Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

INFLUÊNCIA DA TEMPERATURA DO AR, UMIDADE RELATIVA DO AR E PRECIPITAÇÃO NA PRODUÇÃO DE SERRAPILHEIRA NO NORTE DO PANTANAL MATO-GROSSENSE

INFLUENCE OF AIR TEMPERATURE, RELATIVE HUMIDITY OF THE AIR AND PRECIPITATION ON LITTER PRODUCTION IN NORTHERN MATO-GROSSENSE PANTANAL

INFLUENCIA DE LA TEMPERATURA DEL AIRE, HUMEDAD RELATIVA DEL AIRE Y PRECIPITACIÓN EN LA PRODUCCIÓN DE LA HOJARASCA NORTE DEL PANTANAL MATO-GROSSENSE

Ana Cristina Xavier de Carvalho
Universidade Federal de Mato Grosso
anaxavier01@hotmail.com

Ana Clara Alves Justi
Universidade Federal de Mato Grosso
clarasevla@gmail.com

Luciana Sanches
Universidade Federal de Mato Grosso
lsanches@hotmail.com

José de Souza Nogueira
Universidade Federal de Mato Grosso
nogueira@ufmt.br

Resumo: A produção e decomposição de serrapilheira representa a maior parte dos nutrientes reaproveitados em florestas tropicais, propiciando energia suficiente para a manutenção do funcionamento e equilíbrio ambiental. Entretanto, variações sazonais, queimadas, desmatamentos, poluição, dentre outros, podem alterar a sua dinâmica, comprometendo a harmonia de todo o ecossistema. Assim, o objetivo foi analisar a influência da temperatura do ar (TA), umidade relativa do ar (UR) e precipitação (*P*) na produção de serrapilheira, em matas ciliares do Pantanal Matogrossense. Escolheu-se uma área com predominância de *Vochysia divergens Pohl*, plantas perenifólias heliófitas, exclusivas do ecossistema avaliado. Foram posicionados 20 coletores para a avaliação mensal do

aporte de serrapilheira, distribuídos em cinco transectos, distanciados em 80 m entre si. Ao sul da área de estudo, foi instalado um sensor modelo WXT-520/Vaissala Inc. para coleta de dados, armazenando-os num *datalogger*. Os principais resultados indicaram que a maior produção de serrapilheira, ocorreu no período de seca com 474,2 g m^{-2}, sendo mais influenciada pela temperatura do ar. Dessa maneira, sabendo que é no período de seca que se aumenta os focos de incêndios naturais e/ou antrópicos, medidas de proteção a este ecossistema podem ser antecipadas, como por exemplo, o controle de temperatura e umidade da serrapilheira em função da temperatura do ar, ou sua retirada parcial, já que se trata de um material altamente combustível.
Palavras-chave: Manta de folhas secas. Microclima. Plantas do Pantanal.

Abstract: The litter production and decomposition represent most of the nutrients reused in tropical forests, providing enough energy to maintain functioning and environmental balance. However, seasonal variations, fires, deforestation, pollution, among others, can change its dynamics, compromising the harmony of the entire ecosystem. Thus, the objective was to analyze the influence of air temperature (TA), relative humidity (RH), and precipitation (P) on litterfall production in riparian forests of the Pantanal Matogrossense. An area with a predominance of *Vochysia divergens* Pohl, heliophyte evergreen plants unique to the evaluated ecosystem, was chosen. Twenty collectors were placed for the monthly assessment of litter contribution, distributed in five transects, spaced 80 m apart. A sensor model WXT-520/Vaissala Inc. was installed in the south of the study area to collect and store data in a datalogger. The main results indicated that the highest litter production occurred in the dry season with 474.2 g m^{-2}, more influenced by the air temperature. Thus, knowing that it is during the dry season that the outbreaks of natural and/or anthropogenic fires increase, measures to protect this ecosystem can be anticipated, such as, for example, the control of temperature and humidity of the litter as a function of the temperature of the air, or its partial removal, since it is a highly combustible material.
Keywords: blanket of dry leaves. Microclimate. Pantanal plants.

Resumen: La producción y descomposición de la hojarasca representa la mayoría de los nutrientes reutilizados en los bosques tropicales, proporcionando suficiente energía para mantener el funcionamiento y el equilibrio ambiental. Sin embargo, variaciones estacionales, incendios, deforestación, contaminación, entre otros, pueden cambiar su dinámica, comprometiendo la armonía de todo el ecosistema. Así, el objetivo fue analizar la influencia de la temperatura del aire (TA), la humedad relativa (RH) y la precipitación (P) sobre la producción de hojarasca en los bosques ribereños del Pantanal Matogrossense. Se eligió una zona con predominio de *Vochysia divergens* Pohl, plantas heliofíticas siempreverdes, únicas del ecosistema evaluado. Se colocaron veinte recolectores para la evaluación mensual del aporte de hojarasca, distribuidos en cinco transectos, espaciados 80 m. Al sur del área de estudio, se instaló un sensor modelo WXT-520 / Vaissala Inc. para recolectar datos, almacenándolos en un datalogger. Los principales resultados indicaron que la mayor producción de hojarasca ocurrió en la época seca con 474.2 g m^{-2}, siendo más influenciada por la temperatura del aire. Así, sabiendo que es durante la época seca cuando aumentan los brotes de incendios naturales y / o antropogénicos, se pueden anticipar medidas para proteger este ecosistema como, por ejemplo, el control de la temperatura y humedad de la hojarasca en función de la temperatura del aire, o su remoción parcial, ya que es un material altamente combustible.
Palabras-clave: Manta de folhas secas. Microclima. Plantas del Pantanal

Submetido em: 18/12/2019
Aceito para publicação em: 08/07/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

O desenvolvimento econômico do estado de Mato Grosso é fundamentado principalmente pelas atividades de pecuária extensiva e agricultura, por meio de plantios e manejos convencionais, que tem causado impactos negativos ao meio ambiente, como por exemplo, o desmatamento, as queimadas e consequentemente as alterações das características físicas, químicas e biológicas do solo (ALONSO et al., 2015; CARMO, 2017).

Dentro dessas características destaca-se a camada de serrapilheira, que responde pela maior parte da ciclagem de nutrientes em florestais tropicais. Essa camada é regulada pela quantidade de folhas, flores, galhos, cascas e frutos que cai sobre o solo, proveniente da parte aérea da planta, além de restos de animais e suas taxas de decomposição (MATOS et al., 2011; SILVA, 2013; CIZUNGU et al., 2014; LIMA et al., 2015; SKORUPA, BARROS & NEVES, 2015).

Por esses motivos, a serrapilheira sofre influências climáticas, da geografia do ambiente, da disponibilidade hídrica, da fauna, entre outros aspectos, possibilitando a formação de um novo horizonte pedológico, com condições mais adequadas para o restabelecimento da vegetação (GODINHO et al., 2014; NASCIMENTO, CERQUEIRA & HENDERSON, 2015).

Por relacionar-se com a ciclagem de nutrientes e com a proteção do solo, a serrapilheira acumulada propicia fatores ótimos para o crescimento radicular das espécies vegetais e para o desenvolvimento da microfauna (SOUZA et al., 2014). Também colabora para a diminuição das perdas por lixiviação e por evaporação de água, reduz as oscilações da temperatura do solo (DALMAGO et al., 2010), dissipa a energia cinética proveniente do impacto das gotas de chuva, diminuindo a desagregação do solo, o escoamento superficial e a erosão hídrica (BERTOL; LEITE & ZOLDAN JÚNIOR, 2004).

Com isso, ressalta-se que o funcionamento e a manutenção dos ecossistemas florestais são de fato dependente da função ecológica que a serrapilheira desempenha no âmbito de sua dinâmica (ALVES, et al, 2017). Nesse contexto, o Pantanal que é a maior área úmida tropical do planeta e a principal área alagada do Brasil (IBGE, 2019), destaca-se entre os ecossistemas florestais com maior produtividade e relevância nos ciclos biogeoquímicos, propiciando o transporte de matéria orgânica por meio do fluxo de água para áreas adjacentes e servindo de habitat para a fauna e flora.

A saturação ou o completo alagamento do solo pela água superficial ou subterrânea do bioma em questão, seleciona organismos com adaptações para viver em solos mal drenados, como o caso das *espécies Tabebuia aurea Benth* & *Hook, Copernicia alba Moronge* e *Vochysia divergens Pohl* que compõem o paratudal, carandazal e cambarazal, respectivamente (SILVA, 2013).

A espécie *Vochysia divergens Pohl* tem se espalhado aceleradamente nos últimos anos, formando extensas florestas quase homogêneas em áreas do Pantanal (CUNHA & JUNK, 2001; CUNHA & JUNK, 2004). Fato que tem provocado modificações que se estendem à atividade sazonal da evapotranspiração (SANCHES et al., 2010), ao armazenamento de energia (SANCHES et al., 2014) e às mudanças na composição química do solo (VOURLITIS et al., 2013). Logo, estudar e conhecer sobre a dinâmica da serrapilheira de espécies que influenciam todo o seu entorno é fundamental, pois permite melhores práticas de conservação, manejo e de recuperação (SCHUMACHER et al., 2018).

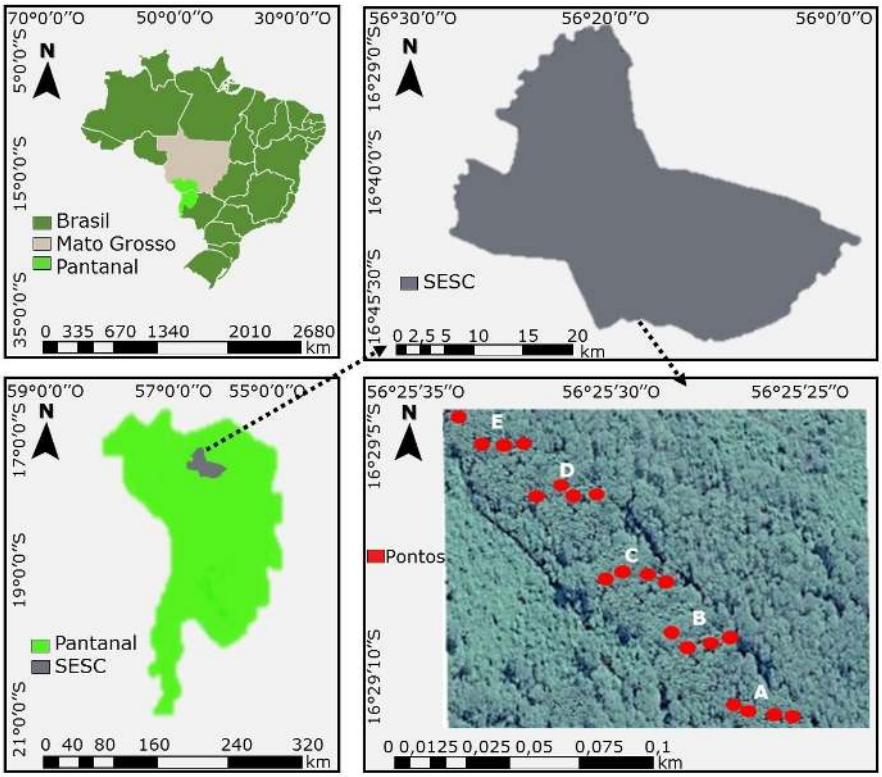
O trabalho teve como objetivo analisar a influência da temperatura do ar, umidade relativa do ar e precipitação sobre a produção de serrapilheira durante o ano de 2012 em área natural com dominância de *Vochysia divergens* Pohl no Norte do Pantanal Mato-Grossense.

MATERIAIS E MÉTODOS

Descrição da área de estudo

O estudo foi realizado na região norte do Pantanal Mato-grossense, em uma floresta com dominância de *Vochysia divergens* Pohl (16°29’ S, 56°25’ O, coordenadas de referência) com área de aproximadamente 115.000 m². A floresta está localizada no Parque Baía das Pedras da Estância Ecológica do Serviço Social do Comércio (SESC) – Pantanal no município de Poconé, Mato Grosso, Brasil (Figura 1).

Figura 1 - Localização dos pontos de amostragem em relação à Estância Ecológica do SESC, ao ecossistema Pantanal, ao estado de Mato Grosso e ao Brasil



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Segundo a classificação climática de Köppen-Geiger, o clima é do tipo tropical com inverno seco e chuvas máximas no verão (Aw) (CLIMATE-DATA, 2021). A temperatura média máxima anual do ar varia de 29 a 32 °C e a média mínima anual, varia de 17 a 20 °C. A média da umidade relativa do ar é 70 % no período chuvoso, alcançando valores de 12% no período de seca (BIUDES et al., 2014; WEATHER, 2019). A direção predominante do vento é norte e a média da precipitação é 1.250 mm/ano (JOHNSON et al., 2013).

A vegetação possui dossel fechado com altura das árvores entre 10-20 m com aproximadamente 14 espécies lenhosas distribuídas em 13 famílias com diâmetro superior a 20 cm. As espécies com maior abundância relativa são *Vochysia divergens Pohl* (33%), *Licania parvifolia* e *Mouriri elliptica*. A densidade é em média 839,98 indivíduos/ha, e a área basal média 66,16 m²/ha.

A *Vochysia divergens* Pohl, conhecida popularmente como cambará é típica do Pantanal e origina formações florestais densas, podendo formar fisionomias monoespecíficas e dominantes denominadas como cambarazais (NASCIMENTO e NUNES DA CUNHA, 1989; NUNES DA CUNHA et al., 2007). Tolerante a inundação sazonal e a períodos plurianuais de

inundação ela se alastra rapidamente, no entanto a produtividade é limitada pelo fogo e condições de seca (NUNES da CUNHA et al., 2007).

Segundo Lorenzi (2009) a morfologia da *Vochysia divergens* Pohl inclui copa frondosa e pouco densa, ramos novos, angulosos e divaricados, tronco ereto e cilíndrico. As folhas são simples de 7 a 13 cm de comprimento, a espécie é heliófita e perenifólia. As inflorescências formam racemos terminais, de 20-28 cm de comprimento e os frutos são cápsulas trigonas de aproximadamente 3 cm, contendo de 4 a 5 sementes (Figura 2). Floresce durante os meses de julho a setembro com maturação dos frutos e dispersão das sementes entre outubro e janeiro.

Figura 2 - Conjunto de *Vochysia divergens Pohl*



Fonte: Kohn (2012)

Medidas do perfil superficial do solo entre 0 e 20 cm de profundidade demostraram que o solo é ácido (pH=5,7), pouco drenado devido a textura argilosa com 44% de argila e 28% de areia. Ademais, os solos da área de estudo são de origem sedimentar, com prevalência de solos hidromórficos (CORINGA et al., 2012). A topografia é praticamente plana e há ocorrência de inundações durante o período chuvoso (FANTIN et al., 2010).

Procedimento experimental

A serrapilheira produzida foi amostrada mensalmente, de janeiro a dezembro de 2012, em cinco transectos delimitados e georreferenciados previamente, denominados de A, B, C, D e E, com 50 m de comprimento e 80 m de distância entre si, contendo quatro pontos cada um e totalizando em vinte demarcações.

Para amostragem de serrapilheira produzida, ao lado de cada ponto demarcado no transecto foi instalado um coletor metálico de 1 m^2 de área e 1,0 m de altura (HAASE, 1999), recobertos com malha de nylon de 2 mm de abertura, totalizando 11 coletores por área, instalados de forma a impedir contato do material decíduo com o solo ou a lâmina d'água (Figura 3-a e b). Os coletores foram projetados com altura superior àqueles utilizados em pesquisas em áreas não inundadas (SANCHES et al., 2008a; VALENTINI et al., 2008; SCORIZA et al., 2012) e similares aos coletores adaptados ao monitoramento de áreas alagáveis (HAASE et al., 1999).

Figura 3 - a) Coletor fixado na área de estudo durante o período de vazante-seca e b) de enchente-cheia



Fonte: Adaptada de Silva (2013)

Dessa maneira, em campo, as amostras da produção de serrapilheira foram inicialmente embaladas em sacolas plásticas corretamente identificadas e levadas ao Laboratório de Ecofisiologia Vegetal – FAMEVZ da UFMT.

Já em laboratório, as amostras foram separadas por frações de folhas, frutos, sementes, galhos e miscelânea. Seguidamente, foram acondicionadas em sacos de papel kraft também devidamente identificados, dispostas em uma estufa de circulação forçada, modelo Orion-520/FANEM, a uma temperatura de 70 °C durante 72 h e submetidas a pesagem em balança digital analítica, modelo AD-500/Marte.

A produção total de serrapilheira, que inclui frações de folhas, galhos, estruturas reprodutivas, flores, frutos e sementes, foi estimada mensalmente e sazonalmente pelos

períodos de cheia (janeiro a março), vazante (abril a junho), seca (julho a setembro) e enchente (outubro a dezembro).

Com o intuito de investigar a possível correlação entre a produção de serrapilheira e os elementos micrometereológicos, essas medidas foram executadas na parte exterior da floresta.

Nessa perspectiva, distanciando-se ao sul cerca de 2 km da área de estudo, instalou-se um sensor modelo WXT-520/Vaissala Inc., fixado a 2 m de altura do solo em uma torre metálica, para medição diária de temperatura do ar (°C), umidade relativa do ar (%) e precipitação (mm d^{-1}), em uma frequência de 10 Hz e com o armazenamento dos dados em dezesseis intervalos de 30 min, por um *datalogger* modelo CR-1000/Campbell Scientific.

Cálculo do déficit de pressão de vapor

A partir dos dados de temperatura do ar, calculou-se a pressão de saturação de vapor d'água do ar, de acordo com o proposto por Tetens (1930) (Equação 1):

$$e_s = 0{,}6108 \text{ x } 10^{\left[\frac{(7{,}5 \text{ x } tar)}{(237{,}3+tar)}\right]} \qquad (1)$$

Em que:

e_s : é a pressão de saturação de vapor d'água no ar (kPa);

tar : é a temperatura do ar (°C).

Em seguida, a partir da umidade relativa do ar e da pressão de saturação de vapor d'água no ar, determinou-se a pressão parcial de vapor d'água no ar, (Equação 2).

$$e_a = \frac{URe_s}{100} \qquad (2)$$

Em que:

e_a : é a pressão parcial de vapor d'água (kPa);

UR : é a umidade relativa do ar (%).

Por fim, a partir da diferença entre a pressão de saturação de vapor d'água no ar e a pressão parcial de vapor d'água no ar, determinou-se o déficit de pressão de vapor d'água no ar, que é a medida da quantidade de vapor d'água necessária para que o ambiente atinja o ponto de saturação:

$$DPV = e_s - e_a \qquad (3)$$

Em que:

DPV : é o déficit de pressão de vapor d'água no ar (kPa).

Análise dos dados

Os dados de produção de serrapilheira e micrometeorológicos (temperatura do ar, umidade relativa do ar e precipitação) foram organizados em planilhas do pacote *Microsoft Office* versão 2016 e em sequência foram submetidos aos testes estatísticos, usufruindo-se do *software* SPSS versão 16.0 com licença pertencente à Universidade de Cuiabá (UNIC).

Nesse contexto, fez-se o *bootstrap* para replicar mil vezes o número de amostragens originais, aumentando-se hipoteticamente a população de dados e aplicou-se os testes de normalidade de Kolmogorov- Smirnov e de Shapiro-Wilk, com nível de significância de 5%.

No entanto, uma vez que a distribuição dos dados não foi considerada normal, os elementos meteorológicos foram representados por *boxplot* (gráfico de caixa). O *boxplot* é uma análise estatística que permite a visualização gráfica simultânea de várias características importantes de um conjunto de dados (Hirashima, 2014), tais como centro, dispersão e identificação das observações atípicas (*outliers*).

Optou-se também pela estatística não paramétrica para análise das correlações entre as variáveis, utilizando o teste de correlação de Spearman, com coeficiente adimensional atuando no intervalo de $-1 \leq \rho \leq 1$.

A correlação de Spearman foi empregada para comparar variáveis diferentes, calculando o grau de correlação que existe entre cada uma. Logo, o coeficiente ρ de Spearman mediu a intensidade da relação entre as variáveis ordinais e utilizou somente a ordem das observações. Deste modo, este coeficiente não é sensível a assimetrias na distribuição, nem à presença de *outliers*, não exigindo, portanto, que os dados provenham de duas populações

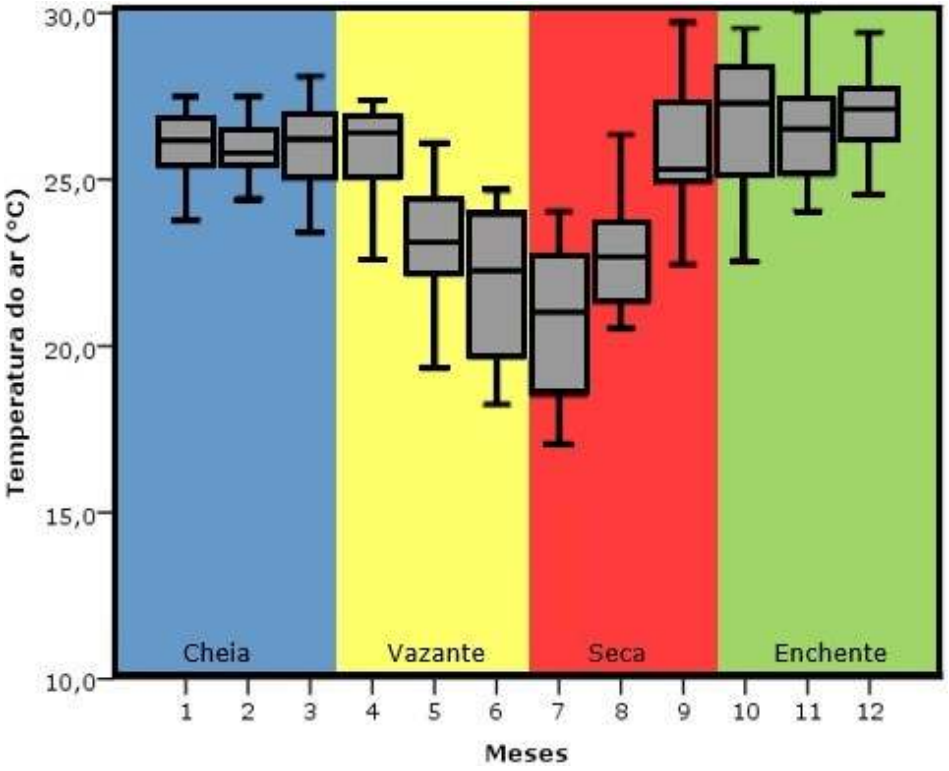
normais, aplicando-se como alternativa ao R de Pearson, quando neste último caso se viola a normalidade (SPEARMAN, 1904; NOVAIS et al., 2018).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Caracterização micrometeorológica

Houve sazonalidade característica da temperatura do ar com maiores médias mensais entre janeiro e abril, e menores entre maio a julho (Figura 4). A maior média mensal da temperatura média do ar foi 29,9 ºC em novembro (período de enchente), enquanto a menor 16,2 ºC em julho, início do período de seca. Estes resultados corroboram com Goulart et al. (2015) que mencionaram valores similares de temperatura média do ar durante dezembro, com 26,6 °C e durante julho, com 22,6 °C.

Figura 4 - *Box-plot* da temperatura média do ar para os meses de janeiro (1) até dezembro (12), durante o ano de 2012, em área experimental localizada em Poconé – MT



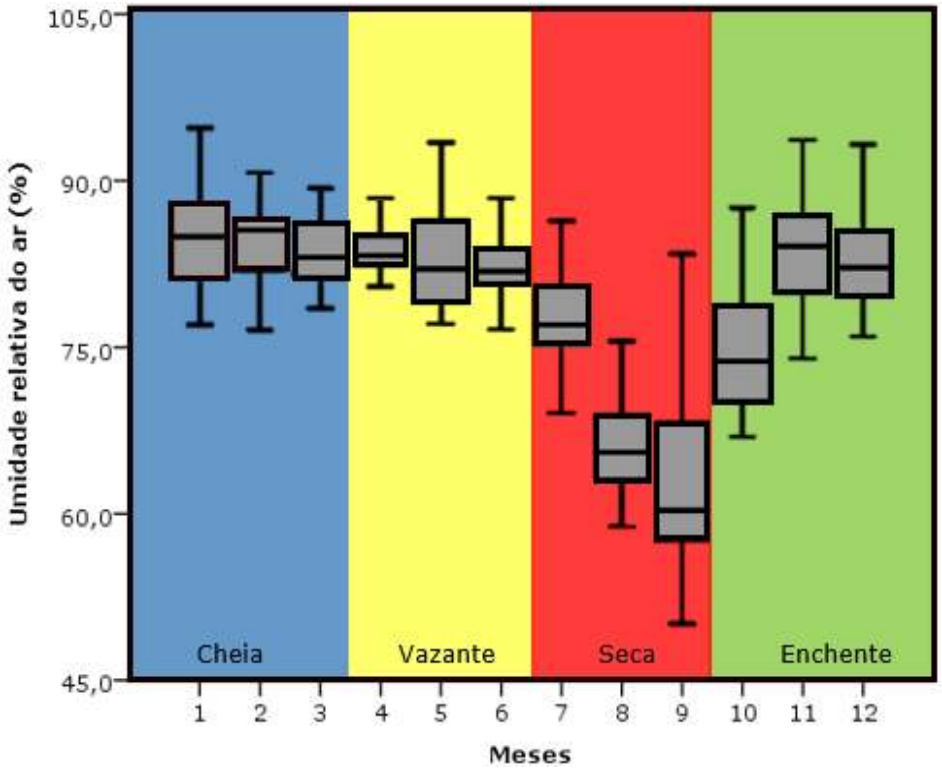
Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Além disso, as maiores temperaturas médias do ar, coincidem com os períodos de vazante e seca, momento em que os solos do Pantanal ficam sem a presença de água e

corroboram para uma época em que há muitos focos de incêndio. Esse fato, foi observado no ano de 2012, todavia vem se intensificando até os dias atuais, uma vez que em 2020 o Pantanal teve o pior mês de julho e o segundo pior mês de agosto em números de focos de incêndio desde 1998, quando começaram as medições do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) (INPE, 2021).

A maior média de umidade relativa do ar ocorreu em janeiro (período de cheia), com 95%. Em contrapartida, o mês de setembro que compreende o final do período de seca, apresentou a menor média mensal da umidade relativa do ar, com 46,2% (Figura 5). Estes resultados estão de acordo com os obtidos por Sanches et al. (2008) em área de floresta de transição floresta cerrado, cujo menor valor ocorreu no mês de agosto e o maior em janeiro. E com Gourlart et al. (2015), em que a umidade relativa do ar próximas, variou entre 82,9 e 49,7 % de janeiro a setembro, respectivamente.

Figura 5 - *Box-plot* da umidade relativa do ar para os meses de janeiro (1) até dezembro (12), durante o ano de 2012, em área experimental localizada em Poconé – MT

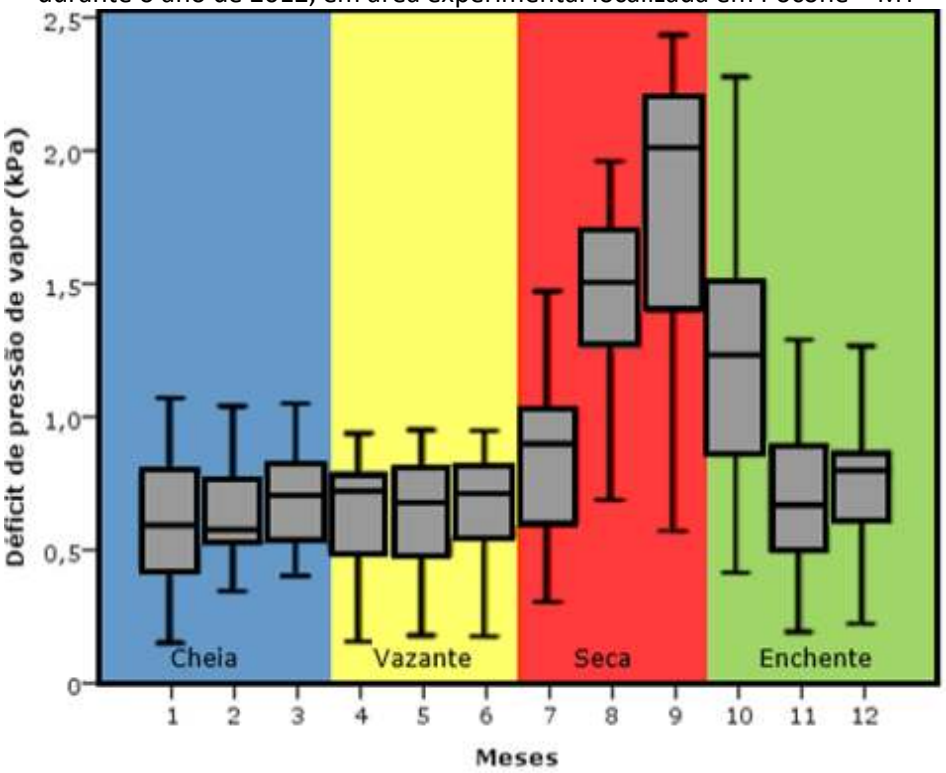


Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Os valores de déficit de pressão de vapor comportaram-se de maneira oposta aos de umidade relativa do ar, pois os maiores foram aferidos no mês de setembro (seca), com 2,48

kPa e os menores em janeiro (cheia), com 0,21 kPa (Figura 6). Verifica-se que nos períodos de cheia e vazante, que vão dos meses de janeiro a junho, a distribuição do déficit de pressão de vapor foi relativamente constante, apresentando um pico de elevação para a estação de seca (julho a setembro) e em sequência, um declínio para o período de enchente (outubro a dezembro).

Figura 6 - *Box-plot* do déficit de pressão de vapor para os meses de janeiro (1) até dezembro (12), durante o ano de 2012, em área experimental localizada em Poconé – MT

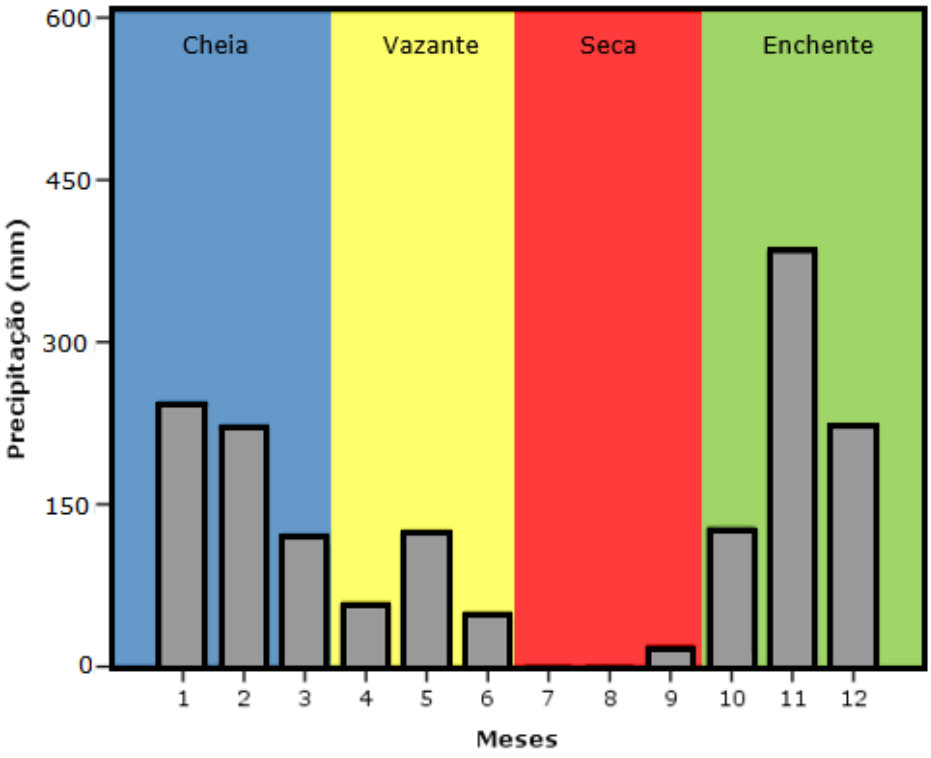


Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Isso porquê, a vegetação em período de seca inibe a sua demanda transpirativa, por mecanismo de sobrevivência, pois, quando é submetida a condições de elevado déficit de pressão de vapor no ar, bem como, à faixas limitantes de umidade do solo, precisa poupar energia e por essa razão, perde suas folhas, produzindo uma maior quantidade de serrapilheira (LAMBERS, CHAPIN III e PONS, 2008). Ademais, nesses processos, os estômatos presentes nas folhas tendem a fechar limitando não só sua demanda transpirativa, como também inúmeros outros processos, tais como a taxa de CO_2, os processos de fotossíntese e tudo isso refletirá no crescimento e desenvolvimento da planta (REICHARDT; TIMM, 2016).

A precipitação para o ano de 2012 foi equivalente a 1.637 mm, 15% superior quando comparada à média histórica da área de estudo (FANTIN et al. 2011), porém próximo dos padrões climatológicos (1342,3 mm). Deste total, o maior valor mensal monitorado foi de 421 mm para o mês de novembro. Nos meses de julho e agosto não houve precipitação. Entretanto, houve registros de precipitações isoladas no mês de setembro, com 55 mm. Essa anomalia positiva de precipitação durante a estação seca pode ser explicada pela atuação de cavados em níveis médios da atmosfera, a intensificação dos Jatos de Baixos Níveis (JBN) a leste dos Andes e ao avanço de sistemas frontais nos meses de maio, junho e julho (ESCOBAR, 2014a; 2014b; 2014c) (Figura 7).

Figura 7 - Precipitação mensal (mm/mês), para os meses de janeiro (1) até dezembro (12) ano de 2012, em área experimental localizada em Poconé – MT



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Em anos anteriores, no Pantanal mato-grossense mediu-se 1.414 mm/ano de precipitação e 117 mm de média mensal, com maiores precipitações em novembro e dezembro, coincidindo com os mesmos meses do ano avaliado neste trabalho (SANCHES et al., 2010). Valores próximos também foram registrados por Sanches et al. (2014) na mesma área de estudo, com média anual de 1.400 mm.

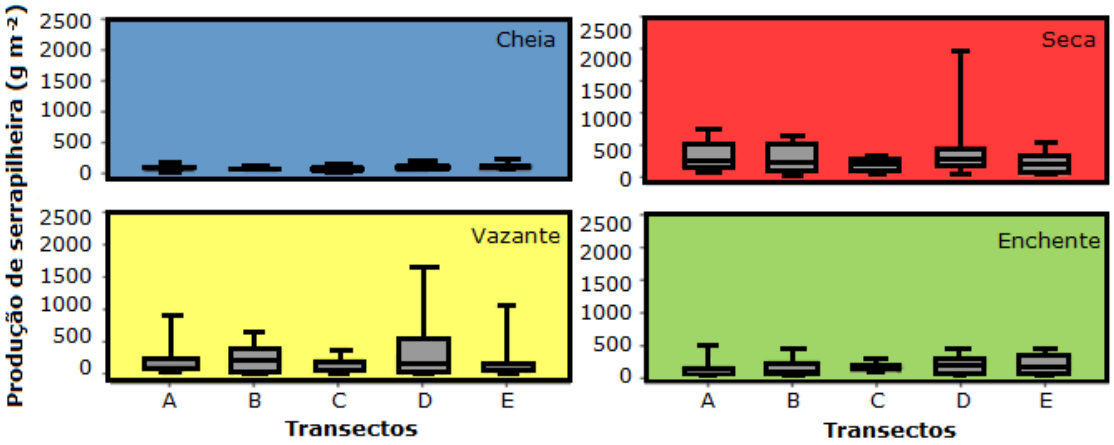
Analisando todos os elementos meteorológicos do ano de 2012, constatou-se que o mesmo segue uma tendência semelhantemente aos anos anteriores e posteriores, com a cheia e a enchente definindo o período quente-úmido e a vazante e seca definindo o período quente-seco, típicos do município.

Produção de serrapilheira sazonal

A produção total de serrapilheira teve variação sazonal ao longo do ano de 2012 em todas as frações (folhas, galhos, estruturas reprodutivas, flores, frutos e sementes) com valores 84 % superiores no período de seca em relação ao período de cheia, com médias de 270±187 g m^{-2} e 43±30 g m^{-2}, respectivamente. Contudo, as folhas foram a fração predominante, com aproximadamente 62% da serrapilheira total, variando entre 45% no período de cheia e 69% no período de seca. Estes resultados corroboram com a dinâmica do Cambará, cuja dispersão de frutos no período de cheia influencia o menor percentual de folhas e a queda das folhas para reduzir a transpiração, influencia o aumento desta fração no período de seca. Comparando outras áreas inundáveis, Haase (1999) e Palik, Darold e Kern (2005) encontraram percentuais de 57% e 45% de folhas na produção total de serrapilheira sequencialmente.

A maior produção ocorreu nos períodos de seca e vazante, com médias de 316,52 g m^{-2} e 258,89 g m^{-2} respectivamente (Figura 8). Em ambos períodos, valores atípicos foram registrados nos meses de maio (vazante) e julho (seca), equivalentes à 459, 8 g m^{-2} e 474,2 g m^{-2}. Esse fato pode ser justificado pela sazonalidade climática, em consequência do efeito das condições de seca sobre a vegetação, que ocasionou o aumento da produção de serrapilheira, comum tanto em florestas com característica decídua e semidecídua, quanto perene em áreas baixas e ao longo dos cursos de água no Pantanal (JUNK et al., 2006). Ademais, pode ser explicado também por algum grau de perturbação local, influenciado pela própria característica da espécie vegetal (VAN SCHAIK, TERBORGH & WRIGHT, 1993; WERNECK, PEDRALLI & GIESEKE, 2001), ou associado aos eventos de ventos fortes, que favorecem o caimento de estruturas da vegetação, contribuindo para o peso final dos materiais coletados.

Figura 8 – *Box-plot* da produção de serrapilheira nos períodos de cheia, vazante, seca e enchente, durante o ano de 2012, nos transectos de A a E, localizados em área experimental em Poconé – MT



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

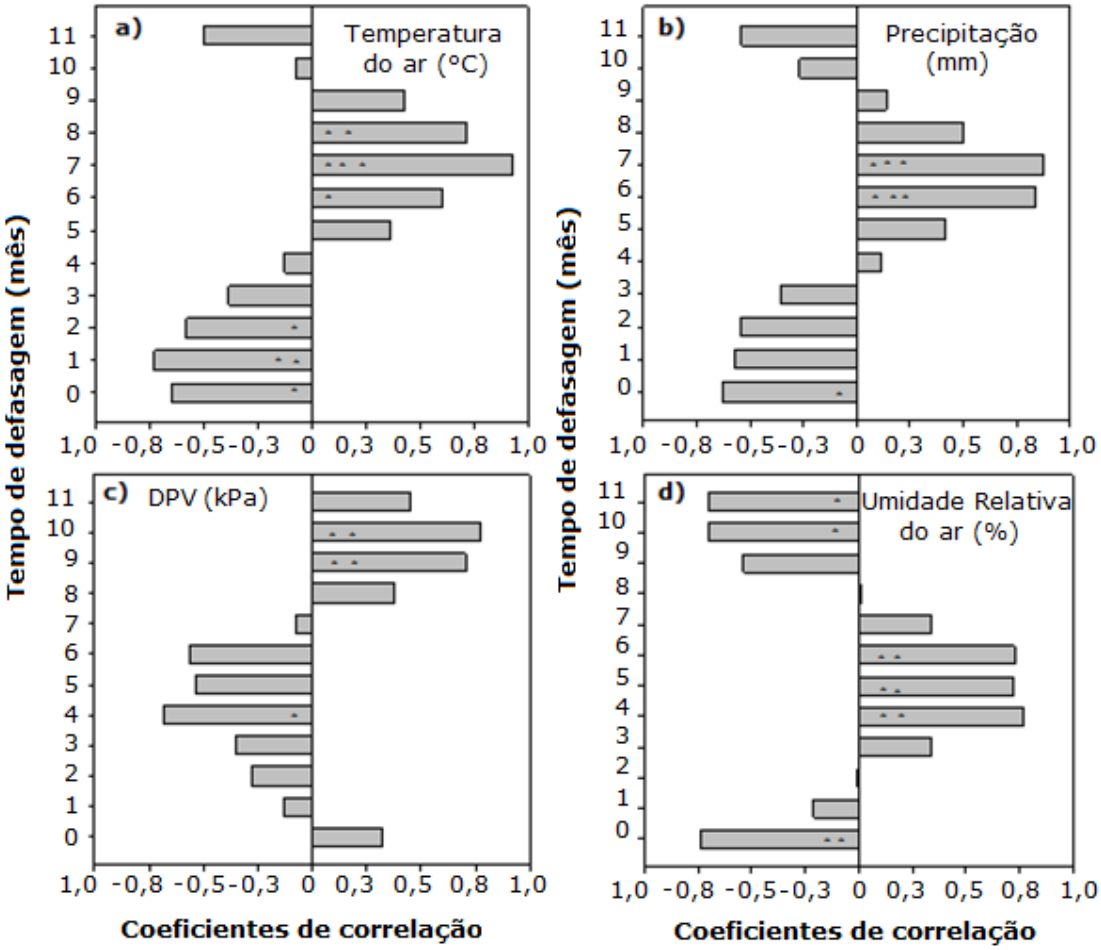
A maior produção de serrapilheira encontrada pelo presente estudo, também foi comparada com o trabalho elaborado por Marques et al. (2017), em duas áreas distintas, mas também inundáveis, localizadas no município de Poconé, MT e averiguou-se que a maior produção de serrapilheira foi no período de seca, com frações de folhas representando até 88,85% na produção total de serrapilheira. Além disso, a maior produção registrada no mês de maio, foi condizente com a pesquisa de Cunha e Costa (2000), que avaliaram a dinâmica da serrapilheira em um cambarazal, de vegetação monodominante da espécie *Vochysia divergens*, no município de Nossa Senhora do Livramento - MT e constataram maiores valores de produção também para o mesmo mês.

Correlação entre a produção de serrapilheira e os elementos micrometeorológicos

A correlação entre a temperatura do ar e a produção de serrapilheira foi negativa entre os meses 0 a 4 (janeiro a maio) e 10 a 11 (novembro a dezembro), com intensidade maior registrada em fevereiro, representativo do período de cheia. De modo contrário, a mesma variável apresentou correlação positiva nos meses 5 a 9 (junho a outubro), com maior intensidade aferida no mês de agosto, característico do período de seca. Isso significa que a diminuição da temperatura do ar correlaciona-se com o aumento da produção de serrapilheira e vice-versa, (Figura 9). Estudos realizados por Terror et al (2011) em áreas

úmidas, também apresentaram maiores deposições de serrapilheira para o mesmo período de seca.

Figura 9 – Coeficiente de correlação entre a produção de serrapilheira (g m^{-2}) e a temperatura do ar (a), a precipitação (b) a variação do déficit de pressão de vapor (c) e a umidade relativa do ar (d). Os coeficientes de correlação são apresentados no eixo x de cada gráfico e a suas respectivas intensidades são representadas por: *(p < 0,05); ** (p < 0,01); *** (p < 0,001)



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Este acontecimento pode ser explicado pelo fato de março a setembro serem as estações outono e inverno no hemisfério sul, que geralmente são representadas pela menor incidência de radiação solar e consequentemente menores temperaturas do ar. Assim, com a redução da incidência solar, a primeira alteração da vegetação é parar de produzir clorofila, substância ligada à geração de energia da espécie vegetal. Com a diminuição da clorofila, as folhas tornam-se amareladas ou avermelhadas, provocando a criação de um hormônio chamado de ácido abscísico. Este se acumula no pecíolo, matando as suas células, até que se

rompa e haja a queda das folhas e consequentemente a maior produção de serrapilheira (LAMBERS, CHAPIN III e PONS, 2008).

Em relação à precipitação, a correlação negativa ocorreu nos meses 0 a 3 (janeiro a abril) e 10 a 11 (novembro a dezembro), com maior intensidade aferida para o mês de janeiro, representativo do período de cheia. Em contrapartida, a variável em questão apresentou correlação positiva nos meses 4 a 9 (junho a outubro), com maior intensidade aferida no mês de agosto, característico do período de seca, indicando também que, a precipitação relaciona-se com o aumento da produção de serrapilheira. Outros estudos também encontraram relação da produção de serrapilheira com os elementos temperatura média do ar e precipitação (SANTOS, VÁLIO, 2002; SCORIZA, PIÑA-RODRIGUES, 2014). Silva et al (2007) também observaram máxima produção de serrapilheira no período de seca. No entanto, os resultados de Brun et al., (2001), comprovaram que a produção de serrapilheira é mais influenciada pela temperatura média do ar do que pela precipitação.

Considerando o déficit de pressão de vapor, os meses 1 a 7 (fevereiro a agosto), apresentaram correlação negativa com a produção de serrapilheira, destacando-se com maior intensidade o mês de maio, específico do período de vazante. Já a correlação positiva para a mesma variável, foi nos meses 0 e 8 a 11 (janeiro e setembro a dezembro), com maior intensidade registrada para o mês de novembro, representativo do período de enchente. Maiores produções de serrapilheira pode ser justificada por inúmeras estratégias que a vegetação tem para sobreviver, entre elas o controle da temperatura de sua superfície quando se encontram em ambientes cujo déficit de pressão se vapor se encontram elevados bem como e própria umidade do solo (ALVES; PEREIRA, 2000; AUBINET et al., 2001; REICHARDT; TIMM, 2004).

A correlação entre a produção de serrapilheira e a umidade relativa do ar foi negativa nos meses 0 a 2 (janeiro a março) e de 9 a 11 (outubro a novembro), sendo o mês de janeiro, pertencente ao período de cheia, o de maior intensidade. E, a correlação positiva, foi verificada nos meses 3 a 8 (abril a setembro), em que o mês de maio, pertencente ao período de vazante, foi o de maior intensidade. Isso quer dizer que, a menor umidade relativa do ar monitorada nos períodos de vazante e seca está relacionada à maior produção de serrapilheira e nos períodos de cheia e enchente, com a menor produção.

Assim, a produção de serrapilheira oriunda da espécie *Vochysia divergens* Pohl, de fato está intimamente correlacionada com a sazonalidade e os elementos micrometeorológicos.

CONCLUSÕES

Os resultados evidenciaram que a temperatura do ar é o elemento micrometeorológico que mais influenciou a produção de serrapilheira no norte do pantanal mato-grossense. Dessa maneira, sabendo que é no período de seca que se aumenta os focos de incêndios naturais e/ou antrópicos, medidas de proteção a este ecossistema podem ser antecipadas, como por exemplo, o controle da temperatura e da umidade da serrapilheira em função da temperatura do ar, ou a retirada parcial da serrapilheira, já que se trata de um material altamente combustível.

AGRADECIMENTOS

Os agradecimentos se restringem à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e o Conselho Nacional para o Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro e ao Programa de Pós-Graduação em Física Ambiental (PPGFA) da Universidade Federal de Mato Grosso pelo incentivo a pesquisa, estrutura e equipamentos cedidos.

REFERÊNCIAS

ALONSO, Jorge Makhlouta; LELES, Paulo Sérgio dos Santos; FERREIRA, Lucas do Nascimento; OLIVEIRA, Norton da Silva Araújo. Aporte de serrapilheira em plantio de recomposição florestal em diferentes espaçamentos. **Ciência Florestal**, v. 25, n. 1, p. 1-11, 2015.

ALVES, Allyson Rocha; FERREIRA, Rinaldo Luiz Caraciolo; SILVA, José Antônio Aleixo da; DUBEUX JÚNIOR, José Carlos Batista; SALAMI, Gabriela. Nutrientes na biomassa aérea e na serrapilheira em áreas de caatinga em Floresta, PE. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 37, n. 92, p. 413-420, 2017.

ALVES, Isabel; PEREIRA, Luis Santos. Modelling surface resistance from climatic variables? **Agricultural Water Management**, v.42, p.371-385, 2000.

AUBINET, Marc; CHERMANNE, B; VANDENHAUTE, M; BERNARD, Longdoz; Yernaux, M; Laitat, E. Long term carbon dioxide exchange above a mixed forest in the Belgian Ardennes. **Agricultural and Forest Meteorology**, v.108, p.293-315, 2001.

BERTOL, Ildegardis; LEITE, Dirceu; ZOLDAN JUNIOR, Wilson Antonio. Decomposição de resíduos de milho e variáveis relacionadas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 28, n. 2, p. 369-375, 2004.

BIUDES, Marcelo Sacardi; MACHADO, Nadja Gomes; DANELICHEN, Victor Hugo de Morais; SOUZA, Maísa Caldas; VOURLITIS, George Louis Vourlitis, NOGUEIRA, José de Souza. Ground and remote sensing-based measurements of leaf area index in a transitional forest and seasonal flooded forest in Brazil. **International Journal of Biometeorology**, v. 58, n. 6, p. 1181-1193, 2014.

BLAGITZ, Marcela; BOTOSSO, Paulo Cesar; BIANCHINI, Edmilson; MEDRO, Moacyr Eurípedes. Periodicidade do crescimento de espécies arbóreas da Floresta Estacional Semidecidual no Sul do Brasil. **Scientia Forestalis**, v. 44, n. 109, p. 163-173, 2016.

BRUN, Eleandro José; SCHUMACHER, Mauro Valdir; Vaccaro, Sandro; SPATHELF, Peter. Relação entre a produção de serrapilheira e variáveis meteorológicas em três fases sucessionais de uma Floresta Estacional Decidual no Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Piracicaba, v. 9, n. 2, p. 277-285, 2001.

CARMO, Fábio Henrique Della Justina do. **Balanço de serrapilheira em plantios de *Eucalyptus* Clone H-13 no médio norte de Mato Grosso.** 2017. 56 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Ambientais), Instituto de Ciências Naturais, Humanas e Sociais, Programa de Pós-graduação em Ciências Ambientais, Universidade Federal de Mato Grosso, Sinop, 2017.

CIDADE BRASIL. **Município de Poconé. 2021.** Disponível em: https://www.cidade-brasil.com.br/municipio-pocone.html. Acesso em: 21 de abr. de 2021.

CIZUNGU, Landry; STAELENS, Jeroen; HUYGENS, Dries; WALANGULULU, Jean; MUHINDO, Daniel. Litterfall and leaf litter decomposition in a central African tropical mountain forest and Eucalyptus plantation. **Forest Ecology and Management**, v. 326, p. 109-116, 2014.

CLIMATE DATA. **Mato Grosso Clima.** 2021. Disponível em: https://pt.climate-data.org/america-do-sul/brasil/mato-grosso-168/. Acesso em: 21 de abr. de 2021.

CORINGA, Elaine de Arruda Oliveira; COUTO, Eduardo Guimarães; PEREZ, Xosé Luis Otero; TORRADO, Pablo Vidal. Atributos de solos hidromórficos no Pantanal Norte Matogrossense. **Acta Amazônica**, v. 42, n. 1, p. 465- 472, 2012.

CUNHA, Cátia Nunes da; COSTA, Cândida Pereira da. **Dinâmica de serrapilheira em *Vochysia divergens* (Pohl) no cambarazal da Fazenda Retiro Novo, Pantanal de Poconé, MT**. III Simpósio sobre Recursos Naturais e Sócios-econômicos do Pantanal, 2000, Anais Corumbá-MS, 2000.

CUNHA, Cátia Nunes da; JUNK, Wolfgang J**.** Distribution of wood plant communities along the flood gradient in the Pantanal of Poconé, Mato Grosso, Brazil. **International Journal of Ecology and Environmental**, v. 27, p. 63-70, 2001.

CUNHA, Cátia Nunes da; JUNK, Wolfgang J. Year-to-year changes in water level drive the invasion of Vochysia divergens in Pantanal grasslands. **Applied Vegetation Science**, v.7, p. 103-110, 2004.

CUNHA, Cátia Nunes da; JUNK, Wolfgang J; LEITÃO-FLHO, Hermógenes Freitas. Woody vegetation in the Pantanal of Mato Grosso, Brazil: a preliminar typology. **Amazoniana**, v.19, p. 159-184, 2007.

DALMAGO, Genei Antonio; BERGAMASCHI, Homero; KRUGER, Cleusa Adriane Menegassi Bianchi; BERGONCI, João Ito; COMIRAN, Flávia; HECKLER, Bruna Maria Machado. Evaporação da água na superfície do solo em sistemas de plantio direto e preparo convencional. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v. 45, n. 8, p. 780-790, 2010.

DALMOLIN, Ândrea Carla. **Relações hídricas, trocas gasosas e anatomia foliar de *Vochysia divergens* Pohl espécie invasora do Pantanal Mato Grossense.** 2013. 106 f. Tese (Doutorado em Física Ambiental), Instituto de Física, Programa de Pós-graduação em Física Ambiental, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2013.

ESCOBAR, Gustavo Carlos Juan. **Síntese Sinótica Do Mês De Maio de 2014.** CPTEC/INPE. Cachoeira Paulista-SP, p. 11. 2014a.

ESCOBAR, Gustavo Carlos Juan. **Síntese Sinótica Do Mês de Junho De 2014.** CPTEC/INPE. Cachoeira Paulista-SP, p. 13. 2014b.

ESCOBAR, Gustavo Carlos Juan. **Síntese Sinótica Do Mês de Julho De 2014.** CPTEC/INPE. Cachoeira Paulista-SP, p. 13. 2014c.

FANTIN-CRUZ, C. Ibraim; GIRARD, Pierre; ZEILHOFER, Peter; COLLISCHONN, Walter; CUNHA, Cátia Nunes da. C. Unidades fitofisionômicas em mesoescala no Pantanal Norte e suas relações com a geomorfologia. **Biota Neotrópica,** v. 10, n. 2, p. 31-38, 2010.

FANTIN-CRUZ, Ibraim; PEDROLLO, Olavo; CASTRO, Nilza Maria dos Reis; GIRARD, Pierre; ZEILHOFER, Peter; HAMILTON, Stephen K. Historical reconstruction of floodplain inundation in the Pantanal (Brazil) using neural networks. **Journal of Hydrology**, v.399, p. 376-384, 2011.

GODINHO, Tiago de Oliveira; CALDEIRA, Marcos Vinicius Winckler; ROCHA, José Henrique Tertulino; CALIMAN, Jônio Pizzol; TRAZZI, Paulo André. Quantificação de biomassa e nutrientes na serrapilheira acumulada em trecho de floresta estacional semidecidual submontana, ES. **Cerne [online],** v. 20, n. 1, p. 11-20, 2014.

GOULART, Milena A.; SANCHES, Luciana.; VILANI, Maricéia T; PINTO JÚNIOR, Osvaldo Borges. Analysis of evapotranspiration by Morlet wavelet in area of *Vochysia divergens* Pohl in Pantanal. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental,** v. 19, n. 2, p. 93-98, 2015.

HAASE, Rainer. Litterfall and nutrient return in seasonally flooded and non-flooded forest of the Pantanal, Mato Grosso, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 117, p. 129-147, 1999.

HIRASHIMA, Simone Queiroz da Silveira. **Percepção sonora e térmica e avaliação de conforto em espaços urbanos abertos do município de Belo Horizonte – MG, Brasil.** São Paulo, 2014. 248f. Tese (Doutorado em arquitetura e urbanismo) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Comissão Nacional de Classificação (CONCLA):** Bioma Pantanal. Disponível em: https://cnae.ibge.gov.br/en/component/content/94-7a12/7a12-vamos-conhecer-o-brasil/nosso-territorio/1465-ecossistemas.html?Itemid=101#pantanal. Acesso em: 01 de out de 2019.

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISA ESPACIAL (INPE). **Queimadas.** Disponível em: https://queimadas.dgi.inpe.br/queimadas/portal. Acesso em 20 de abr. de 2021.

JOHNSON, Mark S; COUTO, Eduardo Guimarães; PINTO JÚNIOR, Osvaldo Borges; MILESI, Juliana; AMORIM, Ricardo S Santos; MESSIAS, Indira A M; BIUDES, Marcelo Sacardi. Soil CO2 Dynamics in a Tree Island Soil of the Pantanal: The Role of Soil Water Potential. **Plos One**, v. 8, n. 6., 2013.

JUNK, Wolfgang J; BROWN, Mark; CAMPBELL, Ian C; FINLAYSON, Max; GOPAL, Brij; RAMBERG, Lars; WARNER, Barry G. The comparative biodiversity of seven globally important wetlands: A synthesis. **Aquatic Sciences**, v.68, p. 400-414, 2006.

KOHN, Ricardo. **Cambarazal um grupo da flora.** Sobre o ambiente política e ciência (2012). Disponível em: https://rrupta.wordpress.com/2012/06/17/cambarazal-um-grupo-da-flora/. Acesso em 14 de jun de 2021.

LAMBERS, Hans; CHAPIN III, F Stuart; PONS, Thijs L. **Plant Physiological Ecology**. 2. ed. New York: Springer, 2008. 623 p.

