007. Distribuição temporal da precipitação pluvial mensal observada no Posto Meteorológico do Instituto Agrônômico, em Campinas, SP. *Bragantia*, 66(2): 347-355. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052007000200019>
- BLAIN, G.C.; AVILA, A.M.H.; PEREIRA, V.R. 2018. Using the normality assumption to calculate probability-based standardized drought indices: selection criteria with emphases on typical events. *International Journal of Climatology*, 38(1): e418-e436. <https://doi.org/10.1002/joc.5381>
- BLAIN, G.C.; SOBIERAJSKI, G.R.; WEIGHT, E.; MARTINS, L.L.; XAVIER, A.C.F. 2022. Improving the interpretation of standardized precipitation index estimates to capture drought characteristics in changing climate conditions. *International Journal of Climatology*, 42(11): 5586-5608. <https://doi.org/10.1002/joc.7550>

- BURNHAM, K.P.; ANDERSON, D.R. 2004. Multimodel inference: understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods & Research*, 33(2): 261-304. <https://doi.org/10.1177%2F0049124104268644>
- CHENG, L.; AGHAKOUCHAK, A.; GILLELAND, E.; KATZ, R.W. 2014. Non-stationary extreme value analysis in a changing climate. *Climatic Change*, 127(2): 353-369. <https://doi.org/10.1007/s10584-014-1254-5>
- CHOU, S.C.; LYRA, A.; MOURÃO, C.; DEREZYNSKI, C.; PILOTTO, I.; GOMES, J.; BUSTAMANTE, J.; TAVARES, P.; SILVA, A.; RODRIGUES, D.; CAMPOS, D.; CHAGAS, D.; SUEIRO, G.; SIQUEIRA, G.; NOBRE, P.; MARENGO, J. 2014. Evaluation of the Eta Simulations Nested in Three Global Climate Models. *American Journal of Climate Change*, 3(5): 438-454. <https://doi.org/10.4236/ajcc.2014.35039>
- COLES, S. 2001. *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer, London, 209 p.
- CONAB – COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. 2022. *Portal de Informações Agropecuárias*. Disponível em <https://portaldeinformacoes.conab.gov.br/produtos-360.html>. Acessado em 06 dez. 2022
- CORREA, W.S.C.; SOARES, W.R.; AYLAS, G.Y.R.; REIS JUNIOR, N.C.; MARENGO, J.A.; CHOU, S.C.; NOBRE, C. 2022. Avaliação das simulações de temperatura e precipitação de um subconjunto de modelos do CMIP6 para o Brasil. *Derbyana*, 43: e774. <https://doi.org/10.14295/derb.v43.774>
- DAEE – DEPARTAMENTO DE ÁGUAS E ENERGIA ELÉTRICA. *Plano Diretor de Aproveitamento dos Recursos Hídricos para a Macrometrópole Paulista*. Disponível em <http://www.daee.sp.gov.br/site/planodiretordemacrometropole/>. Acessado em 06 dez. 2022.
- DAI, A. 2012. Increasing drought under global warming in observations and models. *Nature Climate Change*, 3: 52-58. <https://doi.org/10.1038/nclimate1633>
- DUARTE, Y.C.N.; SENTELHAS, P.C. 2020. NASA/POWER and Daily Gridded weather datasets- how good they are for estimating maize yields in Brazil? *International Journal of Biometeorology*, 64(3): 319-329. <https://doi.org/10.1007/s00484-019-01810-1>
- DUFEK, A.S.; AMBRIZI, T. 2007. Precipitation variability in São Paulo State, Brazil. *Theoretical and Applied Climatology*, 93: 167-178. <https://doi.org/10.1007/s00704-007-0348-7>
- ERFRAIN, A.; WANG, G.; FOMENKO, L. 2017. Unprecedented drought over tropical South America in 2016: significantly underpredicted by tropical SST. *Nature: Scientific Reports*, 7: 5811. <https://doi.org/10.1038/s41598-017-05373-2>
- GUTTMAN, N.B. 1998. Comparing the Palmer drought index and the standardized precipitation index. *Journal of the American Water Resources Association*, 34(1): 113-121. <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.1998.tb05964.x>
- HAYES, M.J.; SVOBODA, M.D.; WILHITE, D.A.; VANYARKHO, O.V. 1999. Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80(3): 429-438. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1999\)080<0429:MTDUTS>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1999)080<0429:MTDUTS>2.0.CO;2)
- HAYES, M.J.; SVOBODA, M.D.; WALL, N.; WIDHALM, M. 2011. The Lincoln declaration on drought indices – universal meteorological drought index recommended. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 92(4): 485-488. <https://doi.org/10.1175/2010BAMS3103.1>
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Painel de indicadores*. 2022. Disponível em <https://www.ibge.gov.br/indicadores#variacao-dopib>. Acessado em 06 dez. 2022.
- JOETZJER, E.; DOUVILLE, H.; DELIRE, C.; CIAIS, P. 2013. Present-day and future Amazonian precipitation in global climate models: CMIP5 versus CMIP3. *Climate Dynamics*, 41: 2921-2936. <https://doi.org/10.1007/s00382-012-1644-1>