LIMA, Rissele Paraguai; FERNANDES, Milton Marques; FERNANDES, Marcia Rodrigues de Moura, MATRICARDI, Eraldo Aparecido Trondoli. Aporte e decomposição da serrapilheira na Caatinga no Sul do Piauí. **Floresta e Ambiente**, v. 22, n. 1, p. 42-49, 2015.

MARQUES, Ana Carolina Amorim; PINTO JUNIOR, Osvaldo Borges; VOURLITIS, George Louis. Avaliação de Produção de Serrapilheira em Planície Inundável no Pantanal Mato-Grossense. **Ensaios e Ciência: Ciências Biológicas, Agrárias e da Saúde**, v. 21, n. 3, p. 148-151, 2017.

MATOS, Eduardo da Silva; MENDONÇA, Eduardo de Sá; CARDOSO, Irene Maria; LIMA, Paulo César de; FREESE, Dirk. Decomposition and nutriente release of leguminous plants in coffee agroforestry systems. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 35, n. 1, p. 141-149, 2011.

NASCIMENTO, Marcelo Trindade; CUNHA, Cátia Nunes da. Estrutura e composição florística de um cambarazal no Pantanal de Poconé - MT. **Acta Botanica Brasilica**, v.3, p. 3-11, 1989.

NOVAIS, Jonathan Willian Zangeski; SANCHES, Luciana; DIAS, Vanessa Rakel de; MACHADO Nadja Gomes.; SILVA, Ludymilla Barboza da; AQUINO, Aryadne Marcia. Space-temporal variation of par reflected by the soil and transmitted by the canopy in a floodplain forest of Mato Grosso state, Brazil. **Ciência Florestal**, v. 28, n. 4, p. 1502-1513, 2018.

PALIK, Brian; DAROLD, P Batzer; KERN, Christel. Upland Forest Linkages to Seasonal Wetlands: Litter lux, Processing, and Food Quality. **Ecosystems**, v.8, p. 1-11, 2005.

REICHARDT, Klaus; TIMM, Luís Carlos. Solo, planta e atmosfera: conceitos, processos e aplicações. 3ª ed. Barueri: Manole, 2016. 547 p.

REICHARDT, Klaus; TIMM, Luís Carlos. **Solo, Planta e Atmosfera:** conceitos, processos e aplicações. Barueri, SP: Manole, 2004.

SANCHES, Luciana; ANDRADE, Nara Luísa Reis de; NOGUEIRA, José de Souza; BIUDES, Marcelo Sacardi; VOURLITIS, George Louis. Índice de área foliar em floresta de transição Amazônia cerrado em diferentes métodos de estimativa. **Ciência e Natura**, v. 30, n. 1, p. 57- 69, 2008.

SANCHES, Luciana; ALVES, Marcelo de Carvalho; CAMPELO JUNIOR, José Holanda; NOGUEIRA, José de Souza; DALMAGRO, Higo José. Estimativa do coeficiente Priestley-Taylor em floresta monodominante cambarazal no Pantanal. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, p. 448-454, 2010.

SANCHES, Luciana; VALENTINI, Carla Ma; PINTO JUNIOR, Osvaldo Borges; NOGUEIRA, José de Souza; VOURLITIS, George Louis; BIUDES, Marcelo Sacardi; SILVA, Carlos José da; BAMBI, Paulino; LOBO, Francisco de Almeida. Seasonal and interannual litter dyamics of a tropical semideciduous forest of the southern Amazon Basin, Brazil. **Journal of Geophysical Research**, v.11 3, 2008a. G04007, doi:10.1029/2007JG000593.

SANCHES, L; SILVA, Ludymilla Barboza da; LIMA, Suzy D de; PEREIRA, Osvaldo A; CARRILHO SOBRINHO, Flair J; NOGUEIRA, José de Souza. Estoque de energia na biomassa e no ar do dossel de *Vochysia divergens* Pohl. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 9, p. 955-962, 2014.

SANTOS, Sandy Lia dos; VÁLIO, Ivany F M. Litter accumulation and its effect on seedling recruitment in a southeast Brazilian Tropical Forest. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 25, n. 1, p. 89-92, 2002.

SCHUMACHER, Mauro Valdir; SZYMCZAK, Denise Andréia; TRUBY, Peter; LONDERO, Eduardo Kneipp; MARAFIGA, Joseane. Aporte de serrapilheira e nutrientes em uma floresta estacional decidual na região central do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, v. 28, n. 2, p. 532-541, 2018.

SCORIZA, Rafael Nogueira; PIÑA-RODRIGUES, Fatima Conceição Márquez**.** Influência da precipitação e temperatura do ar na produção de serrapilheira em trecho de Floresta Estacional em Sorocaba, SP. **Floresta**, v. 44 n. 4, p. 687-696, 2014.

SILVA, Carlos José; SANCHES, Luciana; BLEICH, Monica Elisa; LOBO, Francisco de Almeida; NOGUEIRA, José de Souza. Produção de serrapilheira no Cerrado e Floresta de transição Amazônia-Cerrado do centro-oeste brasileiro. **Acta amazônica**, v. 37, p. 543-548, 2007.

SILVA, Ludymilla Barboza da. **Relações entre Aporte de Serrapilheira, Nutrientes e Efluxo de Dióxido de Carbono em Floresta Inundável de *Vochysia divergens* Pohl no Pantanal Mato-Grossense**. 2013. 85 f. Tese (Doutorado em Física Ambiental), Instituto de Física, Programa de Pós-graduação em Física Ambiental, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2013.

SKORUPA, Alba Lucia Araujo; BARROS, Nairam Félix; NEVES, Júlio César Lima. Forest litter decomposition as affected by Eucalyptus stand age and topography in southeastern Brazil. **Revista Árvore**, v. 39, n. 6, p. 1055-1064, 2015.

SOUZA, Adilson Pacheco de; CARVALHO, Daniel; SILVA, Leonardo Duarte Batista da; GUERRA, José Guilherme Marinho; COSTA, Janaina Ribeiro. Taxas de decomposição de resíduos vegetais

submetidos a lâminas de irrigação. **Brazilian Journal of Irrigation and Drainage**, v. 19, n. 3, p. 512-526, 2014.

SPEARMAN, C. The proof and measurement of association between two things. **American Journal Psychology**, v. 15, p. 72-101, 1904.

TERROR, Vinicius Leandro; SOUSA, Hildeberto Caldas de; KOZOVITS, Alessandra Rodrigues. Produção, decomposição e qualidade nutricional da serapilheira foliar em uma floresta paludosa de altitude. **Acta Botanica Brasilica**, v. 25, n. 1, p. 113-121, 2011.

VALENTINI, Carla Maria Abido; SANCHES, Luciana; PAULA, Sérgio Roberto de; VOURLITIS, George Louis; NOGUEIRA, José de Souza; PINTO JÚNIOR, Osvaldo Borges; LOBO Francisco de Almeida. Soil respiration and aboveground litter dynamics of a tropical transitional forest in northwest Mato Grosso, Brazil. **Journal of Geophysical Research**, v. 113, P. 1-11, 2008, doi:10.1029/2007JG000619.

VAN SCHAIK, Carel P; TERBORGH, John; WRIGHT, S Joseph. The phenology of tropical forests: adaptive signiicance and consequences for primary consumers. **Annual Review of Ecology**, Evolution, and Systematics, Palo Alto, v. 24, p. 353-377, 1993.

VOURLITIS, George Louis; LOBO, Francisco de Almeida; LAWRENCE, Shelley; LUCENA, I C; PINTO JÚNIOR, Osvaldo Borges; DALMAGRO, Higo José; ORTIZ, Carmen Eugenia Rodriguez; NOGUEIRA, José de Souza. Variations in Stand Structure and Diversity along a Soil Fertility Gradient in a Brazilian Savanna (Cerrado) in Southern Mato Grosso. **Forest, Range & Wildland Soils,** v. 77, n. 4, p. 1370-1379, 2013.

WEATHER, Spark. **Condições meteorológicas médias de Poconé, 2019.** Disponível em: https://pt.weatherspark.com/y/29308/Clima-característico-em-Poconé-Brasil-durante-o-ano. Acesso em: 02 de out. de 2019.

WERNECK, Márcio de Souza; PEDRALLI, Gilberto; GIESEKE, Letícia Farah**.** Produção de serrapilheira em três trechos de uma floresta semidecídua com diferentes graus de perturbação na Estação Ecológica do Tripuí, Ouro Preto, MG. **Revista Brasileira de Botânica**, v. 24, n. 2, p. 195-198, 2001.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

CLIMATIC CHARACTERISTICS AND THEIR IMPLICATIONS AMONG THE PEDOLOGICAL AND TOPOGRAPHICAL ASPECTS OF SOUTHERN BAHIA, BRAZIL

CARACTERÍSTICAS CLIMÁTICAS E SUAS IMPLICAÇÕES NOS ASPECTOS PEDOLÓGICOS E TOPOGRÁFICOS DO SUL DA BAHIA, BRASIL

CARÁCTERISTICAS CLIMÁTICAS Y SUS IMPLICACIONES ENTRE LOS ASPECTOS PEDOLÓGICOS Y TOPOGRÁFICOS DEL SUR DE LA BAHIA, BRASIL

Francis Paola Hernandez Mencia
Universidade Federal do Sul da Bahia
francishernandez8889@gmail.com

Fabricio Berton Zanchi
Universidade Federal do Sul da Bahia-UFSB
fabricio.berton@csc.ufsb.edu.br

Elfany Reis do Nascimento Lopes
Universidade Federal do Sul da Bahia
elfany@ufsb.edu.br

Abstract: In this paper, the climatic characteristics, and their advantages in the pedological and topographical aspects of the mesoregion of southern Bahia, Brazil, were evaluated. The study was developed in the territory of the Discovery Coast and Far South, located in the southern mesoregion of the state of Bahia. Temperature and precipitation data were obtained on the WordClim plataform and interpolated using ordinary kriging, these climate data were used to calculate evapotranspiration and soil water deficit. The soils were derived from the pedological mapping of Bahia, on a scale of 1: 1250000; hypsometry and slope were obtained using the Digital Elevation Model. The climatic variables with the physical attributes of the region were tested by Pearson correlation and simple linear regression. The annual precipitation is distributed between 878.8 mm /year and maximums of 1,619 mm/year, while the average annual temperature is between 22.01 °C and 26.08 °C. The greatest potential annual evapotranspiration occurs in December and January, in the areas that have the highest rainfall and average annual temperatures. The annual water deficit of water showed values of

88.8 to 178 mm observed in the south and northwest of the area. The area has a predominant elevation of up to 320 m and the relief is predominantly flat to wavy. The relationship between climatic, pedological and topographic data indicated that, spatially, low and flat areas with a predominance of latosols are associated with higher precipitation and higher temperature between April and September. The pedology in relation to water deficit, temperature and evapotranspiration did not present significant correlation, which indicates that the territorial extensions of the soil types do not directly interact with the local climatic conditions. The analysis contributes to the understanding of climatic factors and their relationships to the other physical characteristics of the south of the Bahia.
Keywords: Climate. Water déficit. Water resources.

Resumo: O trabalho objetivou avaliar as características climáticas e suas implicações nos aspectos pedológicos e topográficos da mesorregião do Sul da Bahia, Brasil. Os dados climáticos de temperatura e precipitação foram obtidos na plataforma do WordClim e interpolados por krigagem ordinária, utilizados para cálculo da evapotranspiração e déficit hídrico do solo. Os solos derivaram do mapeamento pedológico da Bahia, em escala 1: 1250000 e a hipsometria e declividade foram obtidas por Modelo Digital de Elevação. As variáveis climáticas com os atributos físicos da região foram testadas por correlação de Pearson e regressão linear simples. A precipitação anual distribui-se entre 878.8 mm/ano e máximas de 1.619 mm/ano enquanto a temperatura média anual se dá entre 22,01°C e 26,08°C. As regiões Nordeste e Sudeste apresentaram maiores precipitações no ano, assim como também foram observadas as maiores temperaturas anuais. A evapotranspiração potencial anual mais elevada ocorre em dezembro e janeiro nas áreas com maiores precipitações e temperaturas médias anuais. O déficit hídrico anual apresentou valores de 88,8 a 178 mm observados no sul e noroeste da área. A área possui elevação predominante de até 320 m e o relevo é predominantemente plano a ondulado. A relação entre dados climáticos, pedológicos e topográficos indicou que, espacialmente, áreas baixas e planas com predomínio de Latossolos estão associadas a maior precipitação e maior temperatura entre abril e setembro. A pedologia em relação ao déficit hídrico, a temperatura e a evapotranspiração não apresentaram correlação significativa, indicando que as extensões territoriais dos tipos de solo não interagem diretamente com as condições climáticas locais. A análise contribui para uma compreensão dos fatores climáticos e suas relações com as demais características físicas do Sul da Bahia.
Palavras-chave: Clima. Déficit Hídrico. Recursos hídricos.

Resumen: El objetivo de este trabajo fué evaluar las características climáticas y sus implicaciones en los aspectos pedológicos y topográficos de la mesorregión del sur de la Bahía, Brasil. Los datos climáticos de temperatura y precipitación se obtuvieron en la plataforma WordClim y se interpolaron mediante kriging ordinario, utilizado para calcular la evapotranspiración y el déficit hídrico del suelo. Los suelos se derivaron del mapeo pedológico de la Bahía, en escala 1:1250000, la hipsometría y pendiente se obtuvieron mediante Modelo Digital de Elevación. Las variables climáticas con los atributos físicos de la región se probaron mediante correlación de Pearson y regresión lineal simple. La precipitación anual se distribuye entre 878,8 mm/año y máxima de 1.619 mm/año mientras que la temperatura media anual se sitúa entre 22,01°C y 26,08°C. Las regiones noreste y sureste tuvieron las mayores precipitaciones del año, así como las temperaturas anuales más altas. La evapotranspiración anual potencial más alta ocurre en diciembre y enero en áreas con mayor precipitación y temperaturas anuales promedio. El déficit hídrico anual presentó valores de 88.8 a 178 mm observados en el sur y noroeste del área. El área tiene una elevación predominante de hasta 320 m y el relieve es predominantemente plano a ondulado. La relación entre los datos climáticos, pedológicos y topográficos indicaron que, espacialmente, las áreas bajas y planas con predominio de Latosoles se asocian con mayor precipitación y mayor temperatura entre abril y septiembre. La pedología en relación al déficit hídrico, temperatura y evapotranspiración no presentaron correlación significativa, mostrando que las extensiones territoriales de los tipos de suelo no interactúan directamente con las

condiciones climáticas locales. El análisis contribuye a la comprensión de los factores climáticos y su relación con otras características físicas del sur de la Bahia.

Palabras clave: Clima, Déficit hídrico, Recursos hídricos.

Submetido em: 07/01/2020
Aceito para publicação em: 08/07/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUCTION

The lack of data on a region represents a weakness in the planning of activities with social, promotion, cultural and natural consequences. Without the perception of several characteristics of the region, it becomes a risky to correct land-use planning, because it provides a disordered models of occupation that fade the understanding of the effects on the environment. (PEREIRA, 2000; SILVA et al., 2020).

The combined uses of different activities have sought to minimize the environmental impacts of many historical conflicts, which are taken up in the conflict between conservation and development, taking advantage of natural resources and the support capacity of ecosystems. Brazil has been trying to adopt the approach of mitigation and climate adaptation measures, since, in the long term, the impacts of climate variation will reproduce effects on water resources, energy and agriculture, were the Northeast region being among the most affected (OBERMAIER; ROSA, 2013; ARAÚJO et al., 2014; MATOS et al., 2019).

However, in the South of the State of Bahia, land use and water resource conflicts have affected the population life quality, whether due to environmental degradation or restrictions in the fundamental services policy, lack of regularization of conservation units, disorderly occupation, excessive use of water supplies for agricultural and forestry activities (SEI, 2008).

Many studies have focused attention to the North and Northeast of Brazil, areas of relevant international visibility, whether due to water abundance, such as the Amazon, or water deficit, such as the semi-arid northeast. In the Amazon, anthropic activities and high land use change, occurrence of fires and fires have been investigated for the impact on climatic conditions (CHENG et al., 2013; DUARTE et al., 2017), as well as their effects on river basins (SANTOS et al., 2018), while in the Northeast (SILVA et al., 2020), the rapid changes in land use have encouraged similar investigations, mainly due to the regional water scarcity (RAGAB; MONTENEGRO, 2012; OBERMAIER; ROSA, 2013; SILVA et al., 2021).

These areas comprise the Brazilian coastal zone, which has 26.6% of the population of Brazilian municipalities, equivalent to 50.7 million inhabitants and allocates large urban centers with the highest density of activities and use of resources (IBGE, 2011). Specifically in the Northeast, it is characterized by tropical and subtropical climates, receiving influences from the El Niño Southern Oscillation (ENSO), Intertropical Convergence Zone (ITCZ), South

Atlantic Convergence Zone (SACZ), also synoptic scale, such as frontal systems and upper levels cyclonic vortex, and also local scale systems, such as breezes, as well as characteristics of topography, vegetation, distance or proximity to the sea (PARRY, 1988; CHAVES, 1999; SAAVEDRA; CALVO; JIMENEZ, 2011; OLIVEIRA et al., 2016; PEREIRA; MOURA; LUCENA, 2020).

However, the distribution of precipitation in the northeastern semi-arid regions, is low compared to the east (coast), which exceeds 1500 mm (REBOITA et al., 2016). Silva and Oliveira et al. (2017) also observed greater precipitation in the coastal line of the Northeast compared to the semi-arid regions, predisposing the region to restrictions regarding the use and management of water resources.

Thus, the South of Bahia as a coastal region, becomes important to understand the climatic characteristics, justified by being a place of strong climate dependence in its economic activities, which are distributed among tourism, agriculture and forestry (SILVA et al., 2021). Where, there is a great interaction in the dynamics of land use change by the forestry expansion production, given that the climatic conditions are suitable for the forest sector, with reduced monthly water availability only in February and March (AGUIAR et al., 2020; SILVA et al., 2020), and in some areas, the high relative humidity can induce problems in the productivity (SILVA et al, 2009).

For Jardim (2017), situating the real spatial-temporal changes in terrestrial environments scales, including climate, is a fundamental component for organizing the impacts produced by such effects on the environmental system. In other words, climate variations due to the environmental characteristics of Brazilian regions can be analogous to any climate change or whatever its consequence, both by natural variations and human activities (IPCC, 2007).

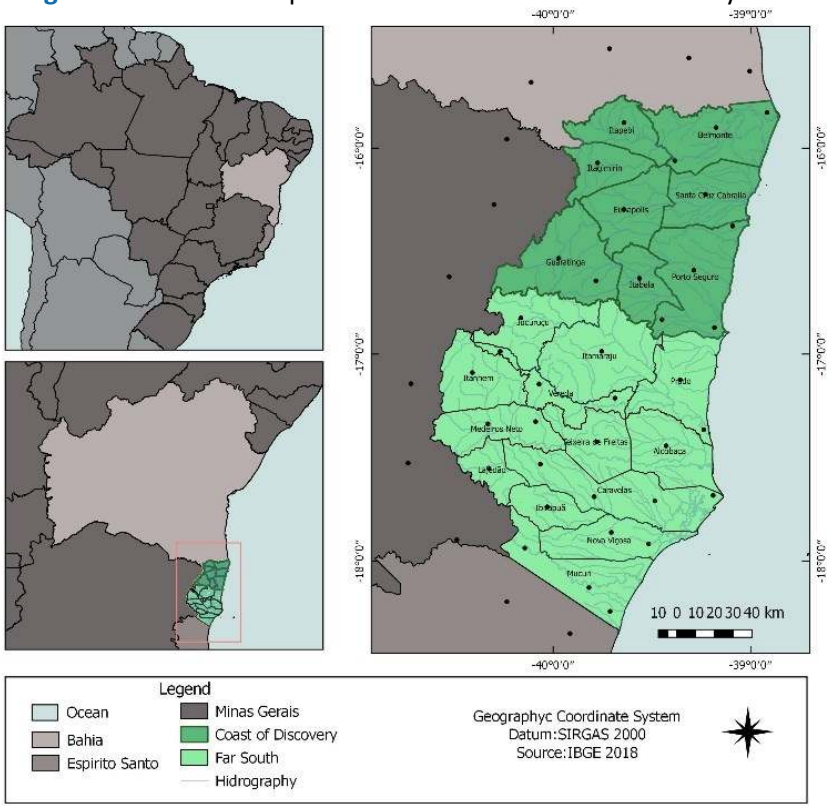
In this sense, this work evaluates the climatic characteristics and their implications in the pedological and topographic aspects of Southern Bahia, Brazil, aiming to contribute to a management of the agricultural and forestry activities areas, as well as to mediate decisions about negative influences on the depletion of water resources.

MATERIAL AND METHODS

Study area

In this study, we studied the central Southern region of the State of Bahia, formed by the Identity Territories of the Discovery Coast and Extreme South, composed of 21 municipalities, it is located in the northeastern region of Brazil and includes seventy municipalities in a territory of 54,642.35 km² and a population above 2 million inhabitants, as shown in Figure 1 (SEPLAN, 2018).

Figure 1 - Location map of the Extreme South and Discovery Coast.



Source: Elaborated by the authors (2020)

The economy is diversified, including agriculture in the extraction of cocoa, palm, coconut, industry, tourism and forestry. The State is considered the fourth producer in the country in eucalyptus forestry, and the region studied being the main state producer (WANDERLEY; SAINTS; PORTUGAL, 2014; IBA, 2015). The area is located exclusively in the Atlantic Forest domain and has about sixty conservation units, in addition to being inserted in

the planning region of the basins of the Buranhém, Frades, Santo Antônio, Riacho Doce, Mucuri, Jucuruçu, Peruípe and Itanhém rivers.

The territory of is characterized by a territorial area of 12,132 km², population projection of 407,205 inhabitants for 2020 and eight municipalities, being Belmonte, Eunápolis, Guaratinga, Itabela, Itagimirim, Itapebi, Porto Seguro, Santa Cruz Cabrália. The Extreme South is characterized by 18,536 km² of area, 481,232 inhabitants projected in 2020 and 13 municipalities, being Alcobaça, Caravelas, Ibirapoã, Itamaraju, Itanhém, Jucuruçu, Lajedão, Medeiros Neto, Mucuri, Nova Viçosa, Prado, Teixeira de Freitas, Vereda (SEI, 2019).

According to the koppen climatic classification (DUBREUIL et al., 2018), the climate changes from Af (Humid or super humid tropical climate, presenting precipitations greater than 1,500 mm/year) to, Am (Humid or subhumid tropical climate), Aw (Tropical climate with dry winter and precipitation reaching 1,800 mm/year), As (Tropical climate with dry summer season), Cwa (Subtropical climate of dry winter and hot summer) Csb (Humid temperate climate with winter rains moderately hot summer, precipitations up to 1600 mm) in the Extreme South and Discovery Coast (ALVAREZ et al., 2013).

METHODS

Climate Data

Climatic data, precipitation and temperature were obtained free of charge on the wordclim's global climate database (version 1.4, https://www.worldclim.org/data/index.html), downloaded the data for Brazil in a series equivalent to 50 years (1950-2000) with resolution of 30 arc-sec (~90m) (HIJIMANS et al., 2005).

A grid of 49 points was generated, randomly distributed in the interior and in the border areas of the study, outlining the dimensions of the State of Bahia, Minas Gerais and Espírito Santo, used to extract the average precipitation and temperature, as shown in Figure 1.

After that, the data were interpolated by ordinary kriging (GROHMANN, et al., 2008) and segmented for the study area. Kriging is used to know the value of a variable at points that have not been sampled from sampled points, based on the spatial dependence that

measurements separated by small distances tend to be more like each other (SOUZA et al., 2001; LIMA et al., 2006; GROHMANN, et al., 2008). The treatment and processing of data were all carried out using the free software QGIS version 2.18.21.

The rates of evapotranspiration and soil water deficit (Equations 1-8) were calculated using the method proposed by Thornthwaite and Mather (1948). Evapotranspiration expresses the process of evaporation and transpiration that occur simultaneously and naturally on vegetated soil without any water deficit, through the following expressions (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2007; SENTELHAS; SANTOS; MACHADO, 2008; ALVES; MARTINS; REBOITA, 2020).

$$ETPx = 16.\left(10.\frac{Tmed}{I}\right)^{a} \text{ for } 0 \leq \text{Tmed} \leq 26.5 \quad (1)$$

$$ETPx = -415.85 + 32{,}24.Tmed - 2 \quad for \ Tmed > 26.5 \quad (2)$$

$$\text{I}=\sum_{n}^{12} = 1 \ (0.2Tmed)^{1{,}514} \quad (3)$$

$$\text{a} = 6.75 * 10 - 7 * \text{I3} - 7.71 * 10 - 5 * \text{I2} + 1{,}.792 * 10 - 2 * \text{I} + 0.49239 \quad (4)$$

$$N = \frac{2}{15} * ar\cos[-1(tg\varphi * tg\delta)] \quad (5)$$

$$\text{Ci} = \frac{N}{12} * \frac{NDPi}{30} \quad (6)$$

$$ETP = ETPx * Ci \quad (7)$$

$$DEFi = ETPi - ETRi, \ for \ (Pmed - ETP)i < 0 \quad (8)$$

where,

$ETPx$ is the potential evapotranspiration not corrected for *the i-th month* considered (*i* = 1 to 12) (mm/month); ETP is the potential evapotranspiration corrected for *the i-th month* considered (mm/month); $Tmed$ is the climatological mean of the average air temperature of the *i-th month; I* is the annual heat index; *a* is a regional thermal index; *Ci* is the correction factor; *NDPi* is the number of days *of the i-th* month; *Ni* is the photoperiod of the 15th day of the *i-th month,* considered representative of the monthly average; φ is latitude and δi is the solar declination of the 15th day of *the* first month; $ETRi$ is the actual evapotranspiration (ALVES; MARTINS; REBOITA, 2020).

The dry season for this region, were considered the months of April to September, while the rainy season from October to March, (SEI, 1998; SILVA et al., 2011; AGUIAR et al., 2020). Occurring by the conduction of the South Atlantic Convergence Zone (SACZ) in the

region 12°S-15°S, and its presence with discontinuous activity, is the reason of the rainy season (November to March) of the South of the Northeast. On the other hand, there are some events of the SACZ that are linked to a cyclone in the South Atlantic Ocean, these cyclones have as a source of humidity the Amazon, and the tropical sector of the South Atlantic Ocean (SILVA; REBOITA; ESCOBAR, 2019).

Pedological and topographic data

The spatial and pedological information of Bahia was acquired free of charge in the spatial format on the website of the Institute for the Environment and Water Resources of Bahia (http://www.inema.ba.gov.br/wp-content/files/MTematico_solos.pdf). The scales of this information are 1:1,250,000 and segmented to southern Bahia.

The topography was analyzed by the acquisition of a Digital Elevation Models (DEM) of the Shuttle Radar Topography Mission (SRTM) project, downloaded free of charge on the TOPODATA/INPE website (http://www.dsr.inpe.br/topodata/access.php).

The DEM was carried out for hypsometric analysis, classifying the model into altimetry ranges, as well as slope analysis into percentage values, according to Embrapa (2018) which classifies the terrain in flat-to-steep relief. Data analysis and processing were performed in the free software QGIS version 2.18.21, in a field analysis processing module.

RESULTS AND DISCUSSION

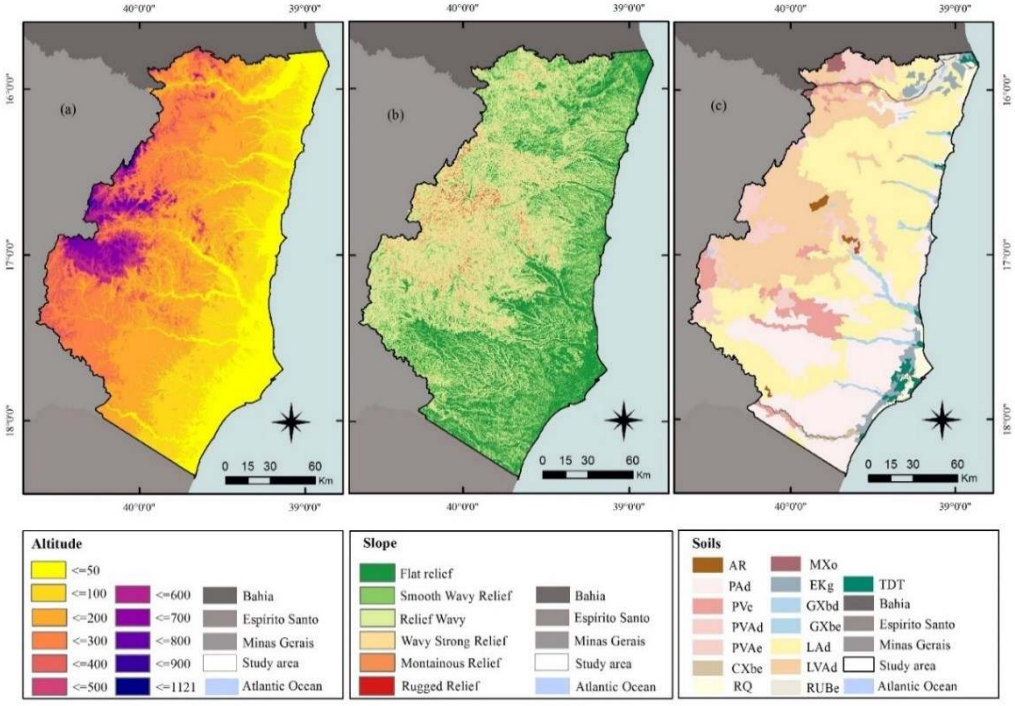
Pedological and topographic description

The pedological and topographic aspects are conditioning factors for the understanding of climatic aspects, specifically the process of infiltration of precipitation in the soil, surface runoff interference and the relationship between evapotranspiration and vegetation cover. The spatial distribution of these factors is shown in Figure 2.

Hypsometry showed an altimetric amplitude that ranged from 0 to 1,121 m, according to Figure 2a. In the area, 92.69% is represented by altitude between 0-320 m, covering 28,732.88 km^2. Only 0.10% of the area has an altitude above 800 m, according to Table 1. The

areas with the highest altitude are in the northwest and southwest and bordering the states of Espírito Santo and Minas Gerais.

Figure 2 - Pedological and topographical aspects in the Discovery Coast and Extreme South of Bahia. (a) Hypsometry (Altitude). (b) Slope. (c) Pedology. Source: EMBRAPA and INEMA.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Table 1 - Hypsometric (amplitude) in the area of the Discovery Coast and Extreme south of Bahia, Brazil.

Altitude (m)	Area (km²)	Area (%)	Altitude (m)	Area (km²)	Area (%)
0-20	1,916.60	6.18	200-220	1,507.63	4.86
20-40	2,092.07	6.75	220-240	1,447.16	4.67
40-60	2,702.15	8.72	240-260	1,214.02	3.92
60-80	2,786.24	8.99	260-280	940.94	3.04
80-100	2,738.01	8.83	280-300	839.79	2.71
100-120	2,202.65	7.11	300-320	849.98	2.74
120-140	1,867.58	6.02	320-400	654.20	2.11
140-160	1,789.04	5.77	400-600	1,356.98	4.38
160-180	1,709.34	5.51	600-800	739.14	2.38
180-200	1,612.50	5.20	800-1121	31.33	0.10

Source: Elaborated by the authors (2020)

The slope of the area showed relief varying between flat and steep, denoting the peculiar characteristic of coastal areas and its variation along the continent, as shown in Figure

2b. The relief is predominantly flat to wavy, representing 80.28% of the study area. Quantitative characteristics can be seen in Table 2.

Table 2 - Quantitative slope in the area of the Discovery Coast and Extreme South of Bahia, Brazil.

Slope (%)	Discrimination	Area (km²)	Area (%)
0 – 3	Flat relief	8,154.44	24.84
3 - 8	Gently wave relief	8,420.45	25.65
8 - 20	Wavy relief	9,778.54	29.79
20 - 45	Strongly wavy relief	5,850.48	17.82
45 - 75	Mountainous relief	533.87	1.63
> 75	Rugged relief	89.13	0.27

Source: Elaborated by the authors (2020)

It was found that the steeply undulating relief is located to the northwest and southwest, which also have the lowest temperatures. Point areas on the coast have reliefs above 45% of slope, among them the southwest portion of Porto Seguro, where the Monte Pascoal National Park is located.

The relief is directly related to land use processes and changes in climate conditions over time. According to Monteiro (2009), areas with high slope but with the presence of vegetation tend to reduce soil compaction and favor water infiltration through the roots, while the absence of vegetation leads to greater surface runoff, erosion and leaching. For Ribeiro (2009), the slope is also related to rainfall and temperature, influencing the occurrence of orographic rains. In the area, orographic rains are common in the western region, as an example of the city of Guaratinga, which has a complex of mountain ranges and undulating relief.

The local pedology is shown in Figure 2c, the most common soil is the Dystrophic Yellow Latosol, in an extension of 37.79% of the area and predominantly in the northeast and south of the study area. The Dystrophic Yellow Ultisol is found along the south and coast of the study area and the Dystrophic Red-Yellow Latosol to the northwest and central-west, representing the second and third largest soil classes. The distributions of the other pedological classes can be seen in Table 3.

Argisol soils are characterized by the presence of mineral material, with a textural B horizon immediately below the A or E and of variable depth, from strong to imperfectly

drained, with greater predisposition to erosion, which impacts areas with higher rainfall incidence if associated with anthropic uses without adequate management. Oxisols, on the other hand, are mineral material, with a latosol B horizon and advanced weathering stage (EMBRAPA, 2018). According to the Brazilian Soil System (2018), these latosols are typical of tropical and subtropical regions, being deep and heavily drained, predominantly in flat and smooth undulating relief.

Table 3 - Soil quantity in the area of the Discovery Coast and The Extreme South of Bahia, Brazil.

Pedology	Abbreviations	Area (km²)	Area (%)
Dystrophic Yellow Latosol	Lad	1,2021.82	37.79
Dystrophic Yellow Argisol	Pad	7,116.26	22.37
Dystrophic Red-Yellow Latosol	LVAd	6,031.17	18.96
Red Argisol	PVe	1,558.75	4.90
Dystrophic Yellow Argisol	PVAD	1,230.52	3.87
Strophic Red-Yellow Argisol	PVAe	932.07	2.93
Hydromorphic Spodosol	EKg	736.91	2.32
Haplic Gleysol	GXbd	631.07	1.98
Quartzarenic Neosols	RQ	548.62	1.72
Terrain Types	TDT	287.50	0.90
Fluvic Neosol too Eutrophic	RUBe	271.20	0.85
Chernosolo Haplico	MXo	145.24	0.46
Haplic Cambisol too Eutrophic	CXbe	136.28	0.43
Eutrophic Haplic Gleysol	GXbe	30.56	0.10
Rocky outcrop		137.35	0.43

Source: Elaborated by the authors (2020)

As they occupy about 57% of the southern Bahia territory, latosols are the most used in anthropogenic activities and can be considered the most important in the central region. The high use results from its physical characteristics associated with its proximity to the coastal line, which combined with a well-distributed rainfall and temperature, cooperate for the development of dense activities and economic services in the region. In agricultural use, the only restriction for crop development is the low natural fertility that can be compensated with corrective management and fertilization.

Climatological description

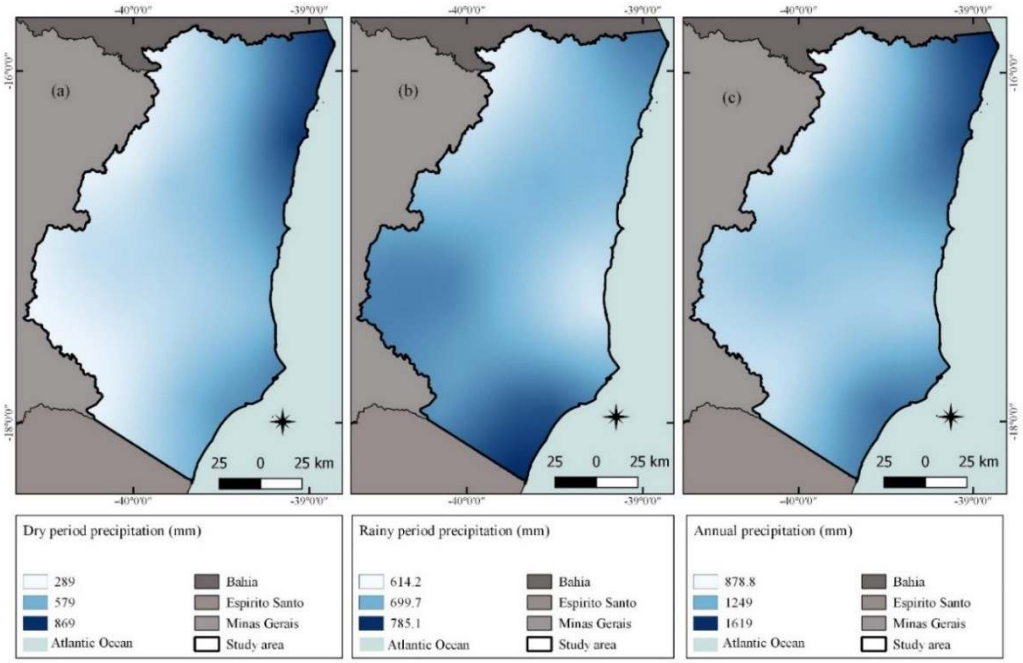
The climatic characterization of the Discovery Coast and the Extreme South of Bahia allows us to understand the average annual variation of the municipalities located south of the Bahia and bordering the states of Minas Gerais and Espírito Santo, states with characteristics in their climatic and environmental conditions, specifically when considering the analyzes in the coast-continent direction.

The climate is generally marked by conditions of low precipitation, high air temperatures and high evaporation rates (SILVA et al., 2006). However, the highest rainfall occurs in southeastern Bahia and according to Kousky (1979), Rao et al., (1993), Silva et al., (2011) and Aguiar et al (2020) is presented in December and January. This study showed greater rainfall between the months of October to December (rainy) with rainfall above 100 mm/month. It was noted that the standardization of climatic periods in this region, in a way, is governed by each season and is not restricted to a phenomenon, but to a set of factors that form the dry and rainy periods of this region, as can be seen in Figure 3.

In the dry season, the accumulated precipitation varied between 869 mm and 289 mm (Figure 3a). Municipalities with lower rainfall were observed in the southwest, in Itanhém, Medeiros Neto, Lajedão, Ibirapuã and west of Mucuri, Caravelas, Itapebi, Itagimirim and Guaratinga. The influence of the South Atlantic Subtropical High (SASH) coincides with the presence of the trade winds, causing a strong divergence in the Northeast coast and their flow to continental spaces (CHAVES, 1999). The cold fronts, in addition to lowering the temperature in the region, are also air masses that influence the incidence of precipitation in the coastal region and the southernmost part of the region, with the maximum precipitation in winter, it is linked to the greater activity of circulation of breeze that advects cloudiness to the continent, as well as the actions of cold fronts that propagate from the southeast along the coast (KOUSKY, 1979; REBOITA et al., 2016).

The rainy season is distributed between 614 and 785 mm, indicating a minimum distribution of rainfall in Prado, Itapebi and Itagimirim while the highest rainfall is found in Mucuri, Belmonte, Nova Viçosa, Caravelas, Ibirapuã, Lajedão, Medeiros Neto, Itanhém and west of Vereda (Figure 3b).

Figure 3 - Precipitation on the Discovery Coast and Extreme South of Bahia, Brazil. (a) Dry season precipitation (April to September). (b), Rainy season precipitation (October to March). (c) Annual rainfall.



Source: Elaborated by the authors (2020)

The distribution of annual precipitation denotes a smaller amount of rainfall in the northwest and southwest, with minimums of 878.8 mm/year and maximums for the northeast of 1,619 mm/year (Figure 3c). In the northeast and southeast, the annual rate coincides with that observed by Dourado et al., (2012) who indicated the coastal zone of Bahia with average rainfall of 1,363 mm/year.

The precipitation presented by Silva et al (2011), in Bahia were 978 mm annually, these precipitation data are lower compared to the data of this study, where it is possible to observe average values of 1,400 mm/year in precipitation on the Discovery Coast and Extreme South. The municipalities with minimum rainfall accumulated in the year were Itapebi, Itagimirim, Guaratinga, Lajedão and west of Mucuri and Ibirapuã and the maximum, the municipalities of Belmonte, Santa Cruz Cabrália, Porto Seguro, in the eastern region of Nova Viçosa, Mucuri and Caravelas.

In summer, due to the increase in the pressure gradient between the continents and the ocean, there is an intensification of the northeast trade winds that bring moisture to South America, at the same time as the South Atlantic Convergence Zone (SACZ) (TASCHETTO, 2006), that generates precipitation, being characterized by a band of cloudiness that transmits

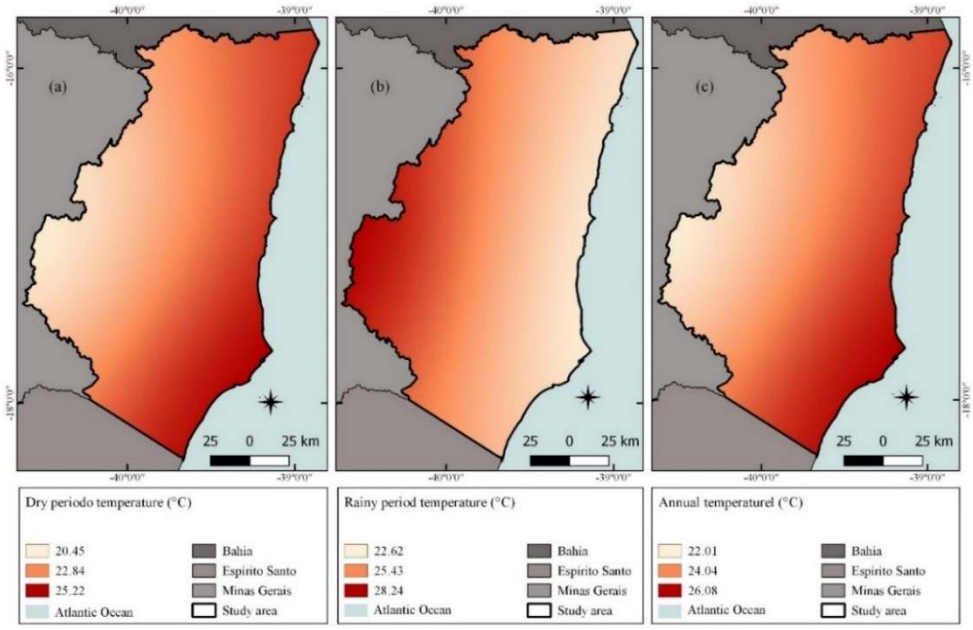
humidity and extends from the Amazon region to the Subtropical Atlantic in spring and summer (CHAVES, 1999) for this southern region of Bahia. Near the coast, precipitation is more homogeneous, with rainfall distributed throughout the year due to the frontal systems, and in the longest longitudes from 40°W onwards, there is a greater influence of SACZ (CHAVES, 1999), resulting in a well-defined annual cycle (Figure 3b and c).

However, the regionalization of annual precipitation cycles in the South American climate atlas, the Discovery Coast and the Extreme South of Bahia are in the regionalization five "R5" (northeast and southeast of Brazil, including Ecuador and Northern Peru). This region is divided into three sectors and the present study area is in the southeastern sector, a region characterized by wet and dry summer in winter, observing a convective activity in the summer period and low rainfall in winter (REBOITA et al., 2010).

Figure 4 shows the temperature distribution for the Discovery Coast and the Extreme South of Bahia. The average annual temperature is between 22°C in the west and 26°C southeast of the south coast. It was observed the similarity of this distribution with the study by Lima et al. (2011), which demonstrated a temperature amplitude between 22-26°C, with difference in its distribution to the State of Bahia. Zanella (2014) reinforced that in northeastern Brazil it is common to occur in temperatures ranging from 26 and 28°C (OLIVEIRA et al., 2016).

In the rainy season, the lowest temperatures were observed in the eastern region (Figure 4a), opposite the dry period that showed lower values to the west (Figure 4b). The highest mean temperature (28.2°C) was observed in the rainy season while the average temperature was in the dry period (20.4°C). The observed for the rainy season corroborates the findings of Moura and Shukla (1981), when explaining that the hottest sea surface temperatures and the increase in evaporation over the ocean influence the convergence of moisture flow and precipitation over the northeast, reflecting the higher values between October and March.

Figure 4 - Average temperature on the Discovery Coast and Extreme South of Bahia. (a) Temperature in the dry period (April to September). (b) Temperature in the rainy season (October to March). (c) Annual temperature.



Source: Elaborated by the authors (2020)

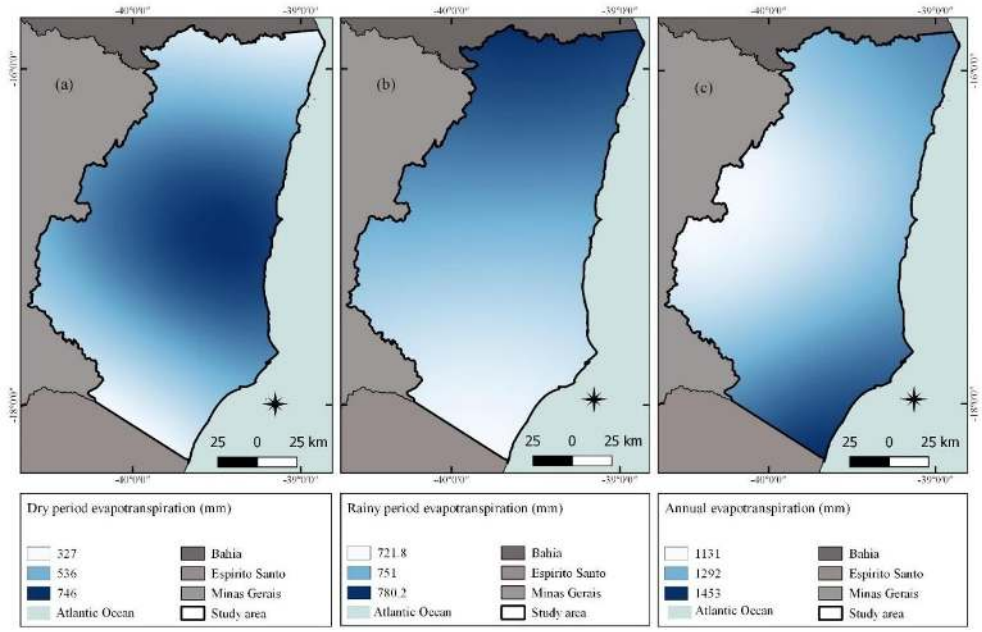
The municipalities of Prado, Mucuri, Nova Viçosa, Caravelas and Alcobaça presented maximum temperature values while the minimum values were observed in Guaratinga, Jucuruçu, Itanhém, west of Medeiros Neto and Vereda. There is an extensive area with average annual temperatures above 24°C, since both the Discovery Costa and the Extreme South of Bahia have a high annual thermal variation. This variation was also demonstrated by Moura and Shukla (1981), emphasizing the importance of sea surface temperature in determining precipitation over northeastern Brazil, whose anomalies can be influenced by location.

The lower temperatures can be explained by a greater heating of the air that generates the activation of the breeze trend and convection in the local convergence zone (KOUSKY, 1979; REBOITA et al., 2010; REBOITA et al., 2016). As a result, the months of June and July have the lowest temperatures for the area. In these months, the sun is farther away from the Zenith, consequently the radiation is lower and there is also the presence of cold fronts (NIMER, 1989). On the other hand, Silva et al. (2006) indicates that the temperature is also affected by the North Atlantic Subtropical High, justifying the discrepancy between west and east temperatures. Once, when the North Atlantic subtropical high intensifies, trades winds also intensify, and convergence increases at low levels.

The climatic influence on the earth's surface can be analyzed by variations in evapotranspiration and soil water deficit. Evapotranspiration can be seen in Figure 5. In the dry period (Figure 5a), evapotranspiration occurs from 327 to 746 mm while in the rainy season (Figure 5b), evapotranspiration ranging from 721.8 to 780.2 mm was observed. The reduced values in the dry period are due to the low amount of rain in the area and the lower temperatures.

Evapotranspiration is related to the amount of water in an area. The study by Silva et al. (2003), when investigating the water potential for three woody species, demonstrated that the availability of water in the soil greatly increased evapotranspiration when compared to temperature, relative humidity, photosynthetically active radiation and pressure and vapor deficit.

Figure 5 - Evapotranspiration (mm) on the Discovery Coast and The Extreme South of Bahia. (a) Evapotranspiration in the dry period (April to September). (b) Evapotranspiration in the rainy season (October to March). (c) Annual evapotranspiration.



Source: Elaborated by the authors (2020)

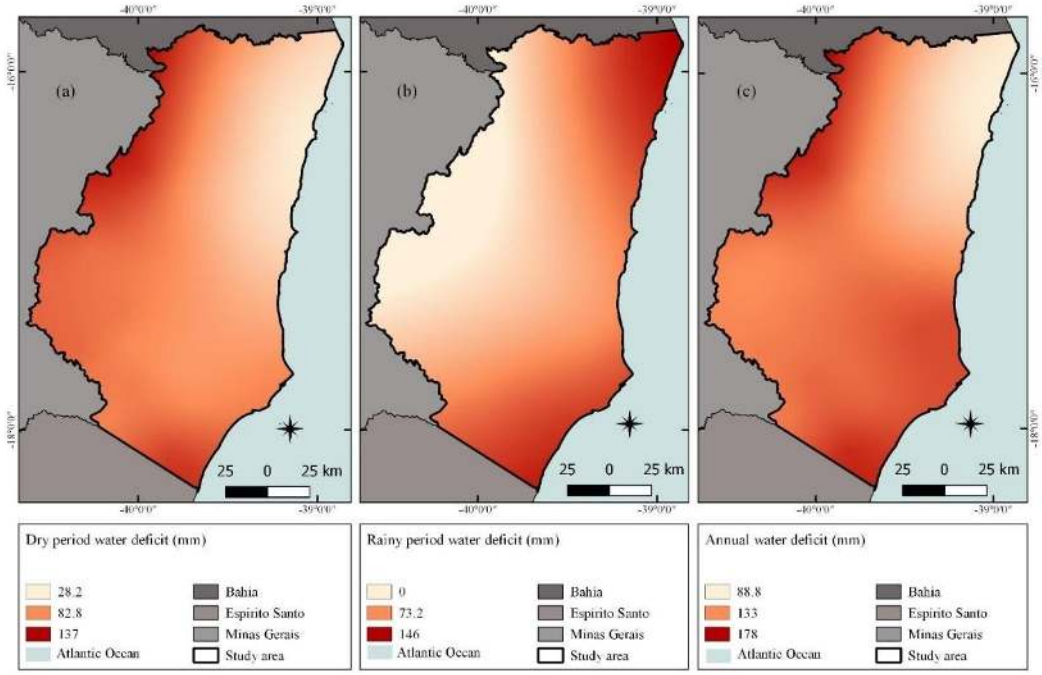
The highest values of annual potential evapotranspiration were observed in the northeast and southeast (Figure 5c). The areas with the highest evapotranspiration are also the areas with the highest rainfall and average annual temperatures above 26 °C. The maximum evaporation rates occur in December and January, obtaining 1,500 mm/year of evapotranspiration in the coastal zone.

The municipalities with the highest evapotranspiration were Belmonte, Mucuri, Nova Viçosa, Caravelas, Alcobaça and east of Santa Cruz Cabrália, municipalities that also coincide with the highest values of spatial distribution of precipitation. Both municipalities are in the coastal zone.

The lowest evapotranspiration values are in the west of the study area, represented by the municipalities of Guaratinga, Jucuruçu, Itanhém, north of Medeiros Neto, west of Vereda, Itabela and Itamaraju, both located in the vicinity of the state of Minas Gerais, with values of 1,131 mm/annual.

The water deficit for the dry, rainy and annual periods is shown in Figure 6. Whose municipalities of Mucuri, west of Itapebi, Itagimirim, Eunápolis and Guaratinga presented the highest water deficits in the dry season (Figure 6a). In the rainy season, Mucuri, Nova Viçosa, Caravelas, east of Belmonte, Santa Cruz Cabrália and Porto Seguro account for the greatest water deficits (Figure 6b). The greatest deficit occurred in the rainy season, which although the highest precipitation values occur, also present the highest temperatures in the year.

Figure 6 - Water deficit on the Discovery Coast and The Extreme South of Bahia. (a) water deficit in the dry period (April to September). (b) water deficit rainy season (October to March). (c) annual water deficit.



Source: Elaborated by the authors (2020)

It was found that the annual water deficit (Figure 6c) presented values from 88.8 to 178 mm. The maximum values of water deficit are observed in the south and northwest of the area, coincident with the municipalities of Mucuri, west of Itapebi, Itagimirim and Guaratinga, both bordering the State of Minas Gerais and Espírito Santo and with maximum evapotranspiration. The smallest water deficit was found in the northeast of the studied area, comprising the municipalities of Belmonte, Santa Cruz Cabrália, Porto Seguro, Itabela, east of Eunápolis and Itapebi and north of Prado and Itamaraju and corroborate as the areas of annual precipitation.

Climate and Soil Relationship

The relationship between climatic, pedological and topographic data (See Figures 2, 3 and 4), indicated that, spatially, low and flat areas with a predominance of Latosols are associated with higher precipitation and higher temperature between April and September, corroborating by Souza et al. (2006), that identified was higher temperatures in lower altitude locations in the Doce river basin, while Maciel, Barcelos and Oliveira (2012) identified a direct and positive relationship between temperature and altitude in the north of Minas Gerais that is close the studied region.

Annually and dry season in the area Northeast has the highest precipitation, while the southeast has the highest temperatures. In both regions, coastal cities predominate with altitudes lesser than 200 meters, flat relief and soils with good drainage and deep characteristics, which may suggest better infiltration into the soil. At the same time, they are characteristics of places with a strong extension of erosive processes, in which the maritime action and oceanic climatological conditions can contribute to greater weathering of these places.

The highest temperature in the Southeast suggests observing the occurrence of land use in this location. Where forestry for pulp and paper production is predominant. It extends over a large territorial area in the extreme south of Bahia, associated with pasture areas to produce cattle and milk. Both activities demand a high level of exploitation of soil and water resources and must have an integrated management process for the use of land and water resources, in compatibility with the demand for water use. Monteiro (2009) also emphasizes

the importance of knowing the climatic characteristics for the planning of human activities, including agricultural and forestry production, since the rains happen centralized or even absent in certain periods, being unable to compensate for the water in the soil causing deficiency.

However, higher rates of evapotranspiration are associated with increased slope area and altitude, specifically in the dry and rainy periods while the water deficit follows this trend only in the rainy season. But, Meneses et al. (2009) reinforce the difficult to estimative the evapotranspiration in relation to relief. Profeta et al., (2018) found values were highest of the forest evapotranspiration compared to the no-vegetation cover, but not significant relationship with the relief and Meneses et al. (2019) overestimated the values for the mountainous relief when compared to the flat relief conditions.

Annually, the highest evapotranspiration rates are associated with areas of higher temperature and the importance of land use management. Cecon and Ramos (1999) emphasize that, development and stress of plants is conditioned to water deficit, and critical values of water availability.

The temperature can indirectly influence evapotranspiration conditions. According to Lemos Filho et al. (2010), temperature, along with relative humidity, solar radiation, wind and rain, make up climatic problems that affect the rate of evapotranspiration. The air temperature acts on evapotranspiration, because the solar radiation absorbed by the atmosphere and the heat emitted by the cultivated surface, raise the air temperature (TEIXEIRA; LIMA FILHO, 2004). Such conditions bring the importance of the temperature as a considerable variable in the climatic conditions of the region and can influence the place according to the topographic and pedological aspects, as noted in Ismael Filho (2015) and Alves and Mariano (2016) reported the effect of hypsometry on the evapotranspiration of urban climates. The study developed in the Avacaí basin, Rio Grande do Sul, also confirmed the direct relationship between altitude, temperature and evapotranspiration regulation.

This study sought spatial relationships between climatic aspects in the coastal region of southern Bahia and the importance of spatial locations with greater water availability in the atmosphere and in the soil, showed the highlights that the climate is the determining factor in the formation and affect the characteristics of soil (BECKER; BURIOL; STRECK, 2013; PEREIRA

et al., 2019; RUBIRA et al., 2019) and the topographic determines the existence of climatic gradients in a locality and may favor greater soil water availability.

CONCLUSION

The months of October to January have rainfall above 100 mm/month, which is the wettest period. The highest average temperature can reach a maximum of 28.2°C in the rainy season and a minimum of 20.45°C in the dry season. The average annual temperature is between 22°C in the west and 26°C in the southeast of the south coast. Areas with higher annual evapotranspiration are similar to places with higher rainfall and average annual temperatures. The maximum evapotranspiration rates occur in December and January, and the municipalities of Belmonte, Mucuri, Nova Viçosa, Caravelas, Alcobaça and Santa Cruz Cabrália respond with 1,500 mm/year of evapotranspiration.

The water deficit in the dry and rainy season is well delimited, to the west and east, respectively. The area has 92.6% elevation up to 320 m and the relief is predominantly flat to wavy, representing 80.2% of the area. The predominant pedology is the Dystrophic Yellow Latosol, Dystrophic Yellow Argisol, and dystrophic Red-Yellow Latosol.

In summary, the northeast and southeast regions present higher rainfall in the year, as well as the highest annual temperatures, with this, evapotranspiration is also higher. The largest water deficit was in the southern region of the area and in the west region, characterized by lower rainfall. The supply of precipitation is reduced in these places and anthropic activities and the conservation of natural resources consider adequate planning for the demands and support capacity of the ecosystem.

REFERENCES

AGUIAR, Paulo César Bahia de *et al.* Efectos de la precipitación pluviométrica sobre la producción agrícola en los municipios de Belmonte y Ipiaú, Estado de Bahia, Brasil. **Rev. Geográfica de América. Central**, Heredia, n. 64, p. 212-244, June 2020.

ALVAREZ, Clayton Alcarde *et al*. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, Berlin, v.22, n. 6, p.711-728, 2013.

ALVES, Alexandre Magalhães de Morais Ramos; MARTINS, Fabrina Bolzan; REBOITA, Michelle Simões. Balanço Hídrico Climatológico para Itajubá-MG: Cenário Atual e Projeções Climáticas. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 26, p. 712–732, 2020.

ARAÚJO, Henrique Cirino Araújo *et al*. Uma Análise do Impacto das Mudanças Climáticas na Produtividade Agrícola da Região Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza**, v. 45, p. 46–57, 2014.

BECKER, Elsbeth Léia Spode; BURIOL, Galileo Adeli; STRECK, Nereu Augusto. Relação entre solo e clima no Rio Grande do Sul, segundo diferentes modelos edafoclimáticos. **Revista Geografar**, Curitiba, v. 8, n.1, p. 7–27, 2013.

CHAVES, Rosane Rodrigues. Variabilidade da precipitação na região sul do Nordeste e sua associação com padrões atmosféricos. São José dos Campos: INPE. **Revista Brasileira de Geofísica**, v.17, n. 2-3, 159p, 1999.

CHENG, Hai *et al*. Climate Change Patterns in Amazonia and Biodiversity. **Nature Comunications**, Nova York, 6p. 2013.

DOURADO, Camila da S.; AVILA, Ana M. H.; OLIVEIRA, Stanley R. M. **Regionalização da precipitação no estado da Bahia por meio de técnicas de mineração de dados.** Campinas, SP: EMBRAPA/CNPTIA, 5p. 2012.

DUARTE, Juliana Lucia *et al*. Variabilidade climática e internações por doenças diarreicas Infecciosas em um Município da Amazônia Ocidental brasileira. **Ciência & Saúde Coletiva**, São Paulo, v. 24, n. 8, p. 2959–2970, 2017.

DUBREUIL, Vicent *et al*. Os tipos de climas anuais no Brasil: uma aplicação da classificação de Köppen de 1961 a 2015. **Revista Franco-brasileira de Geografia**, São Paulo, v.18, p. 115-121, 2018.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2. ed. – Rio de Janeiro: **EMBRAPA-SPI**, 356 p, 2018.

FIGUEREDO FILHO, Dalson Britto; SILVA JÚNIOR, José Alexandre da. Desvendando os mistérios do coeficiente de correlação de Pearson (r). **Revista Política Hoje**, Recife, v. 18, n. 1, 2009.

GROHMANN Carlos Henrique; RICCOMINI Claudio; SANTOS Samar dos Santos. Aplicações dos modelos de elevação SRTM em geomorfologia. Revista **Geográfica Acadêmica,** Boa Vista, v.2, n. ISSN 1678-7226, p. 73–83, 2008.

HIJIMANS, Robert *et al*. Very high resolution interpolated climate surfaces for global land areas. **International Journal of Climatology**. v. 1, n. 4.25, p. 1965-1978, 2005.

INDUSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório Ibá 2014**, Brasília. p. 77. 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Atlas Geográfico das Zonas Costeiras e Oceânicas do Brasil**. 268p, 2011.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE, Summary for **Policymeakers, four Asessment Report**. Work Group III. Genebra, maio de 2007. Availavel in: http://ipcc.bravehost.com.

ISMAEL FILHO, Antônio *et al*. Influência das variáveis climáticas sobre a evapotranspiração. Gaia scientia, v. 9, n. 1, p. 62-66, 2015. **Revista Brasileira de Climatologia**. João Pessoa, v. 14, n. 10, p. 275-284, 2014.

JARDIM, Carlos Henrique. Aspectos Teórico- Metodológicos Relativos à Dimensão Temporal e Espacial do Clima. **Geografias**, Belo Horizonte, v. 14, n. 1, p. 82–95, 2017.

KOUSKY, Vernon E. Frontal influences on Northeast Brazil. **Monthly Weather on Review**, v.107. p. 1140-1153, 1979.

LEMOS FILHO, Luis C.A *et al*. Análise espacial da influência dos elementos meteorológicos sobre a evapotranspiração de referência em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental.**, Campina Grande, v. 14, n. 12, p. 1294-1303, 2010.

LIMA, Julião Soares de Souza *et al*. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da variabilidade espacial da dureza da madeira de paraju (Manilkara sp). **Revista arvore,** Viçõsa, v.30, n.4, p. 651-657, 2006.

MACIEL, Samuel Alves; BARCELOS, Bruno Fernandez.; OLIVEIRA, Luiz Antônio de. A Análise da Influência da Altitude na Temperatura e na Precipitação da Mesorregião Norte de Minas – Minas Gerais. **Revista Geonorte**, Manaus, v.1, n.5, p.250-261, 2012.

MATOS, Carlos Sabrina; CUNHA, Denis Antonio da;PIRES, Marcel Viana. Conhecimento sobre mudanças climáticas implica em adaptação? Análise de agricultores do Nordeste brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v. 57, n. 3 2019.

MENEZES, Sady Júnior Martins da Costa de *et al*. Evapotranspiração Regional Usando O Sebal Em Condições De Relevo Plano E Montanhoso. **Revista Engenharia Na Agricultura**, Viçosa, v. 6, n. 17, p. 491-503, 2009.

MONTEIRO, José Eduardo B.A. **Agrometeorologia dos Cultivos:** O fator meteorológico na produção agrícola. 1. ed. Brasília-DF: INMET, 530p. 2009.

MOURA, A.D.; SHUKLA, J. Sobre a dinâmica das secas no Nordeste do Brasil: observações, teoria e experimentos numéricos com um modelo de circulação geral. **Journal of the Atmospheric Sciences, New York.** v. 38, p. 2653-2675, 1981.

NIMER, Edmon. **Climatologia do Brasil**. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE - Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 1989.

OBERMAILER, Martin; ROSA, Luiz Pinguelli. Meio ambiente: Mudança Climática e Adaptação no Brasil: Uma Análise crítica. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 27, n. 78, p. 153–176, 2013.

OLIVEIRA, Priscila T.; SANTOS e SILVA, C.M.; LIMA, K.C. Climatology and trend analysis of extreme precipitation in subregions of Northeast Brazil. **Theoretical and Applied Climatology**, Berlin, v. 130, n. 1-2, p. 77-90, 2016.

PARRY, Martin; CARTER, Timothy R.; KONIJN, Nicolas T. The Climatology of Droughts and Drought Prediction. In: PARRY, Martin; CARTER, Timothy R.; KONIJN, Nicolas T. (eds) The Impact of Climatic Variations on Agriculture. Springer, Dordrecht. p. 305–323, 1988.

PEREIRA, Antonio Roberto.; ANGELOCCI, Luiz Roberto; SENTELHAS, Paulo Cesar. **Agrometeorologia**: Fundamentos e aplicações. Meteorologia Agrícola, Piracicaba, SP, p. 192, 2007.

PEREIRA, Luis Antonio da Costa. Planejamento E Gestão Ambiental De Espaços Urbanos Para O Desenvolvimento Regional Sustentável: Subsídios Do Conhecimento Do Meio Físico. **Revista de Educação, Cultura e Meio Ambiente**, Porto Velho, v. IV, n. 19, p. 1–18, 2000.

PEREIRA, Marcos Gervasio *et al*. **Formação e caracterização de solos.** Formação, Classificação e Cartografia dos solos, p. 1–20, 2019.

PEREIRA, Michaell Douglas Barbosa; MOURA, Marcelo de Oliveira; LUCENA, Daisy Beserra. Análise da Variabilidade Pluviométrica Interanual da Zona De Mata Nordestina e a Identificação de Anos Padrão. **Revista Brasileira De Climatologia**, Curitiba, v. 26 p. 30–50, 2020.

PROFETA, André Luiz; FARIA, Sergio Donizete.; IMBUZEIRO, Hemlley Maria Acioli. Estimativa da evapotranspiração real em área de relevo acidentado utilizando o SEBAL. **Revista Brasileira de Cartografia**, Uberlândia, v. 70, n. 4, p. 1437-1469, 15 dez. 2018.

RAGAB, Ragab.; MONTENEGRO, Suzana. Impact of Possible Climate and Land use Changes in the Semi Arid Regions: A Case Study from North Eastern Brazil. **Journal of Hidrology**, Connecticut, v.434-435, p.55-68, 2012.

RAO. V. Brahmananda., LIMA, Marley C., FRANCHITO, S.H. Seazonal and Interannual Variations of Rainfall over Eastern Northeast Brazil. **Journal Of Climate**, v.6, p. 1754-1763, 1993. https://doi.org/10.1175/1520-0442 (1993)006<1754:SAIVOR>2.0.CO;2

REBOITA, Michelle Simões *et al.* Causas da semi-áridez do sertão nordestino. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 19, p. 254–277, 2016.

REBOITA, Michelle Simões *et al*. Regimes de Precipitação na América do Sul**:** uma revisão bibliográfica. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Vila Clementino, v.25, n.2, p.185 - 204, 2010.

RIBEIRO, Carlos Alexandre. **Delimitação de Zonas Agroclimáticas para Cultura do Eucalipto no Norte do Espírito Santo e Sul da Bahia**. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) - Universidade Federal do Espírito Santo, Vitoria, 2009.

RUBIRA, Felipe Gomes *et al*. Sistemas pedogeomorfológicos na interpretação da evolução de paisagens quaternárias em climas tropicais úmidos. **Mercator**, Fortaleza, v. 18, p. 1–17, 2019.

SAAVEDRA, Miguel; CALVO, Martín; JIMENEZ, César. Caracterización climática de la circulación atmosférica en América del Sur. **Revista de Investigación de Física**, Lima, v. 14, p. 1–7, 2011.

SANTOS, Rangel *et al*. The decline of fisheries on the Madeira River, Brazil: The high cost of the hydroelectric dams in the Amazon Basin. **Fisheries Management And Ecology**, East Yorkshire, v. 25, p. 380-391, 2018.

SECRETARIA DE PLANEJAMENTO. **Territórios de Identidade**. Salvador, Bahia. 2018.

SENTELHAS, Paulo C.; SANTOS, Dayaba L dos; MACHADO, Ronalton E. Water deficit and water surplus maps for Brazil, based on FAO Penman-Monteith potential evapotranspiration. **Ambi-Água, Água - An Interdisciplinary Journal of Applied Science, Taubaté,** v. 3, p. 28–42, 2008.

SILVA, Camila Bittencourt; OLIVEIRA, Luiz Fernando Coutinho. Relação Intensidade-Duração-Frequência de Chuvas Extremas na Região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 20, n. 1980–055x, p. 267–283, 2017.

SILVA, Elizamar Ciríaco da *et al.* Comportamento estomático e potencial da água da folha em três espécies lenhosas cultivadas sob estresse hídrico. **Acta Botânica Brasílica, Brasília,** v. 17, n. 2, p. 231–246, 2003.

SILVA, Gabriela Mateus de Fontes *et al*. Disponibilidade Hídrica de uma Bacia Hidrográfica no Sul da Bahia. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 14, p. 1597 – 1611, 2021.

SILVA, Gabriela Mateus de Fontes *et al*. Divisão fisiográfica da bacia do rio Buranhém como subsídio para o planejamento e gestão dos recursos hídricos. **Gaia Scientia**, João Pessoa, v. 14, p. 117-135, 2020.

SILVA, João Pedro Rodrigues; REBOITA, Michelle Simões; ESCOBAR, Gustavo Carlos Juan. Caracterização da Zona de Convergência do Atlântico Sul em Campos Atmosféricos Recentes. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 20, p. 355-377, 2019.

SILVA, Thieres G. F *et al.* Potencial pedoclimático do Estado da Bahia para o cultivo da atemóia. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 13, n. 31, p. 566–574, 2006.

SILVA, Vicente P. R. *et al.* Análise da pluviometria e dias chuvosos na região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 15, n. 2, p. 131–138, 2011.

SOUZA, Maria José Hatem de *et al*. Disponibilidade Hídrica do Solo e Produtividade do Eucalipto em Três Regiões Da Bacia Do Rio Doce 1. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 3, p. 399–410, 2006.

SOUZA, Zigomar Menezes *et al.* Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, p. 699–707, 2001.

SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. **Análise dos atributos climáticos do Estado da Bahia**. Salvador: SEI, 1998.

SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. **Indicadores de Território:** Território de Identidade Extremo Sul: SEI, 2019.

SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. **Uso atual das terras:** Bacias do Extremo Sul do Rio Jequitinhonha. n. 978-85-85976–66, p.176, 2008.

TASCHETTO, Andréa Sardinha. **O impacto do Oceano Atlântico Sul no clima regional**. 2006. Tese (Doutorado em Oceanografia Física) - Instituto Oceanográfico, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

TEIXEIRA Antonio Heriberto de Castro; LIMA-FILHO, José Moacir. Lima. **Cultivo da Mangueira**. Petrolina, Pernambuco: Embrapa Semi-Árido, 2004.

THORNTHWAITE, Charles Warren.; An approach toward a rational classification of climate. **Geographical Review**, New York, v.38, n.1, p.55-94, 1948.

WANDERLEY, Livio; SANTOS, Nanety Cristina Alves; PORTUGAL, Wellyngton Barbosa. Um Estudo de Dinamismos Setoriais por Mesorregiões do Estado da Bahia, no Intervalo entre 2006 e 2012, através do modelo shift-share analysis. **Nexos Econômicos,** Salvador, v. 8, n. 1, p. 81–122, 2014.

ZANELLA, Maria Elisa. Considerações Sobre o Clima e os Recursos Hídricos Do Semiárido Nordestino. **Caderno Prudentino de Geografia**, Presidente Prudente, v. 1, n. 36, p. 126–142, 2014.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

SALDO DE RADIAÇÃO EM ESTUFA DE POLIETILENO

NET RADIATION IN POLYETHYLENE GREENHOUSE

BALANCE DE RADIACIÓN EN INVERNADERO DE POLIETILENO

Lucas Carvalho Lenz
Faculdade de Ciências Agronômicas - UNESP/Botucatu
lenzchacal@gmail.com

Enzo Dal Pai
Faculdade de Ciências Agronômicas - UNESP/Botucatu
enzo-dal.pai@unesp.br

João Francisco Escobedo
Faculdade de Ciências Agronômicas - UNESP/Botucatu
j.escobedo@unesp.br

Alexandre Dal Pai
Faculdade de Ciências Agronômicas - UNESP/Botucatu
dal.pai@unesp.br

Resumo: O trabalho descreve uma análise climática e estatística do Balanço de Radiação em estufa de polietileno tipo túnel. O balanço de radiação é a soma das radiações de ondas curtas (Global e refletida) com as radiações de ondas longas (atmosférica e terrestre). As medidas no interior da estufa foram feitas no período de 01/03/2008 a 28/02/2009 e as medidas no exterior foram realizadas no período de 01/03/2011 a 28/02/2012, no campus da FCA, UNESP de Botucatu. As quatro radiações apresentam variações sazonais ao longo do ano: os valores médios mensais das radiações são maiores no período chuvoso, verão e primavera, nos quais são maiores as concentrações de nuvens e vapor de água, e menores no outono e inverno, no período da seca, onde são menores as concentrações de nuvens e vapor de água. O valor médio-anual do balanço de ondas curtas no interior da estufa foi de 11,2 $MJm^{-2}dia^{-1}$ e no exterior foi de 15,0 $MJm^{-2}dia^{-1}$, o valor médio-anual do balanço de ondas longas no interior da estufa foi de -3,8 $MJm^{-2}dia^{-1}$ e de -5,7 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no exterior e o valor médio-anual do Saldo de Radiação no interior da estufa foi de 7,4 $MJm^{-2}dia^{-1}$ e de 9,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no exterior.
Palavras-chave: Balanço de radiação. Radiação termal. Radiação de ondas longas. Radiação de ondas curta.

Abstract: The work describes a climatic and statistical analysis of the Radiation Balance in a tunnel type polyethylene greenhouse. The radiation balance is the sum of short wave radiation (Global and

reflected) with long wave radiation (atmospheric and terrestrial). The measurements inside the greenhouse were made from 01/03/2008 to 02/28/2009 and the measurements outdoors were carried out from 01/03/2011 to 02/28/2012, at the FCA campus, UNESP Botucatu. The four radiations show seasonal variations throughout the year: the average monthly radiation values are higher in the rainy season, summer and spring, in which the concentrations of clouds and water vapor are higher, and lower in autumn and winter, in the period of drought, where cloud and water vapor concentrations are lower. The average annual value of the short wave balance inside the greenhouse was 11.2 $MJm^{-2}dia^{-1}$ and outside it was 15.0 $MJm^{-2}dia^{-1}$, the average annual value of the long wave balance inside the greenhouse was -3.8 $MJm^{-2}dia^{-1}$ and -5.7 $MJm^{-2}dia^{-1}$ outside and the average annual value of the radiation balance inside the greenhouse was 7.4 $MJm^{-2}dia^{-1}$ and 9.3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ outside.
Keywords: Net radiation. Thermal radiation. Long wave radiation. Shortwave radiation.

Resumen: El trabajo describe un análisis climático y estadístico del Balance de Radiación en un invernadero de polietileno de tipo túnel. El balance de radiación es la suma de la radiación de onda corta (global y reflejada) con radiación de onda larga (atmosférica y terrestre). Las mediciones en el interior del invernadero se realizaron del 01/03/2008 al 28/02/2009 y las mediciones en el exterior se llevaron a cabo del 01/03/2011 al 28/02/2012, en el campus de la FCA, UNESP Botucatu. Las cuatro radiaciones muestran variaciones estacionales a lo largo del año: los valores de radiación mensuales promedio son más altos en la temporada de lluvias, verano y primavera, en las que las concentraciones de nubes y vapor de agua son más altas, y más bajas en otoño e invierno, en el período de sequía, donde las concentraciones de nubes y vapor de agua son más bajas. El valor promedio anual del balance de onda corta dentro del invernadero fue de 11.2 $MJm^{-2}dia^{-1}$ y fuera de 15.0 $MJm^{-2}dia^{-1}$, el valor promedio anual del balance de onda larga dentro del invernadero fue de -3.8 $MJm^{-2}dia^{-1}$ y -5.7 $MJm^{-2}dia^{-1}$ afuera y el valor promedio anual del balance de radiación dentro del invernadero fue de 7.4 $MJm^{-2}dia^{-1}$ y 9.3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ afuera.
Palabras-clave: Balance de radiación. Radiación termal. Radiación de onda larga. Radiación de onda corta

Submetido em: 03/03/2020
Aceito para publicação em: 18/08/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, o cultivo em estufas de polietileno aumentou consideravelmente em muitos países como um meio de proteção de plantas e culturas agronômicas contra adversidades e variações climáticas (ANDRADE et al., 2011). A grande vantagem dessa técnica é a possibilidade de produção, principalmente de hortaliças e flores, nos períodos de entressafra, garantindo preços mais atrativos.

No Brasil, o uso de estufas de polietileno apresenta diversas funções, considerando a extensão e a localização geográfica. Nas regiões Sul e Sudeste, por exemplo, as estufas de polietileno atuam como reguladores térmicos, reduzindo o efeito prejudicial causado em algumas culturas por baixas temperaturas e geadas (COSTA et al., 2011). Nas regiões Nordeste e Centro-Oeste, com altas temperaturas, as estufas de polietileno proporcionam alterações microclimáticas benéficas às plantas por meio de um controle mais adequado dos elevados níveis quantitativos das radiações solares global, difusa e fotossinteticamente ativa (PAR), dentre outros (SANTOS et al., 2017). Ao mesmo tempo, as estufas de polietileno minimizam os efeitos adversos de ventos fortes, chuvas e granizo que normalmente causam danos às plantas, não apenas fisiologicamente, mas também mecanicamente, e reduzem a incidência de pragas (KHOSHNEVISAN et al., 2013).

As estufas de polietileno permitem a produção de produtos de alta qualidade e podem atingir um aumento de produtividade em torno de 30% a 50% maior que o ambiente externo, conforme demonstrado por estudos com pepino, pimentão, feijão e tomate (GALVANI et al., 2000; CUNHA et al., 2003; SOUZA & ESCOBEDO, 1997; HELDWEIN et al., 2010; CARVALHO et al., 2005). Esse aumento está relacionado ao melhor controle das alterações microclimáticas que ocorrem em seu interior (FARIAS et al., 1993; ESCOBEDO et al., 1994; FRISINA & ESCOBEDO 1999; HOLCMAN & SENTELHAS, 2012; GALVANI et al., 2001, CUNHA et al., 2002; PEZZOPANE ET al., 1995; COSTA et al., 2010; BECKMANN et al., 2006). Por exemplo, polietilenos de diferentes espessuras usadas em coberturas de estufa causam mudanças de energia na radiação de ondas curtas, modificando a relação entre radiações solares global, difusa e direta. Isso também ocorre para os componentes espectrais da radiação solar, especialmente para a radiação solar fotossinteticamente ativa (PAR) (ESCOBEDO et al., 2011), cujos comprimentos de onda (0,4-0,7 µm) são de interesse para a fotossíntese (ANDRADE et al., 2014). O aumento da difusão promovida pelo polietileno e consequentemente o aumento

da radiação par-difusa no interior da estufa permite maior absorção de energia pela planta, convertendo-a em matéria orgânica por meio da fotossíntese. A radiação difusa tem uma distribuição mais homogênea no espaço e, portanto, possui uma interação mais eficiente com a arquitetura foliar (HUAWEI et al., 2010).

Com relação às ondas longas, os valores energéticos dentro da estufa são diferentes dos valores do meio externo, visto que o uso do ambiente protegido promove um controle mais adequado das temperaturas. Portanto, o conhecimento do balanço de radiação (radiação de onda curta + onda longa) dentro da estufa é importante para qualquer cultura agrícola, pois fornece a energia para o processo de fotossíntese e para o processo de evapotranspiração, que afeta diretamente a demanda de água (JUNIOR et al., 2015). Muitos artigos na literatura relacionam o balanço de radiação ao desenvolvimento de culturas agrícolas (SIMON & ANGELOCCI, 2014).

No entanto, poucas estações meteorológicas no mundo medem rotineiramente a radiação de ondas longas devido ao alto investimento financeiro dos dispositivos de medição. Assim, na ausência de medidas, é comum o uso de equações estatísticas para estimar a radiação de ondas longas em função de parâmetros meteorológicos como temperatura, pressão do vapor de água, fluxo de calor do solo e luz do sol (BOWEN, 1926; BRUNT, 1932; LHOMME et al., 2007). Portanto, como é muito difícil encontrar artigos que usem diretamente as medidas do saldo de radiação (radiações global, refletida, atmosférica e terrestre), principalmente para estufas de polietileno, o objetivo deste trabalho é medir, analisar e comparar as quatro componentes do saldo de radiação dentro e fora de uma estufa de polietileno. A hipótese do trabalho é de que o ambiente protegido promove mudanças significativas nos valores das radiações de ondas curtas e de ondas longas. Dessa forma, os resultados poderão subsidiar trabalhos futuros que tenham como meta propor equações de estimativa do saldo de radiação no interior de ambientes protegidos.

TEORIA DA RADIAÇÃO

Radiação é o nome dado ao processo de transferência de energia de um ponto para outro por meio de ondas eletromagnéticas, independentemente da existência de um meio material ou não. A energia transmitida dessa maneira é chamada energia radiante e é classificada de acordo com seu comprimento de onda (ou frequência). O conjunto de energias

emitidas para as diferentes faixas de comprimentos de onda constituem o espectro de emissão eletromagnética, como raios gama, raios-x, ondas de rádio, microondas, raios ultravioleta e infravermelho, entre outros (BLAL et al., 2020).

Todo corpo com uma temperatura maior que 0 K emite radiação. De acordo com a Lei de Planck, essa emissão ocorre para um intervalo definido de comprimentos de onda que depende da temperatura do corpo. Quanto mais altas as temperaturas, menores os comprimentos de onda. Dessa forma, o Sol possui um espectro de emissão de ondas curtas para comprimentos de onda entre 0,3 e 2,8 µm a uma temperatura superficial de 6000 K. Por outro lado, a superfície e a atmosfera da Terra, com temperaturas em torno de 300 K, têm um espectro de emissão de ondas longas com comprimentos de onda superiores a 4 µm (IQBAL, 1983).

A energia disponível para praticamente todos os processos que ocorrem na superfície da Terra se origina da radiação solar (radiação de ondas curtas). Quando essa energia atinge a superfície e aquece o solo e a atmosfera, esta também irradia energia (radiação de ondas longas). A natureza dessas radiações (onda curta e onda longa) permite a propagação de energia em diferentes comprimentos de onda e, portanto, sua interação com os constituintes atmosféricos é a mais variada. Assim, a distribuição de energia na superfície terrestre apresenta dependência espacial e temporal (LIU et al., 2020), consequentemente com impactos no clima e na vegetação (WILSON & MEYERS, 2007). Isso influencia o metabolismo das plantas (produção de biomassa) através da fotossíntese (GÓMEZ et al., 1998), o uso racional da água na agricultura através da evapotranspiração e balanço hídrico (PEREIRA et al., 2007, RANA & KATERJI, 2000), modelos de previsão do tempo (MOHAMMADI & GOUDARZI, 2018), entre outros.

BALANÇO DE RADIAÇÃO DE ONDAS CURTAS (BOC)

O espectro da radiação solar incidente na superfície da Terra consiste predominantemente de ondas curtas, ou seja, comprimentos de onda entre 0,3 e 2,8 µm. No entanto, a radiação de ondas curtas tem seus valores atenuados ao interagir com os constituintes atmosféricos através dos fenômenos de absorção, reflexão e transmissão. Desta forma, a atmosfera desempenha um papel fundamental nos valores da radiação solar medidos na superfície (GUTIÉRREZ-TRASHORRAS et al., 2018). A componente da radiação solar que

atinge a superfície é conhecida como radiação solar global (OC_{glo}). Dependendo das características da superfície, uma porção pode ser refletida de volta para atmosfera. Esse tipo de radiação solar é chamado radiação solar refletida (OC_{refl}). O balanço de radiação de ondas curtas (BOC) é calculado pela diferença entre as radiações solares global (OC_{glo}) e refletida (OC_{refl}), de acordo com a equação (1):

$$BOC = OC_{glo} - OC_{refl} \quad (1)$$

A perda por reflexão depende das propriedades da superfície, como rugosidade e cor. Essas propriedades da superfície são conhecidas como albedo (α), definidas por:

$$\alpha = \frac{OC_{refl}}{OC_{glo}} \quad (2)$$

Os valores de albedo (α) têm sido amplamente estudados em vários tipos de superfícies vegetadas (PINKER et al., 1980; ASSIS et al., 1997; SOUZA et al., 2010). Consequentemente, o balanço de radiação de ondas curtas (BOC) pode ser expresso como:

$$BOC = OC_{glo} * (1 - \alpha) \quad (3)$$

BALANÇO DE RADIAÇÃO DE ONDAS LONGAS (BOL)

A radiação solar (radiação de ondas curtas), no planeta Terra, fornece energia para a atmosfera e o solo que, quando aquecido, também emite radiação de acordo com a lei de Stefan-Boltzmann (Equação (4)).

$$E = \varepsilon * \sigma * T^4 \quad (4)$$

Sendo E a energia emitida pelo corpo ($MJm^{-2}dia^{-1}$), ε é a emissão do corpo (sem dimensão), σ é a constante de Stefan-Boltzmann (σ = $4{,}903x10^{-9}$ $MJm^{-2}dia^{-1}K^{-4}$) e T é a temperatura do corpo (K). Essas radiações são emitidas na faixa do espectro de ondas longas (3 a 45 µm) e, como dependem da temperatura, também são conhecidas como radiações térmicas (ZHANG et al., 2018).

Assim, a radiação de ondas longas disponível na superfície da Terra é composta por duas componentes: radiação atmosférica (OL_{atm}) e radiação terrestre (OL_{terr}). A primeira depende da temperatura do ar, da quantidade de vapor d´água e da cobertura de nuvens (DAI & FANG, 2014). A segunda depende da temperatura do solo e da cobertura vegetal (GOLKAR et al., 2018). Além disso, o balanço de radiação de ondas longas (BOL) é dado pela diferença entre as radiações atmosférica e terrestre, de acordo com a equação (5).

$$BOL = OL_{atm} - OL_{terr} \quad (5)$$

SALDO DE RADIAÇÃO (SR)

O saldo de radiação (SR) representa os ganhos e perdas energéticos provenientes da interação dos fluxos radiativos com a atmosfera e a superfície. Portanto, representa a energia total líquida disponível no ambiente para processos biológicos e físicos. Assim, o saldo de radiação é calculado pela soma entre os balanços de radiação de ondas curtas (BOC) e ondas longas (BOL), de acordo com a equação (6).

$$SR = BOC + BOL \quad (6)$$

sendo SR o saldo de radiação ($MJm^{-2}dia^{-1}$); BOC o balanço de radiação de ondas curtas ($MJm^{-2}dia^{-1}$) e; BOL o balanço de radiação de ondas longas ($MJm^{-2}dia^{-1}$). Ao combinar as equações (1), (5) e (6), o saldo de radiação pode ser expresso em função dos quatro componentes radiativos, de acordo com a equação (7):

$$SR = OC_{glo} - OC_{refl} + OL_{atm} - OL_{terr} \quad (7)$$

SALDO DE RADIAÇÃO EM AMBIENTE PROTEGIDO

O conhecimento do saldo de radiação no interior de ambientes protegidos tem grande utilidade na compreensão e prevenção de fenômenos desfavoráveis, como a formação de geadas (BECKMANN et al., 2006). Também ajuda a compreender melhor as alterações causadas pelo plástico no regime térmico dentro dessas estruturas. Essas alterações microclimáticas têm importância por fornecerem melhores condições para as plantas. (KHOSHNEVISAN et al., 2013).

O saldo de radiação interno pode ser definido pelas mesmas componentes do saldo de radiação, medidas no interior da estufa e após sofrerem interações com o plástico:

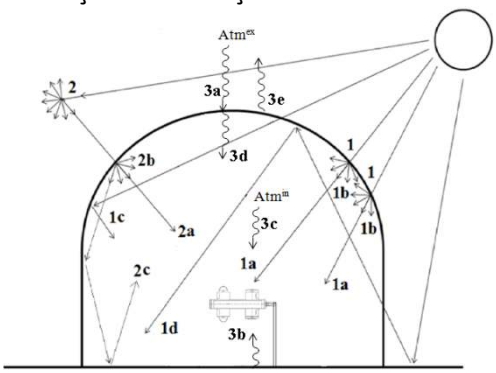
$$SR^{in} = OC_{glo}^{in} - OC_{refl}^{in} + OL_{atm}^{in} - OL_{terr}^{in} \quad (8)$$

O índice "*in*", que consta na equação (8), refere-se às componentes da radiação medidas no interior da estufa de polietileno. Estas componentes não são iguais às suas componentes externas. A cobertura de polietileno provoca alterações ao transmiti-las para o interior da estufa.

No espectro de ondas curtas a principal componente é a radiação global. A radiação global externa ao incidir sobre a cobertura de polietileno sofre os processos de reflexão e transmissão. A fração refletida é perdida e não contribui na medida da radiação global interna. A fração transmitida é a fração de interesse e já foi amplamente discutida na literatura especializada. A transmissividade na cobertura depende de vários fatores como tipo e espessura da cobertura (SOUSA et al., 2004), tempo de uso e quantidade de sujeiras depositadas na cobertura (BECKMANN et al., 2006), ângulo de incidência (POLLET & PIETERS, 1999) e concentração de vapor de água na cobertura (BURIOL et al.,1995; FARKAS et al. 2001), entre outros. A transmissividade depende ainda das condições do céu: a transmissão em dias de céu nublado de 80,0% é maior que em dias de céu claro de 78,0%. No geral, resultados mostram que a transmissividade da radiação global ($\frac{OC_{glo}^{in}}{OC_{glo}^{ext}}$) na cobertura de polietileno situa-se entre os valores de 70,0% a 80,0% (SOUSA et al., 2004).

A radiação global divide-se em duas componentes: fração global direta e fração global difusa. A radiação solar direta é a fração da radiação solar global que não sofre interação com elementos constituintes atmosféricos e incide de modo unidirecional. A radiação global difusa é a fração da radiação solar global que interage com algum elemento atmosférico e sofre espalhamento multidirecional. As radiações direta e difusa do espectro total (0,3 a 2,8 µm) ao interagirem com a cobertura de polietileno tipo túnel são transmitidas para dentro da estufa, como mostra o esquema na Figura 1:

Figura 1 - Esquema da interação das radiações direta e difusa na estufa de polietileno.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

As radiações direta e difusa, após interagirem com a cobertura de polietileno, contribuem nas medidas da radiação global interna com as seguintes componentes: 1a- direta transmitida; 1b- direta espalhada; 1c-refletida; 1d-multirefletidas das superfícies horizontal interna e externa, e então espalhada ou refletida novamente na cobertura. Já a radiação difusa contribui com as componentes: 2a- radiação difusa externa transmitida direcionalmente, 2b- difusa espalhada e 2c- difusas refletidas na cobertura e todas as demais irradiâncias difusas que sofreram múltiplas reflexões na superfície horizontal e na cultura.

Similarmente, as radiações direta e difusa após interagirem com a cobertura de polietileno contribuem nas medidas da radiação refletida solar somente a componente: 1b- direta espalhada; 1c-refletida; 1d-multirefletidas das superfícies horizontal interna e externa, e então espalhada ou refletida novamente na cobertura. A componente refletida 1c tem grande dependência com o tipo de cobertura do solo, ou das propriedades da cultura implantada no interior da estufa (ASSIS et al, 1997). Em geral culturas com colorações mais claras têm maior albedo, ou poder de reflexão, e conseguem elevar os valores da radiação global interna.

As radiações de ondas longas são consideradas ondas com baixas quantidades de energia (3 a 45 µm). Por ter essa natureza termal essas ondas não sofrem transmissão na cobertura de polietileno, mas sim absorção. A cobertura ao absorver esta energia sofre um aquecimento e passa a emitir multidirecionalmente essa energia. A radiação de ondas longas atmosférica externa (componente 3a na Figura1) é absorvida pela cobertura e emite uma fração dessa energia de volta para a atmosfera (3e) e uma fração dessa energia para o interior da estufa (3d). Similarmente ao ambiente fora da estufa o solo adquire energia térmica e também passa a emitir energia (radiação terrestre interna: componente 3b da Figura1).

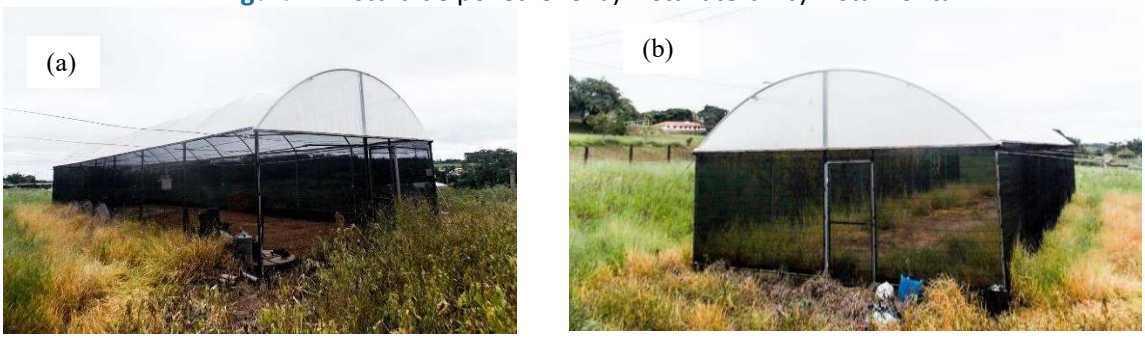
Devido ao confinamento e à ausência de trocas convectivas de calor no interior de uma estufa, as componentes 3b e 3d provocam um aumento na temperatura da atmosfera interna, ocasionando uma temperatura no interior da estufa maior em comparação à temperatura externa da estufa. Essa atmosfera interna mais aquecida emitirá uma quantidade maior de energia em relação ao meio externo. A radiação de ondas longa atmosférica interna é representada pela soma das componentes 3c e 3d.

MATERIAIS E MÉTODOS

O estudo foi realizado no campo experimental da Estação de Radiometria Solar localizada na Faculdade de Ciências Agronômicas – UNESP, cidade de Botucatu, SP (latitude 22,9º Sul, longitude 48,45º Oeste e altitude 785 m). O clima de Botucatu é classificado como Cwa (critério KÖPPEN), temperado quente (mesotérmico), verão quente e úmido e inverno seco. O dia mais longo (solstício de verão) tem 13,4 horas em dezembro e o mais curto (solstício de inverno) é 10,6 horas em junho. Os meses de fevereiro e julho são os mais quentes e frios do ano, respectivamente, com temperaturas médias de 23,2 ºC e 17,1 ºC, enquanto fevereiro e agosto são os meses mais e menos úmidos, com porcentagens de 78,2% e 61,8%, respectivamente. Já a precipitação consiste em dois períodos distintos: chuvoso e seco, onde a fronteira entre os períodos é de aproximadamente 100 mm de precipitação. Durante a estação chuvosa, de outubro a março (primavera e verão), as chuvas são de natureza convectiva, originadas do processo de convecção livre. Na estação seca, de abril a setembro (outono e inverno), as chuvas são do tipo frontal, originadas do encontro de massas frias e secas vindas do Sul com massas quentes e úmidas do Sudeste. A precipitação mais alta ocorre em janeiro, com 260,7 mm no total, e a mínima em agosto, com 38,2 mm (ESCOBEDO et al., 2011).

A estufa utilizada no estudo foi uma estufa de polietileno de 100µm tipo túnel, com 24m de comprimento, 7m de largura, 2m de pé direito, 1,7 m de altura da concavidade e área total de 168 m^2. A Figura 2 mostra a estufa de polietileno utilizada no trabalho.

Figura 2 - Estufa de polietileno. a) Vista lateral. b) Vista frontal.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

O instrumento utilizado para obtenção dos valores do saldo de radiação foi um radiômetro solar modelo CNR1 da Kipp e Zonen, o qual realizava a medida concomitante de suas quatro componentes: radiação solar global, radiação solar refletida, radiação atmosférica e radiação terrestre. Foram realizadas calibrações do equipamento sempre antes do início de um período de medições. A Estação de Radiometria Solar possui radiômetros solares adicionais usados anualmente apenas para calibração utilizando o método comparativo. Neste caso foi usado um piranômetro Eppley PSP como referência para calibração. A Figura 3 mostra o radiômetro CNR1 utilizado no monitoramento das radiações de ondas curtas e ondas longas.

Figura 3 - Radiômetro CNR1



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Todos os sensores foram conectados a um registrador automático de dados modelo 21X da Cambell Scientific Inc, programado para operar numa frequência de varredura de 0,2

Hz. Ao final de 5 minutos, médias eram calculadas e armazenadas num banco de dados. Rotinas de controle de qualidade foram aplicados aos dados em função de valores discrepantes devido ao mau funcionamento de sensores, desligamentos de energia elétrica, corte acidental de fios, dentre outros.

Os valores das radiações foram monitorados no formato Wm^{-2} (Potência/Área) e integrados no tempo para partição diária no formato $MJm^{-2}dia^{-1}$ (Energia/Área). Em seguida, os valores foram agrupados mensalmente e extraídas suas médias mensais, também no formato $MJm^{-2}dia^{-1}$. Para confecção dos gráficos, foram utilizados os valores médio-mensais das radiações.

As medidas das radiações foram tomadas dentro e fora da estufa de polietileno a fim de comparação. No entanto, pelo fato do equipamento demandar elevado aporte financeiro, a Estação de Radiometria Solar dispõe de apenas uma unidade do saldo radiômetro CNR1 e, portanto, o arranjo experimental foi realizado em 2 períodos distintos: a medição no interior da estufa foi realizada de 03/2008 a 02/2009, enquanto que as medições na área externa à estufa foram realizadas de 03/2011 a 02/2012.

Como as medidas dentro e fora da estufa foram realizadas em épocas diferentes, foi necessário verificar se os dois períodos de medição não apresentam diferenças significativas nas variáveis meteorológicas, nebulosidade e temperatura a ponto de interferirem nas medidas das radiações. A nebulosidade desempenha papel decisivo nos níveis de radiação global (ondas curtas) medidos em superfície e foi calculada utilizando heliogramas de brilho solar monitorados por um heliógrafo Campbell-Strokes. A equação (9) mostra o cálculo da nebulosidade.

$$Neb = 1 - \frac{n}{N} \tag{9}$$

sendo Neb a nebulosidade (adimensional), n as horas de brilho solar (h) e N o fotoperíodo (h). Já a temperatura está relacionada à radiação termal (ondas longas) e foi medida por uma sonda probe do tipo HMP45C da marca Vaisala. As Tabelas 1 e 2 mostram as médias mensais, desvio-padrão, variância e coeficiente de variação da nebulosidade e temperatura, respectivamente. São também apresentados o número de observações, o teste t de Student calculado e a probabilidade a 5% de significância.

Tabela 1 - Média, desvio-padrão, variância e coeficiente de variação da nebulosidade nos períodos 2008/2009 e 2011/2012.

Mês	2008/2009				2011/2012				N	t_{calc}	Valor-p
	$\underline{M}$	sd	V	CV (%)	$\underline{M}$	sd	V	CV(%)			
3	0,394[a]	0,26	0,066	65,20	0,624[a]	0,29	0,083	46,17	31	3,32	0,002*
4	0,469	0,33	0,108	70,07	0,364	0,27	0,074	74,73	29	-1,32	0,192
5	0,354	0,34	0,118	97,04	0,273	0,22	0,047	79,41	31	-1,10	0,274
6	0,377	0,28	0,079	74,55	0,239	0,26	0,068	109,11	30	-1,98	0,053
7	0,163	0,20	0,039	121,16	0,282	0,25	0,061	87,58	28	1,99	0,052
8	0,335	0,31	0,099	93,92	0,330	0,32	0,101	96,30	31	-0,06	0,952
9	0,346	0,28	0,081	82,26	0,280	0,21	0,043	74,06	30	-1,02	0,312
10	0,524	0,31	0,097	59,44	0,461	0,33	0,106	70,62	31	-0,77	0,443
11	0,433	0,26	0,070	61,10	0,390	0,32	0,105	83,09	30	-0,57	0,568
12	0,385	0,24	0,056	61,47	0,321	0,23	0,055	73,06	31	-1,06	0,293
1	0,671	0,32	0,101	47,36	0,557	0,30	0,089	53,56	31	-1,46	0,151
2	0,548	0,26	0,067	47,23	0,411	0,26	0,066	62,51	28	-1,97	0,054

N é número de observações; t é teste t de Student e p é probabilidade a 5% de significância.
[a] - houve diferença significativa entre as médias.
* - valor-p calculado menor que valor-p 5% de significância (p=0,05)

Tabela 2 - Média, desvio-padrão, variância e coeficiente de variação da temperatura nos períodos 2008/2009 e 2011/2012.

Mês	2008/2009				2011/2012				N	t_{calc}	Valor. p
	$\underline{M}$ (ºC)	sd	V	CV (%)	$\underline{M}$ (ºC)	sd	V	CV (%)			
3	23,03	1,71	2,91	7,41	22,05	2,71	7,35	12,30	31	-1,72	0,091
4	21,59	1,70	2,89	7,87	21,32	2,58	6,65	12,10	30	-0,47	0,638
5	18,32	2,63	6,93	14,37	18,21	2,05	4,20	11,25	31	-0,18	0,859
6	17,61	2,96	8,79	16,84	16,66	2,75	7,59	16,54	30	-1,28	0,207
7	19,13	2,14	4,56	11,16	18,42	3,03	9,18	16,45	31	-1,08	0,286
8	20,31	2,47	6,08	12,14	18,31	5,03	25,26	27,45	31	-1,99	0,051
9	20,30	3,32	10,99	16,33	20,00	2,86	8,16	14,28	30	-0,38	0,709
10	22,48	2,94	8,62	13,06	21,95	2,57	6,63	11,73	31	-0,75	0,454
11	22,01	1,63	2,67	7,42	21,53	2,61	6,83	12,14	30	-0,85	0,397
12	23,85	2,11	4,47	8,86	24,17	2,22	4,93	9,19	31	0,57	0,571
1	22,55	1,87	3,48	8,27	23,39	1,58	2,50	6,76	31	1,92	0,059
2	24,79	0,85	0,72	3,42	25,24	0,89	0,80	3,54	28	1,94	0,057

N é número de observações; t é teste t de Student e p é probabilidade a 5% de significância.
Não houve diferença significativa entre as médias.

Para nebulosidade, os valores médio-mensais dos dois períodos seguem uma mesma tendência: menor nebulosidade para o período seco do inverno e maior nebulosidade para o período úmido do verão. A exceção ocorreu para o mês de março, o qual apresentou valor considerado baixo de 0,394 para o período de 2008/2009, visto que de acordo com o clima da região, março é um mês de elevada nebulosidade. Como nesse período foi realizado o experimento dentro da estufa, essa ocorrência favoreceu um valor mais elevado da radiação global externa e, consequentemente, da radiação global no interior da estufa, causando uma situação física improvável ao comparar os dois períodos de medição: radiação global interna maior que a radiação global externa. A 5% de significância, o teste t mostrou que no mês de março as médias de nebulosidade dos períodos 2008/2009 e 2011/2012 foram significativamente diferentes e, portanto, optou-se por descartar o mês de março das análises dos resultados.

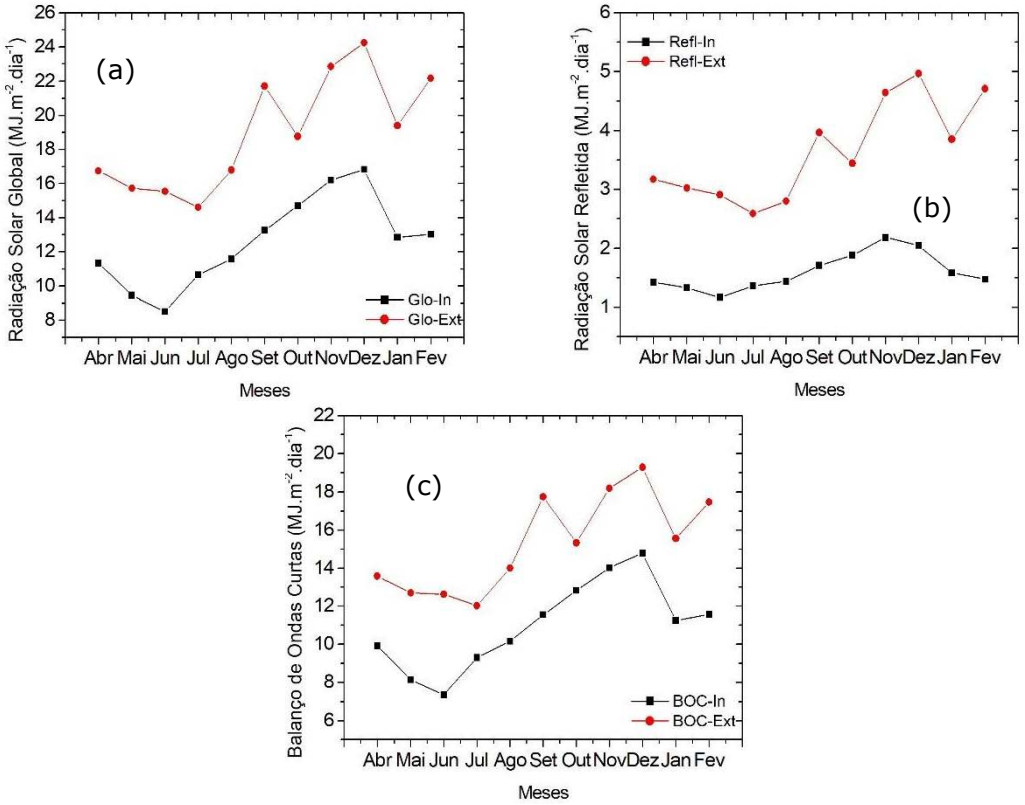
Já para a temperatura externa observou-se que, em todos os meses dos dois períodos, as médias mensais foram significativamente iguais com 5% de significância. Dessa forma, com exceção do mês de março, os dois períodos de medição apresentaram valores de nebulosidade e temperatura similares e, portanto, podemos assegurar que, caso haja diferenças energéticas entre os dois períodos, essas diferenças podem ser atribuídas ao uso do ambiente protegido.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Evolução anual das radiações de ondas curtas: radiações global e refletida

A Figura 6 mostra a evolução anual das radiações de onda curta por meio de seus valores médios-mensais diários. Na Figura 6 (a) são apresentados os valores de radiação global dentro e fora, na Figura 6 (b) os valores de radiação refletida dentro e fora e na Figura 6 (c) o balanço de ondas curtas dentro e fora da estufa de polietileno.

Figura 6 - Valores médios mensais da incidência (a) e reflexão (b) de radiação de ondas curtas, assim como o balanço de ondas curtas (c) dentro e fora da estufa de polietileno em Botucatu (SP).



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

As radiações global e refletida no interior da estufa seguem as variações sazonais das radiações global e refletida externa ao longo do ano: valores mais elevados no verão e valores menos elevados no inverno. A sazonalidade é devido à variação astronômica do sol (declinação do sol), latitude (local), e principalmente, devido às variações climáticas das nuvens e vapor d'água, características de cada mês, ou estação do ano. No verão e primavera, a energia da radiação é mais elevada, porque o sol declina no hemisfério sul mais próximo da latitude local (-23,51^0) que quando declina no hemisfério norte, durante o outono e inverno. Apesar de o verão apresentar valores mais energéticos, esse período é caracterizado por maiores episódios de nebulosidade, o que justifica as oscilações observadas na intensidade de seus valores radiativos.

Em relação aos valores energéticos dentro e fora da estufa, observa-se que, tanto para a radiação global como para a refletida, os valores das médias de dentro da estufa são menores que os valores de fora. Para verificar se essa diferença é estatisticamente significativa, foi aplicado um teste de hipóteses (teste t de Student) com 5% de significância.

A Tabela 3 mostra as médias mensais, a variância e o valor-p da aplicação do teste de hipóteses para as radiações global e refletida.

Tabela 3 - Médias-mensais, variância e valores-p das radiações de ondas curtas global e refletida no interior e no exterior da estufa de polietileno.

Mês	Radiação Global ($MJm^{-2}dia^{-1}$)					Radiação Refletida ($MJm^{-2}dia^{-1}$)				
	Interior		Exterior		Valor.p	Interior		Exterior		Valor.p
	$\underline{M}$	Var	$\underline{M}$	Var		$\underline{M}$	Var	$\underline{M}$	Var	
4	$11,34^{a}$	13,50	$16,75^{a}$	26,80	$1,9x10^{-5}$ *	$1,42^{l}$	0,43	$3,17^{l}$	0,96	$3,7x10^{-11}$ *
5	$9,46^{b}$	12,05	$15,73^{b}$	10,36	$1,1x10^{-9}$ *	$1,33^{m}$	0,27	$3,02^{m}$	0,43	$5,7x10^{-16}$ *
6	$8,51^{c}$	4,96	$15,54^{c}$	15,26	$1,4x10^{-10}$ *	$1,16^{n}$	0,10	$2,91^{n}$	0,54	$2,5x10^{-15}$ *
7	$10,69^{d}$	0,53	$14,61^{d}$	13,02	$1,3x10^{-6}$ *	$1,38^{o}$	0,03	$2,59^{o}$	0,41	$7,5x10^{-13}$ *
8	$10,82^{e}$	10,79	$16,80^{e}$	29,58	$2,9x10^{-5}$ *	$1,32^{p}$	0,15	$2,80^{p}$	0,84	$3,5x10^{-9}$ *
9	$12,60^{f}$	26,41	$21,72^{f}$	14,06	$9,9x10^{-10}$ *	$1,62^{q}$	0,48	$3,97^{q}$	0,46	$6,2x10^{-17}$ *
10	$14,70^{g}$	16,05	$18,76^{g}$	64,09	$2,4x10^{-2}$ *	$1,88^{r}$	0,26	$3,44^{r}$	2,59	$2,0x10^{-5}$ *
11	$16,20^{h}$	20,41	$22,85^{h}$	46,02	$4,6x10^{-5}$ *	$2,18^{s}$	0,43	$4,64^{s}$	1,99	$8,7x10^{-12}$ *
12	$16,83^{i}$	14,52	$24,24^{i}$	21,94	$4,4x10^{-9}$ *	$2,05^{t}$	0,25	$4,97^{t}$	0,99	$1,3x10^{-21}$ *
1	$12,84^{j}$	31,90	$19,41^{j}$	50,21	$1,6x10^{-4}$ *	$1,58^{u}$	0,57	$3,85^{u}$	1,97	$6,2x10^{-11}$ *
2	$13,04^{k}$	30,72	$22,18^{k}$	33,96	$1,1x10^{-5}$ *	$1,47^{v}$	0,37	$4,71^{v}$	3,56	$9,2x10^{-8}$ *

p é probabilidade a 5% de significância resultante da aplicação do teste t de Student.
^{a,b,c,d,e,f,g,h,i,j,k} - houve diferença significativa entre as médias-mensais.
^{l,m,n,o,p,q,r,s,t,u,v} - houve diferença significativa entre as médias-mensais.
* - valor-p calculado menor que valor-p 5% de significância (p=0,05)

Da comparação mês a mês, a 5% de significância, a Tabela 3 mostra que todos os valores-p foram inferiores a 0,05, tanto para a radiação global quanto para a radiação refletida. Portanto, rejeitamos a hipótese nula de igualdade das médias e atribuímos que a diferença entre as médias-mensais para as radiações de ondas curtas é devido ao uso do ambiente protegido. De fato, o plástico que cobre a estufa promove maior atenuação dos valores das radiações no interior da estufa, causando essa diferença observada (BURIOL et al, 1999; DE SÁ ANDRADE, 2011).

Em relação aos valores quantitativos, o valor da radiação global interna variou de 8,51 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de junho a 16,83 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de dezembro enquanto que o valor de radiação global externa variou de 14,61 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de julho a 24,24 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de dezembro. O valor médio anual foi de 12,46 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para a radiação global interna e 18,96 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para a radiação global externa. Já a transmitância do plástico ficou entre 55% a 79%, com valor médio anual de 66%. Esse intervalo de valores da transmitância está de

acordo com valores obtidos por Buriol et al (1995), Frisina e Escobedo (1999), Cunha et al (2002), Beckman et al (2006) e De Sá Andrade et al (2011).

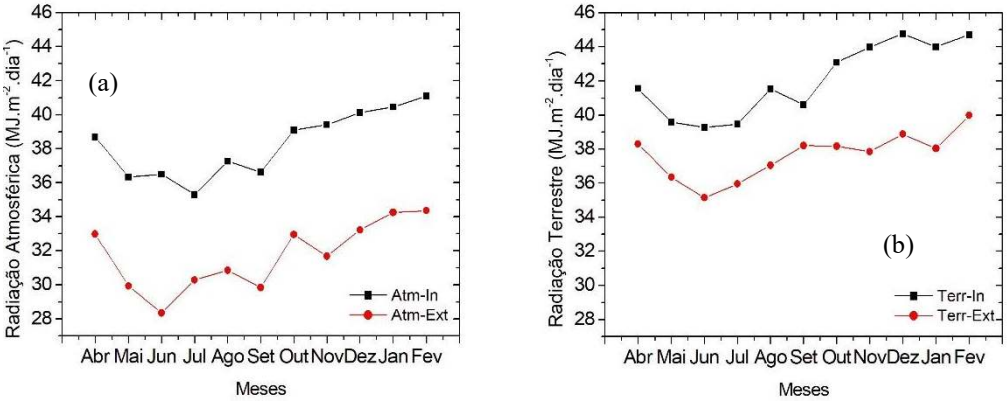
Já para a radiação refletida, dentro da estufa os valores variaram de 1,16 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de junho a 2,18 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de novembro e fora da estufa variaram de 2,59 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de julho a 4,97 $MJm^{-2}dia^{-1}$ no mês de dezembro. Os valores médio-anuais foram: radiação refletida interna 1,61 $MJm^{-2}dia^{-1}$ e; radiação refletida externa 3,56 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Frisina e Escobedo (1999) encontraram valores de 0,67 $MJm^{-2}dia^{-1}$ a 6,22 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para a radiação solar refletida interna e 0,63 $MJm^{-2}dia^{-1}$ a 7,53 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para a radiação solar refletida externa.