- LI, J.Z.; WANG, Y.X.; LI, S.F.; HU, R. 2015. A Nonstationary Standardized Precipitation Index incorporating climate indices as covariates. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 120(3): 12.082-12.095. <https://doi.org/10.1002/2015JD023920>
- 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. <https://doi.org/10.1007/s00704-016-1840-8>
- MCKEE, T.B.; DOESKEN, N.J.; KLEIST, J. 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. *In: American Meteorological Society, CONFERENCE ON APPLIED CLIMATOLOGY*, 8, Anaheim, CA, p. 179-184.
- MONTEIRO, L.A.; SENTELHAS, P.C.; PEDRA, G.U. 2018. Assessment of NASA/POWER satellite-based weather system for Brazilian conditions and its impact on sugarcane yield simulation. *International Journal of Climatology*, 38(3): 1571-1581. <https://doi.org/10.1002/joc.5282>
- NOBRE, C.A.; MARENGO, J.A.; SELUCHI, M.E.; CUARTAS, L.A.; ALVES, L.M. 2016. Some characteristics and impacts of the drought and water crisis in southeastern Brazil during 2014 and 2015. *Journal of Water Resource and Protection*, 8(2): 252-262. <https://doi.org/10.4236/jwarp.2016.82022>
- PEBESMA, E. 2018. Simple Features for R: Standardized Support for Spatial Vector Data. *The R Journal*, 10(1): 439-446. <https://doi.org/10.32614/RJ-2018-009>
- PEREIRA, V.R.; BLAIN, G.C.; AVILA, A.M.H.; PIRES, R.C.; PINTO, H.S. 2018. Impacts of climate change on drought: changes to drier conditions at the beginning of the crop growing season in southern Brazil. *Bragantia*, 77(1): 201-211. <https://doi.org/10.1590/1678-4499.2017007>
- RASHID, M.M.; BEECHAM, S. 2019. Development of a non-stationary Standardized Precipitation Index and its application to a South Australian climate. *Science of The Total Environment*, 657(20): 882-892. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.12.052>
- REBOITA, M.S.; KRUSCHE, N.; AMBRIZZI, T.; ROCHA, R.P. 2015. Entendendo o tempo e o clima na América do Sul. *Terrae Didactica*, 8(1): 34-50. <https://doi.org/10.20396/td.v8i1.8637425>
- RODRIGUES, G.C.; BRAGA, R.P. 2021. Evaluation of NASA POWER Reanalysis Products to Estimate Daily Weather Variables in a Hot Summer Mediterranean Climate. *Agronomy*, 11(6): 1207. <https://doi.org/10.3390/agronomy11061207>
- RUSSO, S.; DOSIO, A.; STERL, A.; BARBOSA, P.; VOGT, J. 2013. Projection of occurrence of extreme dry-wet years and seasons in Europe with stationary and nonstationary Standardized Precipitation Indices. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 118(14): 7628-7639. <https://doi.org/10.1002/jgrd.50571>
- SENEVIRATNE, S.; NICHOLLS, N.; EASTERLING, D.; GOODESS, C.M.; KANAE, S.; KOSSIN, J.; LUO, Y.; MARENGO, J.; MCINNES, K.; RAHIMI, M.; REICHSTEIN, M.; SORTEBERG, A.; VERA, C.; ZHANG, X. 2012. Changes in climate extremes and their impacts on the natural physical environment. *In: C.B. Field, C.B., V. Barros, T.F. Stocker, D. Qin, D.J. Dokken, K.L. Ebi, M.D. Mastrandrea, K.J. Mach, G.-K. Plattner, S.K. Allen, M. Tignor, and P.M. Midgley (Eds.) Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation. A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)*, Cambridge University Press, Cambridge, UK, and New York, NY, USA, p. 109-230.
- SPARKS, A. 2022. nasapower: NASA-POWER Data from R_., R package version 4.0.8. Disponível em <https://CRAN.R-project.org/package=nasapower>. Acessado em 12 jan. 2023. <https://doi.org/10.5281/zenodo.1040727>
- SPINONI, J.; BARBOSA, P.; DE JAGER, A.; MCCORMICK, N.; NAUMANN, G.; VOGT, J.V.; MAGNI, D.; MASANTE, D.; MAZZESCHI, M. 2019. A new global database of meteorological drought events from 1951 to 2016. *Journal of Hydrology*:

Regional Studies, 22: 100593. <https://doi.org/10.1016/j.ejrh.2019.100593>

- STAGGE, J.H.; TALLAKSEN, L.M.; GUDMUNDSSON, L.; VAN LOON, A.F.; STAHL, K. 2015. Candidate distribution for climatological drought indices (SPI and SPEI). *International Journal of Climatology*, 35(13): 4027-4040. <https://doi.org/10.1002/joc.4267>
- STRZEPEK, K.; YOHE, G.; NEUMANN, J.; BOEHLERT, B. 2010. Characterizing changes in drought risk for the United States from climate change. *Environmental Research Letters*, 5(4): 044012. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/5/4/044012>
- TAVARES, P.S.; ACOSTA, R.; NOBRE, P.; RESENDE, N.C.; CHOU, S.C.; LYRA, A.A. 2023. Water balance components and climate extremes over Brazil under 1.5 °C and 2.0 °C of global warming scenarios. *Regional Environmental Change*, 23: 40. <https://doi.org/10.1007/s10113-023-02042-1>
- TRENBERTH, K.E.; DAI, A.; VAN DER SCHRIER, G.; JONES, P.D.; BARICHIVICH, J.; BRIFFA, K.; SHEFFIELD, J. 2014. Global warming and changes in drought. *Nature Climate Change*, 4(1): 17-22. <https://doi.org/10.1038/nclimate2067>.
- WICKHAN, H. 2016. *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. Springer-Verlag, New York, 260 p.
- WU, H.; SVOBODA, M.D.; HAYES, M.J.; WILHITE, D.A.; WEN, F. 2007. Appropriate application of the standardized precipitation index in arid locations and dry seasons. *International Journal of Climatology*, 27(1): 65-79. <https://doi.org/10.1002/joc.1371>
- YIN, L.; FU, R.; SHEVLIKOVA, E.; DICKINSON, R.E. 2013. How well can CMIP5 simulate precipitation and its controlling processes over tropical South America? *Climate Dynamics*, 41(11-12): 3127-3143. <https://doi.org/10.1007/s00382-012-1582-y>
- ZHANG, X.; ZWIERS, F.W.; LI, G. 2004. Monte Carlo experiments on the detection of trends in extreme values. *Journal of Climate*, 17: 1945-1952. [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(2004\)017<1945:MCEOTD>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(2004)017<1945:MCEOTD>2.0.CO;2)

Endereço dos autores:

Leticia Lopes Martins ( 0000-0002-0299-3005) – Instituto Agrônomo, Programa de Pós-Graduação em Gestão de Recursos Ambientais, Av. Barão de Itapura, 1481, Botafogo, CEP 13.020-902, Campinas, SP, Brasil. *E-mail*: leticia.lufv@gmail.com

Graciela da Rocha Sobierajski ( 0000-0002-7211-9268) – Centro de Fruticultura, Instituto Agrônomo, Av. Luiz Pereira dos Santos, 1500, Corrupira, CEP 13.214-820, Jundiá, SP, Brasil. *E-mail*: graciela.rocha@sp.gov.br

Gabriel Constantino Blain* ( 0000-0001-8832-7734) – Centro de Biosistemas Agrícolas e Pós-Colheita, Instituto Agrônomo, Av. Doutor Theodureto de Almeida Camargo, 1500, Jardim Nossa Senhora Auxiliadora, CEP 13.075-630, Campinas, SP, Brasil. *E-mail*: gabriel.blain@sp.gov.br

*Autor correspondente

Artigo recebido em 29 de março de 2023, aceito em 22 de maio de 2023.



This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License.