Similarmente, a evolução anual do balanço de ondas curtas (BOC) (Figura 6c) mostra que as variações dos valores médio mensais são sazonais e dependem das variações climáticas: os valores do BOC são maiores no período úmido, meses de outubro a fevereiro, nos quais a nebulosidade e a concentração do vapor de água são mais elevadas no ano. Por outro lado, são menores no período seco, meses de abril a setembro, nos quais a nebulosidade e concentração do vapor de água são menores no ano. No período seco os valores do BOC interno variaram de 7,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em junho a 11,5 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em setembro, e no período úmido de 11,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em janeiro a 14,8 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em dezembro. No total o valor do BOC interno médio anual foi de 11,2 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Para o BOC externo, no período seco os valores variaram de 12,0 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em julho a 17,7 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em setembro. Para o período úmido a variação foi de 15,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em outubro a 19,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em dezembro. A média anual foi de 15,0 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Frisina e Escobedo (1999) encontraram valores médios anuais de 12,84 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para BOC interno e 16,43 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para BOC externo.

Evolução anual das radiações de ondas longas: radiações atmosférica e terrestre

As Figuras 7 (a) e 7 (b) mostram a evolução anual das radiações de ondas longas por meio de seus valores médio-mensais: atmosférica interna e externa e terrestre interna e externa, respectivamente.

Figura 7 - Valores médios mensais de emissão atmosférica (a) e terrestre (b) de radiação de ondas longas dentro e fora da estufa de polietileno em Botucatu (SP).



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Em relação aos valores energéticos dentro e fora da estufa, observa-se que, tanto para a radiação atmosférica como para a terrestre, os valores das médias mensais de dentro da estufa foram maiores que os valores de fora. Para verificar se essa diferença é estatisticamente significativa, também foi aplicado um teste de hipóteses (teste t de Student) com 5% de significância. A Tabela 4 mostra as médias mensais, a variância e o valor-p da aplicação do teste de hipóteses para as radiações atmosférica e terrestre.

Tabela 4 - Médias-mensais, variância e valores-p das radiações de ondas longas atmosférica e terrestre no interior e no exterior da estufa de polietileno.

Mês	Radiação Atmosférica ($MJm^{-2}dia^{-1}$)					Radiação Terrestre ($MJm^{-2}dia^{-1}$)				
	Interior		Exterior		Valor.p	Interior		Exterior		Valor.p
	$\underline{M}$	Var	$\underline{M}$	Var		$\underline{M}$	Var	$\underline{M}$	Var	
4	$38,68^{a}$	1,98	$32,98^{a}$	1,51	$7,5x10^{-11}$ *	$41,56^{l}$	1,36	$38,31^{l}$	1,74	$2,1x10^{-14}$ *
5	$36,34^{b}$	1,57	$29,93^{b}$	4,16	$5,1x10^{-21}$ *	$39,59^{m}$	1,22	$36,35^{m}$	1,02	$3,9x10^{-17}$ *
6	$36,50^{c}$	2,74	$28,36^{c}$	3,64	$3,6x10^{-22}$ *	$39,28^{n}$	2,47	$35,14^{n}$	1,22	$3,0x10^{-15}$ *
7	$35,31^{d}$	1,93	$30,28^{d}$	7,70	$2,2x10^{-9}$ *	$39,25^{o}$	1,76	$35,96^{o}$	7,01	$3,1x10^{-6}$ *
8	$36,56^{e}$	7,53	$30,85^{e}$	4,37	$1,4x10^{-9}$ *	$40,60^{p}$	6,59	$37,05^{p}$	4,23	$4,0x10^{-6}$ *
9	$36,63^{f}$	4,50	$29,83^{f}$	4,38	$5,5x10^{-15}$ *	$40,59^{q}$	3,49	$38,21^{q}$	3,13	$6,5x10^{-6}$ *
10	$39,71^{g}$	3,26	$32,95^{g}$	5,51	$2,8x10^{-16}$ *	$43,78^{r}$	6,71	$38,17^{r}$	2,08	$4,1x10^{-14}$ *
11	$39,42^{h}$	1,23	$31,68^{h}$	7,32	$1,7x10^{-20}$ *	$43,97^{s}$	1,73	$37,85^{s}$	5,39	$7,9x10^{-18}$ *
12	$40,13^{i}$	1,53	$33,22^{i}$	5,62	$2,7x10^{-21}$ *	$44,76^{t}$	2,13	$38,88^{t}$	3,94	$1,4x10^{-19}$ *
1	$40,46^{j}$	1,10	$34,25^{j}$	3,44	$1,3x10^{-23}$ *	$43,99^{u}$	3,44	$38,05^{u}$	0,64	$8,9x10^{-24}$ *
2	$41,11^{k}$	0,73	$34,36^{k}$	2,11	$5,4x10^{-20}$ *	$44,70^{v}$	4,22	$39,98^{v}$	4,64	$1,5x10^{-8}$ *

p é probabilidade a 5% de significância resultante da aplicação do teste t de Student.

^{a,b,c,d,e,f,g,h,i,j,k} - houve diferença significativa entre as médias-mensais.

^{l,m,n,o,p,q,r,s,t,u,v} - houve diferença significativa entre as médias-mensais.

* - valor-p calculado menor que valor-p 5% de significância (p=0,05)

Os valores-p calculados foram menores que 0,05 em todas as situações, tanto para a radiação atmosférica quanto para a radiação terrestre. Portanto, a 5% de significância, podemos afirmar que os valores médios mensais dentro e fora da estufa são estatisticamente diferentes e essa diferença pode ser atribuída ao ambiente protegido. As radiações de ondas longas são consideradas radiações termais e, portanto, estão relacionadas à temperatura. A arquitetura do ambiente protegido minimizou as trocas de calor com o meio externo, garantindo uma temperatura mais elevada e uniforme em seu interior, justificando assim as diferenças nos valores médio mensais das radiações de ondas longas dentro e fora da estufa (CUNHA et al, 2002).

Comparando valores dentro e fora da estufa, os valores energéticos no interior da estufa são maiores que os valores fora da estufa, o que demostra a influência do ambiente protegido. De fato, o ambiente protegido favorece aumento da temperatura e, com maior temperatura a emissão de ondas longas é aumentada, o que justifica os valores energéticos da parte interna serem maiores que os valores da parte externa. Outro fator relevante é a ausência do vento no interior de estufas causado pelas condições de confinamento gerado pela cobertura. O vento tem grande capacidade de realizar trocas convectivas de calor, fato que tende a provocar decréscimo na temperatura do ar (FATNASSI et al., 2009).

A evolução anual da radiação atmosférica acompanhou a evolução anual da temperatura (Figura 5(b)), com os menores valores ocorrendo no período do inverno e os maiores valores no período do verão. Para a radiação atmosférica interna, o menor valor foi de 35,31 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em julho e o maior valor foi de 41,11 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em fevereiro (mês mais quente e úmido do ano). O valor médio anual foi de 38,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Os valores da radiação atmosférica externa apresentaram mesmo comportamento, com valor mínimo de 28,36 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em junho e valor máximo de 34,36 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em fevereiro. O valor médio anual foi de 32,0 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Pashiardis et al. (2017) encontraram valores médios anuais para a radiação atmosférica externa de 29,1 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para Athalassa e 31,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para Larnaca em Chipre. Resultados similares também são reportados por Duarte et al. (2006), Vilani et al. (2010) e Masiri et al. (2017).

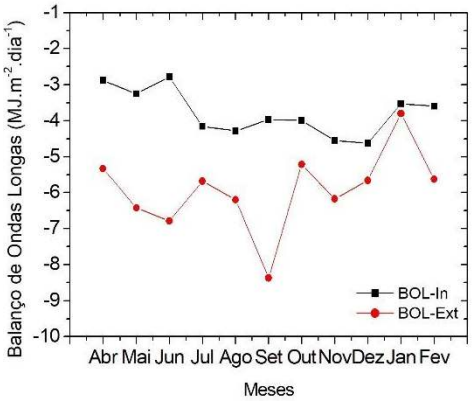
De forma similar, a evolução anual da radiação terrestre (Figura 7(b)) também acompanhou a evolução anual da temperatura. Para a radiação terrestre interna foram

observados os valores de mínimo e máximo de 39,28 $MJm^{-2}dia^{-1}$ e 44,76 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para os meses de junho e dezembro, respectivamente. O valor médio anual foi de 42,2 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Já para a radiação terrestre externa foram observados os valores de mínimo e máximo de 35,14 $MJm^{-2}dia^{-1}$ e 39,98 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para os meses de junho e fevereiro, respectivamente. O valor médio anual foi de 37,7 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Pashiardis et al. (2017) encontraram valores médios anuais para a radiação terrestre externa de 38,2 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para Athalassa e 37,4 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para Larnaca em Chipre. No geral, os valores da radiação terrestre foram superiores aos valores da radiação atmosférica. De fato, o solo, por apresentar maior inércia térmica, é menos sensível às variações de temperatura, o que justifica seus valores mais elevados de energia (CUNHA et al, 2002).

Os valores médio-mensais das radiações emitidas pela atmosfera e emitidas pela superfície terrestre são maiores no período chuvoso, verão e primavera, e menores no outono e inverno, no período da seca. A sazonalidade é devido às variações climáticas da temperatura, nebulosidade e principalmente vapor d'água, características de cada mês, ou estação do ano. No verão e primavera, a temperatura ambiente, as concentrações de nuvens e vapor de água são maiores no ano, enquanto que no outono e inverno, as temperaturas, concentrações de nuvens e vapor de água na atmosfera são menores do ano.

A evolução anual do balanço de ondas longas (BOL) é apresentada na Figura 8.

Figura 8 - Valores médios mensais do balanço de ondas longas dentro e fora da estufa de polietileno em Botucatu (SP).



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

A evolução anual do balanço de radiação de ondas longas mostra que o fluxo de energia resultante é negativo em todos os meses dentro e fora da estufa de polietileno e, portanto, há perda de energia no sentido da superfície terrestre para a atmosfera. O valor do

BOL interno variou de -2,8 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em junho a -4,6 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em dezembro. O valor médio anual foi de -3,8 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Já o valor do BOL externo variou de -3,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em março a -8,4 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em setembro. O valor médio anual foi de -5,7 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Frisina e Escobedo (1999) encontraram valores médios anuais de -2,32 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para BOL interno e -4,60 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para BOL externo.

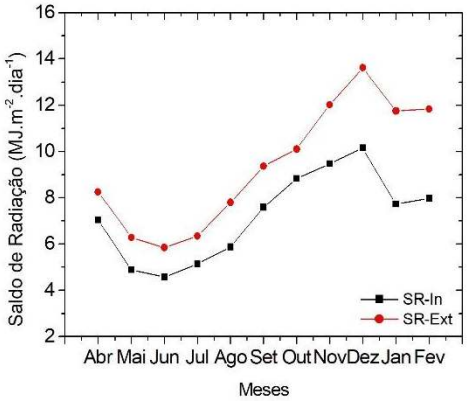
Os valores do BOL interno, em termos absolutos, foram menores que os do BOL externo, comprovando a importância do ambiente protegido em minimizar as perdas energéticas devido a emissão das radiações de ondas longas.

EVOLUÇÃO ANUAL DO SALDO DE RADIAÇÃO

O Saldo de Radiação (SR) é um importante parâmetro na área de Agrometeorologia, pois desempenha papel fundamental tanto no metabolismo quanto no consumo de água pelos vegetais (AN et al., 2017). Muitos modelos de estimativa de evapotranspiração utilizam dados do saldo de radiação em sua formulação, sendo o modelo de Penmann-Monteith o método de referência indicado pela Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura (Boletim FAO-56 (ALLEN et al., 1991).

A Figura 9 mostra a evolução anual dos valores médio-mensais do Saldo de Radiação (SR) dentro e fora da estufa.

Figura 9 - Valores médios mensais do saldo de radiação dentro e fora da estufa de polietileno em Botucatu (SP).



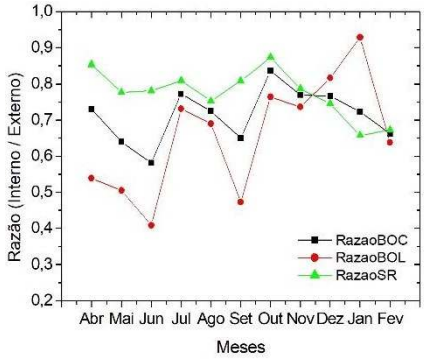
Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Os valores do SR são menores no período seco do inverno e maiores no período úmido do verão. Para dentro da estufa, no período seco os valores variaram de 4,6 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em

junho a 7,6 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em setembro e no período úmido de 7,7 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em janeiro a 10,2 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em dezembro. O valor médio anual foi de 7,4 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Já fora da estufa, no período seco os valores variaram de 5,8 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em junho a 9,4 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em setembro e no período úmido de 10,1 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em outubro a 13,6 $MJm^{-2}dia^{-1}$ em dezembro. O valor médio anual foi de 9,3 $MJm^{-2}dia^{-1}$. Frisina e Escobedo (1999) encontraram valores médios anuais de 10,53 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para SR interno e 11,83 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para SR externo. Cunha et al (2002) encontraram valores médios anuais de 8,91 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para SR interno e 11,37 $MJm^{-2}dia^{-1}$ para SR externo.

Como mencionado anteriormente, os valores positivos do BOC expressaram a entrada de energia da atmosfera para a superfície em todos os meses do ano no sistema, enquanto que os valores negativos do BOL expressaram a saída (perda) de energia da superfície para atmosfera em todos os meses no ano. Já o SR, fruto da soma de BOC com BOL, apresentou valores médio-mensais positivos para todos os meses do ano, tanto dentro como fora da estufa. Com o objetivo de se verificar a influência do ambiente protegido nos valores médio-mensais dos balanços energéticos, a Figura 10 mostra a razão (valor interno / valor externo) entre os valores interno e externo do BOC, BOL e SR.

Figura 10 - Razões entre os balanços de radiação dentro e fora da estufa: Balanço de ondas curtas (BOC), Balanço de ondas longas (BOL) e Saldo de radiação (SR).



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

A razão dos balanços energéticos para todos os meses do ano foi menor do que 1, comprovando o efeito atenuador do plástico. O valor médio-anual da razão para BOC foi de 0,71, para BOL de 0,66 e para SR de 0,77, ou seja, atenuação de 29% para BOC, 34% para BOL e 23% para SR.

Apesar dos balanços energéticos apresentarem valores menores dentro da estufa em relação aos valores externos, a vantagem do uso do ambiente protegido está no ganho de qualidade desses valores energéticos. Em relação ao BOC, a atenuação da radiação global pelo plástico se dá pela conversão da radiação direta incidente em radiação difusa que, por sua natureza isotrópica e multidirecional, é melhor aproveitada na fotossíntese pela arquitetura foliar (LIU et al., 2020). Em relação ao BOL, o ambiente protegido minimiza as perdas da radiação de ondas longas, as quais são importantes, pois estão relacionadas aos aspectos de germinação, crescimento, fotoperiodismo, floração e coloração de frutos, dentre outros (OBOT et al., 2018). Portanto, as estufas, por apresentarem valores positivos de SR, minimização dos ventos e regulação de temperatura ao longo do ano, inclusive nos meses mais frios do inverno, permitem um ambiente adequado de energia disponível para manutenção do metabolismo vegetal, favorecendo o cultivo em todas as épocas do ano.

CONCLUSÃO

O ambiente protegido promove mudanças significativas nos valores das radiações de ondas curtas e de ondas longas. Em relação às radiações de ondas curtas, os valores internos são menores que os valores externos devido à cobertura plástica, que reduz a quantidade de radiação incidente, transformando radiação direta em radiação difusa. A radiação difusa, por ser isotrópica e multidirecional, é melhor aproveitada na fotossíntese pela arquitetura foliar. Na média, para a radiação global incidente, a redução causada pela cobertura plástica é de 66%.

Em relação às radiações de ondas longas, os valores internos são maiores que os valores externos devido ao melhor controle da temperatura, visto que essas radiações são de natureza termal. Temperaturas mais uniformes e minimização ou até mesmo a ausência de vento garantem valores energéticos mais elevados no interior da estufa.

Tanto para o balanço de ondas curtas quanto para o balanço de ondas longas, os valores internos foram menores que os valores externos. Como os valores do balanço de ondas longas são negativos, os menores valores internos mostram que o uso do ambiente protegido minimiza as perdas da radiação de ondas longas, as quais estão relacionadas a aspectos de germinação, crescimento, fotoperiodismo, floração e coloração de frutos.

A cobertura plástica que converte radiação direta em difusa e os aspectos construtivos da estufa que minimizam a ação do vento e promovem uma uniformização da temperatura favorecem uma energia de mais qualidade do ponto de vista espectral. Dessa forma, os valores positivos do saldo de radiação no interior de uma estufa de polietileno permitem um ambiente adequado de energia disponível para manutenção do metabolismo vegetal, favorecendo o cultivo em todas as épocas do ano.

REFERÊNCIAS

AN, Ni; HEMMATI, Sahar; CUI, Yu-Jun. Assessment of the methods for determining net radiation at different time-scales of meteorological variables. **Journal Of Rock Mechanics And Geotechnical Engineering**, [S.L.], v. 9, n. 2, p. 239-246, abr. 2017.

ANDRADE, Antonio Marcos Delfino de; MOURA, Marcos Antonio Lima; SANTOS, Aurilene Barros dos; CARNEIRO, Rayonil Gomes; JUNIOR, Rosiberto Salustiano da Silva. Radiação Fotossinteticamente Ativa incidente e refletida acima e abaixo do dossel de floresta de Mata Atlântica em Coruripe, Alagoas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, [S.L.], v. 29, n. 1, p. 68-79, mar. 2014.

ANDRADE, José Weselli de Sá; FARIAS JUNIOR, Max; SOUSA, Marliana Araújo de; ROCHA, Anísio Corrêa. Utilização de diferentes filmes plásticos como cobertura de abrigos para cultivo protegido. **Acta Scientiarum. Agronomy**, [S.L.], v. 33, n. 3, p. 437-443, 22 jun. 2011.

ASSIS, Simone Vieira; ESCOBEDO, João Francisco. Influência do ângulo de elevação solar no albedo da cultura de alface (Lactuca sativa L.) medido em estufa de polietileno tipo túnel e externamente. In: **CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA**, 10, Piracicaba, 1997, p. 476-478.

BECKMANN, Márkilla Zunete; DUARTE, Georgea Rita Burck; PAULA, Viviane Aires de; MENDEZ, Marta Elena Gonzalez; PEIL, Roberta Marins Nogueira. Radiação solar em ambiente protegido cultivado com tomateiro nas estações verão-outono do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, [S.L.], v. 36, n. 1, p. 86-92, fev. 2006.

BLAL, Mohamed; KHELIFI, Seyfallah; DABOU, Rachid; SAHOUANE, Nordine; SLIMANI, Abdeldjalil; ROUABHIA, Abdelkrim; ZIANE, Abderrezzaq; NEÇAIBIA, Ammar; BOURAIOU, Ahmed; TIDJAR, Boudjemaa. A prediction models for estimating global solar radiation and evaluation meteorological effect on solar radiation potential under several weather conditions at the surface of Adrar environment. **Measurement**, [S.L.], v. 152, p. 107348, fev. 2020.

BOWEN, Ira Sprague. The Ratio of Heat Losses by Conduction and by Evaporation from any Water Surface. **Physical Review**, [S.L.], v. 27, n. 6, p. 779-787, 1 jun. 1926.

BRUNT, David. Notes on radiation in the atmosphere. I. **Quarterly Journal Of The Royal Meteorological Society**, [S.L.], v. 58, n. 247, p. 389-420, out, 1932.

BURIOL, Galileo Adeli; STRECK, Nereu Augusto; PETRY, Cláudia; SCHNEIDER, Flavio Miguel. Transmissividade a radiação solar do polietileno de baixa densidade utilizado em estufas. **Ciência Rural**, [S.L.], v. 25, n. 1, p. 1-4, 1995.

CARVALHO, Léa Araujo de; TESSARIOLI NETO, João. Produtividade de tomate em ambiente protegido, em função do espaçamento e número de ramos por planta. **Horticultura Brasileira**, [S.L.], v. 23, n. 4, p. 986-989, dez. 2005.

CHAVES, Matheus Andrade; ESCOBEDO, João Francisco. A software to process daily solar radiation data. **Renewable Energy**, [S.L.], v. 19, n. 1-2, p. 339-344, jan. 2000

CODATO, Georgia; OLIVEIRA, Amauri Pereira de; SOARES, Jacyra; ESCOBEDO, João Francisco; GOMES, Eduardo Nardini; PAI, Alexandre dal. Global and diffuse solar irradiances in urban and rural areas in southeast Brazil. **Theoretical And Applied Climatology**, [S.L.], v. 93, n. 1-2, p. 57-73, 23 out. 2007.

COSTA, Edilson; LEAL, Paulo Ademar Martins; SANTOS, Léia Carla Rodrigues dos; VIEIRA, Laura Caroline Rodrigues. Ambientes de cultivo, recipientes e substratos na produção de biomassa foliar e radicular em mudas de maracujazeiro amarelo em Aquidauana - MS. **Ciência e Agrotecnologia**, [S.L.], v. 34, n. 2, p. 461-467, abr. 2010

COSTA, Rosiani Castoldi da; CALVETE, Eunice Oliveira; REGINATTO, Flávio Henrique; CECCHETTI, Dileta; LOSS, Joana Tereza; RAMBO, Aline; TESSARO, Fernando. Telas de sombreamento na produção de morangueiro em ambiente protegido. **Horticultura Brasileira**, [S.L.], v. 29, n. 1, p. 98-102, mar. 2011.

CUNHA, Antonio Ribeiro da; ESCOBEDO, João Francisco. Alterações micrometeorológicas causadas pelo uso de estufa plástica e seus efeitos no crescimento e produção da cultura de pimentão. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, [S.L.], v. 11, n. 1, p. 15-26, 2003.

CUNHA, Antonio Ribeiro da; ESCOBEDO, João Francisco; KLOSOWSKI, Elcio Silvério. Estimativa do fluxo de calor latente pelo balanço de energia em cultivo protegido de pimentão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, [S.L.], v. 37, n. 6, p. 735-743, jun. 2002.

CUNHA, Antonio Ribeiro da; KLOSOWSKI, Élcio Silvério; GALVANI, Emerson; ESCOBEDO, João Francisco; MARTINS, Dinival. Classificação climática para o município de Botucatu, SP, segundo Köppen. In: **I SIMPÓSIO DE ENERGIA NA AGRICULTURA**, Botucatu. Anais. Botucatu, SP: UNESP, Faculdade de Ciências Agronômicas, 1999. vol. 2. p. 487-491.

DAI, Qiumin; FANG, Xiande. A new model for atmospheric radiation under clear sky condition at various altitudes. **Advances In Space Research**, [S.L.], v. 54, n. 6, p. 1044-1048, set. 2014.

DUARTE, Henrique Ferro; DIAS, Nelson Luís; MAGGIOTTO, Selma Regina. Assessing daytime downward longwave radiation estimates for clear and cloudy skies in Southern Brazil. **Agricultural And Forest Meteorology**, [S.L.], v. 139, n. 3-4, p. 171-181, out. 2006.

ESCOBEDO, João Francisco ; RODRIGUES, Douglas; OLIVEIRA, Amauri Pereira de; SOARES, Jacyra. Efeito da cobertura do céu no aumento das frações solar difusa e par-difusa em estufa de polietileno. In*:* VI CONGRESSO IBÉRICO DE AGRO-ENGENHARIA, Évora, **Anais [...]**, 2011, vol. 1.

ESCOBEDO, João Francisco; MELO, José Mário Domingues de ; FRISINA, Valéria de Almeida. Radiações Solar Global e Fração da Global Refletida em Estufa Tipo Túnel em Cobertura de Polietileno. In*: VII CONGRESSO IBÉRICO DE ENERGIA SOLAR,* VII Congresso Ibérico de Energia Solar. Energias Limpias en Progreso, Vigo, **Anais [...]**, 1994, vol. 1. p. 53-58.

FARIAS, José Renato Boucas; BERGAMASCHI, Homero; MARTINS, Sergio Roberto; BERLATO, Moacir Antonio Efeito da cobertura plástica de estufa sobre a radiação solar, **Revista Brasileira de Agrometeorologia***,* v.1, p, 31-36, 1993.

FATNASSI, Hicham; LEYRONAS, Christel; BOULARD, Thierry; BARDIN, Marc; NICOT, P.. Dependence of greenhouse tunnel ventilation on wind direction and crop height. **Biosystems Engineering**, [S.L.], v. 103, n. 3, p. 338-343, jul. 2009.

FRISINA, Valéria de Almeida; ESCOBEDO, João Francisco. Radiation and energy balance of lettuce culture inside a polyethylene greenhouse. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, [S.L.], v. 34, n. 10, p. 1775-1786, out. 1999.

GALVANI, Emerson; ESCOBEDO, João Francisco; CUNHA, Antonio Ribeiro da; KLOSOWSKI, Elcio Silvério. Estimativa do índice de área foliar e da produtividade de pepino em meio protegido - cultivos de inverno e de verão. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, [S.L.], v. 4, n. 1, p. 8-13, abr. 2000.

GALVANI, Emerson; ESCOBEDO, João Francisco; PEREIRA, André Belmont. Balanço de radiação e fluxo de calor no solo em ambiente natural e protegido cultivado com pepineiro. **Bragantia**, [S.L.], v. 60, n. 2, p. 139-147, 2001.

GOLKAR, Foroogh; ROSSOW, William B.; SABZIPARVAR, Ali Akbar. Refining surface net radiation estimates in arid and semi-arid climates of Iran. **Advances In Space Research**, [S.L.], v. 61, n. 12, p. 2932-2941, jun. 2018.

GÓMEZ, Iván; PÉREZ-RODRÍGUEZ, Eduardo; VIÑEGLA, Benjamín; FIGUEROA, Félix L.; KARSTEN, Ulf. Effects of solar radiation on photosynthesis, UV-absorbing compounds and enzyme activities of the green alga Dasycladus vermicularis from southern Spain. **Journal Of Photochemistry And Photobiology B**: Biology, [S.L.], v. 47, n. 1, p. 46-57, nov. 1998.

GUTIÉRREZ-TRASHORRAS, Antonio José; VILLICAÑA-ORTIZ, Eunice; ÁLVAREZ-ÁLVAREZ, Eduardo; GONZÁLEZ-CABALLÍN, Juan Manuel; XIBERTA-BERNAT, Jorge; SUAREZ-LÓPEZ, María José. Attenuation processes of solar radiation. Application to the quantification of direct and diffuse solar irradiances on horizontal surfaces in Mexico by means of an overall atmospheric transmittance. **Renewable And Sustainable Energy Reviews**, [S.L.], v. 81, p. 93-106, jan. 2018.

HELDWEIN, Arno Bernardo; STRECK, Nereu Augusto; STURZA, Vinícius Soares; LOOSE, Luis Henrique; ZANON, Alencar Junior; TOEBE, Marcos; SOUZA, André Trevisan de; PETERS, Marcelo Boschmann; KARLEC, Fábio. Plastocrono e rendimento de feijão-de-vagem cultivado sob ambiente protegido e no ambiente externo em semeadura tardia no outono. **Ciência Rural**, [S.L.], v. 40, n. 4, p. 768-773, 2 abr. 2010.

HOLCMAN, Ester; SENTELHAS, Paulo César. Microclimate under different shading screens in greenhouses cultivated with bromeliads. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, [S.L.], v. 16, n. 8, p. 858-863, ago. 2012.

INÁCIO, Thais. **Potencial solar das radiações global, difusa e direta em Botucatu**. 2009. 72 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Agronomia, Energia na Agricultura, Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, Botucatu, 2009.

KHOSHNEVISAN, Benyamin; RAFIEE, Shahin; MOUSAZADEH, Hossein. Environmental impact assessment of open field and greenhouse strawberry production. **European Journal Of Agronomy**, [S.L.], v. 50, p. 29-37, out. 2013.

LHOMME, Jean-Paul; VACHER, Jean Joinville; ROCHETEAU, Alain. Estimating downward long-wave radiation on the Andean Altiplano. **Agricultural And Forest Meteorology**, [S.L.], v. 145, n. 3-4, p. 139-148, ago. 2007.

LI, Huawei; JIANG, Dong; WOLLENWEBER, Bernd; DAI, Tingbo; CAO, Weixing. Effects of shading on morphology, physiology and grain yield of winter wheat. **European Journal Of Agronomy**, [S.L.], v. 33, n. 4, p. 267-275, nov. 2010.

LIU, Peirong; TONG, Xiaojuan; ZHANG, Jinsong; MENG, Ping; LI, Jun; ZHANG, Jingru. Estimation of half-hourly diffuse solar radiation over a mixed plantation in north China. **Renewable Energy**, [S.L.], v. 149, p. 1360-1369, abr. 2020.

MASIRI, Itsara; JANJAI, Serm; NUNEZ, Manuel; ANUSASANANAN, Panatcha. A technique for mapping downward longwave radiation using satellite and ground-based data in the tropics. **Renewable Energy**, [S.L.], v. 103, p. 171-179, abr. 2017.

MOHAMMADI, Kasra; GOUDARZI, Navid. Study of inter-correlations of solar radiation, wind speed and precipitation under the influence of El Niño Southern Oscillation (ENSO) in California. **Renewable Energy**, [S.L.], v. 120, p. 190-200, maio 2018.

OBOT, Nsikan I.; CHENDO, Michael A.C.; OYEYEMI, Elijah O. Downward longwave radiation categories in Nigeria. **Dynamics Of Atmospheres And Oceans**, [S.L.], v. 83, p. 122-134, set. 2018.

PASHIARDIS, Stylianos; KALOGIROU, Soteris; PELENGARIS, A. Characteristics of longwave radiation through the statistical analysis of downward and upward longwave radiation and inter-comparison of two sites in Cyprus. **Journal Of Atmospheric And Solar-Terrestrial Physics**, [S.L.], v. 164, p. 60-80, nov. 2017.

PEDRO JÚNIOR, Mário José; HERNANDES, José Luiz; BARDIN-CAMPAROTTO, Ludmila; BLAIN, Gabriel Constantino. Balanço de energia e consumo hídrico de vinhedo de 'Cabernet Franc'. **Bragantia**, [S.L.], v. 74, n. 2, p. 234-238, abr. 2015.

PEREIRA, Antonio Roberto; GREEN, Steve; NOVA, Nilson Augusto Villa. Relationships between single tree canopy and grass net radiations. **Agricultural And Forest Meteorology**, [S.L.], v. 142, n. 1, p. 45-49, jan. 2007.

PEZZOPANE, José Eduardo Macedo; PEDRO JÚNIOR, Mário José; ORTOLANI, Altino Aldo. Modificações microclimáticas provocadas por estufa com cobertura plástica. **Bragantia**, [S.L.], v. 54, n. 2, p. 419-425, 1995.

PINKER, Rachel; THOMPSON, O. E.; ECK, Thomas F. The albedo of a tropical evergreen forest. **Quarterly Journal Of The Royal Meteorological Society**, [S.L.], v. 106, n. 449, p. 551-558, jul. 1980.

POLLET, Ivan; PIETERS, Jan Ghent. Laboratory measurements of PAR transmittance of wet and dry greenhouse cladding materials. **Agricultural And Forest Meteorology**, [S.L.], v. 93, n. 2, p. 149-152, fev. 1999.

RANA, Gianfranco; KATERJI, Nader. Measurement and estimation of actual evapotranspiration in the field under Mediterranean climate: a review. **European Journal Of Agronomy**, [S.L.], v. 13, n. 2-3, p. 125-153, jul. 2000

SANTOS, Léia Carla Rodrigues dos; COSTA, Edilson; LEAL, Paulo Ademarr Martins; NARDELLI, Evandro Michel Valero; SOUZA, Guilherme Sá de. Ambientes protegidos e substratos com doses de composto orgânico comercial e solo na formação de mudas de Jatobazeiro em Aquidauana-MS. **Engenharia Agrícola**, [S.L.], v. 31, n. 2, p. 249-259, abr. 2011.

SENTELHAS, Paulo César; VILLA NOVA, Nilson Augusto; ANGELOCCI, Luis Roberto. Efeito de diferentes tipos de cobertura em mini-estufas na atenuação da radiação solar e da luminosidade. In: *CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, Piracicaba-SP, Brasil:* **Sociedade Brasileira de Agrometeorologia**, 1997, vol. 10 p. 479-481.

SIMON, Jones; ANGELOCCI, Luiz Roberto. Saldo de radiação em cafeeiros e limeiras: relações com saldo de radiação de gramado e radiação global. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, [S.L.], v. 18, n. 12, p. 1218-1227, dez. 2014.

SOUZA, Jorge Washington de; MARTINS, Dinival; CUNHA, Antonio Ribeiro da; ESCOBEDO, João Francisco; LUNARDI, Marco Antonio. Efeito do polietileno difusor de luz, sobre a radiação solar global, em ambiente protegido, **Revista Brasileira de Agrometeorologia,** vol. 12, p, 211-217, 2004.

SOUZA, José Leonaldo; ESCOBEDO, João Francisco. Balanço de Radiação em Cultivos de Feijão Vagem em Casa de Vegetação com Cobertura de Polietileno e no seu Exterior, **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, [S.L.], v. 32, p. 1-15, 1997.

SOUZA, Paulo Jorge de Oliveira Ponte de; RIBEIRO, Aristides; ROCHA, Edson José Paulino da; LOUREIRO, Renata Silva; BISPO, Carlos José Capela; SOUSA, Adriano Marlisom Leão. Albedo da cultura da soja em área de avanço da fronteira agrícola na Amazônia. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, [S.L.], v. 14, n. 1, p. 65-73, jan. 2010.

STEIDLE NETO, Antonio José; ZOLNIER, Sérgio; MAROUELLI, Waldir Aparecido; CARRIJO, Osmar Alves. Razão entre radiação fotossinteticamente ativa e radiação global no cultivo do tomateiro em casa-de-vegetação. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, [S.L.], v. 12, n. 6, p. 626-631, dez. 2008.

VILANI, Maricéia Tatiana; SANCHES, Luciana; PINHEIRO, Mariele Regina.; PINTO JUNIOR, Osvaldo Borges. Estimativa da radiação de onda longa incidente em uma floresta semidecídua tropical da Bacia Amazônica. **Ciência e Natura,** [S.L.], v. 32, p. 65 - 81, 2010.

WILSON, Tilden B.; MEYERS, Timothy P. Determining vegetation indices from solar and photosynthetically active radiation fluxes. **Agricultural And Forest Meteorology**, [S.L.], v. 144, n. 3-4, p. 160-179, jun. 2007

WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION. **Guide on the Global Observing and forecasting System.** Geneva, 2008.

ZHANG, Yongdong; LIN, Lin; LUO, Qing; CHEN, Min; DING, Yong; GAO, Yafeng; YU, Wei. Mathematical model for radiation energy from an urban surface penetrating the atmospheric infrared window. **Solar Energy**, [S.L.], v. 171, p. 197-211, set. 2018

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

IDENTIFYING POTENTIAL REGIONS FOR A PRECIPITATION INDEX INSURANCE PRODUCT IN PARANÁ – BRAZIL: A HIERARCHICAL CLUSTERING APPROACH

IDENTIFICANDO REGIÕES EM POTENCIAL PARA UM PRODUTO DE SEGURO DE ÍNDICE CLIMÁTICO NO PARANÁ - BRASIL: UMA ABORDAGEM DE AGRUPAMENTO HIERÁRQUICO

IDENTIFICACIÓN DE REGIONES POTENCIALES PARA UN PRODUCTO DE SEGURO DE ÍNDICE DE PRECIPITACIÓN EN PARANÁ - BRASIL: UN ENFOQUE DE AGRUPAMIENTO JERÁRQUICO

Daniel Lima Miquelluti
Universidade de São Paulo
danielmiq@usp.br

Vitor Augusto Ozaki
Universidade de São Paulo
vitorozaki@usp.br

Abstract: In this article the availability and quality of public databases for soybean yields and daily rainfall in the state of Paraná in Brazil is assessed in order to verify the feasibility of an index insurance product. The multiple imputation by chained equations (MICE) method is utilized to fill missing values in the rainfall dataset and study the existence of spatial and temporal patterns in the data by means of hierarchical clustering. The results indicate that Paraná fulfills data requirements for a scalable weather index insurance with MICE and hierarchical clustering being effective tools in the pre-processing of precipitation data.

Keywords: Index-insurance. Hierarchical clustering. MICE.

Resumo: Neste artigo é avaliada a disponibilidade e a qualidade de bancos de dados públicos sobre a produção de soja e a precipitação diária no estado do Paraná no Brasil a fim de verificar a viabilidade de um produto de seguro de índice climático. O método de imputação múltipla por equações encadeadas (MICE) é utilizado para preencher valores ausentes no conjunto de dados de precipitação

e estudar a existência de padrões espaciais e temporais nos dados por meio de agrupamento hierárquico. Os resultados indicam que o Paraná cumpre os requisitos de dados para um seguro de índice climático escalável, com o MICE e o agrupamento hierárquico sendo ferramentas eficazes no pré-processamento dos dados de precipitação.
Palavras-chave: Seguro paramétrico. Agrupamento hierárquico. MICE.

Resumen: En este artículo, se evalúa la disponibilidad y la calidad de las bases de datos públicas para los rendimientos de la soja y las precipitaciones diarias en el estado de Paraná en Brasil con el fin de verificar la viabilidad de un producto de seguro paramétrico. El método de imputación múltiple por ecuaciones encadenadas (MICE) se utiliza para completar los valores faltantes en el conjunto de datos de lluvia y estudiar la existencia de patrones espaciales y temporales en los datos mediante agrupación jerárquica. Los resultados indican que Paraná cumple con los requisitos de datos para un seguro de índice meteorológico escalable con MICE y la agrupación jerárquica como herramientas efectivas en el procesamiento previo de datos de precipitación.
Palabras-clave: índice-seguro. Agrupación jerárquica. MICE.

Submetido em: 01/04/2020
Aceito para publicação em: 06/07/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUCTION

One of the flagships in the recent agricultural policy in Brazil, crop insurance has been advertised as one of the pillars of the 2016/2017 and 2017/2018 Agricultural and Livestock Plan (MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO, 2016; MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO, 2017). However, since its development in Brazil, this type of insurance has not achieved its intended endings with the protected area under 10% of the agricultural land (OZAKI, 2013). The low uptake is credited to the government insufficient investments in subsidies for the crop insurance program, however as noted by Oñate et al. (2016) one of the most subsidized crop insurance programs in Brazil, Proagro Mais, has failed to reduce uncertainty and risks. Also, as historic yields are not always available, insurers tend to use data provided by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), which are aggregated at the municipality level, thus pushing away high yield farmers and attracting the ones with low yields (when compared to the municipality average yield).

Relying on subsidies to increase crop insurance uptake seems not to be a good alternative as tax payers' and several countries' perception of farm subsidies worsens (Edwards, 2018). The benefits of this type of subsidy have shown to favor only the ones receiving it and not the entire community (DRABENSTOTT, 2015; BABCOCK, 2015; KIRWAN & ROBERTS, 2016). Therefore, subsidy free alternatives should be sought in order to improve the financial security of farmers.

This does not mean the government should end all crop insurance programs, but improve their self-sustainability. In this sense, one promising product is parametric insurance, which has lower premium costs when compared to traditional insurance. The absence of in situ claim adjustment and moral hazard monitoring greatly reduces the administrative costs of this type of insurance, permitting a subsidy free crop insurance (JENSEN & BARRETT, 2017). Another advantage of index insurance products is the rapid and payment of indemnities, also due to the non-existence of local loss assessment.

The basis of index insurance development is systemic risk, one of the factors halting conventional crop insurance expansion. The correlation of losses among policyholders causes significant increase in the indemnities, renting conventional crop insurance infeasible in the long run. Given that crops are exposed to a series of widespread risks, such as drought, floods

and windstorms it is clear that traditional crop insurance will not provide the adequate protection.

One of the key aspects of parametric insurance design is data, especially of high quality and from a sustained source. In the context of index insurance, high quality means a long, consistent and unbiased historical record. However, as noted in Collier et al. (2010) the data needs for a weather index insurance (WII) depends on the characteristics of the weather event insured.

Opposed to the traditional lines of insurance, parametric insurance relies on the spatial correlation of risks (systemic risks), so one of the first steps when designing this type of insurance is to determine the area affected by the event as this will indicate the necessary spatial resolution (RAO, 2011). Each event presents a spatial behavior, so the topography of the target region must be carefully studied, as a rough terrain alters weather patterns.

Aside from spatial correlation, temporal correlation is also important as weather events tend to follow a pattern in time. Such phenomena are observed in South America with the occurrence of El Niño and La Niña (ENSO), or in Asia with the monsoons. Data must have the proper temporal resolution to capture these seasonal patterns.

Just as important as historical weather data are historical records of loss and their cause, which will provide information of the impacts of different levels of the weather risk thus enabling the determination of an index trigger. Ideally, when developing a WII, one should be able to estimate the probability distribution function and correlations (presumably high) of each of these variables. A general benchmark for the minimum length of climatic data is 30 years (COLLIER ET AL., 2010).

In Brazil, parametric insurance was introduced in 2017 by Swiss Re for a single large producer of corn, cotton and soybean in the states of Bahia, Mato Grosso and Minas Gerais. However, the literature in the subject is still inexistent, even the Brazilian literature in crop insurance is also fragile. This is due, in part, to the data scarcity which was mitigated in 2016 by the release of a Crop Insurance Atlas by the Brazilian Ministry of Agriculture, Livestock and Supply. Therefore, the objective of this work is to assess if the state of Paraná is suitable for this type of product, regarding the data requirements and the existence of yield and rainfall spatial patterns. The chosen crop is soybean, given that Paraná is the second largest producer in Brazil with a total of 19,073,706 tons produced in 2017, being also the second in average

yields (3,663 kg/ha in 2017) according to the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE, 2019).

MATERIALS AND METHODS

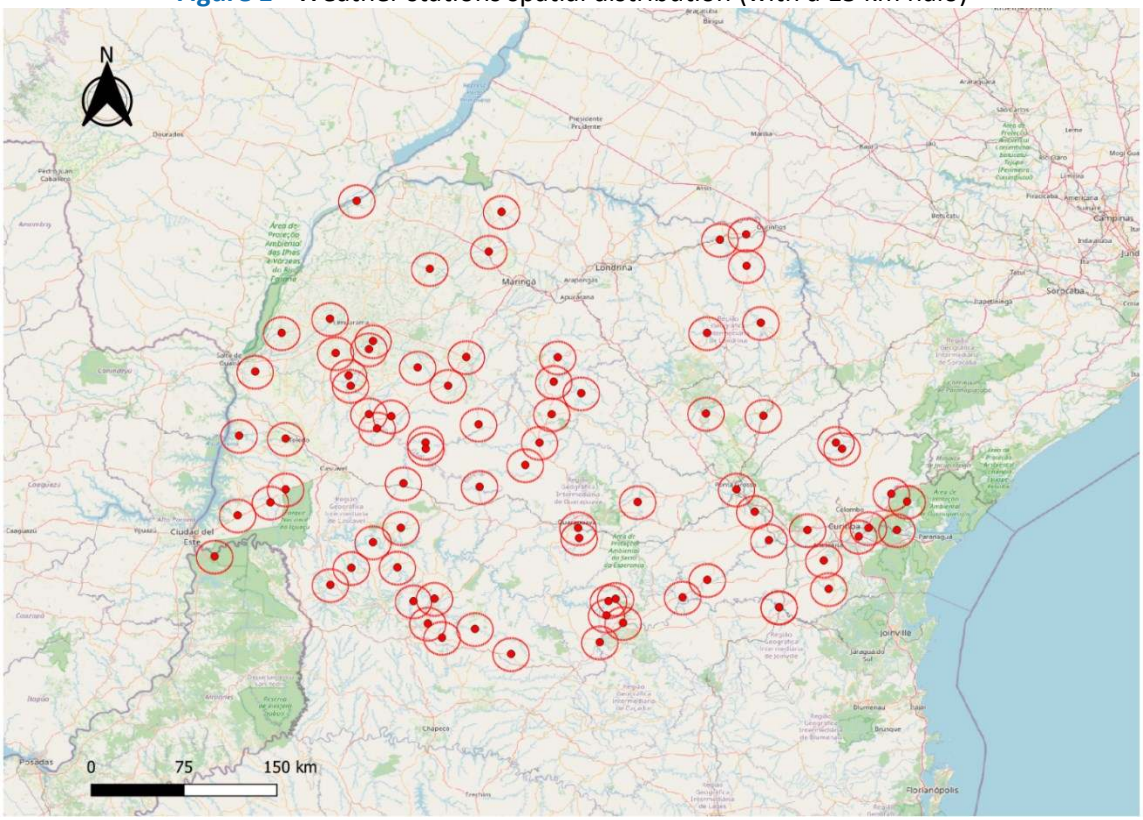
Daily precipitation data in Brazil are available from the National Water Agency (ANA) Hydrometeorological Network (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO REGIONAL, 2005) and the National Institute of Meteorology (INMET), being that the former presents a more comprehensive distribution of weather stations from several sources in the state of Paraná. Therefore, only precipitation data from the National Hydrometeorological Network (RHN) was collected, spanning from 01/06/1973 through 31/12/2015 for a total of 1163 weather stations. This series was later aggregated in monthly totals.

Also, the series of annual soybean yields (in kg ha^{-1}) for each of the 399 municipalities in the state of Paraná, from 1980 through 2016, were obtained from the National Institute of Geography and Statistics (IBGE, 2019).

Data cleaning and yield detrending

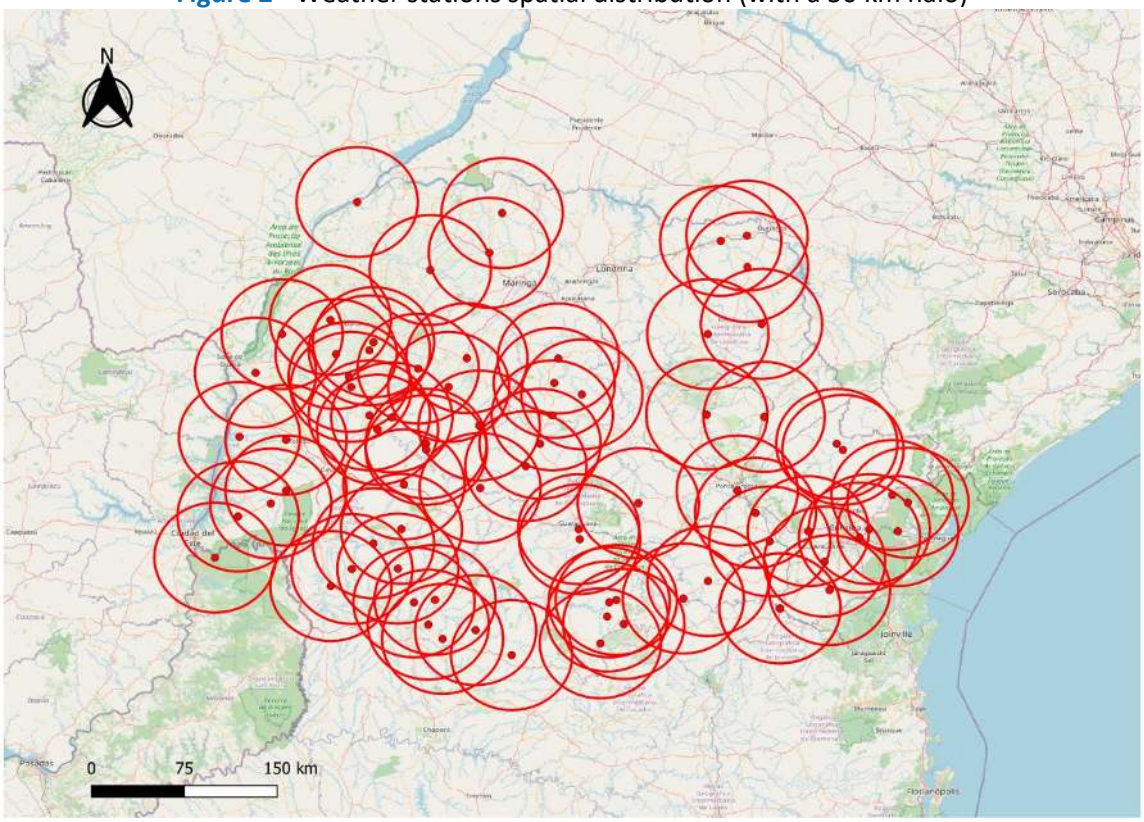
From the initial set of 1163 weather stations and 399 municipalities the ones with 15% or less of missing data were filtered, resulting in 78 stations and 174 municipalities. Values of precipitation were capped at 150mm to account for operational errors in the weather stations. Observing the spatial distribution of weather stations with less than 15% of missing data with a 15km halo there is an indication that a micro scale index insurance is not recommended (Figure 1). However, when a 50km halo is added there is only a portion of the state without coverage, mainly around the city of Londrina (Figure 2). This indicates an aptitude for parametric insurance at the meso and/or macro scales, targeted to cooperatives and other larger risk aggregators (COLLIER, 2010). At larger scales, weather index insurance permits the identification of large events and decreases the impact of basis risk. Microinsurance is possible for the municipalities with a weather station (78) and surrounding locations up to 15 km, however this greatly reduces the scalability of WII in Paraná.

Figure 1 - Weather stations spatial distribution (with a 15 km halo)



Source: Elaborated by the authors (2020)

Figure 2 - Weather stations spatial distribution (with a 50 km halo)



Source: Elaborated by the authors (2020)

The yield data coverage is more disperse with some gaps, especially in the northwest and east portion of the state (Figure 3). In the northwest this lack of data reflects the characteristics of the region, with sandy soils and warm climate, being thus restrictive to the growth of soybean. Another reason for the low presence of soybean is the predominance of ranching in this region. This author also notes that in the east the presence of soybean is limited. Nevertheless, the available data represents the bulk of soybean producers in the state with approximately 70% of the state total production in 2016 (IBGE, 2019).

Figure 3 - Yield data spatial distribution.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Crop yield data are subject to changes in practices and technology, which are not of interest for this study, therefore the yields were detrended. A linear regression was adjusted to the yield data with time as the explanatory variable, then the last observed yield was corrected using the model residuals for each year (GALLAGHER, 1987; DUARTE ET AL., 2018). The detrended yields are defined by the following equation:

$$\tilde{y}_t = \widehat{y_{2016}}\left(1 + \frac{\hat{e}_t}{\hat{y}_t}\right)$$

where $\tilde{y}_t$, $\hat{y}_t$ and $\hat{e}_t$ are, respectively, the corrected yield, the fitted yield and the residual for year t, $\widehat{y_{2016}}$ is the fitted yield for 2016.

This initial filtering is based on the five characteristics required in order to obtain a suitable dataset for weather index insurance design (COLLIER, 2010). The first is historical length, general standard of 30 years of data, permitting a better estimation of the probability distributions of derived indexes. The second is spatial specificity, which is dependent on the type of index insurance product to be designed. Farm-level products require at least one weather station each 15km, while meso and macro level products will perform adequately with one weather station each 50-100km. The third characteristic is temporal specificity, regarding the availability of data on a timely basis. For the purpose of drought monitoring, the daily precipitation from ANA will be sufficient. The fourth characteristic is completeness, which is why weather stations with more than 15% of missing data was removed from the dataset and Multiple Imputation by Chained Equations (MICE) is employed to fill the missing gaps on the data. The last characteristic is validity, giving both the insurer and the client confidence that the data comes from a source that cannot be tampered by any of the involved parties. This is why only data from public institutions were considered in this work.

Imputation for precipitation data

Given the existence of missing data Multiple Imputation by Chained Equations (MICE) was applied, a method that combines imputation for multivariate data (RUBIN, 1988) and Fully Conditional Specification, which was developed under several names, being chained equations the one implemented here using the R software (VAN BUUREN, 2011).

While multiple imputation considers a single imputation model for each variable with missing values, the chained equations technique permits the use of separate and univariate imputation models for each of these variables (BARTLETT ET AL., 2015). In this way, hundreds of variables may be imputed with a high degree of flexibility (HE ET AL., 2010). Continuous variables may be modeled through linear regression and binary variables through logistic regression for example (CHEVRET ET AL., 2015). However, MICE does not have the same

theoretical basis as other methods such as multivariate normal imputation, what does not seem to be an issue (WHITE ET AL., 2011).

A natural question when using imputation methods is whether the missing rate may be too high to use multiple imputation methods such as MICE. Research shows that these methodologies are unbiased when data is missing at no higher than 50%, being unstable for higher percentages, especially if the data distribution is asymmetrical (LEE & CARLIN 2012; HAJI-MAGHSOUDI ET AL., 2013). However, this does not imply that multiple imputation should be discarded as it exhibits superior performance to other methods even for a 75% data loss, despite biased estimates (MARSHALL ET AL., 2010).

For a partially observed random sample of the multivariate distribution $\mathrm{P}(\mathrm{Y}|\theta)$, completely specified by the vector of k unknown parameters θ and representing the complete data Y, the posterior distribution of θ and then the predictive distribution of Y are obtained through a Gibbs sampler of the form:

$$\begin{aligned}
\theta_1^{\star(t)} &\sim \mathrm{P}\left(\theta_1 \middle| Y_1^{(obs)}, Y_2^{(t-1)}, \dots, Y_k^{(t-1)}\right) \\
Y_1^{\star(t)} &\sim P\left(Y_1 \middle| Y_1^{(obs)}, Y_2^{(t-1)}, \dots, Y_k^{(t-1)}, \theta_1^{\star(t)}\right) \\
&\vdots \\
\theta_k^{\star(t)} &\sim \mathrm{P}\left(\theta_k \middle| Y_k^{(obs)}, Y_1^{(t-1)}, \dots, Y_{k-1}^{(t-1)}\right) \\
Y_k^{\star(t)} &\sim P\left(Y_k \middle| Y_k^{(obs)}, Y_1^{(t-1)}, \dots, Y_{k-1}^{(t-1)}, \theta_k^{\star(t)}\right)
\end{aligned}$$

where $Y_j^t = (Y_j^{(obs)}, Y_j^{*(t)})$ is the jth imputed variable at iteration t and $Y^{(obs)}$ is the portion of Y that is observed.

The predictive mean matching (PMM) imputation method was chosen within MICE given that precipitation is generally skewed, thus not normally distributed. Nevertheless, simulations have shown that normal imputation models do work with non-normal data (GRAHAM & SCHAFER, 1999). Imputations made through PMM better resemble the observed values than methods based on the normal distribution (WHITE ET AL., 2011). This follows from the way PMM work as it uses the predicted value for a given missing value to identify similar observations. These identified observations are used to create a matching set is containing q matches, from which PMM then draws a random observation. Therefore, PMM uses the real

observed values to fill the missing data and thus preventing extrapolation beyond the range of the data (LITTLE, 1988).

In order to capture seasonal changes, latitude, longitude, and month and year binaries were chosen as covariates. With this specification, the MICE procedure assumes Y being normally distributed[1] and estimates a linear multiple regression. This yields a $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ vector of parameters (of length *k*), with an estimated covariance matrix $\boldsymbol{V}$ and root mean-squared error $\widehat{\sigma}$, from fitting this model to $Y^{(obs)}$.

The next step is to draw the imputation parameters $\sigma^{\star}$, $\boldsymbol{\beta}^{\star}$ from the exact joint posterior distribution of σ, $\boldsymbol{\beta}$. The parameter $\sigma^{\star}$is drawn as $\sigma^{\star} = \widehat{\sigma}\sqrt{(n_{\text{obs}} - k)/g}$, where n_{obs} if the number of observed values, *g* is a random draw from a χ^2 distribution with $n_{obs} - k$ degrees of freedom. Then, $\boldsymbol{\beta}^{\star}$ is drawn as $\boldsymbol{\beta}^{\star} = \widehat{\boldsymbol{\beta}} + \frac{\sigma^{\star}}{\widehat{\sigma}}\boldsymbol{u}_1\mathbf{V}^{1/2}$, where $\boldsymbol{u}_1$ is a vector of *k* independent random draws from a standard Normal distribution and $\mathbf{V}^{1/2}$ is the Cholesky decomposition of **V**.

For each missing value Y_i with covariates $\boldsymbol{X}_i$ PMM identifies the *q* individuals with the smallest values of $\left|\widehat{\boldsymbol{\beta}}\boldsymbol{X}_o - \boldsymbol{\beta}^{\star}\boldsymbol{X}_i\right|$ $(o = 1, \ldots, n_{obs})$. Of these *q* closest individuals, one is chosen at random ($Y_{h'}$), and the imputed value of Y_i is $Y_{h'}$. Thus, the imputed value is an observed value of *Y* whose prediction is closely matched by the perturbed prediction.

The size of the matching set is chosen by the researcher with values like $q = 1$ in leading to estimated standard errors that are too low and t-statistics that are too large (MORRIS ET AL., 2014). Whereas values ranging from $q = 3$ over $q = 10$ showed a small advantage (SCHENKER & TAYLOR, 1996; MORRIS ET AL., 2014). The size of the matching set is dependent on sample size and may have poor performance in small samples as the difference between similar observations is increased.

PMM has shown similar performance to correctly specified parametric models and better than poorly specified ones characterized by non-normality (SCHENKER & TAYLOR 1996, MORRIS ET AL., 2014) and skewness (MARSHALL ET AL., 2010) considering that the method does not have a strong theoretical backing (KENWARD & CARPENTER, 2007).

1 This assumption does not affect the quality of the imputations as this regression is simply a metric for matching (Little, 1988).

Finally, for this analysis the number of repeated imputations was m=5, q=5 and the number of iterations was t=20. The quality of the imputations was checked using the Kolmogorov-Smirnov test in order to check departures from the original distribution of data (BONDARENKO & RAGHUNATHAN, 2016).

The application of MICE has been successful in several areas, including precipitation data imputation in Brazil by de Carvalho et al (2017).

Clustering procedures

Prior to the application of hierarchical clustering, precipitation data was aggregated monthly and the standardized precipitation index (SPI) with a three-month scale was calculated, thus capturing drought events during the crop season (ZARCH ET AL, 2015). We chose the Ward's clustering method with an Euclidean distance matrix since it has already proved successful in defining homogenous precipitation regions in Brazil (KELLER FILHO, 2005). The optimal number of clusters was obtained through the majority rule of 30 indices, an algorithm implemented in Charrad et al. (2014).

RESULTS AND DISCUSSION

Imputations

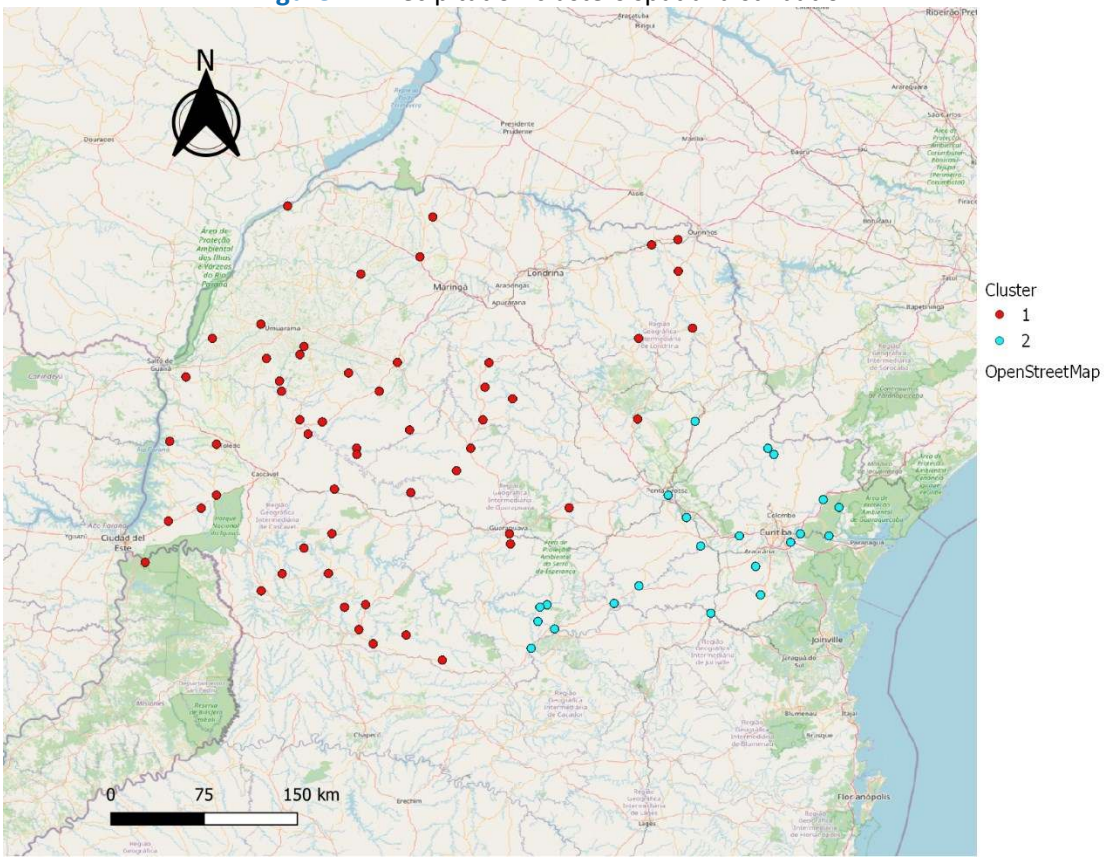
According to the Kolmogorov-Smirnov test the distribution of the imputed precipitation does not differ from the original dataset (D = 0.005964, p-value = 0.1016), therefore the procedure did not alter the underlying structure of the data. This result reinforces the use of MICE as a valid imputation procedure for precipitation data in Brazil (DE CARVALHO ET AL., 2017). It must be noted that albeit its effectiveness, MICE should be used with caution in datasets with 50% or more of missing values. Also, the specification of the correct imputation model and quality of predictors plays a large role in the quality of the imputations (WHITE ET AL, 2011).

a. Precipitation clusters

According to the majority rule, the optimal number of clusters was two, with nine votes, followed by three clusters with six votes (Table 1). Given that it is used a different approach to the clustering methodology than in Keller Filho et al (2005), where several statistical

parameters are calculated from five-day accumulated precipitation, and here the three-month SPI is used, the results do not completely match but are very similar regarding the characteristics of the clusters. Cluster 1 represents areas in the west, center and north of the state, with higher total precipitation in the year aggregate but greater variability among years. Whereas cluster 2 represents the center and east of Paraná, with a lower total precipitation but with less variability (Figure 4).

Figure 4 - Precipitation clusters spatial distribution



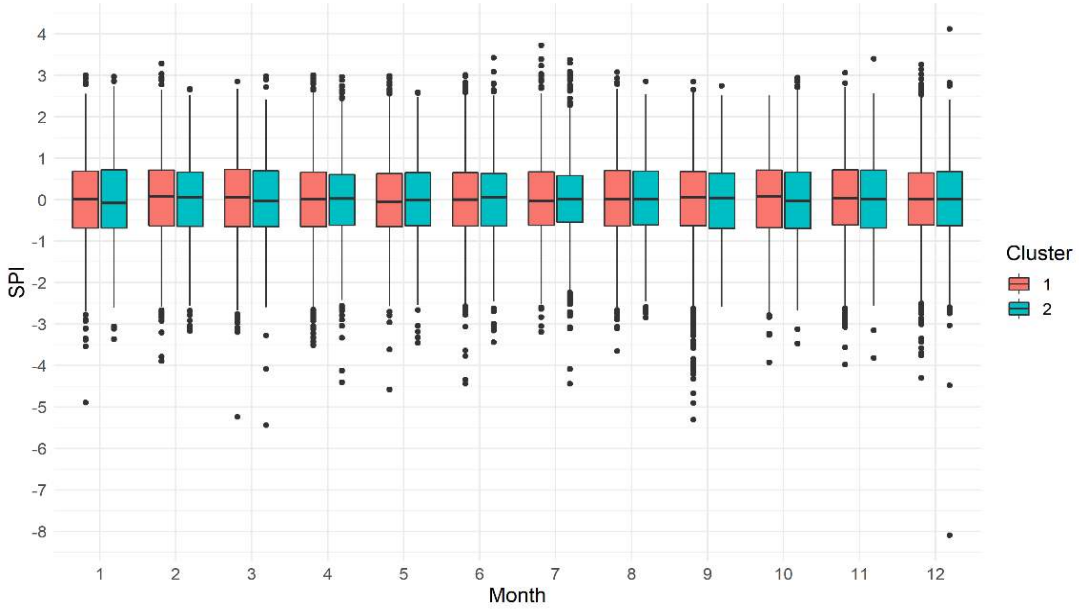
Source: Elaborated by the authors (2020)

Ideal number of clusters for each variable

Regarding the SPI values for each month and cluster, it is interesting to observe that there is little difference in the median of monthly SPI, albeit statistically significant according to the cluster analysis (Figure 5). When carefully analyzed, it can be observed that cluster 1 has a greater number of observations in the lower ranges of SPI, indicating the occurrence of moderate and severe droughts. This can be explained by the greater variability in

precipitation, and the occurrence of droughts in the north and northeast of the state as identified by Fritzsons et al. (2011).

Figure 5 - Monthly SPI boxplot, per cluster.

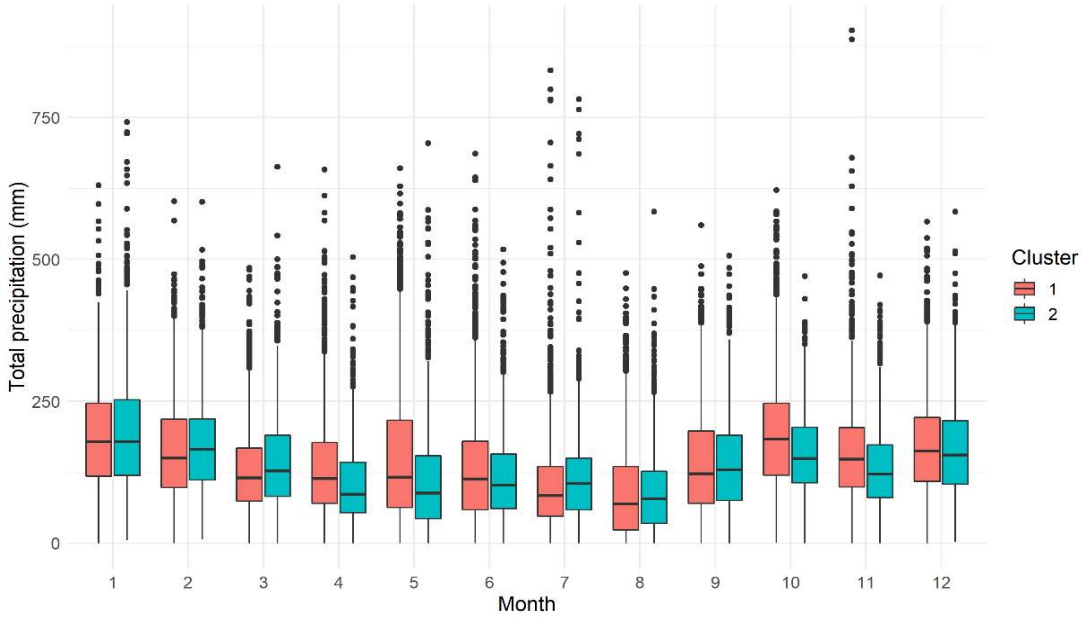


Source: Elaborated by the authors (2020)

When analyzing only the period in which soybeans are grown in the state, October through March, cluster 1 presents variable conditions, as there is a surplus in precipitation during the growth and reproductive stages with a decrease in precipitation in the end of the growth period (Figure 6). However, there must be caution with the occasional occurrence of drought, which can be mitigated using irrigation or risk management products such as crop insurance. Despite the decrease in precipitation from January through April/May, the total precipitation in this period is sufficient for cultivars ranging from 450 to 700 mm of water requirements.

For Cluster 2, the opposite is observed with lower levels of precipitation from October through December and higher levels in January and February. However, in these areas, there is a steeper descent in precipitation levels, being the region adequate for cultivars requiring from 450 to 650 mm of water. It must be noted that areas represented in cluster 2 have a lower variability, thus, it suffers less from drought and excessive rain periods (Figures 6 and 7).

Figure 6 - Monthly precipitation (total) boxplot, per cluster.

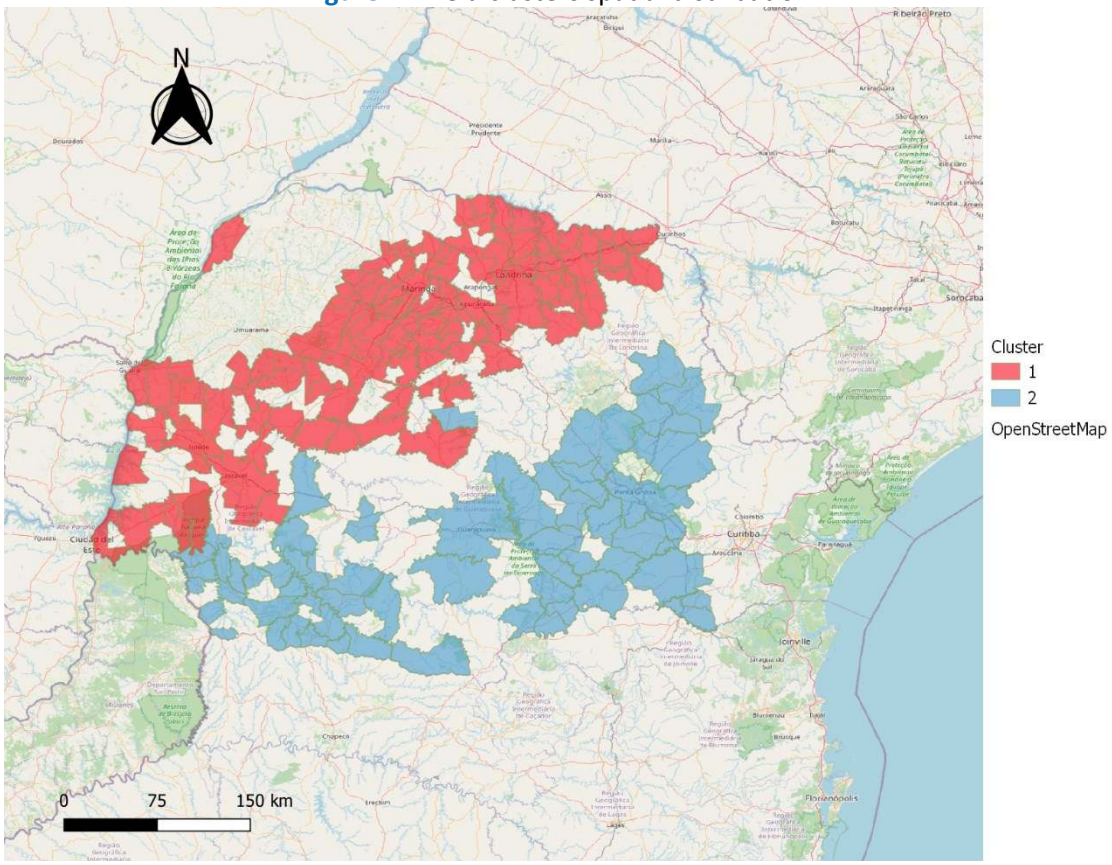


Source: Elaborated by the authors (2020)

Yield clusters

According to the majority rule, the optimal number of clusters was two, with eleven votes, followed by three clusters with eight votes (Table 1). Similarly to the precipitation clusters, cluster 1 represents the west and northwest of the state while cluster 2 comprehends the south, center and east of Paraná (Figure 7). Thus, the only difference from the rainfall clusters is that the yield cluster 1 has less presence in the center and south of Paraná.

Figure 7 - Yield clusters spatial distribution.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Table 1 - Ideal number of clusters for each variable

	Variable	Ideal number of clusters*								
		0	1	2	3	5	6	7	8	10
Votes	Rainfall	2	1	9	6	0	1	1	2	1
	Yield	2	0	11	8	2	0	0	1	2

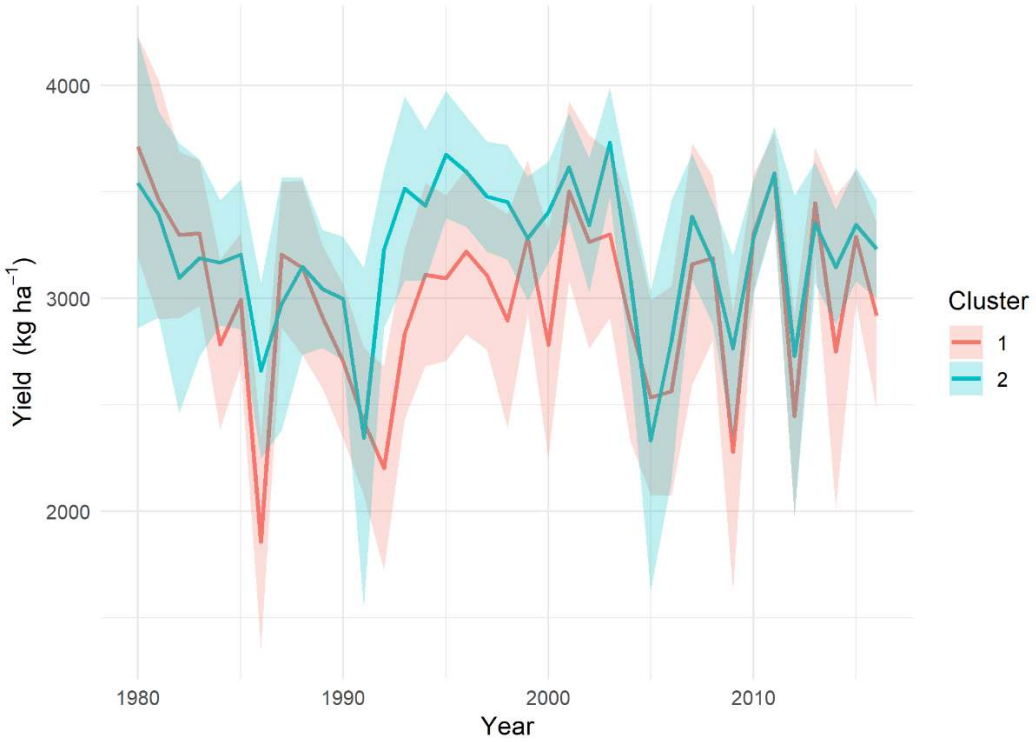
*Only numbers with at least one vote are presented

Source: Elaborated by the authors (2020)

Both clusters present a similar yield level from the beginning of the series through 1990 and from 2001 onwards, however, in the period comprised between 1991 and 2000 cluster 1 has lower yields (Figure 8). Also, in years where losses occurred (1986, 1991, 1992, 2005, 2009, 2012), cluster 1 municipalities suffered greater losses, increasing cluster variability and decreasing the mean and median of the whole period (Table 2). The latter can be explained by the presence of municipalities in the northern portion of the state in cluster 1, as said in the previous section this region has sandy soils and higher temperatures, being more

susceptible to drought. Other researchers such as Felema et al. (2016) also study the spatial behavior of soybean yields in Paraná. However, while the results from this paper agree to some measure, no comparisons are made as both studies used only two years of data against the 37-year time series of the present study.

Figure 8 - Soybean yields time series with 95% confidence intervals, per cluster.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Table 2 - Yield clusters descriptive statistics.

Cluster	Mean	Median	Standard deviation	Coefficient of variation (%)
1	2993,46	3051,21	597,05	19,95
2	3209,30	3282,11	533,26	16,62

Source: Elaborated by the authors (2020)

Yield and precipitation clusters relationship

When comparing with the results found for the precipitation clusters, the need to consider other environmental variables is exemplified. Regardless of the precipitation cluster 2 having lower precipitation levels, other factors such as soil type and temperature lead to greater yields in this region. The southwest of Paraná is the only region with high precipitation

and high yields. Intersecting the clusters would lead to a further separation, with three separate regions, the southeast with lower precipitation levels and high yields, the west and center with good precipitation levels (but with higher variability) and lower yields and the southwest as described above. These “new clusters” could present separate regions for the design of a weather index insurance products, with each region having a fine-tuned product.

This analysis does not encompass soil and other weather variables, which are also important in the determination of the suitability of cultivars for each region. The northwest of Paraná presents sandy soils and higher temperatures, therefore, farms in this region suffer more from drought periods as these soils have a lower water holding capacity and the increase in temperature leads to a higher evapotranspiration. On the contrary, for the south portion of the state, soils are rich in clay, altitudes are higher and temperatures lower, this coupled with a low variability in precipitation results in a lower risk of drought related yield losses (LIMA ET AL., 2012). Consequently, when choosing adequate risk management strategies and in the design of crop insurance products, such as weather index insurance, these variables must be taken in account.

CONCLUSION

Verifying the availability and quality of data sources is one of the first steps when designing a weather index insurance product. This step is particularly difficult in large developing countries such as Brazil, where the weather agencies do not have the necessary funds to maintain a large net of weather stations. Given this lack of resources, the existing stations also suffer from missing data, a problem that generally implies in pricier insurance. In this paper the quality of precipitation and yield data in Paraná-Brazil is evaluated and a proven method to deal with missing data is presented.

Despite the variability of soil and temperature conditions it is found that the state of Paraná presents a great opportunity for index insurance based on precipitation data. There is a good coverage of suitable weather stations and the clusters found indicate the scalability of WII and the existence of spatially correlated weather events. The sharp decrease in weather stations from the original set to the filtered one is due to the lack of historical data in many of the stations, as the number of operational stations is around 900, thus the weather station coverage should improve with time.

It is found that MICE proved a reliable method to fill gaps in precipitation data with up to 15% of missing observations, therefore it should be considered by insurers as an alternative to the practice of loading insurance premium in cases where data is not complete. This would provide a more attractive product without losing precision in the pure risk estimates as the method does not change the probability distribution of data.

This article presents a beginning of the exploration of weather index insurance design in the Brazilian literature, as the economic viability of index insurance was not verified, focusing only in the technical aspects required for its operation. Thus, additional studies are required to determine if WII is a viable option to the crop insurance market in Paraná and how it compares to existing crop insurance products.

ACKNOWLEDGMENTS

This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Finance Code 001.

REFERENCES

BABCOCK, Bruce A. The concentration of US agricultural subsidies. **Iowa Ag Review**, v. 7, n. 4, p. 4, 2015.

BARTLETT, Jonathan W. et al. Multiple imputation of covariates by fully conditional specification: accommodating the substantive model. **Statistical methods in medical research**, v. 24, n. 4, p. 462-487, 2015.Bondarenko, I.; Raghunathan, T. Graphical and numerical diagnostic tools to assess suitability of multiple imputations and imputation models. Statistics in medicine, v. 35, n. 17, p.3007-3020, 2016.

BONDARENKO, Irina; RAGHUNATHAN, Trivellore. Graphical and numerical diagnostic tools to assess suitability of multiple imputations and imputation models. **Statistics in medicine**, v. 35, n. 17, p. 3007-3020, 2016.

CHARRAD, Malika et al. NbClust: an R package for determining the relevant number of clusters in a data set. **Journal of statistical software**, v. 61, n. 1, p. 1-36, 2014.

CHEVRET, S.; SEAMAN, Shaun; RESCHE-RIGON, M. Multiple imputation: a mature approach to dealing with missing data. **Intensive care medicine**, v. 41, n. 2, p. 348-350, 2015.

COLLIER, Benjamin; SKEES, Jerry; BARNETT, Barry. Weather index insurance and climate change: Opportunities and challenges in lower income countries. **The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice**, v. 34, n. 3, p. 401-424, 2009.

COLLIER, Benjamin; BARNETT, Barry; SKEES, Jerry R. State of Knowledge Report — Data Requirements for the Design of Weather Index Insurance. **Bill & Melinda Gates Foundation**, [*s. l.*], 2010. Disponível em: http://globalagrisk.com/Pubs/2010_GlobalAgRisk_State_of_Knowledge_Data_sept.pdf. Acesso em: 21 out. 2020.

DE CARVALHO, José Ruy Porto et al. Model for multiple imputation to estimate daily rainfall data and filling of faults. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 32, p. 575-583, 2017.

DRABENSTOTT, Mark. Do farm payments promote rural economic growth?. **Ag Decision Maker Newsletter**, v. 9, n. 6, p. 2, 2015.

DUARTE, Gislaine V. et al. Modeling of soybean yield using symmetric, asymmetric and bimodal distributions: implications for crop insurance. **Journal of Applied Statistics**, v. 45, n. 11, p. 1920-1937, 2018.

EDWARDS, Chris. **Agricultural subsidies**. 2018.

FELEMA, João et al. Um estudo da produtividade do feijão, do milho e da soja na agricultura paranaense, nos anos de 2000 e 2010: uma análise espacial. **Ensaios Fee**, v. 36, n. 4, p. 817-842, 2016.

FRITZSONS, Elenice et al. Análise da pluviometria para definição de zonas homogêneas no Estado do Paraná. **Raega-O Espaço Geográfico em Análise**, v. 23, 2011.

GALLAGHER, Paul. US soybean yields: Estimation and forecasting with nonsymmetric disturbances. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 69, n. 4, p. 796-803, 1987.

GRAHAM, John W.; SCHAFER, Joseph L. On the performance of multiple imputation for multivariate data with small sample size. **Statistical strategies for small sample research**, v. 50, p. 1-27, 1999.

HAJI-MAGHSOUDI, Saiedeh et al. Influence of pattern of missing data on performance of imputation methods: an example using national data on drug injection in prisons. **International journal of health policy and management**, v. 1, n. 1, p. 69, 2013.

HE, Yulei et al. Multiple imputation in a large-scale complex survey: a practical guide. **Statistical methods in medical research**, v. 19, n. 6, p. 653-670, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA (IBGE). IBGE Automatic Recovery System = Sistema IBGE de Recuperação Automática, 2019. Available in: https://sidra.ibge.gov.br/home/ipp/brasil. [Accessed: dec. 2019].

JENSEN, Nathaniel; BARRETT, Christopher. Agricultural index insurance for development. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 39, n. 2, p. 199-219, 2017.

KELLER FILHO, Thadeu; ASSAD, Eduardo Delgado; LIMA, Paulo Roberto Schubnell de Rezende. Regiões pluviometricamente homogêneas no Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 40, p. 311-322, 2005.

KENWARD, Michael G.; CARPENTER, James. Multiple imputation: current perspectives. **Statistical methods in medical research**, v. 16, n. 3, p. 199-218, 2007.

KIRWAN, Barrett E.; ROBERTS, Michael J. Who Really Benefits from Agricultural Subsidies? Evidence from Field-level Data. **American journal of agricultural economics**, v. 98, n. 4, p. 1095-1113, 2016.

LEE, Katherine J.; CARLIN, John B. Recovery of information from multiple imputation: a simulation study. **Emerging themes in epidemiology**, v. 9, n. 1, p. 1-10, 2012.

LIMA, V.C.; LIMA, M.R.; MELO, V.F. **Knowing the main soils of Paraná: approach for elementary and middle school teachers** = Conhecendo os principais solos do Paraná: abordagem para professores do ensino fundamental e médio. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo (Eds.). Núcleo Estadual Paraná, Brasil, 18, 2012.

LITTLE, Roderick JA. Missing-data adjustments in large surveys. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 6, n. 3, p. 287-296, 1988.

MARSHALL, Andrea; ALTMAN, Douglas G.; HOLDER, Roger L. Comparison of imputation methods for handling missing covariate data when fitting a Cox proportional hazards model: a resampling study. **BMC medical research methodology**, v. 10, n. 1, p. 1-10, 2010.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA. **Departamento De Gestão De Riscos.** General Report 2017 - Rural Insurance Premium Grant Program (PSR) = Relatório Geral 2017 – Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), 2017. Available at: http://www.agricultura.gov.br/assuntos/riscos-seguro/seguro-rural/documentos-seguro-rural/RelatorioGeralPSR2017.pdf [Accessed Dec 22, 2019]. (in Portuguese).

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA. PLANO AGRÍCOLA E PECUÁRIO 2016/2017. MAPA **Indicadores**. Accessed December 07, 2019. http:// http://www.agricultura.gov.br/assuntos/sustentabilidade/plano-abc/arquivo-publicacoes-plano-abc/PAP1617.pdf.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA. PLANO AGRÍCOLA E PECUÁRIO 2017/2018. MAPA Indicadores, 2018. Accessed December 07, 2019.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO REGIONAL (Brasil). Agência Nacional de Águas (ANA). **Rede Hidrometeorológica Nacional**. [*S. l.*], 2005. Disponível em: https://www.snirh.gov.br/hidroweb/apresentacao. Acesso em: 14 out. 2020.

MORRIS, Tim P.; WHITE, Ian R.; ROYSTON, Patrick. Tuning multiple imputation by predictive mean matching and local residual draws. **BMC medical research methodology**, v. 14, n. 1, p. 1-13, 2014.

OÑATE, Carlos Andrés; OZAKI, Vitor Augusto; BRAVO-URETA, Boris. **Impact Evaluation of the Brazilian crop insurance public program "Proagro Mais"**. 2016.

OZAKI, Vitor Augusto. Qual o custo governamental do seguro agrícola?. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, p. 123-136, 2013.

RAGHUNATHAN, Trivellore E. et al. A multivariate technique for multiply imputing missing values using a sequence of regression models. **Survey methodology**, v. 27, n. 1, p. 85-96, 2001.

RAO, Kolli N. Weather index insurance: Is it the right model for providing insurance to crops?. **ASCI Journal of Management**, v. 41, n. 1, p. 86-101, 2011.

RUBIN, Donald B. An overview of multiple imputation. In: **Proceedings of the survey research methods section of the American statistical association**. Citeseer, 1988. p. 79-84.

RUBIN, Donald B. **Multiple imputation for nonresponse in surveys**. John Wiley & Sons, 2004.

SCHENKER, Nathaniel; TAYLOR, Jeremy MG. Partially parametric techniques for multiple imputation. **Computational statistics & data analysis**, v. 22, n. 4, p. 425-446, 1996.

VAN BUUREN, Stef; BOSHUIZEN, Hendriek C.; KNOOK, Dick L. Multiple imputation of missing blood pressure covariates in survival analysis. **Statistics in medicine**, v. 18, n. 6, p. 681-694, 1999.

VAN BUUREN, Stef. Multiple imputation of discrete and continuous data by fully conditional specification. **Statistical methods in medical research**, v. 16, n. 3, p. 219-242, 2007.

VAN BUUREN, Stef; GROOTHUIS-OUDSHOORN, Karin. mice: Multivariate imputation by chained equations in R. **Journal of statistical software**, v. 45, n. 1, p. 1-67, 2011.

WHITE, Ian R.; ROYSTON, Patrick; WOOD, Angela M. Multiple imputation using chained equations: issues and guidance for practice. **Statistics in medicine**, v. 30, n. 4, p. 377-399, 2011.

ZARCH, Mohammad Amin Asadi; SIVAKUMAR, Bellie; SHARMA, Ashish. Droughts in a warming climate: A global assessment of Standardized precipitation index (SPI) and Reconnaissance drought index (RDI). **Journal of hydrology**, v. 526, p. 183-195, 2015.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

UMA VISÃO HORA A HORA DA AUTOCORRELAÇÃO EM DADOS DE TEMPERATURA E UMIDADE RELATIVA DO AR NA BAHIA

AN HOUR-BY-HOUR VIEW OF AUTOCORRELATION IN TEMPERATURE AND RELATIVE HUMIDITY DATA IN BAHIA

UNA VISIÓN HORA A HORA DE LA AUTOCORRELACIÓN EN LOS DATOS DE TEMPERATURA Y HUMEDAD RELATIVA EN BAHÍA

Gilney Figueira Zebende
Universidade Estadual de Feira de Santana
gfzebende@uefs.br

Andréa de Almeida Brito
Instituto Federal de Educação Ciência e Tecnologia da Bahia
britodea@gmail.com

Roberta Pimenta Cunha dos Santos
Universidade Estadual de Feira de Santana
rpcs5577@gmail.com

Aloísio Machado da Silva Filho
Universidade Estadual de Feira de Santana
aloisioestatistico@uefs.br

Resumo: Aqui, propomos analisar empiricamente as autocorrelações em dados meteorológicos de temperatura e umidade relativa do ar medidos hora a hora. Tal motivação se justifica, pois quando se fala/estuda o tema do aquecimento global e a ação antrópica, as referidas variáveis meteorológicas são muito importantes e utilizadas a séculos. Aqui, tal análise será implementada pelo método DFA, largamente empregado na análise de séries temporais não estacionárias. Como nosso estudo de caso, empregamos dados obtidos de quatro estações meteorológicas e automáticas, entre o litoral, recôncavo, oeste e norte do Estado da Bahia. Portanto, com as séries temporais das variáveis envolvidas em cada estação, tendo estas aproximadamente um total de uma década de medida (hora a hora), calculamos a função de flutuação do método DFA. Por não existir uma única lei de potência, os resultados da função de flutuação identificam claramente componentes sazonais entre as variáveis, assim como para todas as estações. Com tais resultados foi possível medir a persistência das séries temporais, e obter três escalas temporais, ou seja, $4 \leq n \leq 30$, $31 \leq n \leq 365$ e $n > 365$ dias. Finalmente, para cada uma destas escalas temporais e hora do dia, calculamos o valor do expoente de autocorrelação, α_DFA. Com o valor de α_DFA como função da hora, mostramos que há um determinado padrão de

persistência a depender da escala temporal envolvida, isto tanto para a temperatura quanto para a umidade relativa do ar, e que pequenas alterações ocorrem de uma estação meteorológica para outra. Desta forma, este artigo dá uma nova visão das autocorrelações
de variáveis meteorológicas, via método DFA, contribuindo para pesquisas relacionadas ao tema climatologia.
Palavras-chave: Variáveis Meteorológicas. Séries Temporais. Autocorrelação.

Abstract: Here, we propose to empirically analyze the autocorrelations in meteorological data of temperature and relative humidity measured hourly. Such motivation is justified, because when one speaks/studies the subject of global warming and anthropic action, these meteorological variables are very important and have been used for centuries. Here, such analysis will be implemented by the DFA method, widely employed in the analysis of non-stationary time series. As our case study, we employ data obtained from four meteorological and automatic stations, between the coast, recôncavo, west and north of Bahia State. Therefore, with the time series of the variables involved in each station, having these approximately a total of a decade of measurement (hour by hour), we calculated the fluctuation function of the DFA method. Because there is no single power law, the results of the fluctuation function clearly identify seasonal components among the variables, as well as for all stations. With such results it was possible to measure the persistence of the time series, and to obtain three time scales, i.e. $4 \leq n \leq 30$, $31 \leq n \leq 365$ and $n > 365$ days. Finally, for each of these time scales and time of day, we calculated the value of the autocorrelation exponent, α_DFA. With the value of α_DFA as a function of time, we show that there is a certain pattern of persistence depending on the time scale involved, this for both temperature and relative humidity, and that small changes occur from one weather station to another. Thus, this paper gives a new view of autocorrelations of meteorological variables, via the DFA method, contributing to research related to the subject of climatology.
Keywords: Meteorological Variables. Time Series. Auto-correlation.

Resumen: Aquí proponemos analizar empíricamente las autocorrelaciones en los datos meteorológicos de temperatura y humedad relativa medidos cada hora. Esta motivación se justifica porque cuando se habla/estudia el tema del calentamiento global y la acción antrópica, estas variables meteorológicas son muy importantes y se utilizan desde hace siglos. Aquí, dicho análisis se implementará mediante el método DFA, ampliamente empleado en el análisis de series temporales no estacionarias. Como caso de estudio, empleamos datos obtenidos de cuatro estaciones meteorológicas y automáticas, entre el litoral, el recôncavo, el oeste y el norte del estado de Bahía. Por tanto, con las series temporales de las variables implicadas en cada estación, teniendo éstas aproximadamente un total de una década de medición (hora a hora), calculamos la función de fluctuación del método DFA. Al no existir una única ley de potencia, los resultados de la función de fluctuación identifican claramente los componentes estacionales entre las variables, así como para todas las estaciones. Con estos resultados fue posible medir la persistencia de las series temporales y obtener tres escalas de tiempo, es decir, $4 \leq n \leq 30$, $31 \leq n \leq 365$ y $n > 365$ días. Por último, para cada una de estas escalas de tiempo y hora del día, calculamos el valor del exponente de autocorrelación, α_DFA. Con el valor de α_DFA en función del tiempo, mostramos que existe un cierto patrón de persistencia en función de la escala temporal implicada, esto tanto para la temperatura como para la humedad relativa, y que se producen pequeños cambios de una estación meteorológica a otra. Así, este artículo ofrece una nueva visión de las autocorrelaciones de las variables meteorológicas, a través del método DFA, contribuyendo a la investigación relacionada con la climatología del tema.
Palabras-clave: Variables Meteorológicas. Series de tiempo. Autocorrelación.

Submetido em: 23/04/2020
Aceito para publicação em: 26/07/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

As componentes climáticas nunca estão em equilíbrio, variam constantemente com o tempo. Assim, pequenas alterações nas suas componentes iniciais podem levar o sistema a eventos totalmente inesperados no futuro, por exemplo, podem resultar em grandes desastres naturais (Geographic, 2021). Estas premissas caracterizam o clima como um sistema complexo, podendo o mesmo ser estudado com novos modelos matemáticos ou ferramentas estatísticas.

Do ponto de vista da climatologia, os modelos matemáticos são importantes, pois podem ser aplicados para estudar a dinâmica do clima, projeções futuras, mudanças na temperatura do ar, entre outras aplicações. Dados meteorológicos acumulados ao longo de muitos anos estão sendo analisados por técnicas estatísticas e por diversos modelos matemáticos. Como se sabe, a maioria desses modelos matemáticos usa sistemas de equações diferenciais baseadas nas leis da Física. Portanto, para estudar este sistema complexo, devemos definir adequadamente as variáveis fundamentais, tais como: temperatura do ar, pressão atmosférica, direção e velocidade do vento, umidade relativa do ar entre outras, de acordo com o capítulo cinco em WMO (1989).

Especificamente, há um grande número de situações, seja no mundo real ou não, em que uma determinada variável $u(i)$ é medida em intervalos de tempo iguais e sucessivos, formando uma série temporal $\{u(i)\}$. Algumas estratégias para o estudo de tais séries temporais no tempo já foram desenvolvidas, como por exemplo utilizar a estatística descritiva para descrever e sumarizar o conjunto dos dados com algumas medidas, tais como, as medidas de tendência central (média, mediana e moda) e as medidas de dispersão (desvio padrão, variância, o valor máximo e mínimo e curtose) e a representação do comportamento da série por meio de gráficos. Porém, se quisermos analisar o efeito de memória (de curto e longo prazo) em séries temporais, outras técnicas estatísticas devem ser empregadas, como por exemplo a análise *R/S* (Hurst , 1951) ou mesmo o método **DFA** (Peng *et al*., 1994), com mais de 4000 citações.

O método *Detrended Fluctuation Analysis* (Análise de Flutuações Retirando Tendências) (**DFA**) tem-se mostrado robusto ao longo destes anos, no que tange principalmente a análise de autocorrelação de longo prazo. Variações do método DFA também já foram implementadas, entre elas o método *Detrended Cross-Correlation Analysis*

(Análise de Correlações Cruzadas Retirando Tendências) (**DCCA**) por Podobnik e Stanley (2008), que trata da correlação cruzada entre distintas séries temporais e que deu origem ao coeficiente de correlação cruzada proposta por Zebende (2011), assim como o coeficiente de correlação cruzada múltiplo por Zebende e da Silva Filho (2018a). Muitas aplicações destes métodos baseados no método **DFA** podem ser encontrados, como por exemplo em: Vassoler e Zebende (2012), Zebende *et al*. (2013, 2018b), de Almeida Brito *et al*. (2019), Zebende *et al*. (2020), entre muitos outros.

Portanto, dentro da área de climatologia (caracterizada por variáveis complexas), é importante o emprego de novas técnicas estatísticas robustas, como é o caso do método **DFA**, para a obtenção de novos e relevantes estudos. Assim, neste artigo nos motivamos a analisar as autocorrelações em dados de temperatura e umidade relativa do ar medidos hora a hora, pelo método **DFA**. Com nosso estudo de caso, empregamos dados fornecidos pelo Instituto Nacional de Meteorologia e obtidos de quatro estações automáticas, como veremos na próxima seção.

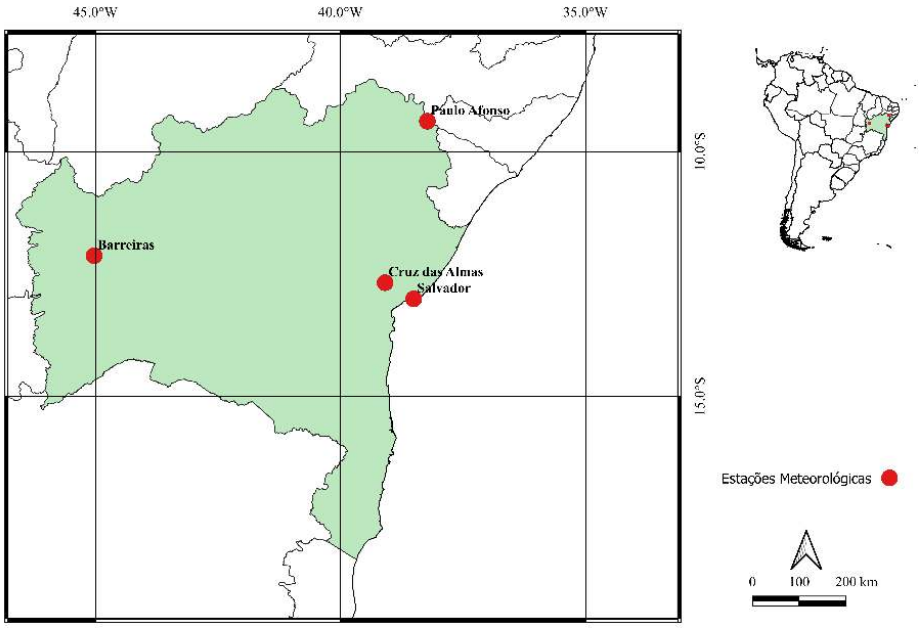
Logo, para cumprir com nossos objetivos, dividimos este artigo em seções, a contar da Introdução aqui, seguimos com Material e Métodos, Resultados e Discussão e por fim as Conclusões.

MATERIAL E MÉTODOS

Dados

Aqui vamos analisar a autocorrelação das variáveis temperatura do ar (medida em ^{0}**C**) e umidade relativa do ar (em **%**), obtidas em quatro estações meteorológica de superfície automática localizadas no Estado da Bahia, com dados horários e administradas pelo Instituto Nacional de Meteorologia, INMET (2021). Para isto, abaixo na Figura 1, apresentamos localização para as estações e na Tabela 1 a descrição dos dados.

Figura 1 - Estado da Bahia e as quatro estações localizadas nas cidades de Barreiras, Cruz das Almas, Paulo Afonso e Salvador.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Tabela 1 - Informação geográfica e descrição dos dados.

Estação	Início	Fim	*N*
Barreiras	22/12/2001	30/09/2010	2047
Cruz das Almas	26/01/2003	30/09/2010	1919
Paulo Afonso	18/06/2003	30/09/2010	2065
Salvador	07/10/2000	30/09/2010	2616

Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

A importância dessas estações (cidades), decorre do fato de que as mesmas possuem os melhores bancos de dados e também pelas suas cidades possuírem as seguintes características:

- **Barreiras**: É a cidade mais populosa e o mais importante centro agrícola da região oeste da Bahia, destacando-se no agronegócio nacional (internacional) como grande produtor de algodão e soja.
- **Cruz das Almas**: Considerada um importante centro no Recôncavo baiano, localizada ao redor da baía de Todos os Santos, cobrindo não apenas a costa, mas também toda a região do interior que a circunda. Possui alguns centros de pesquisa agropecuária, como a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

- **Paulo Afonso**: É a cidade onde está localizado o complexo da usina hidrelétrica do Vale do São Francisco (CHESF). Possui quatro plantas, PA I, PA II, PA III e PA IV. A principal característica da usina hidrelétrica é ter sido a primeira usina subterrânea instalada no Brasil, porque suas turbinas estão a mais de 80 metros abaixo do nível do rio São Francisco.
- **Salvador**: É o centro econômico e a capital da Bahia. Notável por sua comida, música e arquitetura, com fortes influências africanas e portuguesas. Com mais de 2,9 milhões de pessoas, é a cidade mais populosa do Nordeste e a terceira mais populosa do Brasil.

Para a análise de séries temporais, existem alguns caminhos bem conhecidos a serem seguidos, como em Huber (1981) e Wilcox (2012). Porém, se as séries temporais exibirem comportamentos complexos, como autoafinidade, podemos aplicar novas estratégias para sua análise, como em Peng *et al*. (1992), Zebende *et al*. (1998), Jiang e Zhou (2011), Podobnik *et al*. (2011), Kristoufek (2014), Wang *et al*. (2013), Zebende *et al*. (2018a), entre outros. Desta forma, neste artigo adotaremos o método **DFA**, método este introduzido pelos autores para a análise de autocorrelação em séries temporais não estacionárias, e que aqui será descrito logo na próxima sub-seção.

Método DFA (Peng *et al*., 1994)

Este método fornece uma relação entre a função de flutuação, F_{DFA}, e a escala temporal n. O método **DFA** tem sido muito eficiente na detecção de autocorrelações de longo alcance com caudas longas, do tipo lei de potência. A importância do método pode ser comprovada pelo grande número de aplicações e citações em todas as áreas do conhecimento, como em Király e Jánosi (2005), Koscielny-Bunde *et al*. (1998), Fraedrich e Blender (2003), Guo *et al*. (2016). Nesta direção, abaixo brevemente faremos uma introdução do algoritmo do método **DFA**, que envolve os seguintes passos:

Passo 1- Considere um determinado sinal $u(i)$, onde $i = 1, \cdots, N$, sendo N o tamanho (número de pontos) da série temporal. O sinal $u(i)$ é integrado, e assim obtém-se $x(k) = \sum_{i=1}^{k}[u(i) - \langle u \rangle]$, com $\langle u \rangle$ sendo o valor médio de u em toda série temporal e com $k = 1, \cdots, N$;

Passo 2- O sinal integrado $x(k)$ é dividido em caixas de igual tamanho n (a escala temporal);

Passo 3- Para cada caixa de tamanho n, um ajuste polinomial de ordem l (geralmente é usado l = 1) é feito em $x(k)$, que será a tendência do sinal dentro da caixa. A coordenada y do ajuste dentro de cada caixa será definida por $x_n(k,l)$;

Passo 4- O sinal integrado $x(k)$ é "destendenciado", isto pela subtração de $x_n(k,l)$ em cada caixa (de tamanho n);

Passo 5- Para caixas sobrepostas, com $(N-n)$ valores, calcula-se a função de covariância em todos as caixas, ou seja,

$$f_{DFA}^2(n,i) = \frac{1}{(n+1)} \sum_{k=i}^{i+n} [x(k) - x_n(k,l)]^2$$

E, finalmente calcula-se a sua função de flutuação, definida por

$$F_{DFA}(n) = \sqrt{\frac{1}{(N-n)} \sum_{i=1}^{N-n} f_{DFA}^2(n,i)};$$

Passo 6 - O cálculo, dos passos anteriores, é repetido para as escalas temporais que compreendem, $4 \leq n \leq N/4$, e assim tem-se a relação entre F_{DFA} e a escala temporal n.

Se o sinal for caracterizado por uma lei de potência, então $F_{DFA} \sim n^{\alpha_{DFA}}$. Neste sentido, α_{DFA} é definido como sendo o expoente de autocorrelação de longo-alcance, com as seguintes propriedades, ver Walleczek (2000) e Zebende *et al*. (2017), (Quadro 1).

Quadro 1 - Informação geográfica e descrição dos dados.

expoente	tipo de série temporal
$\alpha_{DFA} < 0{,}5$	anti-persistente
$\alpha_{DFA} \cong 0{,}5$	descorrelacionada, "ruído branco"
$\alpha_{DFA} > 0{,}5$	persistente de longo alcance
$\alpha_{DFA} \cong 1{,}0$	ruído $1/f$
$\alpha_{DFA} > 1{,}0$	não estacionária
$\alpha_{DFA} \cong 3/2$	ruído Browniano

Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

O expoente α_{DFA} é semelhante ao expoente de Hurst (1951), porém α_{DFA} pode ser aplicado a sinais não estacionários e é mais robusto do que Hurst, ver Hu *et al*. (2001) e Chen *et al*. (2002), onde efeitos de tendência e não estacionaridades foram testados. Heneghan e McDarby (2000) estabeleceram a relação entre o método **DFA** e a análise espectral, e concluíram que o **DFA** e a análise espectral fornecem caracterizações equivalentes de sinais estocásticos com autocorrelação de longo-prazo. Porém, nem sempre há uma caracterização de lei de potência única, assim tendências e sazonalidades podem estar presentes no sinal.

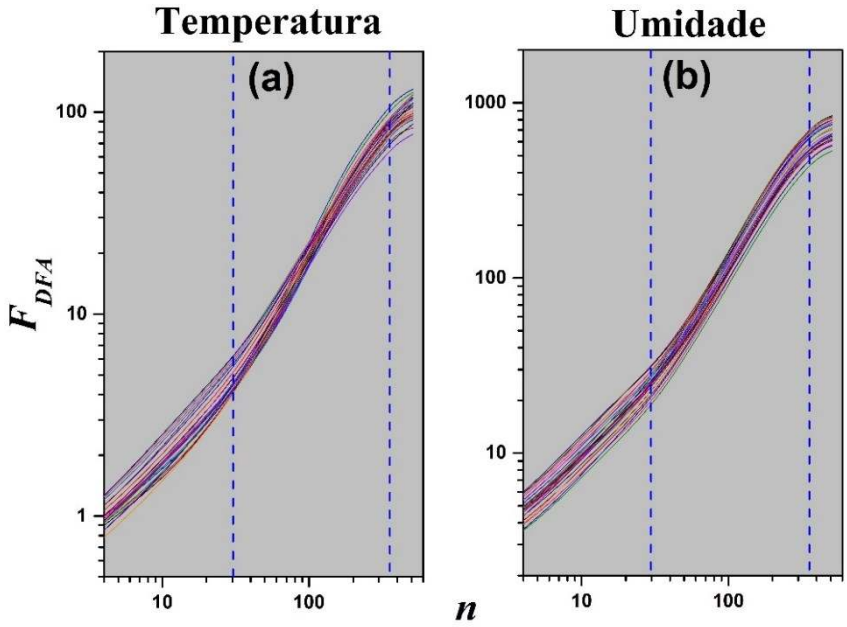
Nestes casos o método **DFA** também pode ser aplicado para a análise destes efeitos, como pode ser visto em Zebende *et al*. (2017).

Desta forma, com nossos dados tabulados e com a introdução do método **DFA**, a seguir na próxima seção, apresentamos os resultados as séries temporais de temperatura do ar e da umidade relativa do ar, onde identificamos tendências e sazonalidades, bem como outros padrões em função da hora do dia e da estação meteorológica empregada.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

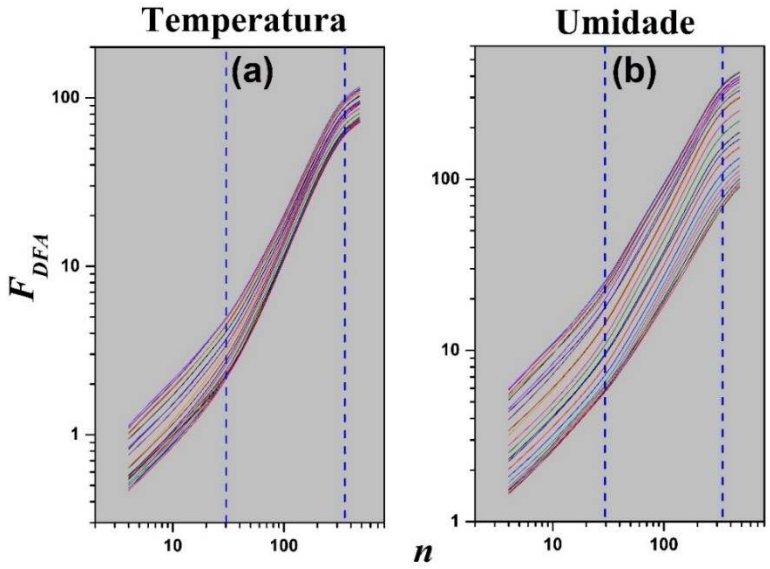
Como temos dados horários para a temperatura do ar e para a umidade relativa do ar, vamos calcular a função de flutuação, $F_{DFA}(n)$, para cada hora local do dia (dada em UTC) e tentar ver a influência do horário e da localização das estações nos resultados. Portanto, a aplicação do método **DFA** para as estações localizadas nas cidades de Barreiras, Cruz das Almas, Paulo Afonso e Salvador, levando-se em consideração os valores horários da temperatura do ar e da umidade relativa do ar encontram-se nas Figuras 2, 3, 4 e 5.

Figura 2 - $F_{DFA}(n)$ como função da escala temporal n, isto para a temperatura do ar (a) e para a umidade relativa do ar (b), localizada na estação de Barreiras. As linhas verticais representam a escala temporal $n = 30$ e $n = 365$ dias respectivamente. Nesta figura temos as 24 curvas referentes a cada hora do dia.



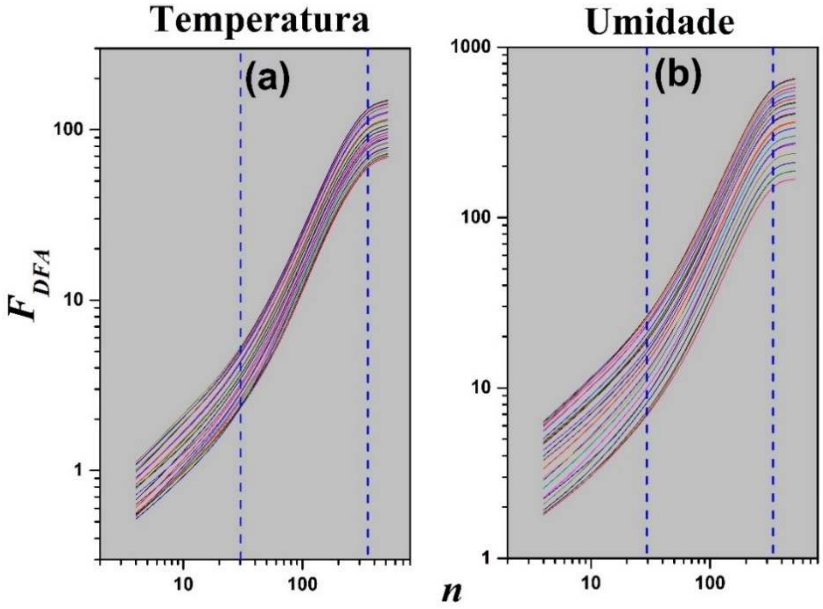
Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Figura 3 - $F_{DFA}(n)$ como função da escala temporal n, isto para a temperatura do ar (a) e para a umidade relativa do ar (b), localizada na estação de Cruz das Almas. As linhas verticais representam a escala temporal $n = 30$ e $n = 365$ dias respectivamente. Nesta figura temos as 24 curvas referentes a cada hora do dia.



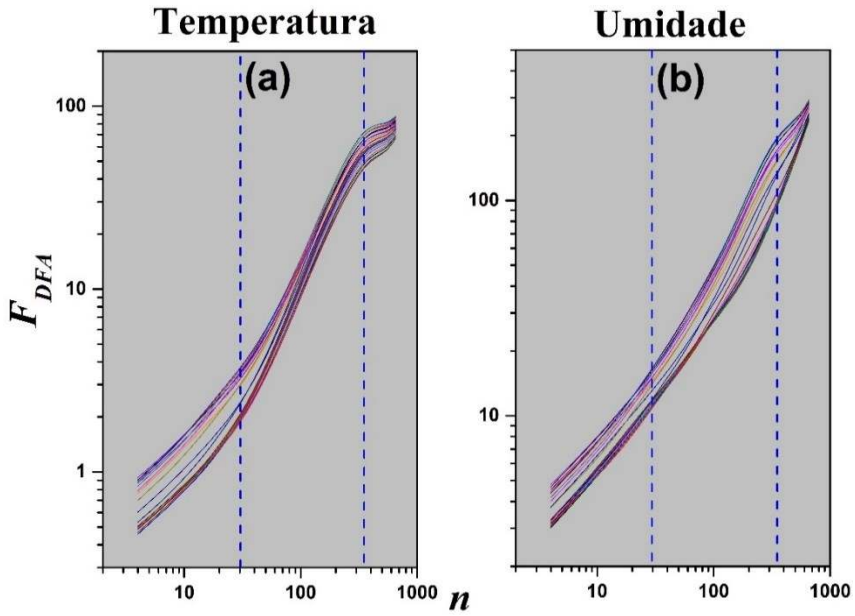
Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Figura 4 - $F_{DFA}(n)$ como função da escala temporal n, isto para a temperatura do ar (a) e para a umidade relativa do ar (b), localizada na estação de Paulo Afonso. As linhas verticais representam a escala temporal $n = 30$ e $n = 365$ dias respectivamente. Nesta figura temos as 24 curvas referentes a cada hora do dia.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Figura 5 - $F_{DFA}(n)$ como função da escala temporal n, isto para a temperatura do ar (a) e para a umidade relativa do ar (b), localizada na estação de Salvador. As linhas verticais representam a escala temporal $n = 30$ e $n = 365$ dias, respectivamente. Nesta figura temos as 24 curvas referentes a cada hora do dia.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

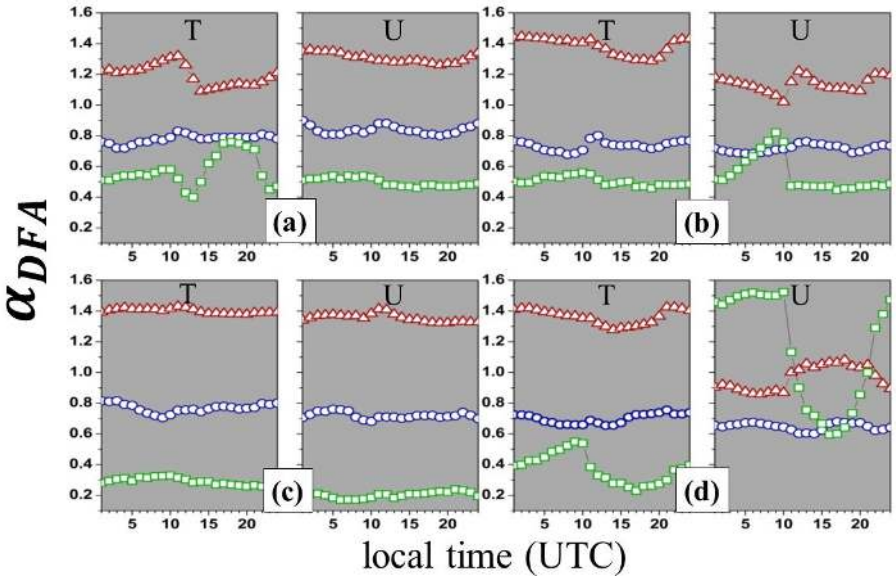
Pelas quatros figuras apresentadas acima e considerando toda a escala temporal envolvida, percebe-se não haver uma única lei de escala para $F_{DFA}(n)$, isto tanto para a temperatura do ar quanto para a umidade relativa do ar, e independentemente do horário e da estação (cada linha na figura representa uma hora local). Especificamente, para a estação de Barreiras os dados estão mais ajustados, enquanto que para a estação de Paulo Afonso não. De maneira clara, é possível identificar três transições para a função de flutuação, $F_{DFA}(n)$, que estão associadas a componentes sazonais.

De conhecimento desta peculiaridade nos resultados, demarcamos três escalas temporais para uma análise mais profunda, identificadas pelas duas linhas verticais nas figuras, ou seja, uma em $n = 30$ e a outra em $n = 365$ dias (linhas verticais). Com tal marcação, assim como realizado em Zebende *et al*. (2017), calculamos os valores dos expoentes α_{DFA} dentro de cada escala temporal, ou seja:

- de $n = 4$ até $n = 30$ dias, tendo α_{DFA-1} (círculo azul);
- de $n = 31$ até $n = 365$ dias, tendo α_{DFA-2} (triângulo vermelho);
- e com $n > 365$ dias, tendo α_{DFA-3} (quadrado verde).

Também teremos este valor para cada hora do dia (linhas coloridas nos resultados), no intuito de facilitarmos a visualização do efeito do passar do dia. Tal realização encontra-se na Figura 6, que nos dá o valor do expoente α_{DFA} como função da hora do dia e dentro de cada escala temporal específica.

Figura 6 - Expoente de autocorrelação em função da hora local, aferido para as estações de: (a) Barreiras, (b) Cruz das Almas, (c) Paulo Afonso e (d) Salvador. Onde T é o valor de α_{DFA} para a temperatura do ar e U α_{DFA} para a umidade relativa do ar. Círculo representa a escala temporal $4 \leq n \leq 30$, triângulo $31 \leq n \leq 365$ e quadrado $n > 365$. Cada valor do expoente de autocorrelação calculado teve um $R^2 \geq 0.98$ no seu ajuste linear.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020).

Na figura 6 fica claro que de fato há três valores para α_{DFA} a depender da escala temporal empregada, identificados pelos símbolos em azul, vermelho e verde. Neste figura vemos que para a escala temporal de $4 \leq n \leq 30$, tanto para a temperatura do ar quanto para a umidade relativa do ar, independentemente da estação meteorológica, $\alpha_{DFA} \cong 0{,}80$, ou seja, tem comportamento persistente. Porém, se olharmos as outras escalas temporais observa-se outros padrões, isto é, para $31 \leq n \leq 365$ dias, α_{DFA} geralmente é maior do que 1, evidenciando um comportamento persistente não estacionária (exceto para Salvador e vendo a Umidade Relativa do Ar). Finalmente, para as escalas temporais de $n > 365$ dias, α_{DFA} evidencia um comportamento de antipersistência, com valores menores do que 0.5 (exceto novamente para Salvador e vendo a Umidade Relativa do Ar). Também, de uma forma geral, o valor do expoente α_{DFA} tem um comportamento qualitativo semelhante tanto para a

temperatura do ar com para a umidade relativa do ar, mostrando de forma indireta a associação entre as variáveis.

CONCLUSÕES

Neste trabalho propomos a análise de autocorrelação das séries temporais de temperatura do ar e umidade relativa do ar, medidas hora a hora em quatro estações meteorológicas localizadas no estado da Bahia. Tal estudo foi realizado pelo método **DFA**. Com tal análise foi possível identificar pela função de flutuação, $F_{DFA}(n)$, três componentes sazonais, aqui divididas nas seguintes escalas temporais: **período I** $(4 \leq n \leq 30)$, **período II** $(31 \leq n \leq 365)$ e **período III** $(n > 365)$ dias. Assim, para cada escala temporal e para cada hora do dia, criamos um novo diagrama, representado aqui neste artigo. Com este diagrama construído, foi possível observar a variação na persistência de cada série temporal, para a temperatura do ar e também para a umidade relativa do ar, a assim comparar uma estação meteorológica com a outra. Finalmente, percebemos que há uma maior variabilidade para os resultados referentes a umidade relativa do ar, principalmente para as estações localizadas próximas ao litoral e períodos II e III. Nossos achados servirão como proposta metodológica para avaliar as autocorrelações de séries temporais de dados relativos ao clima no tempo e espaço, contribuindo assim no avanço de pesquisas relacionadas ao tema climatologia.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) pelos dados fornecidos para a pesquisa. A. A. Brito agradece a Fundação de Amparo à Pesquisa na Bahia (FAPESB), pela bolsa de estudo BOL 0262/2017. G. F. Zebende agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela bolsa de pesquisa 310136/2020-2.

REFERÊNCIAS

CHEN, Zhi; IVANOV, Plamen Ch.; HU, Kun; STANLEY, H. Eugene. Effect of nonstationarities on detrended fluctuation analysis. **Phys. Rev. E**, v. 65, n. 4, p. 041107, 2002.

DE ALMEIDA BRITO, A.; de ARAÚJO, H. A.; ZEBENDE, G. F. Detrended multiple cross-correlation coefficient applied to solar radiation, air temperature and relative humidity. **Scientific Reports**, v. 9, n. 1, p. 1-10, 2019.

FRAEDRICH, K.; BLENDER, R. Scaling of atmosphere and ocean temperature correlations in observations and climate models. **Phys. Rev. Lett.**, v. 90, n. 10, p. 108501, 2003.

GEOGRAPHIC, N. **Natural Disasters**. set. de 2021. Disponível em: https://www.nationalgeographic.com/environment/topic/natural-disasters-weather. Acesso em: set. de 2021.

GUO, E.; ZHANG, J.; Si, H.; DONG, Z.; CAO, T.; LAN, W. Temporal and spatial characteristics of extreme precipitation events in the midwest of Jilin province based on multifractal detrended fluctuation analysis method and copula functions. **Theoretical and Applied Climatology**, v.130, p. 597-607, 2016.

HENEGHAN, C.; MCDARBY, G. Establishing the relation between detrended fluctuation analysis and power spectral density analysis for stochastic processes. **Phys. Rev. E**, v. 62, n. 5, 6103-6110, 2000.

INMET, Instituto Nacional de Meteorologia. **Dados de estação meteorológica de observação de superfície automática**. set. de 2021. Disponível em: https://portal.inmet.gov.br. Acesso em: set. de 2021.

HU, Kun; IVANOV, Plamen Ch.; CHEN, Zhi; CARPENA, Pedro; EUGENE Stanley, H. Effect of trends on detrended fluctuation analysis. **Phys. Rev. E**, v. 64, n. 1, p. 011114, 2001.

HUBER, P. J. **Robust Statistics**. John Wiley and Sons, New York, 1981.

HURST, H. E. Long-term storage capacity of reservoirs. **Transactions of the American Society of Civil Engineers**, v. 116, n. 1, p. 770-799, 1951.

JIANG, Z.-Q.; ZHOU, W.-X. Multifractal detrending moving-average cross-correlation analysis. **Phys. Rev. E**, v. 84, n. 1, p. 016106, 2011.

KIRÁLY, A.; JÁNOSI, I. M. Detrended Fluctuation Analysis of daily temperature records: Geographic dependence over Australia. **Meteorology and Atmospheric Physics**, v. 88, p. 119-128, 2005.

KOSCIELNY-BUNDE, Eva; BUNDE, Armin; HAVLIN, Shlomo; ROMAN, H. Eduardo; GOLDREICH, Yair; SCHELLNHUBER, Hans-Joachim. Indication of a universal persistence law governing atmospheric variability. **Phys. Rev. Lett.**, v. 81. n. 3, p. 729-732, 1998.

KRISTOUFEK, L. Measuring cross-correlation between non-stationary series with DCCA coefficient. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 402, p. 291-298, 2014.

PENG, C.-K.; BULDYREV, S. V.; GOLDBERGER, A. L.; HAVLIN, S.; SCIORTINO, F.; SIMONS, M.; STANLEY, H. E. Long-range correlations in nucleotide sequences. **Nature**, v. 356, p. 168-170, 1992.

PENG, C.-K.; BULDYREV, S. V.; HAVLIN, S.; SIMONS, M.; STANLEY, H. E.; GOLDBERGER, A. L. Mosaic organization of DNA nucleotides. **Phys. Rev. E**, v. 49, n. 2, p. 1685-1689, 1994.

PODOBNIK, B.; JIANG, Z.-Q.; ZHOU, W.-X.; STANLEY, H. E. Statistical tests for power-law cross-correlated processes. **Phys. Rev. E**, v. 84, p. 066118, 2011.

PODOBNIK, B.; STANLEY, H. E. Detrended cross-correlation analysis: A new method for analyzing two nonstationary time series. **Phys. Rev. Lett.**, v. 100, n. 8, p. 084102, 2008.

VASSOLER, R.; ZEBENDE, G. F. DCCA cross-correlation coefficient apply in time series of air temperature and air relative humidity. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 391, n.7, p. 2438-2443, 2012.

WALLECZEK, J. **Self-organized biological dynamics and nonlinear control: toward understanding complexity, chaos and emergent function in living systems**. Cambridge University Press, 2000, p. 421-428.

WANG, G.-J.; XIE, C.; CHEN, S.; YANG, J.-J.; YANG, M.-Y. Random matrix theory analysis of cross-correlations in the US stock market: Evidence from Pearson´s correlation coefficient and detrended cross-correlation coefficient. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 392, n. 17, p. 3715-3730, 2013.

WILCOX, R. **Introduction to Robust Estimation and Hypothesis Testing (Third Edition)**. Academic Press, Boston, 2012.

WMO, World Meteorological Organization. **Calculation of Monthly and Annual 30-year Standard Normals**, WCDP (Series), Edição 10, WMO, Geneva, 1989.

ZEBENDE, G. F.; de OLIVEIRA, P. M. C.; PENNA, T. J. P. Long-range correlations in computer diskettes. **Phys. Rev. E**, v. 57, n.3, p. 3311-3314, 1998.

ZEBENDE, G. F. DCCA cross-correlation coefficient: Quantifying level of cross-correlation. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 390, n. 4, p. 614-618, 2011.

ZEBENDE, G. F.; SILVA, M. F.; FILHO, A. M. DCCA cross-correlation coefficient differentiation: Theoretical and practical approaches. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 392, n.8, p. 1756-1761, 2013.

ZEBENDE, G. F.; FERNANDEZ, B. F.; PEREIRA, M. G. Analysis of the variability in the sdb star KIC 10670103: DFA approach. **Monthly Notices of the Royal Astronomical Society**, v. 464, p. 2638-2642, 2017.

ZEBENDE, G. F.; da SILVA FILHO, A. Detrended multiple cross-correlation coefficient. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 510, p. 91-97, 2018a.

ZEBENDE, G. F.; BRITO, A. A.; SILVA FILHO, A. M.; CASTRO, A. P. ρDCCA applied between air temperature and relative humidity: An hour/hour view. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v.494, p. 17-26, 2018b.

ZEBENDE, G. F.; BRITO, A. A.; CASTRO, A. P. DCCA cross-correlation analysis in time-series with removed parts. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 545, p. 123472, 2020.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

COMPARAÇÃO DO SALDO DE RADIAÇÃO MEDIDO E ESTIMADO NUMA ÁREA DE MATA ATLÂNTICA NO LITORAL ALAGOANO DURANTE A ESTAÇÃO CHUVOSA

COMPARISON OF THE MEASURED AND ESTIMATED RADIATION BALANCE IN AN ATLANTIC FOREST AREA ON THE ALAGOAS COAST DURING THE RAINY SEASON

COMPARACIÓN DEL BALANCE DE RADIACIÓN MEDIDO Y ESTIMADO EN UN ÁREA DE BOSQUE ATLÁNTICO EN LA COSTA DEL ESTADO DE ALAGOAS DURANTE LA ESTACIÓN DE LLUVIAS

José Marcelo Lopes Júnior
Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais
josemarcelolopesjunior@hotmail.com

Marcos Antônio Lima Moura
Universidade Federal de Alagoas
malm@ccen.ufal.br

Carlos Alexandre Santos Querino
Universidade Federal do Amazonas
carlosquerino@ufam.edu.br

André Luiz de Carvalho
Universidade Federal de Alagoas
del.andre2@hotmail.com

Nayara Barreto da Costa
Universidade Federal de Alagoas
nayarabarretodacosta@gmail.com

Misael Ferreira dos Santos
Universidade Federal de Alagoas
misael.santos@icat.ufal.br

Resumo: O estudo do saldo de radiação em áreas florestais é essencial, pois torna-se possível demonstrar como a floresta interage com a atmosfera e quais os potenciais impactos devido à substituição da vegetação original, por áreas urbanas, pastos ou áreas cultivadas. O principal objetivo deste trabalho foi comparar o saldo de radiação e suas componentes medidas e estimadas na Mata Atlântica no estado de Alagoas durante a estação chuvosa. As medidas foram realizadas por instrumentos instalados em uma torre micrometeorológica dentro da Mata Atlântica no município de Coruripe, entre 13 de abril e 13 de julho de 2017. A estimativa do saldo de radiação foi realizada através da soma do balanço de radiação de ondas curtas e ondas longas estimados. A comparação dos dados medidos com os calculados foi realizada por meio de regressão linear. A estimativa do saldo de radiação apresentou um erro médio absoluto de 0,30 e a raiz do erro quadrático médio de 3,13. O coeficiente de determinação foi baixo (0,19), em contraste com o índice de concordância de Willmott (0,64) demonstrando que apesar de não haver uma boa correlação entre os dados, ainda existe um nível de concordância razoável entre os mesmos.
Palavras-chave: Radiação solar. Micrometeorologia. Hotspot de biodiversidade.

Abstract: The study of radiation balance in forest areas is essential, because it becomes possible to demonstrate how the forest interacts with the atmosphere and the potential impacts of replacing the original vegetation with urban areas, pastures or cultivated areas. The main aim of this paper was to compare the radiation balance and its measured and estimated components in the Atlantic Forest in the state of Alagoas during the rainy season. The measures were carried out by instruments installed in a micrometeorological tower placed within the Atlantic Forest in the municipality of Coruripe, from April 13 to July 13, 2017. The estimation of the radiation balance was made by summing the estimated shortwave and longwave radiation balance. Comparison of measured and calculated data was performed by linear regression. The radiation balance estimate presented an absolute mean error of 0.30 and the root mean square error of 3.13. The coefficient of determination was low (0.19), in contrast to Willmott's index of agreement (0.64) showing that although there is no good correlation between the data, there is still a reasonable level of agreement between them.
Keywords: Solar Radiation. Micrometeorology. Biodiversity hotspot.

Resumen: El estudio del balance de radiación en zonas forestales es fundamental porque permite demostrar cómo interactúa el bosque con la atmósfera y cuáles son los impactos potenciales debido a la sustitución de la vegetación original, por zonas urbanas, pastos o zonas cultivadas. El objetivo principal de este trabajo fue comparar el balance de radiación y sus componentes medidos y estimados en la Mata Atlántica en el estado de Alagoas durante la época de lluvias. Las mediciones se realizaron con instrumentos instalados en una torre micrometeorológica dentro de la Mata Atlántica en el municipio de Coruripe, entre el 13 de abril y el 13 de julio de 2017. La estimación del balance de radiación se realizó sumando el balance estimado de radiación de onda corta y de onda larga. La comparación de los datos medidos y calculados se realizó mediante regresión lineal. La estimación del balance de radiación presentó un error medio absoluto de 0,30 y un error cuadrático medio de 3,13. El coeficiente de determinación fue bajo (0,19), en contraste con el índice de concordancia de Willmott (0,64), lo que demuestra que, aunque no hay una buena correlación entre los datos, sigue habiendo un nivel razonable de concordancia entre ellos.
Palabras clave: Radiación solar. Micrometeorología. Punto caliente de la biodiversidad.

Submetido em: 09/06/2020
Aceito para publicação em: 04/08/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

A Mata Atlântica é considerada um dos 25 *hotspots* do mundo devido à sua grande biodiversidade que contém cerca de 5% dos vertebrados e da flora mundial (SANTOS et al., 2020; LOPES JUNIOR et al., 2019). Originalmente a Mata Atlântica possuía uma área de aproximadamente 1,3 milhões de Km^2 dos quais, atualmente, restam apenas 8,5% de área remanescente (SOS MATA ATLÂNTICA, 2020). Toda essa modificação na cobertura natural tem como consequência alteração na transferência de carbono para a atmosfera além de impactar diretamente o microclima devido a modificação no balanço de radiação superficial (LOPES JUNIOR et al., 2019; QUERINO et al., 2017). O balanço ou saldo de radiação (Rn) representa a quantidade de energia disponível na superfície terrestre, ou seja, expressa a soma entre os fluxos radiativos de ondas curtas e longas na superfície (PAVÃO et al., 2016). O Rn é essencial à vida na Terra, pois atua modificando diretamente o tempo e clima na baixa atmosfera (IZIOMON et al., 2000; CUETO et al., 2015). Seu estudo é fundamental para a meteorologia, visto que, é possível determinar o total de energia disponível para processos físicos e biológicos como a evapotranspiração e o aquecimento do ar e do solo. Particularmente, dados de Rn são utilizados em modelos de troca de massa e energia entre o sistema superfície-atmosfera (AYOOLA et al. 2014; IZIOMON et al., 2000).

O estudo do saldo de radiação em áreas florestadas é de fundamental importância, pois é possível demonstrar como a floresta interage com a atmosfera e sobre os possíveis impactos devido à substituição da vegetação original por áreas urbanas, pastos, áreas cultivadas, entre outros (MARQUES et al., 2017; MOURA et al., 2019). Assim, a caracterização e o conhecimento das diferenças no saldo de radiação em diferentes tipos de superfície são importantes aos modelos regionais e de circulação geral da atmosfera que requerem parametrizações mais próximas do real de muitos processos atmosféricos e de superfície (GALVÃO; FISCH, 2000). Além disso, são responsáveis por influenciar na fotossíntese, no aquecimento superficial e nos campos de temperatura, vento, umidade e precipitação (BIUDES et al., 2015).

Atualmente não existem medidas regulares do saldo de radiação na Mata Atlântica, uma vez que tais medidas dependem do desenvolvimento de pesquisas experimentais que envolvem a compra, montagem e manutenção de instrumentos de alto custo, tornando este processo de medição superficial muitas vezes inviável. Neste aspecto, a utilização de

equações empíricas, ou seja, modelos para estimativa de radiação de onda longa atmosférica tornou-se um modo alternativo amplamente utilizado (AGUIAR et al., 2011; QUERINO et al., 2020). Os modelos para estimativa de ondas longas consideram a emissividade e a temperatura de um corpo e alguns levam em consideração a pressão de vapor. No entanto, devido ao padrão dinâmico da temperatura e da pressão de vapor na atmosfera faz-se necessária a parametrização desses modelos para regiões especificas (QUERINO et al., 2020).

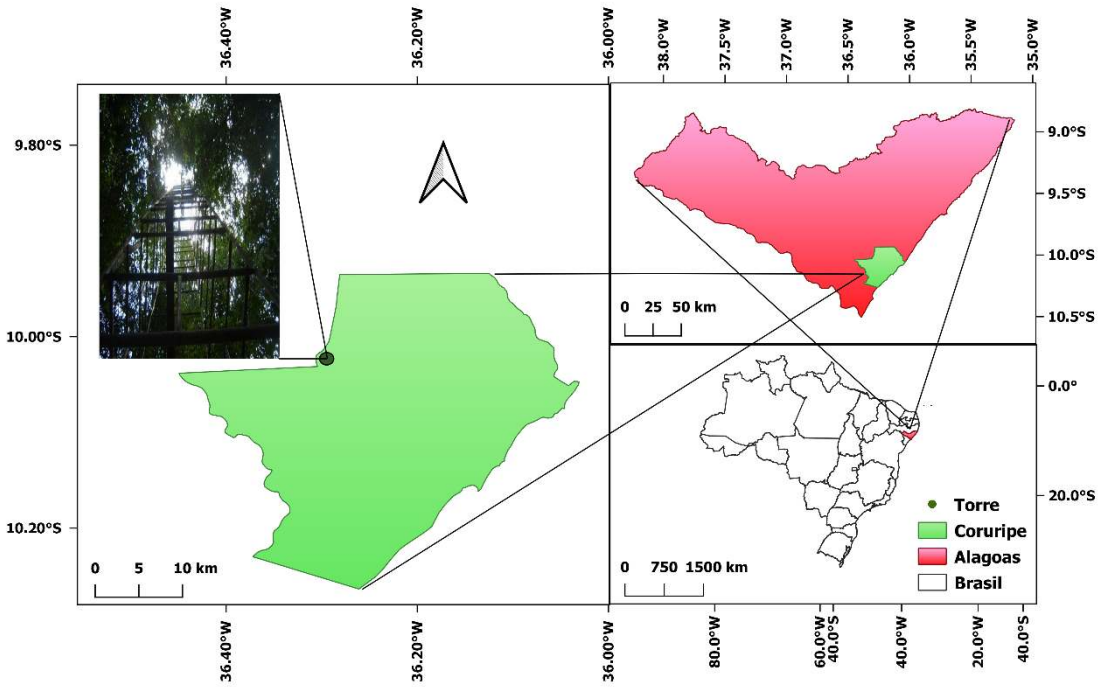
Assim, devido à ausência de estudos a despeito do tema na região de Mata Atlântica o objetivo deste trabalho foi analisar a variação diária do saldo de radiação e de suas componentes e realizar uma comparação entre seus valores medidos e estimados num fragmento de Mata Atlântica no estado de Alagoas durante a estação chuvosa.

MATERIAL E MÉTODOS

Localização e caracterização da área de estudo

A área de estudo está localizada num fragmento de Mata Atlântica da Reserva Particular do Patrimônio Natural (RPPN) na fazenda Lula Lobo (10°4’12” S e 36°17’31” W), com uma área de 68,6 ha pertencente à usina Coruripe Açúcar e Álcool S/A, no município de Coruripe, Alagoas (Figura 1). O estado de Alagoas está localizado ao leste da região Nordeste do Brasil, e possui limites com os estados de Pernambuco (ao norte), Bahia e Sergipe (ao sul) e com o oceano Atlântico (ao Leste). Possui uma área de 27.933 km^2 e encontra-se subdividido em três mesorregiões geográficas são elas: Litoral (ou Zona da Mata), Agreste e Sertão que possuem diferentes tipos de clima.

Figura 1 - Localização da torre micrometeorológica instalada no município de Coruripe, Alagoas, Brasil. Fonte: Autoria própria.



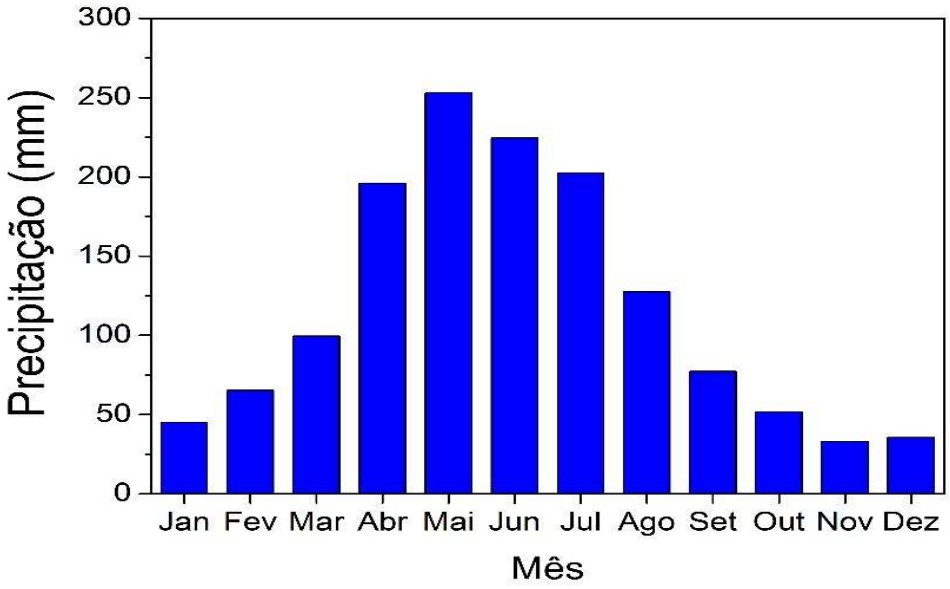
Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Climatologia da precipitação

O município de Coruripe possui um clima tropical chuvoso com verão seco de acordo com a classificação de Köppen (SEMARH, 2014). Coruripe tem um total pluviométrico médio anual de 1410,62 mm, com período seco compreendido entre Outubro e Janeiro equivalendo a aproximadamente 11,71% do total pluviométrico anual e período chuvoso entre Abril – Julho com 62,08% do total pluviométrico anual (Figura 2) (ANA, 2016).

A estação chuvosa de Coruripe está relacionada com a máxima convergência dos ventos alísios de sudeste com a brisa terrestre, que é mais influente durante as estações de outono e inverno quando a diferença de temperatura entre a terra e o oceano é maior (KOUSKY, 1980). Também devido a diversos outros sistemas meteorológicos comuns em boa parte do nordeste brasileiro, como é o caso das linhas de instabilidade costeira, variação sazonal dos ventos causada pela Alta Subtropical do Atlântico Sul (ASAS), posição e intensidade da Zona de Convergência Intertropical, Vórtice Ciclônico de Altos Níveis, Ondas de Leste, entre outros (SOUZA et al., 2003).

Figura 2 - Precipitação média mensal do município de Coruripe-AL durante 66 anos entre 1937-2013. Dados provenientes de registros da Agencia Nacional de Águas (ANA).



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Obtenção dos dados

Os instrumentos foram posicionados no topo da torre micrometeorológica com 24m de altura, logo acima do dossel das árvores. Os dados foram coletados a cada 20 segundos e as médias foram armazenadas a cada 10 minutos em um datalogger CR10X (*Campbell Scientific Inc.)* no período de 13 de abril a 13 de julho de 2017. Na torre foram realizadas medições da Radiação solar global (R_G); Radiação de ondas curtas refletida (R_R); Radiação de onda longa atmosférica (R_A); Radiação Terrestre (R_S); Precipitação (P), Temperatura (T) e Umidade do Ar (UR).

A precipitação foi medida por um pluviômetro *TR-525M da Texas Electronics, Inc*. as medições da temperatura e umidade foram realizadas através de um Termohigrômetro *HMP 45C* da *Campbell Scientific, Inc*. As medições das variáveis radiativas foram realizadas através de um saldo radiômetro CNR1 da *Kipp & Zonen*. Os saldos de radiação de ondas curtas (BOC) e longas (BOL), Albedo (Al) e Saldo de Radiação (Rn) medidos pelo sensor, foram obtidos através das Equações 1, 2, 3 e 4, respectivamente:

$$BOC = R_G - R_R \quad (1)$$

$$BOL = R_A - R_S \quad (2)$$

$$Al = \frac{OC\uparrow}{R_G} \quad (3)$$

$$Rn = BOC - BOL \quad (4)$$

Estimativa do saldo de radiação

As equações do saldo de radiação, BOC (Equação 5) e BOL (Equação 6), têm como base a equação de transferência radiativa com a inclusão dos efeitos de espalhamento atmosférico. A equação do BOC é uma equação física derivada diretamente do processo de transferência radiativa baseando-se nos processos de transferência radiativos de emissão, transmissão e reflexão (espalhamento), pois se tratam de fluxos radiativos emitidos pelo Sol, transmitidos e espalhados pela atmosfera e refletidos pela superfície. A equação do BOL é empírica e envolve mais processos de transferência radiativa, como é o caso da absorção atmosférica devido aos gases do efeito estufa, materiais particulados e aerossóis (PETTY, 2006). Quanto ao método de abordagem essas equações podem ser classificadas como modelos Big-Leaf, uma vez que o dossel da floresta é tratado como um sistema simples de apenas uma camada, ou seja, as propriedades físicas do dossel são consideradas homogeneamente como apenas uma folha (CERENZIA, 2011).

A componente de ondas curtas do saldo de radiação (BOC_{cal}) foi estimada por meio da diferença entre o total de R_G que atinge a superfície e o albedo desta superfície (Al) (Equação 5) (QUERINO et al., 2017).

$$BOC_{cal} = R_G * (1\text{-}Al) \qquad (5)$$

A estimativa do BOL_{cal} foi realizada através da equação empírica desenvolvida por Penman (1948) e adaptada por Doorenbos e Pruitt (1977) (Equação 6) baseado no modelo de Brunt (1932).

$$BOL_{cal} = -[4{,}903 \text{ X } 10^{-9} * T^4 \left(0{,}56\text{-}0{,}25 * \sqrt{e_a}\right)(0{,}1+0{,}9 * \frac{n}{N})] \qquad (6)$$

onde (e_a) é a pressão de vapor na atmosfera (Equação 7) foi calculada a partir da Umidade Relativado Ar (UR) e da pressão de saturação de vapor de água atmosférico (es) (Equação 8), T é a temperatura do ar em K, n é a insolação, N o fotoperíodo (Equação 9).

$$e_a = \frac{UR * es}{100} \qquad (7)$$

$$es = 0{,}61078^{\left[\frac{17{,}269*T}{(237{,}3+T)}\right]} \qquad (8)$$

$$N = \frac{2*h}{15} \qquad (9)$$

onde o (N) foi calculado através do ângulo horário do sol (h) (Equação 10) que por sua vez, considera a latitude local (ϕ) e declinação solar (σ) (Equação 11).

$$h = \cos^{-1}\left(-tg(\phi)*tg(\sigma)\right) \quad (10)$$

$$\sigma = 23{,}45* \sin\left[\frac{360}{365}(dn+284)\right] \quad (11)$$

onde dn é o dia de acordo com o calendário Juliano.

A irradiância solar no topo da atmosfera (R_O) foi calculada conforme Iqbal (1983) (Equação 12) no qual considera em seu cálculo a constante solar (S_o= 1367 Wm^{-2}), a correção da excentricidade do raio vetor da órbita terrestre (E_o) (Equação 13) e o cosseno do ângulo zenital (Equação 14).

$$R_o = S_o * E_o * \cos\theta_Z \quad (12)$$

$$E_o = 1+0{,}033* \cos\left(\frac{2\pi*dn}{365}\right) \quad (13)$$

$$\cos\theta_z = sen\phi * sen\,\delta + \cos\phi * \cos\delta * \cosh \quad (14)$$

O Rn_{cal} foi estimado através da soma das variáveis BOC_{cal} e BOL_{cal}.

Métodos e análise realizada

Inicialmente os dados foram trabalhados com o software Microsoft Office Excel 2007, onde foram realizadas correções pontuais dos valores instantâneos e das médias diárias para todas as variáveis. É importante destacar que as análises das irradiâncias (R_G e R_O) foram feitas entre o intervalo de 06:00h as 17:00h, compreendendo praticamente todo o período diurno.

Para avaliar o desempenho das estimativas foi realizada uma análise estatística, onde foram utilizados os indicadores estatísticos MAE (Erro Médio Absoluto) (Equação 15), Raiz do Erro Quadrático Médio (RMSE) (Equação 16), coeficiente de determinação (R^2) (Equação 17) e índice de concordância d de Willmott (Equação 18) (WILLMOTT; WICKS, 1980; WILLMOTT, 1981).

$$MAE = \sum_i^n \frac{|Y_i - X_i|}{n} \quad (15)$$

$$RMSE = \sqrt{\sum_i^n \frac{(Y_i - X_i)^2}{n}} \quad (16)$$

$$R^2 = \left(\frac{n \sum x_i y_i - (\sum x_i)(y_i)}{\sqrt{[n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2][n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2]}} \right)^2 \quad (17)$$

$$D = 1 - \frac{\sum_i^n (X_i - Y_i)^2}{\sum_i^n (|X_i - \bar{Y}| + |Y_i - \bar{Y}|)^2} \quad (18)$$

em que, X_i são os valores medidos, Y_i são os valores estimados, n o número total de observações, ou seja, o número de dados da amostra e a barra acima da variável corresponde ao valor médio da variável.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Variáveis meteorológicas medidas

A temperatura do ar tem variação decrescente ao longo do período, como se pode observar através da sua linha de tendência na Figura 3a. A temperatura média do final do período é quase 5°C menor que a do início da estação quando ainda era outono na região. Essa diminuição ocorreu devido à chegada do inverno, em que, o disco solar situa-se mais ao norte da linha do equador. A temperatura média diária para o período foi de 25,19 °C, ficando acima da normal climatológica 61-90 do INMET que foi 24,70°C para o mesmo período (INMET, 2019). A menor temperatura foi registrada no dia Juliano 189 (08 de julho) (22,05 °C) e a maior no dia 91 (01 de abril) (28,49 °C).

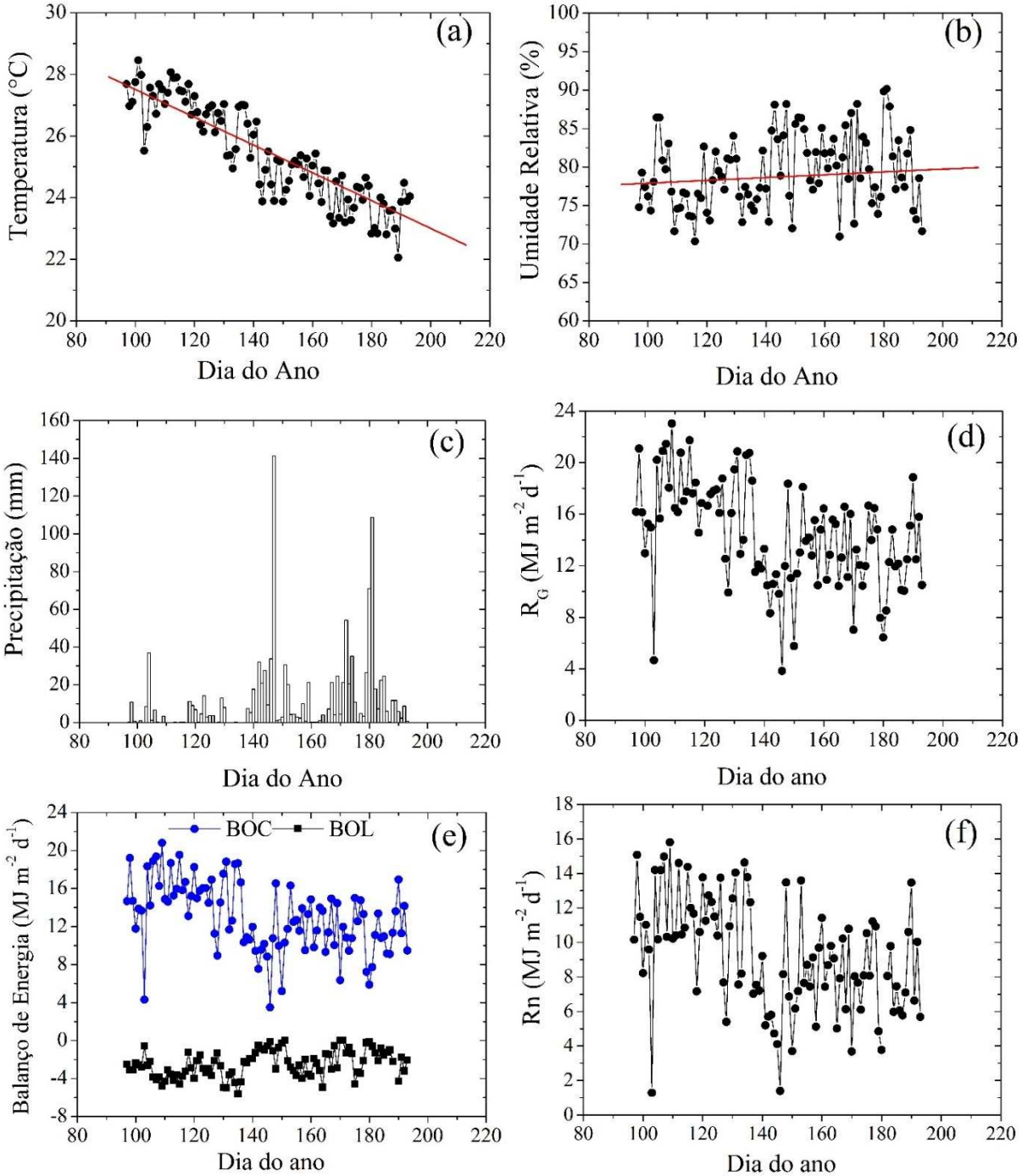
A umidade relativa do ar seguiu padrão inverso ao da temperatura, aumentando com o passar dos dias, uma vez que está adentrando no período chuvoso (Figura 3b). A umidade relativa média foi de 78,84%, sendo menor que o a média da normal climatológica 61-90 para o período (85,1%) (INMET, 2019). A umidade relativa mínima foi registrada no dia 197 (16 de julho) (63,79%), possivelmente ligado com a entrada de alguma massa de ar seco no local, pois também houve falta de chuva no dia em questão. O valor máximo foi 90,15% e ocorreu no dia 181 (30 de junho). Neste dia também ocorreu bastante precipitação (108,7 mm) (Figura 3c). Entretanto, o dia que ocorreu mais chuva foi o 147 (27 de maio) que atingiu 141,1 mm. Nessa estação o total de chuva contabilizado foi 1242,1 mm, quase o dobro do total da normal climatológica 61-90 (665,7 mm). Esse total de precipitação ocorrida no local

possivelmente está relacionado com o escoamento dos alísios próximo ao litoral do nordeste brasileiro (NEB) influenciado pelo Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS) junto com a existência de cavados próximos a costa, direcionando umidade a região do litoral alagoano (CPTEC, 2019; SOUZA et al., 2003).

A radiação solar global (R_G) seguiu o padrão sazonal, isto é, diminuiu no decorrer dos dias (Figura 3d) pelo fato do Sol está se deslocando para seu ponto máximo ao norte. Com isso, a R_G apresentou uma média diária aproximada de 14,34 ± 4,02 MJ m^{-2} d^{-1} com mínimo de 3,85 MJ m^{-2} d^{-1} no dia 149 (26 de maio) e máximo de 23,03 MJ m^{-2} d^{-1} no dia 109 (19 de abril). As médias mensais foram 17,30 MJ m^{-2} d^{-1} (abril), 13,94 MJ m^{-2} d^{-1} (maio), 13,01 MJ m^{-2} d^{-1} (junho) e 13,06 MJ m^{-2} d^{-1} (julho). Porfírio et al. (2012) realizou um estudo de caracterização da R_G e radiação solar ultravioleta para a cidade de Maceió e encontraram, em sua maioria, médias diárias da R_G variando entre 20 e 10 MJ m^{-2} durante o período chuvoso, além de existir uma grande semelhança nos gráficos da R_G em relação a sua diminuição com o passar dos dias.

O balanço de radiação de ondas curtas (BOC) na Figura 3e seguiu o padrão da curva da R_G, o que era de se esperar, visto que o albedo, que é a segunda componente determinante do BOC, não sofreu variação considerável ao longo dos dias, com média de 0,10 (valores não inclusos no trabalho). A média do BOC foi de 12,99 ± 3,64 MJ m^{-2} d^{-1}. Seu máximo de 20,81 MJ m^{-2} d^{-1} e mínimo de 3,49 MJ m^{-2} d^{-1} coincidentes com os mesmos dias de R_G. No caso do balanço de radiação de ondas longas (BOL) (Figura 3e), ao contrário do BOC, teve tendência de aumento durante este período devido ao decréscimo da R_G e aumento da nebulosidade. A média do BOL ficou em -2,50 ± 1,35MJ m^{-2} d^{-1} com máximo de -0,14 MJ m^{-2} d^{-1} no dia 146 (26 de maio) e um mínimo de -5,65MJ m^{-2} d^{-1} no dia 135 (15 de maio). Enquanto o BOL aumentou o Rn diminuiu, devido a diminuição do BOC com a queda da radiação solar incidente, uma vez que a R_G é a principal componente do balanço de ondas curtas se levado em consideração a quantidade energética. A média diária do Rn foi 9,19 ± 3,25MJ m^{-2} d^{-1}, o máximo 15,80 MJ m^{-2} d^{-1} e o mínimo 1,28MJ m^{-2} d^{-1} (Figura 3f).

Figura 3 - Variação média diária da temperatura do ar (a), umidade relativa do ar (b), total diário de precipitação (c), radiação solar global (R_G) (d), balanço de radiação (BOC e BOL) (e) e saldo de radiação (Rn) (f) durante a estação chuvosa(abril/2017 a julho/2017). Obs.: Dia do ano representa o dia sequencial do ano ou dia Juliano (1 a 366), onde 80 representa o dia 21 de março num ano não bissexto.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Variáveis meteorológicas calculadas: médias mensais

Observa-se na Tabela 1 que a R_G calculada através da equação de Angstrom-Prescott teve uma média sazonal de 14,46 MJ m^{-2} d^{-1} com a máxima em Abril (18,41MJ m^{-2} d^{-1}). A R_O teve uma média de 31,07 MJ m^{-2} d^{-1} no período. Yaniktepe e Genc (2015) avaliaram diversos modelos para a estimativa da R_G derivados de parametrizações do modelo de Angstrom-Prescott em Osmaniye na Turquia e observaram médias mensais variando entre 0,98 e 9,20 MJ m^{-2} com MAPE de 8,98 MJ m^{-2} e RMSE de apenas 0,43 MJ m^{-2}, demonstrando que a equação utilizada quando parametrizada respondeu bem as medições e seus valores foram próximos aos deste trabalho, ao considerar a diferença latitudinal. Conceição e Mandelli (2006) em seu estudo também utilizaram a equação de Angstrom-Prescott para a estimativa da R_G em Bento Gonçalves – RS e encontraram níveis de R_G medidos e estimados menores que os encontrados aqui para o mesmo período com médias de 10,57 MJ m^{-2} e 11,77 MJ m^{-2} para os dados medidos e estimados, respectivamente.

O BOC teve configuração aproximada à R_G com máximo em abril e mínimo em julho. Da mesma forma o Rn, uma vez que estas variáveis têm como principal componente a R_G. A R_G seguiu o padrão dos valores da insolação, que teve uma média de 2,19 h em julho. Comparando com os valores medidos, as médias estimadas para cada mês são aproximadas, excluindo apenas o mês de julho que não teve uma quantidade representativa de dados, podendo ser uma das causas do índice muito baixo de insolação. O BOL, por sua vez, teve configuração oposta a R_G, em virtude desta componente não ser dependente apenas das condições de nebulosidade, mas, também, de outros fatores como, por exemplo, o poder de emissividade da superfície que contribui diretamente com a radiação terrestre (R_S) e a quantidade de vapor de água na atmosfera e outros constituintes atmosféricos como o dióxido de carbono, ozônio, metano, óxido nitroso e alguns clorofluorcarbonetos (CFCs), que contribuem para a variação da radiação de onda longa atmosférica (R_A) (LIOU, 2002; PASHIARDIS; KALOGIROU; PELENGARIS, 2017). Ana et al. (2012) em seu estudo, realizaram medições e estimativas do Rn instantâneo e diário para uma ilha localizada no estado do Tocantins-Brasil através da utilização de um algoritmo de cálculo do Rn via imagens de satélite e obtiveram médias diárias de 138,6 W m^{-2} (ou 11,97 MJ m^{-2}) e 139,5 W m^{-2} (ou 12,05 MJ m^{-2}) para os dados medidos e estimados respectivamente, num dia ao final da

estação chuvosa da região, semelhante a média diária mensal do mês de entrada da estação chuvosa de Coruripe (abril).

A insolação teve máxima em abril e mínima em julho. A presença de mais nuvens durante o período pode ser a causa da queda da insolação, já que a mesma é inversa à nebulosidade. A média do período foi de 4,57h. O fotoperíodo teve uma média de 11,54h para toda a estação. O índice de transmitância atmosférica global (Kt) corroborou com os valores da insolação e, por consequência, da R_G, uma vez que segundo Angstrom (1924) e Prescott (1940) existe uma estreita relação entre todas essas componentes. Por fim, a pressão de vapor na atmosfera (e_a), essencial ao cálculo do BOL, teve uma média sazonal de 2,54 kPa e um máximo em abril concordando com os valores do BOL, pois quanto maior for a e_a maior será a R_A e mais negativo o BOL.

Tabela 1 - Médias diárias mensais das variáveis estimadas, incluindo a radiação solar global (MJ m^{-2} d^{-1}), radiação solar no topo da atmosfera (MJ m^{-2} d^{-1}), saldo de radiação (MJ m^{-2} d^{-1}), balanço de radiação de ondas curtas (MJ m^{-2} d^{-1}), balanço de radiação de ondas longas (MJ m^{-2} d^{-1}), insolação (h), fotoperíodo (h), índice de transmitância atmosférica global e pressão de vapor na atmosfera (kPa), respectivamente, da esquerda à direita.

Mês	R_G	R_O	BOC	BOL	Rn	n	N	Kt	e_a
Abril	18,41	34,26	16,01	-3,59	12,41	7,11	11,75	0,51	2,79
Maio	14,15	31,20	12,31	-2,53	9,78	4,24	11,54	0,44	2,61
Junho	13,79	29,35	12,00	-2,71	8,48	4,76	11,43	0,44	2,46
Julho	11,48	29,49	9,98	-1,70	6,76	2,19	11,44	0,44	2,29
Média	14,46	31,07	12,57	-2,63	9,36	4,57	11,54	0,46	2,54

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Estimativa do saldo de radiação (Rn) diário

A relação linear entre o BOC medido e estimado (Figura 4a) retornou baixos erros estatísticos e um bom índice de concordância de Willmott, porém com baixo coeficiente de determinação (Tabela 2). Apesar da pouca correlação, ou seja, os valores estimados não explicarem muito bem os medidos, eles ainda apresentaram uma boa concordância entre si, indicando necessariamente que o BOC medido segue em boa parte dos casos o padrão do estimado e vice-versa. Esse fato pode ser observado através da Figura 5a, onde é possível destacar o comportamento aproximado do padrão de tendência das curvas do BOC medido e calculado tanto em curtos períodos (declives nos dias 100 a 110 e 135 a 155 e aclives nos dias 110 a 120, 130 a 140 e de 155 a 180) como ao decorrer de toda a série de dados. É

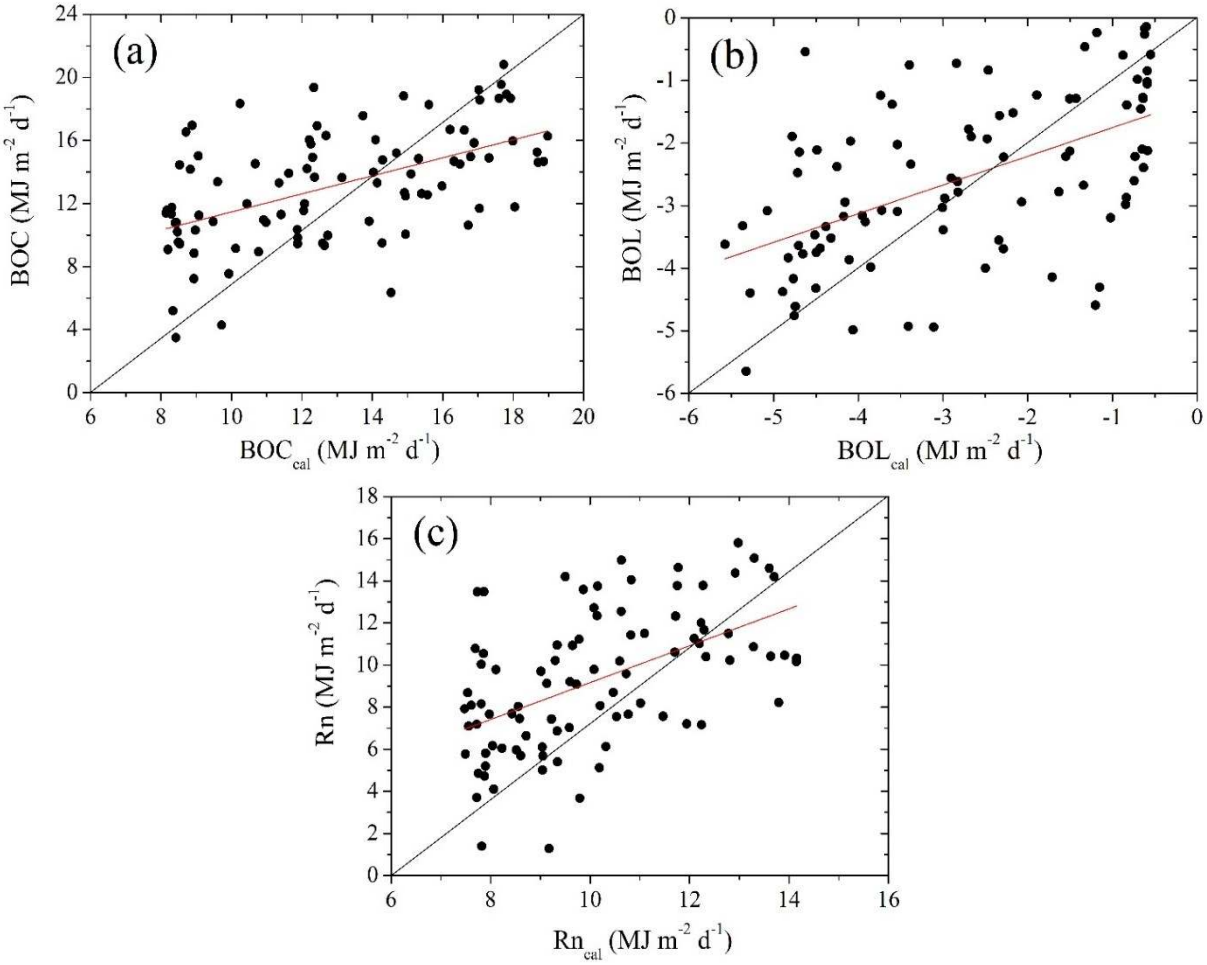
importante destacar que estes períodos com maior aproximação das curvas medidas e calculadas, foram períodos em que ocorreu menor precipitação e, por consequência, menores níveis de nebulosidade, o que contribui para uma melhor estimativa dos valores incidentes de radiação. Os coeficientes linear e angular da equação foram 5,75 e 0,57, respectivamente.

A estimativa do BOL teve praticamente os mesmos resultados do BOC, somente os erros estatísticos foram menores (Tabela 2), principalmente o RMSE que teve uma queda de mais de 50% se comparado com os erros do BOC. Isso indica que a estimativa do BOL pela equação de Penman-Brunt retornou melhores resultados que a estimativa do BOC, que é mais simples. Isso pode ser explicado pelo fato do período de estudo possuir maiores variações nos índices de nebulosidade, o que dificulta a estimativa do BOC com a R_G estimada, uma vez que suas equações não possuem nenhuma correção quanto a essa variação. É possível observar na Figura 5b que as estimativas seguem os principais padrões do BOL medido, resultado de erros estatísticos baixos e de um índice de concordância elevado. Vale salientar que o BOL não é tão afetado pela nebulosidade, pois seu padrão segue a variabilidade de diversos outros fatores, como é o caso da emissividade de superfície e da presença de gases do efeito estufa e de material particulado na atmosfera (LIOU, 2002). Os coeficientes linear e angular encontrados foram -1,21 e 0,46, respectivamente.

A estimativa do Rn (Figura 2c), realizada pela soma entre o BOC_{cal} e o BOL_{cal}, teve erros estatísticos baixos, menores até que os do BOC_{cal}, porém, tanto o coeficiente de determinação quanto o índice de concordância foram menores (Tabela 2). Os coeficientes da equação da reta foram 0,41 e 0,87. O nível de correlação entre o Rn medido e estimado foi baixo. Contudo, apesar de não haver uma boa correlação entre os dados, é importante ressaltar que existe 64% de concordância entre os mesmos, além de que seus erros apresentam valores baixos indicando que é possível, até certo ponto, estimar os dados de Rn pelas equações propostas, como pode ser observado nas curvas diárias do Rn medido e calculado presentes na Figura 5c. Através desse gráfico nota-se que em alguns períodos da estação (dias 105 a 130 e dias 155 a 178) o Rn calculado é bem próximo do Rn medido e, em seu gráfico, é possível perceber a semelhança da tendência com o BOC, uma vez que o BOC é mais energético e, portanto, mais representativo dentro do Rn.

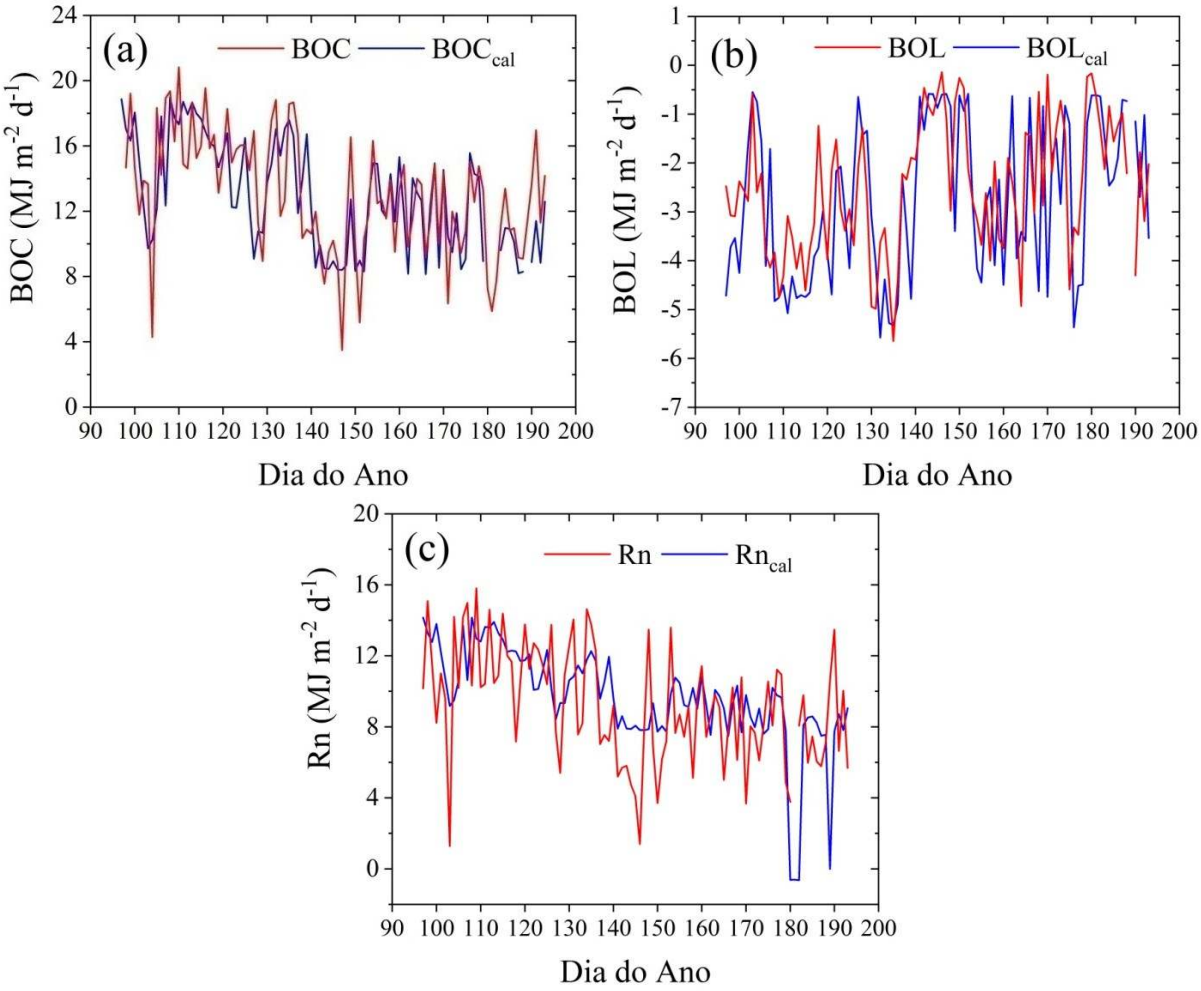
É necessário salientar que as medições realizadas em estações de superfície ao redor do mundo ainda são insuficientes para caracterizar o Rn ao longo da superfície terrestre, devido à grande heterogeneidade superficial e atmosférica, havendo muitas regiões sem dados disponíveis. Uma das causas deste problema é a dificuldade de instalação de tais estações que são compostas de instrumentos de alto custo, além de requererem manutenção periódica dos mesmos (CUETO et al., 2015). Assim, destaca-se a importância dessas estimativas para a caracterização dos fluxos de radiação superficiais e atmosféricos, uma vez que para suprir a falta de informações para o fechamento do Rn, se faz necessário o desenvolvimento de métodos de obtenção, sejam eles físicos ou estatísticos (RAHMAN; ZHANG, 2019).

Figura 4 - Relação linear entre o balanço de radiação de ondas curtas calculado (BOC_{cal}) e medido (BOC) (a) balanço de radiação de ondas longas calculado (BOL_{cal}) e medido (BOL) (b) e saldo de radiação calculado (Rn_{cal}) e medido (Rn) para o período de estudo.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Figura 5 - Variação diária do balanço de radiação de ondas curtas medido (BOC) e calculado (BOC_{cal}) (a), balanço de radiação de ondas longas medido (BOL) e calculado (BOL_{cal}) (b) e saldo de radiação medido (Rn) e calculado (Rn_{cal}) (c) para o período de estudo.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Tabela 2 - Variáveis estimadas e seus correspondentes avaliadores de desempenho: Erro médio absoluto (MAE), Raiz do Erro Médio Quadrático (RMSE), coeficiente de determinação (R^2) e índice de concordância de Willmott (d).

Variável	MAE	RMSE	R^2	d
BOC	0,49	3,29	0,28	0,73
BOL	0,44	1,50	0,28	0,73
Rn	0,30	3,13	0,19	0,64

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

CONCLUSÃO

As equações de estimativa do balanço de radiação de ondas curtas e longas analisadas retornaram boas estimativas, pois tanto os erros estatísticos quanto o índice de concordância de Willmott revelaram uma boa concordância dos dados calculados com os

medidos sendo possível essa observação também através da comparação das curvas diárias das componentes. E, além disso, deve-se levar em consideração a complexidade e o conjunto de fatores superficiais e atmosféricos envolvidos no processo de determinação do saldo de radiação, os quais dificultam o desenvolvimento de modelos empíricos que retratem fielmente a realidade. É o que se observa em alguns estudos como o de Pashiardis, Kalogirou e Pelengaris (2017) e Iziomon, Mayer e Matzarakis (2000) que demonstram a influência da nebulosidade na estimativa do saldo de radiação, e a importância de se considerar a temperatura e umidade no processo de estimativa dos fluxos do saldo de radiação em superfície.

AGRADECIMENTOS

Ao Conselho de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de nível Superior – CAPES e a Universidade Federal de Alagoas – UFAL.

REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS - ANA. **Hidroweb**. Disponível em: http://www.snirh.gov.br/hidroweb/publico/apresentacao.jsf. Acesso em: 23 ago. 2016.

AGUIAR, L. J. G. et al. Estimativa da radiação de onda longa atmosférica em áreas de floresta e pastagem no sudoeste da Amazônia. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 26, n. 2, p. 215-224, 2011.

ANA, C. V. L. et al. Determinação do saldo radiativo na Ilha do Bananal, TO, com imagens orbitais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.16, n.10, p.1107–1114, 2012.

ANGSTRON, A. Solar and Terrestrial radiation. **Quartely Journal of the Royal Meteorological Society,** Malden, v. 50, p. 121 – 126, 1924.

AYOOLA, M.A. et al. Measurements of net all-wave radiation at a tropical location, Ile-Ife, Nigeria. **Atmósfera**, Mexico City, v. 27, n.3, p. 305 - 315, 2014.

BIUDES, M. S. et al. Patterns of energy exchange for tropical ecosystems across a climate gradient in Mato Grosso, Brazil. **Agricultural and Forest Meteorology**, [S.I.], v.202, p.112–124, 2015.

BRUNT, D. Notes on radiation in the atmosphere. **Quarterly Journal Resource Meteorological Society,** Malden, v. 58, p. 389-418, 1932.

CENTRO DE PREVISÃO DO TEMPO E ESTUDOS CLIMÁTICOS – CPTEC. Boletim Técnico. Disponível em: http://tempo.cptec.inpe.br/boletimtecnico/pt. Acesso em: 21 de Mai. 2019.

CERENZIA, I. **Ecophysiological processes in a Big-Leaf model**. Turim: Universidade de Turim, 2011.

CONCEIÇÃO, M.A.F.; MANDELLI, F. **Estimativa diária da radiação solar incidente com base no número de horas de brilho solar para a região de Bento Gonçalves, RS.** 21. ed. Bento Gonçalves: Embrapa Uva e Vinho, 2006. Disponível em: https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/541820/1/bop012.pdf. Acesso em: 14 de mar. 2019.

CUETO, R.G. et al. Parameterization of net radiation in an arid city of northwestern Mexico. **Atmósfera**, Mexico City, v. 28, n.2, p. 71-82, 2015.

DOORENBOS, J.; PRUITT, W.O. Guidelines for predicting crop water requirements. **FAO Irrigation and Drainage**, Roma, v. 24, 179 p., 1977.

GALVÃO, J.A.C.; FISCH, G. Balanço de energia em área de floresta e de pastagem na Amazônia. **Revista Brasileira de Meteorologia,** São José dos Campos, v. 15, n.2, p. 25-37, 2000.

INMET. **Gráficos Climatológicos.** Disponível em: http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/graficosClimaticos. Acesso em: 08 de Jan. 2019.

IQBAL, M. **An introduction to solar radiation.** 1.ed. New York: Academic Press, 1983.

IZIOMON, M.G.; MAYER, H.; MATZARAKIS, A. Empirical models for estimating net radiative flux: a case study for three mid-latitude sites with orographic variability. **Astrophysics and Space Science**, [S.I.], v. 273, n. 1-4, p. 313-330, 2000.

KOUSKY, V. E. Diurnal raifall variation on Northeast Brazil. **Monthly Weather Review**, Washington, v. 108, n. 4, p. 488-498, 1980.

LIOU, K. N. **An introduction to atmospheric radiation**. 2. ed. San Diego: Academic Press, 2002.

LOPES JÚNIOR, J.M. et al. Estimativa do balanço de radiação de ondas longas durante a estação chuvosa em área de Mata Atlântica no estado de Alagoas. **Revista Ibero-Americana de Ciências Ambientais**, [S.I.], v.10, n.2, p.155-168, 2019.

MARQUES, H. O. et al. Estimated net radiation in an Amazon–Cerrado transition forest by Landsat 5 TM. **Journal of Applied Remote Sensing**, Bellingham, v. 11, n.4, 11 p., 2017.

MOURA, A.R.M. et al. Impact of a dam construction on the surface biophysical parameters in Amazonia. **Remote Sensing Applications: Society and Environment,** [S.I.], v.15, 8 p. 2019.

PASHIARDIS, S; KALOGIROU, S.A; PELENGARIS, A. Characteristics of longwave radiation through the statistical analysis of downward and upward longwave radiation and inter-comparison of two sites in Cyprus. **Journal of Atmospheric and Solar Terrestrial Physics**, [S.I.], v. 164, p. 60-80, 2017.

PAVÃO, V.M. et al. Variação espacial e temporal do saldo de radiação superficial em uma área do sul do Amazonas, Brasil. **Ra'e Ga**, Curitiba, v. 37, p.333 – 352, 2016.

PENMAN, H.L. Natural evaporation from open water, bare soil and grass. **Proceedings of the royal society A**, London, v. 193, n. 1032, p. 120-145, 1948.

PETTY, G. W. **A First Course in Atmospheric Radiation**. 2. ed. Madison: Sundog Publishing, 2006.

PORFÍRIO, A. C. S. et al. An assessment of the global UV solar radiation under various sky conditions in Maceió - Northeastern Brazil. **Energy,** [S.I.], v. 44, n. 1. p. 584-592, 2012.

PRESCOTT, J. A. Evaporation from a water surface in relation to solar radiation. **Transactions of the Royal Society of South Australia,** London, v. 64, p. 114-118, 1940.

QUERINO, C. A. S. et al. Balanço de ondas curtas sobre floresta sazonalmente alagável do Pantanal Mato-Grossense. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v.20, p. 252-266, 2017.

QUERINO, C.A.S. et al. Modelling parametrization to estimate atmospheric long wave radiation in the Northern Mato Grosso, Brazil. **Ciência e Natura**, Santa Maria, v.42, n.105, 8 p. 2020.

RAHMAN, M. M.; ZHANG, W. Review on estimation methods of the Earth's surface energy balance components from ground and satellite measurements. **Journal of Earth System Science**, Bangalore, v. 128, n. 84 2019.

SANTOS, M. F. et al. Variabilidade estacional do balanço de ondas longas em um ecossistema de mata atlântica no estado de Alagoas-Brasil. **Revista Caminhos de Geografia**, Uberlândia, v.21, n.75, p. 201-213, 2020.

SECRETARIA DE ESTADO DO MEIO AMBIENTE E DOS RECURSOS HÍDRICOS (SEMARH) **Município de Coruripe**, 2014. Disponível em: www.semarh.al.gov.br/tempo-e-clima/boletins-e-analises-tecnicas/balanco-hidrico/2014/junho/litoral/CORURIPE.pd. Acesso em: 27 abr. 2018.

SOS MATA ATLÂNTICA. **Atlas dos remanescentes florestais da Mata Atlântica.** São Paulo: relatório técnico, 2020. Disponível em: http://mapas.sosma.org.br/site_media/download/2020_Atlas_Mata_Atlantica_2018-2019_relatorio_tecnico_final.pdf. Acesso em: 19 de Mai. 2021.

SOUZA, J. L. et al. Análise da precipitação pluvial e temperatura do ar na região do Tabuleiro Costeiro de Maceió, AL, período 1972 - 2001. **Revista Brasileira de Agrometeorologia,** Santa Maria, v. 11, n. 2, p.131-141, 2003.

WILLMOTT, C. J. On the validation of models. **Physical Geography**, London, v. 2, n.2, p. 184 - 194, 1981.

WILLMOTT, C.J.; WICKS, D.E. An empirical method for the spatial interpolation of monthly precipitation within California. **Physical Geography**, London, v. 1, n.1, p. 59-73, 1980.

YANIKTEPE, B.; GENC, Y. A. Establishing new model for predicting the global solar radiation on horizontal surface. **Hydrogen energy**, [S.I.], v. 40, p. 15278-15283, 2015.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

CLIMATE DYNAMICS OF SOUTHERN REGION OF MOZAMBIQUE: STATISTICS AND FOURIER ANALYSIS

DINÂMICA CLIMÁTICA DA REGIÃO SUL DE MOÇAMBIQUE: ESTATÍSTICA E ANÁLISE DE FOURIER

DINÁMICA CLIMÁTICA DE LA REGIÓN SUR DE MOZAMBIQUE: ESTADÍSTICAS Y ANÁLISIS DE FOURIER

Jone Lucas Medja Ussalu
Universidade Eduardo Mondlane (Moçambique)
jonemedja@gmail.com

Amin Bassrei
Universidade Federal da Bahia
bassrei@ufba.br

Abstract: In this study, we evaluate the climate behavior of the southern region of Mozambique in the face of the evidences of climate change at global level. Time series of precipitation, maximum and minimum temperatures related to 1960-2018 were used. The data was provided by the Instituto Nacional de Meteorologia (INAM) – Mozambique, collected from fifteen gauge stations. We have applied Statistics and Fourier analysis to assess the periodicity, long-term variability and trend of the time series. Besides, the rainy season behavior was also assessed. The results of the analyzes are related to the current global climate observations and projections contained in the fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC-AR5), the latest IPCC full report by the moment of this study. Overall, the signal of climate change in Mozambique is visible. Precipitation did not show a significant trend in its variability. However, a slight decrease is noticeable in the provinces of Gaza and Inhambane. The rainy season showed a tendency to a late start and an early end, resulting in a decrease of the season length, which has dropped on average about 16 days. Extreme temperatures, on the other hand, showed a clear upward trend, with the increase being more pronounced in the minimum temperature than the maximum temperature. The maximum temperature increased by about 0.7 °C and the minimum temperature increased by about 1.5 °C during the analyzed period. These results are in line with the observations and projections contained in the IPCC-AR5 regarding the Austral Africa which include Mozambique.

Keywords: Climate variability and trend. Rainy season. Fourier analysis. Southern Mozambique.

Resumo: Neste estudo, avaliou-se o comportamento climático da região sul do Moçambique face às evidências de mudança climática ao nível global. Foram utilizadas séries temporais de precipitação e de temperaturas extremas da região referentes ao período entre 1960 e 2018. Os dados foram fornecidos pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INAM) – Moçambique, colectados em quinze estações meteorológicas. Foram aplicados métodos estatísticos e a análise de Fourier para avaliar a periodicidade, a variabilidade a longo termo e a tendência das séries temporais. Por sua vez, o comportamento da época chuvosa também foi avaliado. Os resultados das análises são confrontados com as atuais observações e projeções globais do clima constantes no quinto relatório de avaliação do Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC-AR5), o mais recente relatório completo do IPCC até o momento deste estudo. Em geral, o sinal de mudança climática em Moçambique é visível. A precipitação não apresentou tendências significativas na sua variabilidade, porém, uma ligeira diminuição é notável principalmente para as províncias de Gaza e Inhambane. A época chuvosa mostrou uma tendência para um início tardio e um fim precoce, resultando na diminuição da duração da época, que caiu em média cerca de 16 dias. Já as temperaturas extremas apresentaram clara tendência para o aumento, sendo que o aumento é mais acentuado para a temperatura mínima do que para a temperatura máxima. A temperatura máxima aumentou em cerca de 0.7 ^{o}C e a temperatura mínima aumentou em cerca de 1.5 °C ao longo do período analisado. Estes resultados convergem para as observações e projeições constantes no IPCC-AR5 a respeito da África Austral que inclui Moçambique.

Palavras-chave: Variabilidade e tendência climática. Época chuvosa. Análise de Fourier. Sul de Moçambique.

Resumen: En este estudio, se evaluó el comportamiento climático de la región sur de Mozambique frente a la evidencia del cambio climático a nivel global. Se utilizaron series temporales de precipitación y temperaturas extremas en la región para el período entre 1960 y 2018. Se llevó a cabo el comportamiento de la temporada de lluvias, el análisis de la variabilidad a largo plazo y la determinación de la tendencia de las fluctuaciones de precipitación y las temperaturas extremas. Los resultados de los análisis están en línea con las actuales observaciones y proyecciones climáticas globales contenidas en el quinto informe de evaluación del Panel Intergubernamental sobre Cambio Climático (IPCC-AR5). En particular, los efectos del cambio climático en Mozambique son visibles. La precipitación no mostró tendencias significativas en su variabilidad. Sin embargo, una ligera disminución es notable principalmente para las provincias de Gaza e Inhambane. La temporada de lluvias mostró una tendencia hacia un inicio tardío y un final temprano, lo que resultó en una disminución en la duración de la temporada. Las temperaturas extremas, por otro lado, mostraron una clara tendencia al alza, con un aumento más pronunciado para la temperatura mínima que para la temperatura máxima. La temperatura máxima aumentó en aproximadamente 0,7 °C y la temperatura mínima aumentó en aproximadamente 1,5 °C durante el período analizado. Estos resultados convergen con las observaciones y proyecciones contenidas en el IPCC-AR5 sobre el sur de África, que incluye a Mozambique.

Palabras-clave: Variabilidad y tendencia climática. Estación lluviosa. Análisis de Fourier. Sur de Mozambique.

Submetido em: 08/07/2020
Aceito para publicação em: 07/07/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUCTION

Many extreme climate events currently occurring have been linked to a possible global climate change, and this topic has been of much debate worldwide. According to the fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC-AR5), evidences of climate change have significantly grown in recent years, in observations made in the atmosphere and on the surface (HARTMANN *et al*., 2013a). The implications of climate change are evident in the socio-economic, environmental, health, agriculture, and among others areas. In particular for Mozambique, several extreme events (cyclone Eline in 2000, cyclone Fávio in 2007, flood in the northern region of the country in 2014, drought in the southern and central regions in 2015 and the recent cyclones Idai and Keneth in 2019) had caused catastrophic consequences, with huge economic losses including death of hundreds of people.

Among the climate observations, air temperature and precipitation regimes are the most important. According to IPCC (2014), the global mean surface air temperature over land and oceans shows from a linear trend, an increase of about 0.85 °C, during the period from 1880 to 2012. The diurnal temperature range has been decreasing since 1950, with a rapid increase in minimum temperature compared to the increase in maximum temperature. On the contrary to the global mean surface air temperature that shows an upward trend on its variability, the global average of precipitation does not present a clear trend, it shows an increase in some regions and a decrease in others. In particular, during the period from 1901 to 2005 a decreasing rainfall tendency was observed in the Sahel region of Africa (CHRISTY; NORRIS; MCNIDER, 2009).

For specific region, the climate variables may show singular trends, which are different from the global behavior. For example, air temperature is the most evidenced parameter in discussions about global climate change, admitting the occurrence of global warming caused by the intensification of CO_2 concentration due to the industrial development and to the technological advancements (IPCC, 2001). However, for specific regions, analyzes in certain periods show singular warming rates in the mean temperature (IPCC, 2007, 2014). Besides, precipitation is less representative with great variability, both spatially and temporarily, it is significantly influenced by local factors, and globally, it does not present clear trend.

This uncertainty is a concern for several sectors of activity, especially for a developing country. For instance, in Mozambique, the agricultural sector is the most sensitive to climate change. The majority of population practice agriculture conditioned by the climate regime, without any mechanization. The knowledge of climate variability in a particular region is crucial for decision making. In particular for agriculture, the knowledge of the regimes of precipitation and temperature is a determining factor to ensure better productivity.

Even with some advancement on climate studies in Mozambique (MAVUME, 2008; MCSWEENEY *et al*., 2010; QUEIROZ *et al*., 2007), given the climate diversity, investigations about the evolution of these climate parameters in connection with the global climate change is still necessary. It is important to understand the current scenario of climate dynamics in the three major regions of Mozambique (northern, central and southern). However, this study is only limited to the southern region of the country, where the In Situ data availability is relatively significant.

The main objective of this research is to evaluate the climate scenario of the southern Mozambique in connection with the global climate change. We have applied statistics and spectral analysis to the time series of precipitation, maximum and minimum temperatures. Specifically we have determined the periodicity, long term variability and trend of the time series. In addition, the rainy season behavior is also assessed, taking into account the following parameters: (i) the total precipitation of the rainy season; (ii) the duration of the rainy season; (iii) the average intensity of precipitation, and (iv) the occurrence of dry days within the rainy season (Indian summer). Results are related to the global observations and projections contained in the fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC-AR5), the latest IPCC full report available by the moment of this research.

DATA AND METHODS

Characterization of the study region

The study area is the southern region of Mozambique, located between the parallels 21° 05'S and 26° 52'S and the meridians 31° 20'E and 35° 20'E. It comprises the provinces of

Maputo, Gaza and Inhambane, on south of the Save River, and on the southeastern coast of Africa (Figure 1).

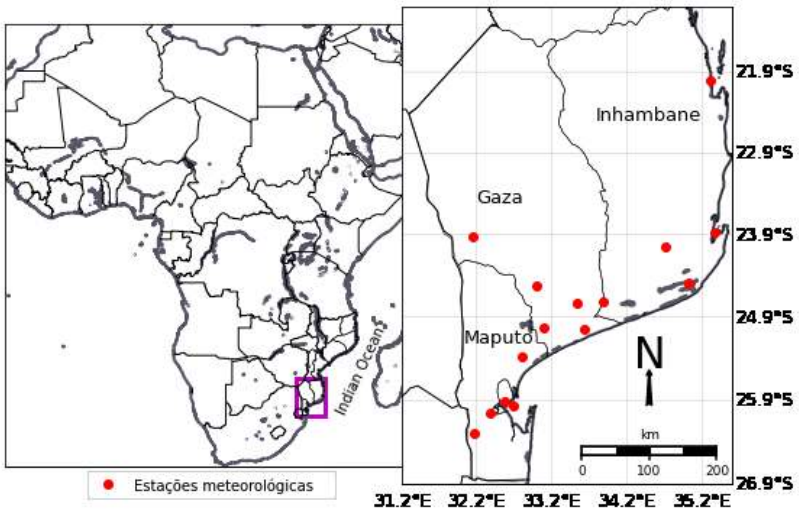
The climate in Mozambique is tropical, with two seasons, one is hot and rainy, starting from October to April, and the other is cold and dry, starting from May to September. The southern region of Mozambique is in general the driest one over all the country with an annual mean rainfall of less than 800 mm, decreasing to 300 mm in the Pafuri region. The annual average temperatures in the southern provinces range from 24 to 26 °C, and on the coastal area the annual mean air temperature increases gradually, from south to north (QUEIROZ *et al*., 2007).

The weather and climate systems which have more influence in the southern region of Mozambique are: the semi-permanent high pressure centers of the Atlantic and the Indian Oceans along the tropic of Capricorn, the cold fronts from the south and the tropical cyclones. In addition to the two high pressure centers, a low pressure center or depression of thermal origin is formed on the continent. As these systems tend to move eastward, the Atlantic high pressure system is bended by the continent's system stretching and creating a high pressure ridge which has a significant influence on the weather in the southern Mozambique. The wind direction turns to the southeast, carrying cold and humid air, which often generates rainfall mainly in the highlands, if there is significant moisture transportation.

The cold fronts are associated with the right arm of the South Atlantic anticyclone, which carries a cold and humid air from the sea side to the continent. For this reason, these fronts move eastwards together with the anticyclone, invading cyclically the southern region of Mozambique, especially during the winter.

The cyclones that affect the region occur from November to April and they originate in the eastern side of Madagascar and in some occasions in the Mozambique Channel (MAVUME, 2008). This implies that coastal countries like Mozambique and South Africa are the most vulnerable. This phenomenon is associated with very strong winds, as well as a strong atmospheric instability intensified by the warm waters from the Mozambique Channel, generating heavy precipitation, mainly in the coastal region of the country. Mavume (2008) showed that there is a tendency to an increased frequency of this phenomenon.

Figure 1 - Map of the study area. The detail shows the southern region of Mozambique. The red dots represent the conventional meteorological stations used in the study.



Source: Elaborated by the authors (2020)

The ENSO (El-Niño South-Oscillation) phenomenon also presents remarkable and well distinct effects within the Mozambican territory. With El-Niño, the southern and central regions experience a prolonged dry period, while excessive rainfall is observed in the north. The reverse happens with La-Niña, where the southern and central regions experience a prolonged rainy period while scarcity is observed in the north (REASON; JAGADHEESHA, 2005).

Climate series

The climate data used for this study consists of daily records of precipitation, maximum and minimum temperatures from fifteen meteorological stations distributed throughout the southern region of Mozambique. The data was provided by the Instituto Nacional de Meteorologia (INAM) and corresponds to the period of 1960 - 2018.

The meteorological stations are distributed in the three provinces of southern Mozambique as follows: five stations in Maputo, six in Gaza and four in Inhambane. Table 1 shows the list of gauge stations and their respective geographical positions. The stations are not uniformly distributed throughout the region. Once they are all conventional, they are only present in inhabited areas that are mostly the coastal areas. However, the spatial distribution does not affect our objectives since we are only interested in assessing the temporal climate signal.

Table 1 - List of meteorological stations and their respective geographical positions.

#	ID	Station Name	Latitude (ºS)	Longitude (ºE)	Elevation (m)
1	GZ-MANJ	Manjacaze	24.72	33.88	65
2	GZ-MACI	Macie	25.03	33.10	56
3	GZ-XAI	Xai-Xai	25.05	33.63	4
4	GZ-MANIQ	Maniquenique	24.73	33.53	13
5	GZ-CHOK	Chokwe	24.52	33.00	33
6	GZ-MASSG	Massingir	23.92	32.16	252
7	IB-INHAM	Inhambane	23.87	35.38	14
8	IB-INHAR	Inharrime	24.48	35.02	43
9	IB-PAND	Panda	24.05	34.72	150
10	IB-VILA	Vilânculos	22.00	35.32	20
11	MP-UMBE	Umbeluzi	26.05	32.38	12
12	MP-MANH	Manhiça	25.37	32.80	35
13	MP-OBS	Map/Observatório	25.97	32.70	47
14	MP-MAV	Map/Mavalane	25.92	32.57	39
15	MP-CHANG	Changalane	26.30	32.18	100

Source: Elaborated by the authors (2020)

Determination and characterization of the rainy season

The beginning and end dates of the rainy season were determined for each year and for each province in the study region. Several models are found in the literature for determining the beginning and end of the rainy season, such as the criteria used by Amekudzi *et al*. (2015), Marengo *et al*. (2001), Ndomba (2010) and Sansigolo (1989).

In this work, we have adopted a new and simple approach for estimating the beginning and end dates of the rainy season. In this new approach we start by determining a reference interval of wet months of the year using the climate data. For this purpose we have considered the ombrothermic diagram proposed by Bagnouls and Gaussen (1957), which is based on the regimes of temperature and precipitation throughout the year, taking into account the favorable and unfavorable states for the development of natural vegetation. In the ombrothermic diagram the abscissa indicates the months of the year, and the ordinates (main and secondary axes) indicate the average monthly precipitation *P* in mm and the average monthly temperature *T* in °C respectively. The scale is arranged so that the temperature values correspond to half of the precipitation, for example, 20 °C in temperature axis corresponds to 40 mm in precipitation axis. From this arrangement, the

months whose precipitation column is below the temperature curve, that is, if $P < 2T$, they are considered dry months, meaning that the potential evaporation exceeds the precipitation. On the other hand, if $P \geq 2T$, the months are considered wet. These relationships are also used in the Köppen-Trewartha's climate classification criteria for defining the limits of dry regions in the climate group B (BELDA *et al*., 2014).

Although the Bagnouls and Gaussen criterion may seem to be old for the definition of dry and wet periods, the fact that the relationship used is based on the favorable and unfavorable factors for the development of natural vegetation (comparing precipitation and the potential evaporation) makes it update itself (does not lose validity over time). It updates even in a warming climate, since the relative humidity of an air parcel is directly related to the temperature at which it is found (VAREJÃO-SILVA, 2006), then a change in temperature over time, in turn, it changes the air demand for water vapor to reach saturation. Thus, this culminates in a new precipitation regime, adjusting to such a change.

Given the reference interval of wet months throughout the year, for each year, the beginning of the rainy season was considered to be the first day with a record of at least 1 mm of precipitation within the month whose total precipitation is equal to or greater than twice the average temperature of the same month ($P \geq 2T$), counting from the starting month of the pre-established reference range of wet period. In this particular case the starting month was September. The end date was determined by the reverse procedure. The algorithm for executing this method was implemented in FORTRAN.

Having the beginning and end dates determined, the duration of the rainy season in days was determined by the summation of the days, from the beginning date up to the end date of the rainy season:

$$D_{epoch} = (365 + d_{end}) - d_{initial},$$

where D_{epoch} is the duration of the rainy season in days, $d_{initial}$ and d_{end} are the Julian dates of beginning and end of the rainy season, respectively.

The total precipitation P_{total} during the rainy season in millimeters (mm) is calculated by the summation of the daily precipitation occurred during the rainy season:

$$P_{total} = \sum_{i=d_{initial}}^{365+d_{end}} P_i,$$

where P_i is the daily precipitation.

The average intensity of precipitation I_{prec} during the rainy season in millimeters per day (mm/day) is defined as the ratio between the total precipitation and the season duration:

$$I_{prec} = \frac{P_{total}}{D_{epoch}}.$$

For the Indian summer events, it was considered the occurrence of at least ten consecutive days without precipitation within the rainy period. This assessment is important since the water needs of plants can, in periods of up to ten days, be satisfied by the soil moisture (MACHADO *et al*., 1996).

Fourier analysis

In the Fourier analysis also known as spectral analysis, a signal (time series) is transformed from time domain to frequency domain. In the frequency domain, the signal is represented by the Fourier spectrum which allows the identification of individual variability patterns composing the original signal, that is, each frequency of the spectrum stores a particular variability pattern of the original signal whose significance is determined by its respective amplitude or power. Frequencies with high amplitude store more significant patterns of variability of the original signal. On the other hand, regardless of amplitude, high frequencies in the Fourier spectrum are associated with a short-term variability, while low frequencies are associated with a long-term variability in the original signal.

There are many purposes for which spectral analysis can be applied in Earth sciences (GHADERPOUR, 2018; GRZESICAA; WIĊCEKA, 2016; KALICINSKY *et al*., 2020). In this work we have applied this technique for determining the periodicity and the long term variability pattern of the time series. Considering that a given time series can be represented by a generic function $x(t)$, the relationship that allows this function to be transformed from the time domain to the frequency domain, denoted as $X(f)$, is called Fourier Transform (BRACEWELL, 1999):

$$X(f) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) e^{-i2\pi ft} dt.$$

The meteorological or climate elements are, from the statistical point of view, continuous and random variables. However, since the climate observations are made at discrete time intervals, the result is a discrete time series, so that we will make use of the Discrete Fourier Transform (DFT). The DFT is applied in a discrete series, both periodic and non-periodic. The DFT of a discrete sequence x_k with N samples, denoted by X_n, is calculated by the following relationship:

$$X_n = \sum_{k=0}^{N-1} x_k e^{-i\frac{2\pi}{N}nk}, \quad 0 < n < N-1.$$

The computational implementation of the DFT was performed through the Fast Fourier Transform (FFT) in Python. In the frequency domain the signal is represented by the Fourier spectrum which relates the frequency and the amplitude of the signal. For each frequency f_n, its amplitude A_n is determined by the expression:

$$A_n = \sqrt{\mathrm{Re}(X_n)^2 + \mathrm{Im}(X_n)^2}, \quad 0 < n < N-1.$$

Here, the climate data is sampled monthly, so the frequency is given in cycle/month instead of the fundamental unit of cycle/second. Considering the period of 1960 – 2018, with the sampling interval of Δt = 1 month, we have N = 696 observations, and thus the n-th frequency in cycle/month will be:

$$f_n = \frac{n}{N\Delta t} = \frac{n}{696 \times 1} = 0.00144n, \quad 0 < n < N-1.$$

In the inverse Fourier transform, that is, in the transition from the frequency domain back to the time domain, the spectrum was filtered in order to attenuate the effect of high frequencies. The low frequency content allows determining the long term variability pattern of the series. In this particular case, frequencies ranging from 0.0 to 0.0083 cycles/month were selected in order to define a decadal variability.

Estimation of linear trends and uncertainties

There are several different methods of calculating linear trends and their uncertainties (HARTMANN *et al.*, 2013b). The trend of the climate series was calculated using the linear regression technique (HEUMANN; SCHOMAKER; SHALABH, 2016). This

method is also adopted for general use in the IPCC reports for trend calculation. The technique determines a straight line that best fits the dispersion of time series data.

Consider that the line to be adjusted is:

$$T_t = at + b,$$

where T_t is the data estimated in the period of time t, a is the angular coefficient of slope of the straight line, which sign determines the trend direction, either an increase or a decrease of the values in the time series, and b is the linear coefficient, which defines the point of intersection of the straight line with the data axis. The constants a and b are obtain by the ordinary least squares solution and are expressed as follow:

$$a = \frac{\sum_{n=1}^{N}(t_n - \bar{t})(Y_n - \overline{Y})}{\sum_{n=1}^{N}(t_n - \bar{t})^2}, \quad b = \overline{Y} - a\bar{t},$$

where Y_n is the value of the time series observed at the time t_n, N is the number of observations, $\overline{Y}$ is the average value of the time series, and $\bar{t}$ is the average value of t.

Confidence intervals for the trend estimation were computed assuming a Student's t-distribution of the residual variability in observations with regard to the straight line $e_n = Y_n - (at_n + b)$. Here we are not going deep into this topic, more details may be referred to Hartmann *et al*. (2013b) and Heumann, Schomaker and Shalabh (2016).

Furthermore, t-test was performed for assessing the statistical significance of changes in the observed climate averages between two different periods (the first and the last thirty years of the studied period 1960 – 2018).

RESULTS AND DISCUSSIONS

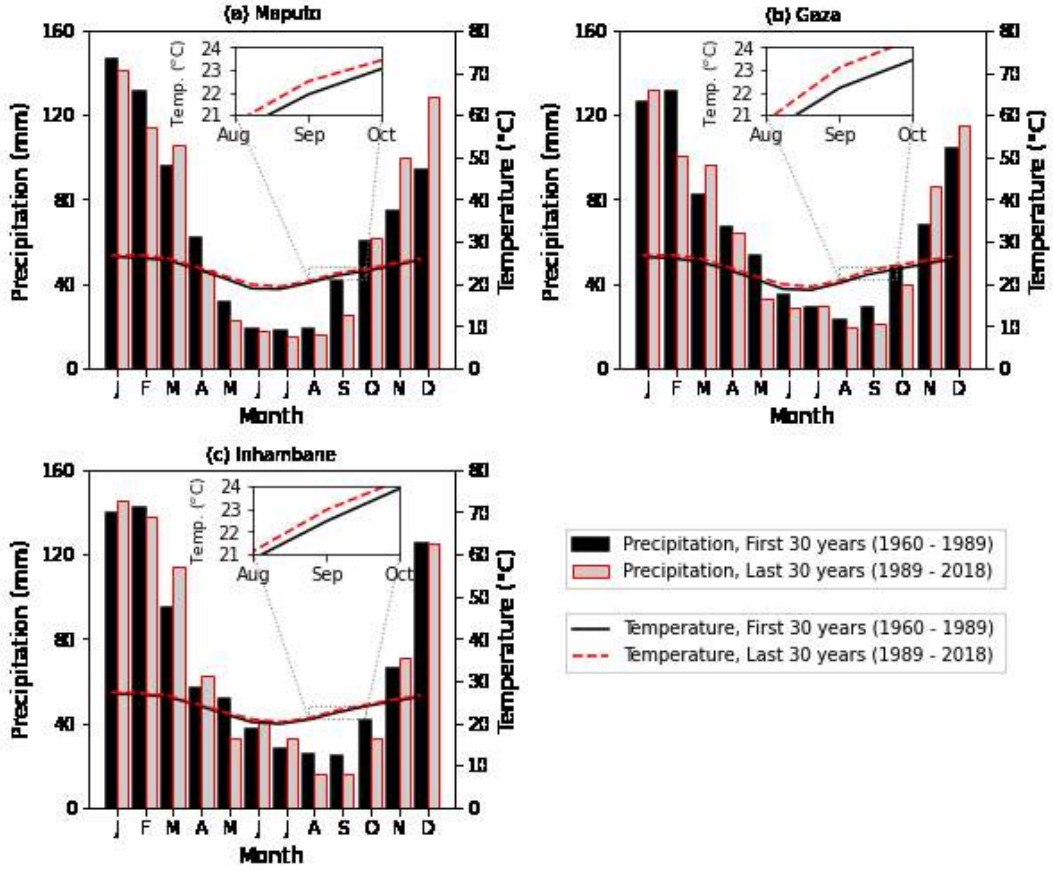
Seasonality

The occurrence of precipitation and temperature throughout the year has been assessed for the first thirty years (1960 - 1989) and the last thirty years (1989 - 2018) of the entire evaluated period (1960 - 2018). By splitting this period we wanted to assess how seasonality would change in a warming climate. The southern region of Mozambique has clearly shown two distinct seasons as expected (QUEIROZ *et al*., 2007), one relatively cold

and dry and the other relatively hot and wet. Figure 2 shows the ombrothermic diagrams of the three provinces in the study region, and these diagrams show a relatively short winter and a long summer. The dry and relatively cold period extends from May to September, with the month of August being the driest and July the coldest of the year in the region. The rainy and relatively hot period extends from October to April, being the months of January and February the most humid and the warmest of the year.

Based on the Köppen's criteria for climate classification, the patterns of precipitation and temperature shown in the diagrams indicate a climate of type Aw for the southern region of Mozambique, which corresponds to the tropical humid climate with a dry season in the winter, having Savanna as the typical vegetation.

***Figure 2** - Ombrothermic diagrams of the three provinces in the southern region of Mozambique: (a) Maputo, (b) Gaza, (c) Inhambane. The bars represent the precipitation (mm) and the curve represents the temperature (°C). Averages computed for the first and the last thirty years of the period 1960 – 2018.*



Source: Elaborated by the authors (2020)

From Figure 2 it is possible to observe changes in the monthly averages of both precipitation and temperature when comparing the first and the last thirty years. In

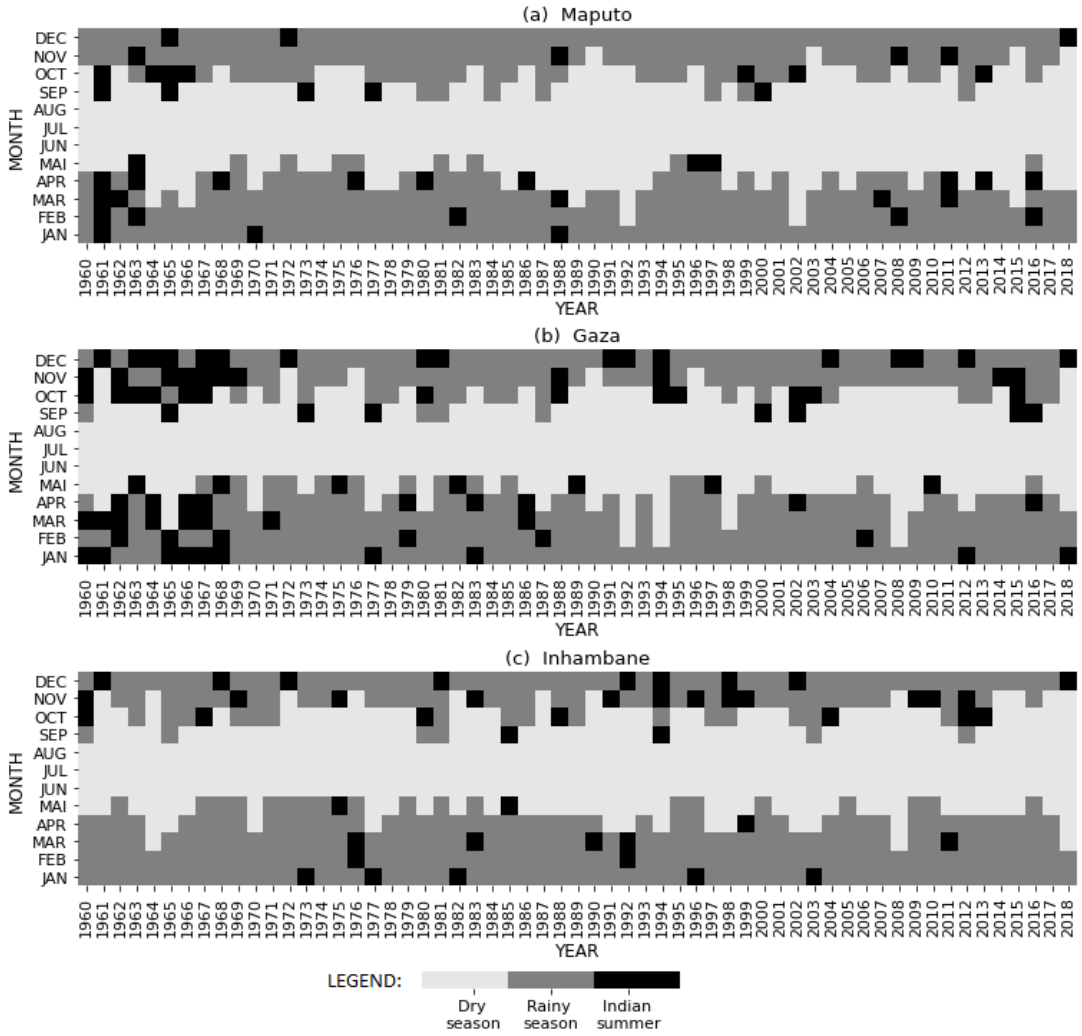
particular for temperature we observe from the zoomed part inside the graphs an upward shift of the monthly averages (represented by the red dashed curve) in all provinces, confirming the warming in the region (99% confidence level). Shifts in monthly averages of precipitation do not present uniform behavior just as expected. Unlike temperature, precipitation is by nature a variable with considerable variability, both spatial and temporal. Thus, regarding precipitation our t-test for significance did not find sufficient evidence to reject the null hypothesis ($p<0.79$).

Using the proposed methodology for determining the beginning and end of the rainy season, we found the beginning date being on average into the first week of October and the end date being on average into the last week of April. These results are similar to those reported by Queiroz *et al*. (2007). Figure 3 shows the occurrence of dry, rainy and Indian summer periods in the southern Mozambique over the period of 1960 - 2018. The occurrence of sequences of at least 10 dry days (Indian summer) within the rainy season has been identified in some years and it presents an approximately uniform distribution throughout the evaluated period, with greater predominance in the province of Gaza.

Periodicity

The periodicity was determined from the Fourier spectrum, considering monthly time series of precipitation, the maximum and minimum temperatures. For both precipitation and temperatures, it was possible to identify the frequency of $f = 0.083$ cycles per month as the most significant in all cases, corresponding to the periodicity $T = 1/f$ of 12 months, which is the annual variability as expected. A small semiannual variability (six months) was also observed at the frequency of approximately $f = 0.166$ cycles per month, being more pronounced for temperatures than for precipitation. Figure 4 shows the Fourier spectrum of precipitation and the maximum and minimum temperatures for the three provinces of the study region. We can see from the figure that the other frequencies are obfuscated by the annual frequency power in such a way that they have become relatively insignificant.

Figure 3 - *Occurrence of dry, rainy and Indian summer periods in the southern region of Mozambique: (a) Maputo, (b) Gaza and (c) Inhambane. The data is related to 1960-2018.*



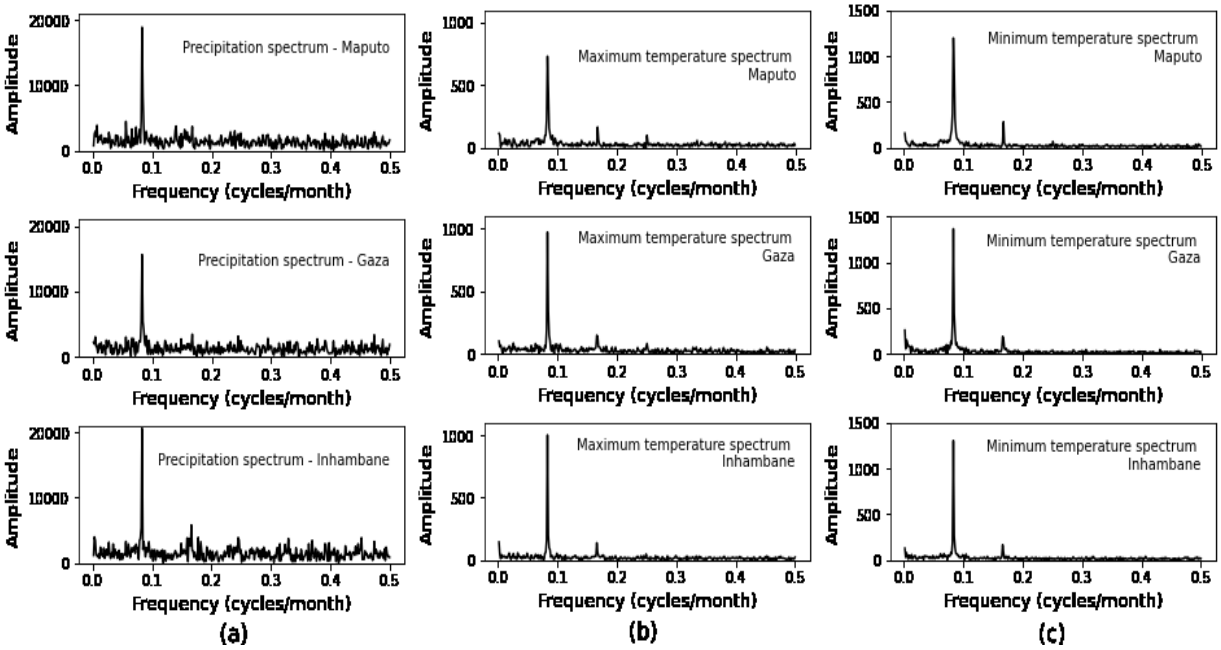
Source: Elaborated by the authors (2020)

Long term variability and trend

Within the variability patterns of the beginning and end dates of the rainy season (Figure 3), we can observe a certain predominance of seasons with a late start and an early end along the latest years, although not very significant. For this reason, the duration of the rainy season showed a slight downward trend over the evaluated period (90% confidence level), and this fact is illustrated in Figure 5(b). The calculation of linear trend showed a drop of around 16 days in the rainy season length of the southern Mozambique, during the period of 1960 – 2018, within the uncertainty range of 7 to 25 days (50% confidence level) as can be seen in Table 2. A comparison between the averages of the first and the last thirty years of the studied period is shown in Table 3. From this table we can see that the duration of the

rainy season has dropped from an average of 191 days to an average of 175 days (90% confidence).

Figure 4 - *Fourier spectrum of (a) precipitation, (b) maximum temperature and (c) minimum temperature, in the three provinces of the southern region of Mozambique: Maputo (upper panels), Gaza (intermediate panels) and Inhambane (lower panels). The most significant periodicity corresponds to the annual variability at the frequency of approximately 0.083 cycles per month. Original data is related to 1960 – 2018.*



Source: Elaborated by the authors (2020)

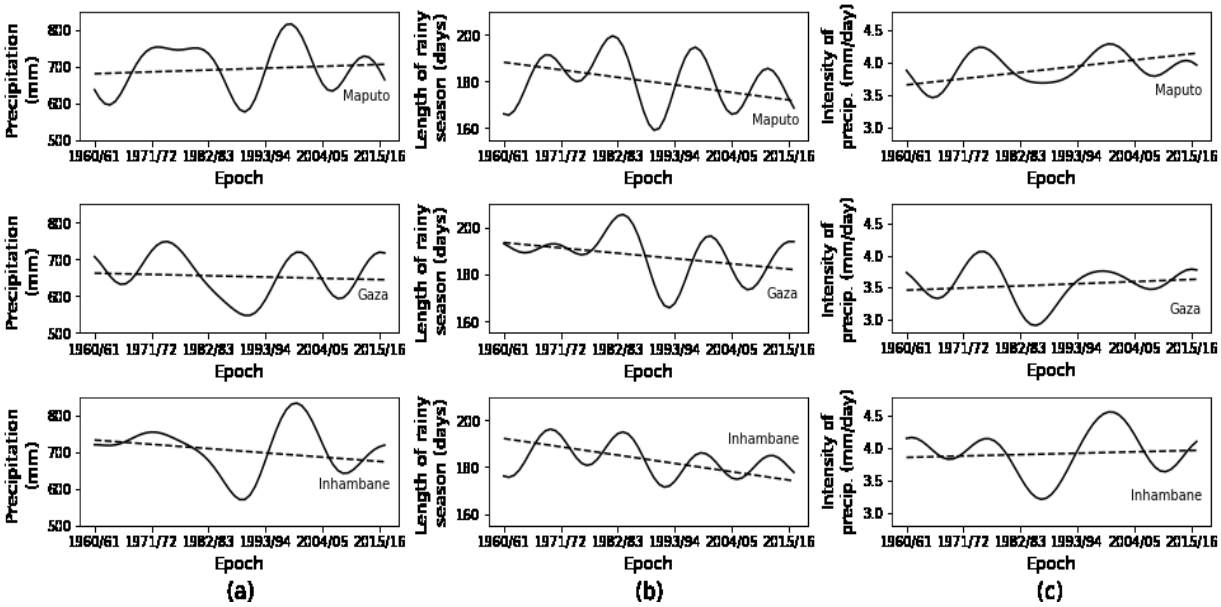
Table 2 – *Trend of the rainy season's parameters (confidence intervals computed for 50% confidence level in all parameters). Data related to 1960 - 2018.*

	Rainy season total precipitation (mm)	Rainy season length (days)	Intensity of precipitation (mm/day)
Maputo	25.57 ± 75.13	-16 ± 10	0.49 ± 0.39
Gaza	-17.86 ± 69.64	-12 ± 13	0.17 ± 0.34
Inhambane	-59.29 ± 74.19	-18 ± 11	0.11 ± 0.39
All Region	-17.19 ± 66.00	-16 ± 9	0.26 ± 0.32

Source: Elaborated by the authors (2020)

The total precipitation during the rainy season fluctuates without a clear trend. From Figure 5(a) and Table 2 we can notice a slight tendency to a decreasing rainfall in the provinces of Gaza and Inhambane, and a slight increase in Maputo, nevertheless, we have low confidence (21%), we did not find enough evidences to reject the null hypothesis. The comparison between the averages of precipitation during the first and the last thirty years of the studied period (Table 3) has also shown no statistically significant differences ($p<0.79$).

Figure 5 – *Rainy season behavior in the three provinces of the southern region of Mozambique: Maputo (upper panels), Gaza (intermediate panels) and Inhambane (lower panels). The decadal variability (solid curve) and the linear trend (dashed line) of: (a) the total precipitation during the rainy season, (b) the rainy season length, and (c) the average intensity of precipitation. The data is related to 1960-2018.*



Source: Elaborated by the authors (2020)

Table 3 - *Climate averages of the rainy season's parameters for the first and the last 30 years of the period of 1960 - 2018 in the southern region of Mozambique (t-test for statistical significance in the observed differences is shown in the bottom of the table).*

Rainy season total precipitation (mm) [1]		
Province	First 30 years (1960 - 1989)	Last 30 years (1988 - 2017)
Maputo	692	687
Gaza	659	633
Inhambane	696	687
All region	682	669
Rainy season length (days) [2]		
Province	First 30 years (1960 - 1989)	Last 30 years (1988 - 2017)
Maputo	186	172
Gaza	196	180
Inhambane	191	175
All region	191	175
Rainy season precipitation intensity (mm/day) [3]		
Province	First 30 years (1960 - 1989)	Last 30 years (1988 - 2017)
Maputo	3.78	4.03
Gaza	3.42	3.59
Inhambane	3.69	4.00
All region	3.63	3.88

[1] (t_value=0.24, df=58, p<0.79)
[2] (t_value=1.98, df=58, p<0.10)
[3] (t-value=0.88, df=58, p<0.40)

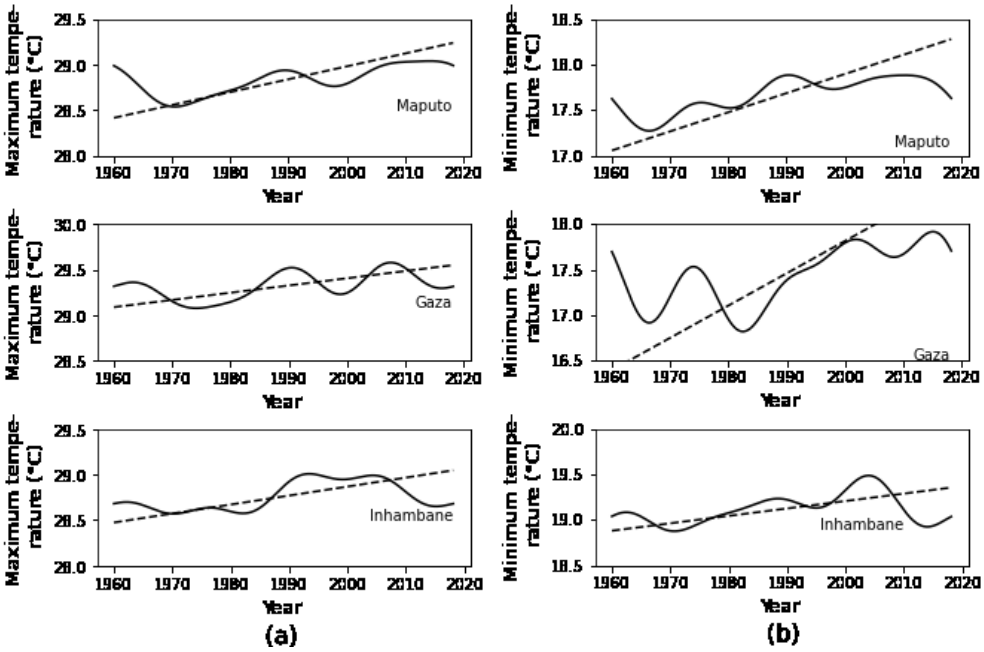
Source: Elaborated by the authors (2020)

The average of precipitation intensity during the rainy season showed a tendency to an increase, and it is more evident in the province of Maputo as can be seen in Figure 5(c) and Table 2 (60% confidence). This scenario demonstrates that the decrease of the duration of the rainy season along the studied period is significant. In other words, the average intensity of precipitation tends to increase as a result of a significant decrease in the duration of the rainy season as compared to that of total precipitation. Therefore, one hypothesis can be admitted from this result, it is likely that the occurrence of precipitation in the recent years is more associated with the occurrence of extreme events, since it tends to occur with greater intensity in a relatively short period. For instance, Mavume (2008) has found an increasing tendency in frequency and intensity of tropical cyclones reaching Mozambique in the recent decades.

The greatest deviation of precipitation along the entire period was recorded in the rainy season of 1999/2000, where it exceeded the climatological average by almost 100%, as can be seen in Figure 7(a). This scenario was due to the occurrence of three tropical cyclones consecutively in the year of 2000: Eline in February, Glória in March and Hudah in April. Collectively, these three cyclones had caused the most devastating impact on the history of Mozambique before the recent cyclones Idai and Keneth in 2019.

On the other hand, the maximum and minimum temperatures showed a clear upward trend (99% confidence level). This observation is valid for the three provinces of the southern Mozambique, as can be seen in Figure 6 and Table 4. The linear trend showed that during the period under analysis, the maximum temperature in the southern Mozambique has increased by about 0.7 °C within the uncertainty range of 0.39 to 1.01 °C. Analyzing the three provinces separately in the region, there is a minimum increase of 0.51 ± 0.383 °C in the province of Gaza and a maximum of 0.87 ± 0.357 °C in the province of Maputo. On the other hand, the minimum temperature in entire region has increased by about 1.51 °C within the uncertainty range of 1.13 to 1.89 °C. Assessing each province for the minimum temperature trend, Gaza has presented the greatest increase of about 2.38 ± 0.546 °C. All these uncertainties were computed for 90% confidence level.

Figure 6 - *Decadal variability (solid curve) and the linear trend (dashed line) of (a) maximum temperature and (b) minimum temperature in the three provinces of the southern region of Mozambique: Maputo (upper panels), Gaza (intermediate panels) and Inhambane (lower panels). The data is related to the period of 1960-2018.*



Source: Elaborated by the authors (2020)

Table 4 – *Trend in the annual mean temperature and precipitation (confidence intervals computed for 90% confidence level in all variables). Data related to 1960 - 2018.*

	Maximum temperature (°C)	Minimum temperature (°C)	Daily temperature (°C)	Annual Precipitation (mm)
Maputo	0.87 ± 0.357	1.34 ± 0.328	1.11 ± 0.297	-10.40 ± 187.377
Gaza	0.51 ± 0.383	2.38 ± 0.546	1.45 ± 0.352	-68.32 ± 168.331
Inhambane	0.73 ± 0.338	0.80 ± 0.471	0.76 ± 0.373	-87.55 ± 182.081
All Region	0.70 ± 0.310	1.51 ± 0.382	1.11 ± 0.302	-55.43 ± 161.115

Source: Elaborated by the authors (2020)

In addition, a comparison between the temperature averages of the first and the last thirty years of the studied period (Table 5) shows an average increase of 0.4 °C in the maximum temperature and an average increase of 0.8 °C in the minimum temperature. Therefore, the minimum temperature has been increasing with a slightly higher rate than the maximum temperature (99% confidence level). This implies that the diurnal temperature range has been decreasing along the last decades. Christy *et al*. (2009) also verified this scenario for the eastern part of Africa.

Table 5 - *Climate averages of precipitation, maximum and minimum temperatures for the first and the last thirty years of the period of 1960 - 2018 in the southern region of Mozambique (t-test for statistical significance in the observed differences is shown in the bottom of the table).*

Annual mean precipitation (mm) [1]		
Province	First 30 years (1960 - 1989)	Last 30 years (1988 - 2017)
Maputo	791	794
Gaza	794	765
Inhambane	831	827
All region	805	790
Annual mean maximum temperature (ºC) [2]		
Province	First 30 years (1960 - 1989)	Last 30 years (1988 - 2017)
Maputo	28.6	29.0
Gaza	29.2	29.5
Inhambane	28.5	29.0
All region	28.8	29.2
Annual mean minimum temperature (ºC) [3]		
Province	First 30 years (1960 - 1989)	Last 30 years (1988 - 2017)
Maputo	17.4	18.0
Gaza	16.8	18.0
Inhambane	19.0	19.3
All region	17.7	18.5

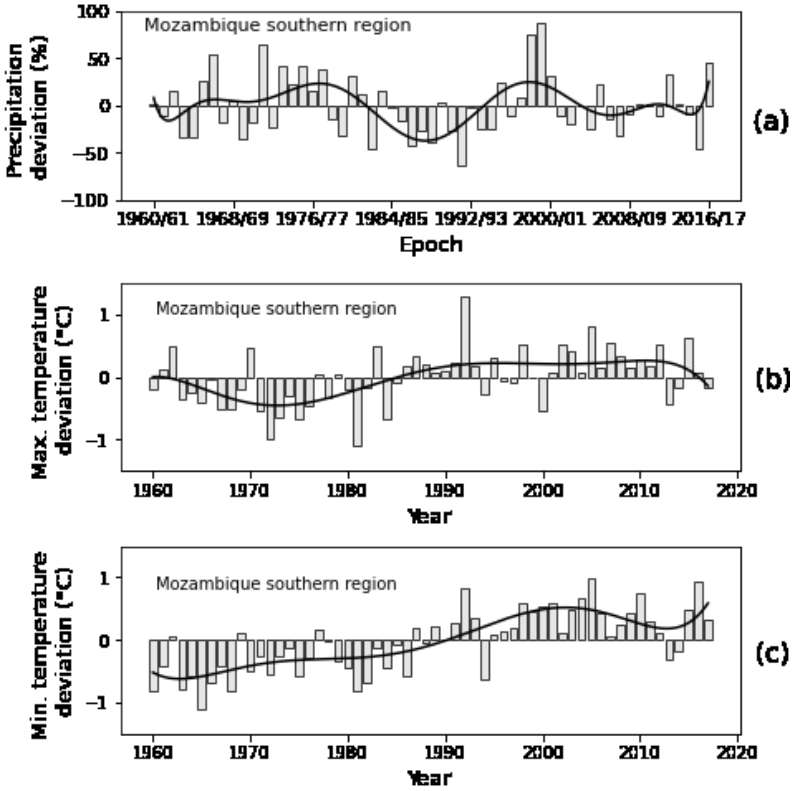
[1] (t_value=0.27, df=58, p<0.79)
[2] (t_value=4.09, df=58, p<0.01)
[3] (t-value=5.71, df=58, p<0.01)
Source: Elaborated by the authors (2020)

The warming rate is of at least 0.12 °C per decade for the maximum temperature and of at least 0.25 °C per decade for the minimum temperature. For the whole country (Mozambique), McSweeney *et al*. (2010) have found an increase of 0.6°C during the period of 1960 - 2006, and an average rate of 0.13°C per decade in the mean annual temperature.

An important aspect to focus attention on is the fact that a greater slope of warming occurred during the period between the 70s and 90s decades, for approximately 20 years (see Figure 6). The mean surface air temperature had increased significantly during that period, and from the 90s on, the warming continues but at a reduced rate. Figure 7 shows in panels (b) and (c) the maximum and minimum temperature anomalies over the analyzed period, respectively. If we had evaluated the temperature anomalies only over the last three decades, starting from 1992, there would be no significant trends in temperature variability. On average, temperatures in the region have remained high and approximately stable as if it tends to stabilize over the last three decades, and 1992 was the warmest year along the entire evaluated period.

At global scale, the IPCC-AR5 also reported an observed reduction in surface warming trend over the period 1998 to 2012 as compared to the period 1951 to 2012 (IPCC, 2014). The IPCC explanation by “medium confidence” about this fact is that, it is due to a reduced trend in radiative forcing and a cooling contribution from natural internal variability, which includes a possible redistribution of heat within the ocean.

Figure 7 – *Climate deviations along the period of 1960 - 2018 relative to 1975 - 2004, in the southern region of Mozambique; (a) Total precipitation during the rainy season, (b) annual mean maximum temperature and (c) annual mean minimum temperature. The vertical bars represent the deviations and the solid curve corresponds to their polynomial fit of degree ten.*

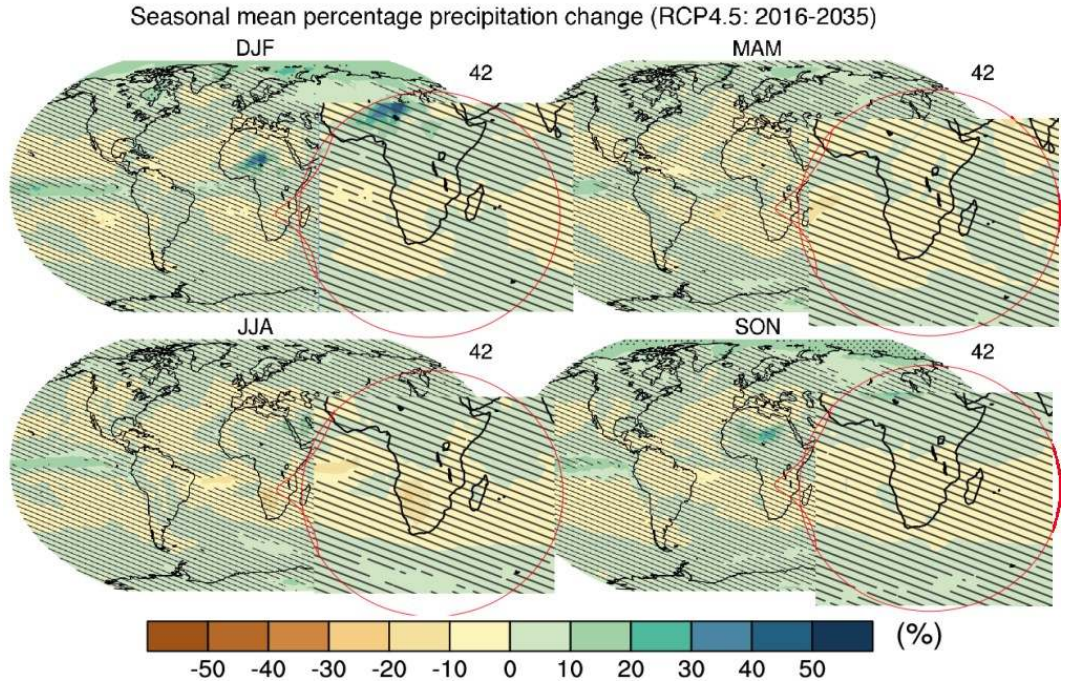


Source: Elaborated by the authors (2020)

It is important to note that these trends both for precipitation and temperatures converge to the IPCC-AR5 observations and projections for the Austral Africa which include Mozambique. In particular, the projections for precipitation during the period of 2016 – 2035 pointed to a slight decrease of about -10% as can be observed in Figure 8 (HARTMANN *et al*., 2013a), however, a slight increase of the same order is also expected in the summer months (DJF) for the southern Mozambique. Figure 9 illustrates temperature anomalies (HARTMANN *et al*., 2013a) and there was an increase of about 0.8 °C in observations from 1901 to 2012 (see Figure 9a), and it is still expected to continue increasing by about 0.8 °C in the projections for the period of 2016 – 2035 (see Figure 9b). Both projections are based on

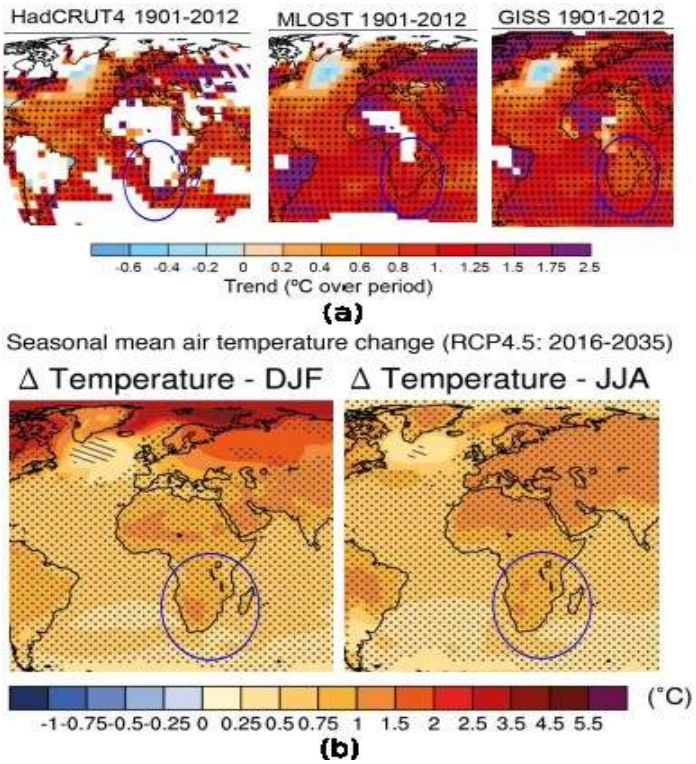
the intermediate scenario of greenhouse gas emission policy designated by the acronym RCP4.5.

Figure 8 - *CMIP5 multi-model ensemble mean of projected changes (%) in precipitation for 2016 – 2035 relative to 1986 – 2005 under RCP4.5 scenario, for the four seasons. The number of CMIP5 models used is indicated in the upper right corner. Central and Southern Africa is surrounded in red. On average the diagrams indicate negative anomalies (-10%) in Mozambique, however a positive anomaly is also expected for summer months (DJF) in the southern Mozambique. The seasons are indicated at the top of each diagram (Source: HARTMANN et al., 2013a).*



Source: Hartmann *et al.* (2013a)

Figure 9 - *Global trends in surface air temperature: (a) observed anomalies analyzing three databases (HadCRUT4, MLOST and GISS) from 1901 to 2012, where the white areas indicate incomplete or missing data; (b) CMIP5 multi-model ensemble mean of projected changes in summer (DJF) and winter (JJA) seasons for the period of 2016 – 2035 relative to 1986 – 2005 under RCP4.5 scenario. In all images the areas surrounded in blue include the southern region of Mozambique (Source: HARTMANN et al., 2013a).*



Source: Hartmann *et al*. (2013a)

CONCLUSIONS

Overall, the obtained results are in line with the observations and projections reported by the IPCC-AR5 regarding the Austral Africa, which includes Mozambique. In the southern region of Mozambique the rainy season extends from the first week of October to the last week of April. It tends to a late start and an early end, leading to a decrease of the duration of rainy season, which has dropped, on average, about 16 days during the period of 1960 - 2018. The total precipitation during the rainy season did not present clear trend. Analyses in the three provinces separately have shown that the province of Gaza presents the lowest rainfall of the southern region of Mozambique. Although there was some frequency of dry events during the rainy season, in general, the rainfall regime throughout the region (fluctuating around an average of 669 mm) is still favorable for the development of the main crops practiced under dry land conditions (such as maize, cassava, peanuts, etc.) as long as these events do not occur in the phases of greatest water need of the plant. On

the other hand, there was a clear indication of warming, that is, an increase in temperatures along the studied period. The maximum temperature has increased by about 0.7 °C and the minimum temperature has increased by about 1.5 °C during the period of 1960 - 2018. The warming rate is of at least 0.12 °C per decade for maximum temperature and of at least 0.25 °C per decade for minimum temperature, implying that the diurnal temperature range has been decreasing due to the rapid increase in minimum temperature compared to the maximum. In addition, we have noticed a certain reduction in the warming rate during the last three decades and the highest rate over the entire period (1960 - 2018) was verified during the interval between the 70s and 90s decades.

ACKNOWLEDGMENTS

This work was carried out with the support of the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) – Financing Code 001. The authors also thank Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado da Bahia (FAPESB) for project PIE00005/2016, Infrastructure Edict 003/2015. Jone Medja thanks the Universidade Eduardo Mondlane (Departamento de Engenharia Rural) and the program GCUB/ProAfri for sponsoring his MSc. studies at UFBA. Amin Bassrei would like to thank CNPq for the project 311.020/2020-8 (research fellowship).

REFERENCES

AMEKUDZI, L. K. *et al*. Variabilities in Rainfall Onset, Cessation and Length of Rainy Season for the Various Agro-Ecological Zones of Ghana. **Climate**, v. 3, p. 416-434, 2015. DOI: 10.3390/cli3020416.

BAGNOULS, F.; GAUSSEN, H. Les climats biologiques et leurs classifications. **Annales de Géographie**, v. 66, n. 355, p. 193–220, 1957. Available from: https://www.persee.fr/issue/geo_0003-4010_1957_num_66_355. Accessed in: jan. 2020.

BELDA, M. *et al*. Climate classification revisited: from Köppen to Trewartha. **Climate Research,** v. 59, p. 1–13, 2014. DOI: 10.3354/cr01204.

BRACEWELL, R. **The Fourier Transform & Its Applications**. 3rd ed., London: McGraw-Hill, 624 p, 1999. ISBN: 0073039381.

CHRISTY, J. R.; NORRIS, W. B.; MCNIDER, R. T. Surface temperature variations in east Africa and possible causes. **Journal of Climate**, v. 22, n. 12, p. 3342–3356, 2009. DOI: https://doi.org/10.1175/2008JCLI2726.1.

GHADERPOUR, E. **Least-Squares Wavelet Analysis And Its Applications In Geodesy And Geophysics**. 2018. Thesis (Doctor of Philosophy) - York University, Toronto, 2018. Available from: https://www.researchgate.net/publication/327515717. Accessed in: may 2021.

GRZESICAA, D.; WIĊCEKA, P. Advanced Forecasting Methods Based on Spectral Analysis. **Procedia Engineering**, v. 161, p. 253–258, 2016. DOI: 10.1016/j.proeng.2016.08.546.

HARTMANN, D. L. *et al*. **Observations: Atmosphere and surface**. *In*: Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, cap. 2, p. 159-254, 2013a. ISBN: 9781107057999. Available from: www.ipcc.ch. Accessed in: jan. 2020.

HARTMANN, D. L. *et al*. **Observations: Atmosphere and Surface Supplementary Material**. *In*: Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Stocker, T.F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (eds.)]. Cambridge University Press, cap. 2SM, 2013b. Available from: www.ipcc.ch. Accessed in: jan. 2020.

HEUMANN, C.; SCHOMAKER, M.; SHALABH. **Introduction to Statistics and Data Analysis**, Switzerland: Springer International Publishing, 456p, 2016. ISBN 978-3-319-46162-5. **DOI:** 10.1007/978-3-319-46162-5.

IPCC. **Climate Change 2001: The Scientific Basis**. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Houghton, J.T., Y. Ding, D.J. Griggs, M. Noguer, P.J. van der Linden, X. Dai, K. Maskell, and C.A. Johnson (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, UK and NY, 881p, 2001. Available from : https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/WGI_TAR_full_report.pdf. Accessed in: jan. 2021.

IPCC. **Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability**. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, [edited by: M.L. Parry, O.F. Canziani, J.P. Palutikof, P.J. van der Linden and C.E. Hanson, Eds.]. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 976p, 2007. ISBN: 978 0521 88010-7. Available from: https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/ar4-wg2-intro.pdf. Accessed in: feb. 2020.

IPCC. **Climate Change 2014: Synthesis Report**. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland, 151 p, 2014. DOI: 10.1017/CBO9781107415324.008.

KALICINSKY, C. *et al*. Determination of time-varying periodicities in unequally spaced time series of OH* temperatures using a moving Lomb–Scargle periodogram and a fast calculation of the false alarm probabilities. **Atmos. Meas. Tech.**, v. 13, n. 2, p. 467–477, 2020. DOI: https://doi.org/10.5194/amt-13-467-2020.

MACHADO, M. A. M. *et al*. Duração da estação chuvosa em função das datas de início do período chuvoso para o estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 4, n. 2, p. 73–79, 1996.

MARENGO, J. A. *et al*. Onset and end of the rainy season in the Brazilian Amazon Basin. **Journal of Climate**, v. 14, n. 5, p. 833–852, 2001. DOI: https://doi.org/10.1175/1520-0442(2001)014<0833:OAEOTR>2.0.CO;2.

MAVUME, A. F. **Tropical cyclones in the South-West Indian Ocean**: intensity changes, oceanic interaction and impacts. 2008. Thesis (Doctor of Philosophy) - University of Cape Town, Cape Town, 2008. Available from: https://open.uct.ac.za/handle/11427/11314. accessed in: feb. 2020.

MCSWEENEY, C. *et al*. The UNDP Climate Change Country Profiles Improving the Accessibility of Observed and Projected Climate Information for Studies of Climate Change in Developing Countries. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 91, n. 2, p. 157-166, 2010. DOI: 10.1175/2009BAMS2826.1.

NDOMBA, P. M. Development of Rainfall Curves for Crops Planting Dates: A Case Study of Pangani River Basin in Tanzania. **Nile Basin Water Science & Engineering Journal**. v. 3, n. 1, p. 13–27, 2010. Available from: https://www.nilebasin-journal.com/images/files/uploads/277_26095920.pdf. Accessed in: may 2020.

QUEIROZ, A. *et al*. **Avaliação da vulnerabilidade dos parâmetros climáticos e projeção de cenários climáticos.** Maputo - Moçambique, 39p, 2007.

REASON, C.; JAGADHEESHA, D. A model investigation of recent ENSO impacts over Southern Africa. **Meteorology and Atmospheric Physics**, v. 89, p. 181-205, 2005. DOI: 10.1007/s00703-005-0128-9.

SANSIGOLO, C. A. Variabilidade interanual da estação chuvosa em São Paulo: **Climanálise**, v. 4, n. 9, p. 40–43, 1989.

VAREJÃO-SILVA, M. A. **Meteorologia e Climatologia**. 2 ed., Recife, 2006. Available from: https://icat.ufal.br/laboratorio/clima/data/uploads/pdf/METEOROLOGIA_E_CLIMATOLOGIA_VD2_Mar_2006.pdf. Accessed in: mar. 2020.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

ANÁLISE DA TEMPERATURA INTERNA DE HABITAÇÕES EM AGLOMERADOS SUBNORMAIS DURANTE O INVERNO EM CURITIBA - PARANÁ

ANALYSIS OF INTERNAL TEMPERATURES OF HOUSES IN SUBNORMAL CLUSTERS DURING THE WINTER IN CURITIBA - PARANÁ

ANÁLISIS DE LA TEMPERATURA INTERNA DE CASAS EN ASENTAMIENTOS SUBNORMALES DURANTE EL INVIERNO EN CURITIBA – PARANÁ

Wilson Flavio Feltrim Roseghini
Universidade Federal do Paraná
feltrim@ufpr.com

Gabriela Rocha Trevizani
Universidade Federal do Paraná
gabriela_rt@hotmail.com

Resumo: Este estudo foi conduzido sob o pressuposto de que populações em situação de vulnerabilidade socioeconômica que habitam residências consideradas precárias (aglomerados subnormais) no município de Curitiba estão mais expostas quando eventos extremos de frio são registrados na cidade. A partir desta preposição, foram instalados termômetros digitais nas áreas internas e externas de três residências com diferentes faixas de renda em um mesmo bairro da cidade, buscando entender a resposta dos ambientes internos à variabilidade térmica externa. A partir da análise dos dados pôde-se confirmar que a amplitude térmica no interior da residência mais vulnerável é superior à amplitude constatada nas demais casas, além de alcançar temperaturas mínimas inferiores a 10ºC. Ademais, durante eventos extremos de frio, os habitantes da casa mais vulnerável não possuem recursos financeiros para custear equipamentos que poderiam auxiliar na regulação térmica destes espaços, expondo ainda mais essa população fragilizada às condições climáticas extremas.

Palavras-chave: Eventos extremos de frio. Vulnerabilidade socioeconômica. Curitiba.

Abstract: This study was conducted under the assumption that population in a situation of socioeconomic vulnerability who live in precarious residences (subnormal agglomerations) in the municipality of Curitiba are more exposed when extreme cold events are registered in the city. From

this preposition, digital thermometers were installed in the internal and external areas of three residences with different income patterns in the same neighborhood of the city, seeking to understand the response of internal environments to external thermal variability. From the analysis of the data it was possible to confirm that the thermal amplitude inside the most vulnerable residence is higher than the amplitude found in the other houses, even reaching minimum temperatures below 10ºC. In addition, during extreme cold events, the inhabitants of the most vulnerable house do not have the financial resources to pay for equipment that could assist in the thermal regulation of these spaces, further exposing this fragile population to extreme weather conditions.
Keywords: Extreme cold events. Socioeconomic vulnerability. Curitiba.

Resumen: Este estudio se realizó bajo el supuesto de que las poblaciones en situación de vulnerabilidad socioeconómica que viven en viviendas precarias (asentamientos subnormales) en la ciudad de Curitiba están más expuestas cuando se registran eventos de frío extremo en la ciudad. A partir de esta preposición, se instalaron termómetros digitales en el interior y el exterior de tres viviendas con diferentes niveles de renta en el mismo barrio de la ciudad, buscando conocer la respuesta de los ambientes interiores a la variabilidad térmica externa. A partir del análisis de los datos, se pudo confirmar que la amplitud térmica en el interior de la residencia más vulnerable es mayor que la observada en las demás viviendas, además de alcanzar temperaturas mínimas inferiores a 10ºC. Además, durante los eventos extremos de frío, los habitantes de las casas más vulnerables no disponen de recursos financieros para adquirir equipos que puedan ayudar a la regulación térmica de los espacios, lo que hace que esta población sea aún más frágil ante las condiciones climáticas extremas.
Palabras-clave: Eventos extremos de frío. Vulnerabilidad socioeconómica. Curitiba.

Submetido em: 12/07/2020
Aceito para publicação em: 08/07/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

O Brasil é um país de extensão continental e apesar de ser conhecido mundialmente pelo Clima Tropical que abrange boa parte do país, os estados da região sul em sua grande parte possuem clima subtropical com invernos rigorosos. O município de Curitiba, situado na região leste do Paraná, é considerada a capital mais fria do país segundo dados climatológicos do INMET (Instituto Nacional de Meteorologia), com temperatura média do mês mais frio de 13,5ºC.

Levando em consideração as características climáticas de Curitiba, com propensão a temperaturas muito baixas no inverno, este trabalho tem como um dos propósitos apresentar um diagnóstico feito a partir de coleta e análise de dados de temperatura do ar dentro de residências com vulnerabilidades socioeconômicas distintas e estabelecer relações entre essa vulnerabilidade, eventos extremos de frio e como esses aspectos influenciam na qualidade de vida dos habitantes.

Partindo de uma problemática socioeconômica, este estudo foi construído sob a hipótese de que muitas famílias que vivem em habitações precárias ou habitam aglomerados subnormais em Curitiba, não possuem condições financeira para a utilização de ar condicionado, ventiladores e aquecedores, expondo ainda mais essa população fragilizada às condições climáticas extremas.

A partir da análise dos dados coletados, pretende-se elaborar um prognóstico construtivo que possa auxiliar na criação de políticas públicas voltadas as famílias que vivem em moradias precárias, sob a justificativa de maior vulnerabilidade a temperaturas muito baixas, principalmente nas cidades mais frias do país.

A partir da década de 1930, devido a mudanças estruturais tanto econômicas como sociais, iniciou-se no Brasil uma grande expansão urbana. Concomitantemente ao processo de industrialização da economia, a população do país foi aos poucos sendo direcionada ao meio urbano. Na década de 1960 a população urbana superou a rural e, em 2010, 190.732.694 brasileiros estão vivendo em cidades, ou seja, 84% da população segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2010).

A vulnerabilidade socioeconômica é um reflexo dessa grande expansão urbana. Famílias são obrigadas a se estabelecerem em área precárias, em moradias extremamente simples, em locais de risco que possivelmente possam sofrer devido a eventos climáticos

extremos. Ao serem atingidas por uma chuva intensa, por exemplo, estas famílias perdem bens materiais, agravando ainda mais esse estado de fragilidade social.

Segundo Souza et al (2013), a partir do início do inverno, os eventos extremos de frio são sentidos de forma mais intensa pela população que reside em casas mais simples, que possuem pouca (ou nenhuma) vedação para se prevenir dos efeitos adversos causados pelo frio intenso e pela chuva.

De acordo com Silveira (2016), a vulnerabilidade aos extremos climáticos está relacionada ao nível de desenvolvimento da sociedade, seguindo a lógica de que quanto menor o nível de organização e de planejamento do espaço maior será a repercussão desses fenômenos, ou seja, maior será o grau de vulnerabilidade da população exposta àquela ameaça. Essa relação também está ligada à situação socioeconômica, uma vez que as classes sociais menos favorecidas sentem os efeitos desses extremos climáticos de forma mais intensa, o que indica maior vulnerabilidade.

Sant'Anna Neto e Aleixo (2017) afirmam que em áreas de alta vulnerabilidade (social) nas cidades brasileiras, predominam construções feitas com materiais de baixo custo, como o fibrocimento, que podem aumentar o desconforto térmico dos citadinos, devido às intensas readaptações do metabolismo humano às altas amplitudes térmicas sofridas ao longo do dia.

A Climatologia Urbana, segundo Andrade (2005), é a disciplina que pesquisa as relações dos fenômenos meteorológicos com o sistema antrópico, uma vez que a população residente em centros urbanos é atingida com frequência cada vez maior por eventos climáticos intensos, dada a composição e a estrutura das cidades.

A problemática para o desenvolvimento deste estudo levou em consideração a existência de favelas na cidade, onde populações vulneráveis estão habitando casas estruturalmente também vulneráveis. Os eventos extremos de frio em Curitiba podem ser bem severos, e foi a partir desta constatação que surgiu a motivação para a elaboração deste trabalho. Através do levantamento de dados em temperatura do ar, procura-se provar que a população que reside em moradias precárias está passando frio em suas próprias casas.

Acredita-se que é através de estudos em Climatologia Urbana que se pode entender a relação entre os diversos fenômenos atmosféricos com o sistema socioambiental. Além

de ciência, a Climatologia Urbana pode e deve proporcionar respaldo científico adequado e auxiliar autoridades locais no planejamento e gestão do espaço urbano.

Assim, constitui-se como objetivo do presente estudo identificar os eventos extremos de frio em Curitiba durante o inverno de 2019 e evidenciar a influência destes na temperatura interna de casas de diferentes faixas socioeconômicas, localizadas no mesmo bairro. Além destes, tem-se como propósito verificar a variância térmica dentro dessas moradias nos dias mais frios do inverno de 2019, comparando as diferenças de temperatura (amplitude térmica) registradas nos ambientes internos e externos.

Por fim, pretende-se corroborar que indivíduos que habitam em residências mais precárias (principalmente de madeira) estão mais suscetíveis a eventos extremos de frio se comparados à parcela da população que habita edificações planejadas (de alvenaria em geral) para tais eventos.

FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

O Município de Curitiba está localizado na porção leste do Estado do Paraná, que conforme Mendonça e Danni-Oliveira (2007) apresenta um clima subtropical do tipo Cfb.

Segundo a WMO (2015) - Organização Meteorológica Mundial (OMM), para um evento extremo de frio ser considerado é indispensável à ocorrência de um período de dias, nunca inferior a seis, onde a temperatura mínima seja ≤ 5 graus Celsius da temperatura média diária para o período de referência. Este índice desconsidera excepcionalidades.

Porém, para que o conceito de evento extremo de frio pudesse ser empregado neste estudo, adotou-se a metodologia empregada por Barbosa e Santos (2014), em um estudo de caso voltado a análise de eventos extremo de frio na cidade de Presidente Prudente, SP. Neste artigo, os autores readaptaram o conceito da OMM para a realidade sul-americana e estabeleceram que: uma onda de frio é caracterizada por um período com mais de três dias consecutivos com valores de temperatura mínima abaixo dos 10 graus Celsius. Portanto, utilizaram-se estes parâmetros no subcapítulo que trata dos eventos extremos de frio no inverno de 2019 em Curitiba.

Givoni (1969) desenvolveu uma metodologia para adequar a arquitetura ao clima a partir das temperaturas internas das edificações. Segundo o autor, a “zona de conforto” é bem ampla e favorável ao organismo humano. Em relação à umidade relativa, suportamos

variâncias de 20% a 80%, enquanto à temperatura, de 18ºC a 29ºC (com algumas ressalvas em relação à radiação solar).

Monteiro (1990) estabelece como conforto térmico, o momento em que a as trocas de calor entre homem e o ambiente não causam incômodo. A sensação de temperatura que o corpo humano sente é afetada por vários fatores como vento, umidade e radiação solar.

Buriol et al (2015) afirma que para manter o equilíbrio térmico, o calor metabólico produzido pelo corpo humano mais as trocas de calor por radiação, evaporação e convecção devem se anular. Assim, a temperatura fisiológica é uma função das condições térmicas do ambiente e da eficiência e velocidade da evaporação.

São poucos os autores que retratam o tema do ponto de vista geográfico, porém vários estudos acadêmicos são encontrados nos cursos de resistência de materiais e engenharias.

Segundo Marques, Regolão e Chvatal (2017) na arquitetura, o conforto térmico de uma edificação depende das condições de implantação, orientação, insolação do edifício como um todo, de seus ambientes de maior permanência e do entorno, da ventilação, e dos materiais opacos e transparentes e das trocas de calor que ocorrem através deles. É a ação conjunta desses fatores que configuram o desempenho térmico do edifício e não a aplicação de soluções voltadas à apenas um desses aspectos. Este trabalho, por não se tratar de um estudo arquitetônico, não entrará no mérito das condições de implantação, orientação e incidência solar sob as residências analisadas.

Souza (2013) afirma que a falta de conforto térmico tem levado a população a recorrer às formas artificiais de aquecimento/resfriamento, gerando um aumento da demanda por energia elétrica. A dificuldade de se obter sensações térmicas agradáveis é uma problemática típica do nosso cotidiano urbano. Em caso de eventos extremos de frio, apesar da temperatura bastante baixa, a sensação térmica pode ser maior com a utilização de aquecedores para diminuir assim os incômodos do frio. A utilização deste instrumento dentre outros pode estar relacionada com a condição socioeconômica dos indivíduos.

Utilizou-se o conceito “vulnerabilidade socioeconômica” para descrever o estado social e habitacional de uma parcela específica da população, aqueles conhecidos e rotulados pela sociedade como “marginalizados”, “excluídos”, “periféricos”. Neste estudo, trabalhamos com uma família que se encaixa no conceito “vulnerável

socioeconomicamente” de Carmo e Guizard (2018):

> O ser humano vulnerável é aquele que, conforme conceito compartilhado pelas áreas da saúde e assistência social, não necessariamente sofrerá danos, mas está a eles mais suscetível uma vez que possui desvantagens para a mobilidade social, não alcançando patamares mais elevados de qualidade de vida em sociedade em função de sua cidadania fragilizada. (pag.6)

MATERIAIS E MÉTODOS

Este trabalho foi organizado em duas principais etapas: Coleta de dados na base do INMET – Instituto Nacional de Meteorologia e em campo e análise dos dados.

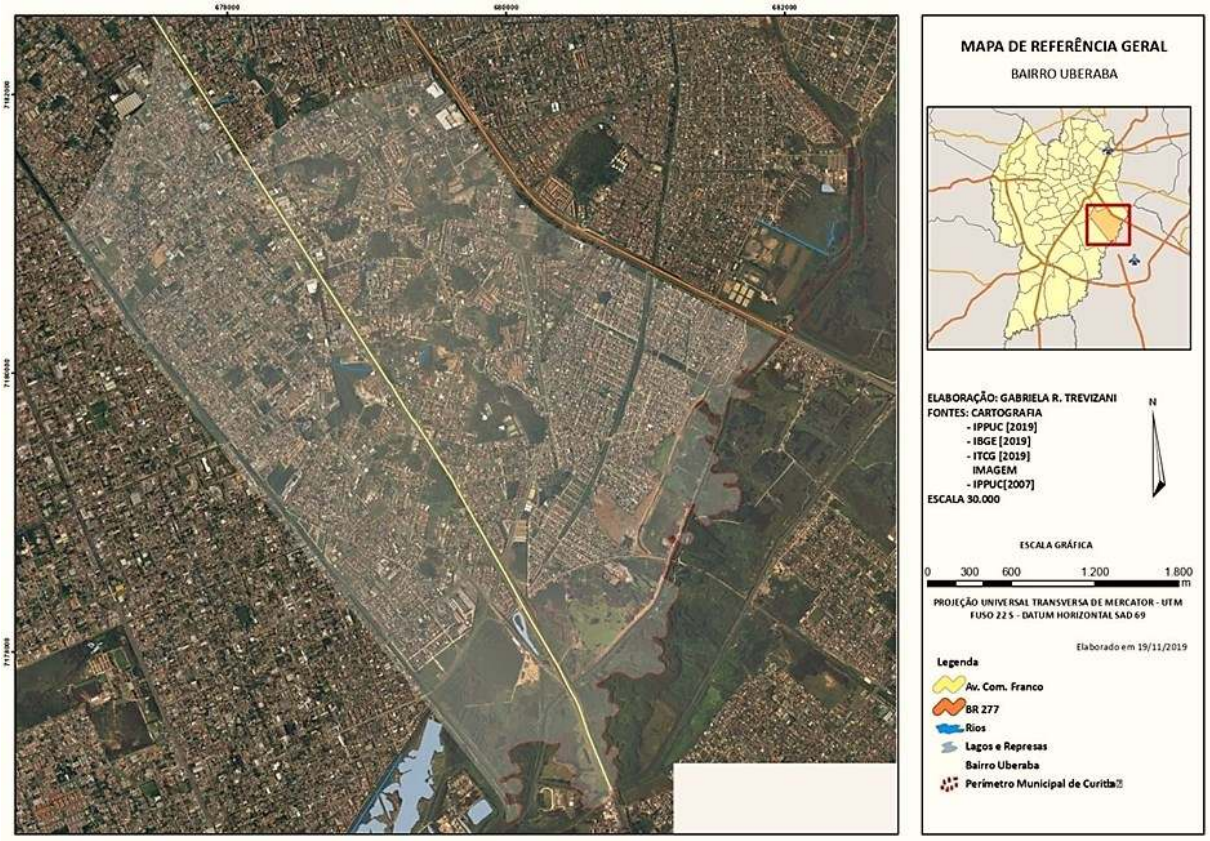
Os dados do INMET foram utilizados para calibrar e aferir as informações coletadas na área externa das casas, buscando verificar se a variabilidade dos mesmos não destoava dos dados oficiais, considerando apenas as diferenças geradas pelo microclima dos locais.

Em junho de 2019, iniciou-se a primeira etapa de coleta de dados. Foram selecionadas três residências no bairro Uberaba (Figura1), no município de Curitiba, como objetos de estudo.

Para os registros de temperaturas, foram utilizados seis termômetros posicionados internamente e externamente em cada uma dessas residências. Desta forma seria possível efetuar comparações entre os valores registrados dentro de cada residência, mensurando a capacidade de isolamento do frio em cada um dos casos cita- dos, através dos dados.

Em cada uma destas três casas, foram instalados dois sensores digitais que registram apenas a temperatura do ar. As casas foram escolhidas no mesmo bairro por possuírem as condições meteorológicas externas semelhantes devido à proximidade e a escolha considerou moradias com configurações construtivas de alvenaria e madeira.

Figura 1 - Mapa de localização do bairro Uberaba, Curitiba, Paraná.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Os termômetros foram programados para registrar a temperatura do ar em intervalos de hora em hora entre os dias 01/05 a 30/09, por representar o período de avanço das principais massas polares e consequentemente maior declínio de temperatura no decorrer do ano no município de Curitiba.

Os termômetros utilizados para o desenvolvimento deste estudo são da marca e modelo Onset HOBO *Temperature Data Logger*. Todos os equipamentos foram calibrados e aferidos para garantir dados mais acurados. Na tabela 1 as especificações técnicas dos equipamentos.

Tabela 1 - Especificações técnicas dos termômetros utilizados:

HOBO Temperature Data Logger	
País de origem	Estados Unidos da América
Faixa de medição	-20° a 70°C (-4° a 158°F)
Resolução	0.03°C a 25°C (0.05°F a 77°F)
Taxa de amostra	1 segundo a 18 horas, selecionável pelo usuário.
Tempo de resposta no fluxo de ar	1 m/s (2.2 mph): 6 minutos, tipicamente a 90%.
Precisão de tempo	± 1 minutos por mês a 25°C (77°F)
Temperatura de operação	Registro: -20 ° a 70 ° C (-4 ° a 158 ° F); 0 a 95% RH (sem condensação).
	Lançamento / leitura: 0°C a 50°C (32°F a 122°F), conforme especificação USB
Duração da bateria	1 ano de uso típico
Memória	64Kbytes (43,000 12-bit medições)
Peso	46 g (1.6 onças)
Dimensões	58 x 74 x 22 mm (2.3 x 2.9 x 0.9 polegadas)

Fonte: Onset company (https://www.onsetcomp.com/products/data-loggers/u12-001).
Tradução livre dos autores (2019).

Figura 2 - HOBO *Temperature Data Logger.*



Fonte: Onset company (https://www.onsetcomp.com/products/data-loggers/u12-001).

No dia 01 de outubro os termômetros foram recolhidos e iniciou-se o processo de tratamento e análise dos dados.

Caracterização das áreas de estudo

Para preservar a identidade dos moradores e das casas utilizadas nesse estudo, foi localizado apenas o bairro onde se encontram, além da descrição básica das características de cada uma.

CASA 1 – habitação de baixa renda em aglomerado subnormal:

No trabalho de campo, ao instalar os termômetros na Casa 1, constatou-se que esta habitação possuía três cômodos, aproximadamente 60 metros quadrados ao todo. As paredes da cozinha, sala e quarto são feitas de tábuas de madeira e pode-se observar algumas pequenas falhas entre os encaixes. Apenas o banheiro foi construído em alvenaria. O telhado tem suportes de madeira, sem forro, com telhas de amianto. O chão é de piso frio, aparentemente cerâmico.

O primeiro termômetro foi instalado sobre um armário na cozinha e distante do fogão ou qualquer outra fonte de calor. O outro foi instalado na área externa, protegido do sol, chuva e qualquer fonte de calor. Ambos instalados a altura de 1,5 metros.

É importante frisar que este trabalho não se trata de uma análise arquitetônica. A resistência e isolamento térmico dos materiais não foram considerados para elaboração deste. Porém, é importante entender a configuração construtiva geral das casas para interpretarmos as condições de moradia das pessoas que ali residem. Pode-se observar a fragilidade dos materiais utilizados para a construção desta moradia. De modo empírico, foi constatado o estado de vulnerabilidade que os habitantes daquele espaço se encontravam.

Durante o período de coleta dos dados, os moradores relataram que não utilizaram nenhum tipo de aquecimento interno, mesmo em dias muito frios, devido ao custo elevado da energia.

CASA 2 – habitação de renda média:

Outros dois termômetros foram instalados na Casa 2, de alvenaria, também localizada no bairro Uberaba, a cerca de 300 metros da Casa 1. Um dos termômetros foi disposto na sala e o externo ficou na entrada da garagem, protegido das intempéries. A casa tem apenas um pavimento, possui aproximadamente 150 m² construídos. Os moradores da Casa 2

informaram que um pequeno aquecedor foi ligado em um dos quartos apenas 2 vezes durante o inverno.

CASA 3 – habitação de renda alta, em condomínio:

Os últimos dois termômetros foram dispostos em uma casa de alto padrão com três pavimentos, também no bairro Uberaba. Esta casa localiza-se em um condomínio fechado, a aproximadamente 500 metros das Casas 1 e 2.

O primeiro termômetro também foi instalado na sala, lugar onde eventualmente os moradores utilizam aquecimento interno. O morador relatou que durante o inverno o aparelho foi ligado em algumas noites, mas ele não soube informar os dias exatos. Já o termômetro externo foi instalado na entrada de uma das garagens, sob uma pilastra com proteção.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

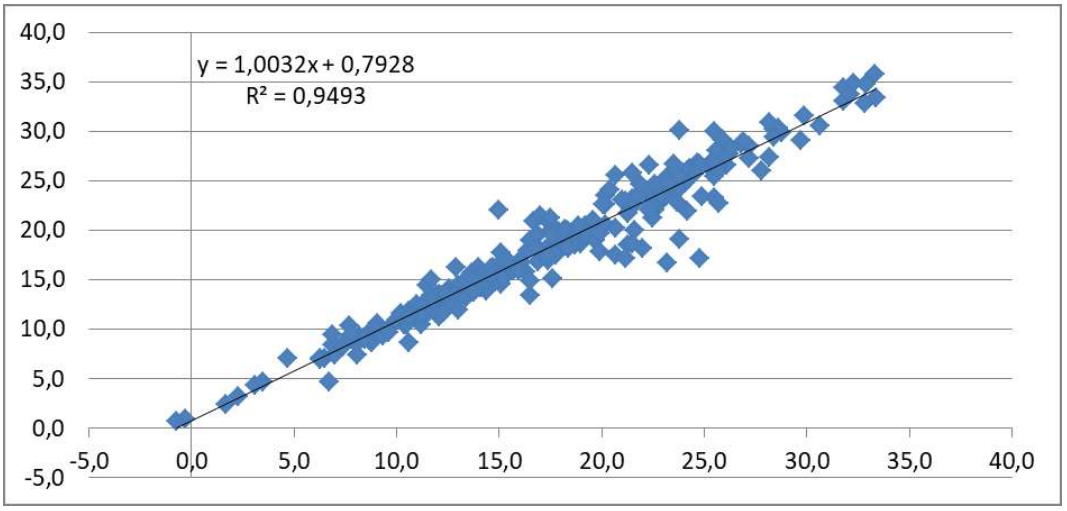
Para melhor delimitação conceitual e adequação ao método hipotético-dedutivo, escolheu-se inicialmente a trabalhar com os conceitos de amplitude térmica e eventos extremos de frio.

Conforme já mencionado, outros fatores além da temperatura do ar afetam a sensação de temperatura no corpo humano, mas entender a dinâmica da temperatura do ar nas habitações (que é um dos pilares dessa equação), já nos fornece informações relevantes no que diz respeito à compreensão da relação entre vulnerabilidade socioeconômica e eventos extremos de frio.

Como o principal objetivo deste trabalho é evidenciar se as pessoas que moram em habitações de baixa renda enfrentam temperaturas muito baixas dentro de suas próprias casas, primeiramente reunimos os dados e analisamos a amplitude térmica registrada em cada termômetro interno.

Quanto à similaridade com os dados oficiais, as informações coletadas na área externa das três casas tiveram variação similar aos dados do INMET, com Pearson de 0,974 e r2 de 0,949 conforme Figura 2 referente aos dados da Casa 1, no período de 01/05/2019 a 30/09/2019:

Figura 2 – Correlação entre os dados do INMET e dados externos da Casa 1.



Fonte: INMET e dados de campo (2019).

Vale ressaltar que, como o principal objetivo do estudo era demonstrar a maior exposição da moradia existente no aglomerado subnormal aos extremos térmicos, comparou-se apenas os dados externos desta com os dados oficiais do INMET, embora os dados externos das outras casas também tenham sido similares aos do INMET.

Amplitude térmica

Segundo Sette e Ribeiro (2011) os atributos climáticos que mais influenciam as doenças respiratórias são: a queda da temperatura e da umidade do ar no inverno, a maior amplitude térmica diária, pouca insolação, oscilações bruscas de temperatura, quando da aproximação e passagem de frentes frias e redução da dispersão dos poluentes.

Desse modo, partiu-se da hipótese de que a amplitude térmica diária dentro das residências sem isolamento térmico, ocupadas por pessoas que não utilizam métodos artificiais de aquecimento interno é maior que a amplitude térmica constatada no interior de casas que utilizam essas benfeitorias para a regulação climática.

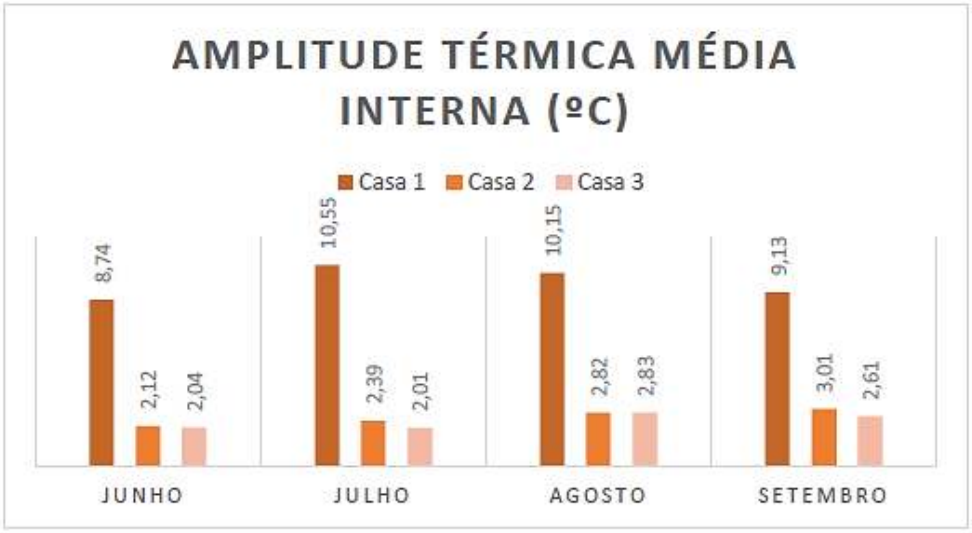
A partir desta constatação, foram levantados os dados de amplitude térmica diária no interior das três residências. Para cada dia selecionou-se a maior e menor temperatura registrada. A amplitude térmica foi calculada a partir desta diferença.

Primeiramente, para melhor interpretação quantitativa, dois gráficos foram gerados: o primeiro reuniu informações mensais a partir da média diária registrada (Gráfico 2) e no segundo gráfico (Gráfico 3) com a média de todo período analisado (também utilizando os

dados das médias diárias.

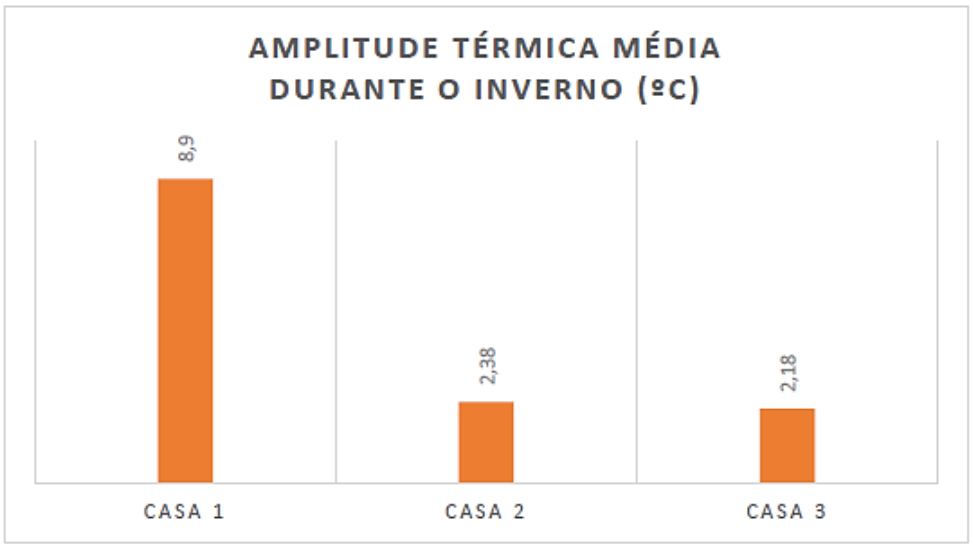
Pode-se observar nas Figuras 3 e 4 a média das amplitudes térmicas diárias no interior de cada uma das três casas. Em ambos os gráficos, as Casas 2 e 3 apresentam números muito parecidos, ou seja, com baixa amplitude. Na Figura 3 a amplitude térmica na Casa 2 não supera os 3,01 graus Celsius, enquanto na Casa 3, não supera os 2,83 graus Celsius.

Figura 3 - Comparação entre as amplitudes térmicas médias diárias.



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Figura 4 - Comparação entre as amplitudes térmicas médias em todo o período de análise.



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Por outro lado, a diferença entre temperaturas máximas e mínimas constatada na Casa 1 apresenta valores muito diferentes das outras duas residências. Nota-se a grande

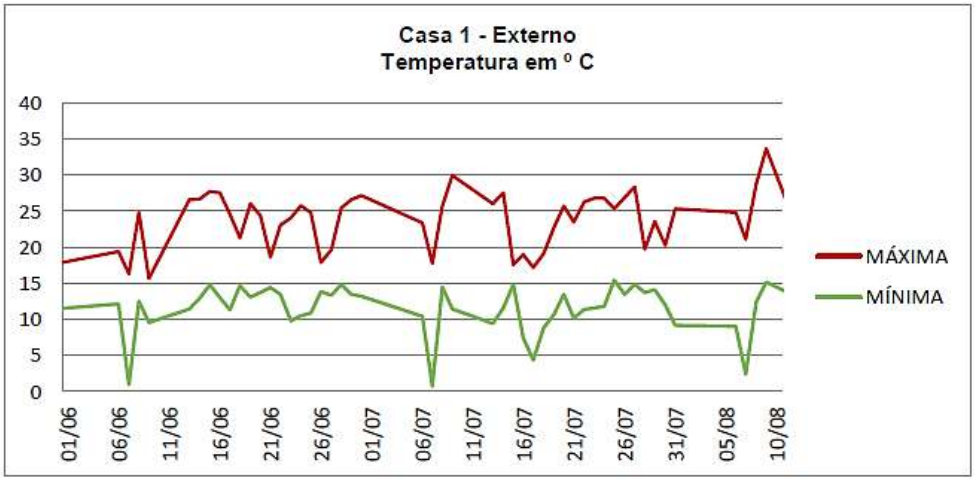
amplitude térmica no mês de julho, chegando essa diferença aos 10,55 graus Celsius (Figura 3). A média para todo período foi de 8,9 graus Celsius.

Baseando-se simplesmente nos dados obtidos de temperatura do ar dentro das habitações, pode-se afirmar que os habitantes da Casa 1 estão mais expostos as variações térmicas do que os habitantes da Casa 2 e 3. Como mencionado anteriormente, outros elementos meteorológicos como a umidade relativa do ar, velocidade do vento e insolação não foram analisados para esse estudo, mas partindo do ponto de vista comparativo entre as habitações, conclui-se que os residentes da Casa 1 sofrem maior influência dos eventos extremos de frio que os residentes das outras duas habitações.

Eventos extremos de frio

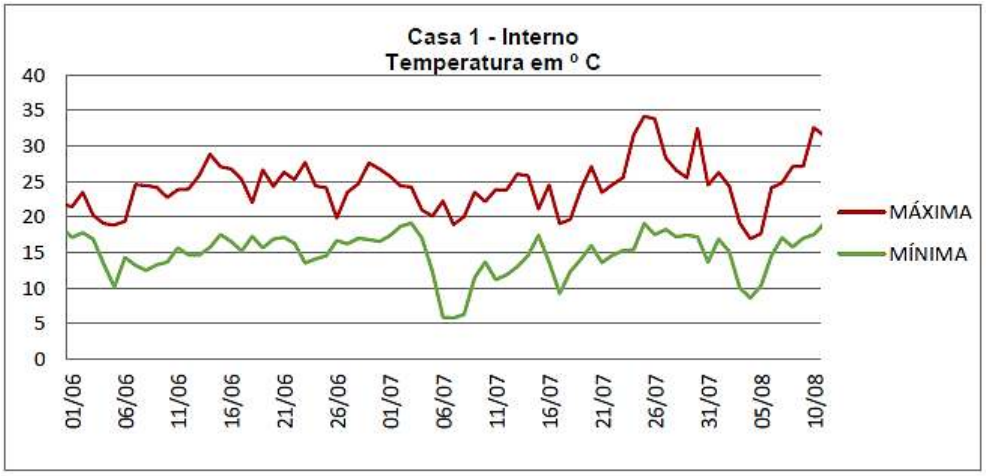
A partir dos dados gerados pelos seis termômetros, confeccionaram-se também gráficos que representam a relação entre as temperaturas máximas e mínimas registradas no período (Figura 5 e 6).

Figura 5 - Dados registrados pelo termômetro instalado na área externa da Casa 1.



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Figura 6 – Dados registrados pelo termômetro instalado na parte interna da Casa 1.



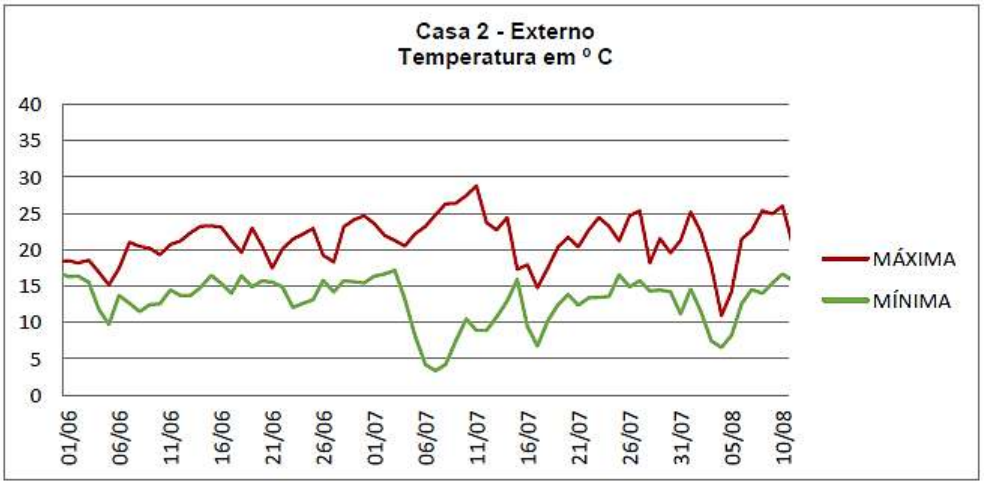
Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

As figuras 5 e 6, referentes a Casa 1 (aglomerado subnormal), mostram que a tanto a diferença de temperatura interna e externa quanto a variação destas foram semelhantes, evidenciando o grau de exposição e fragilidade que o ambiente interno e seus habitantes vivenciam durante os eventos mais extremos.

Vale destacar o dia 06 de julho, com a temperatura interna chegando a apenas 5,9 graus Celsius, quando a temperatura externa alcançou 0,9 graus Celsius.

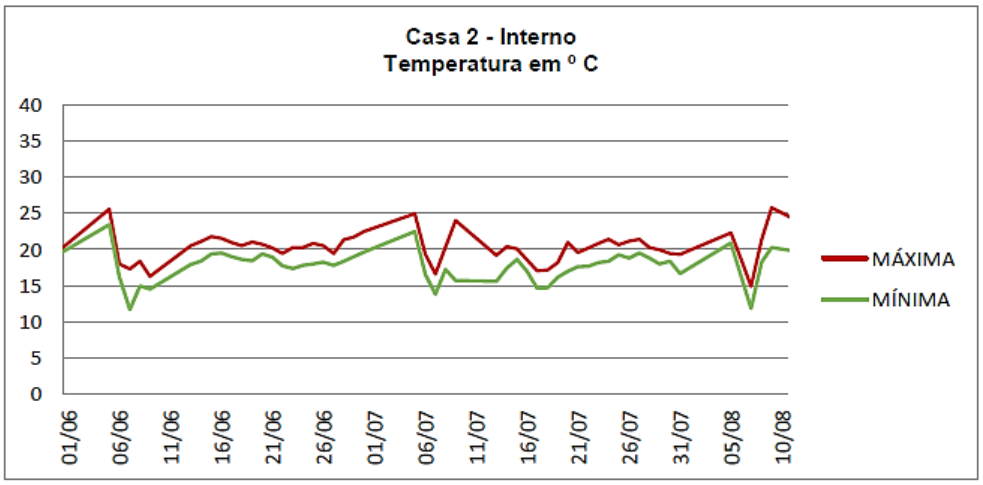
Já nas figuras 7, 8, 9 e 10, referentes as moradias de alvenaria de classe média e de alto padrão em condomínio, pode-se observar que as variações internas foram significativamente menores se comparadas a habitação de madeira do aglomerado subnormal.

Figura 7 – Dados registrados pelo termômetro instalado na parte externa da Casa 2.



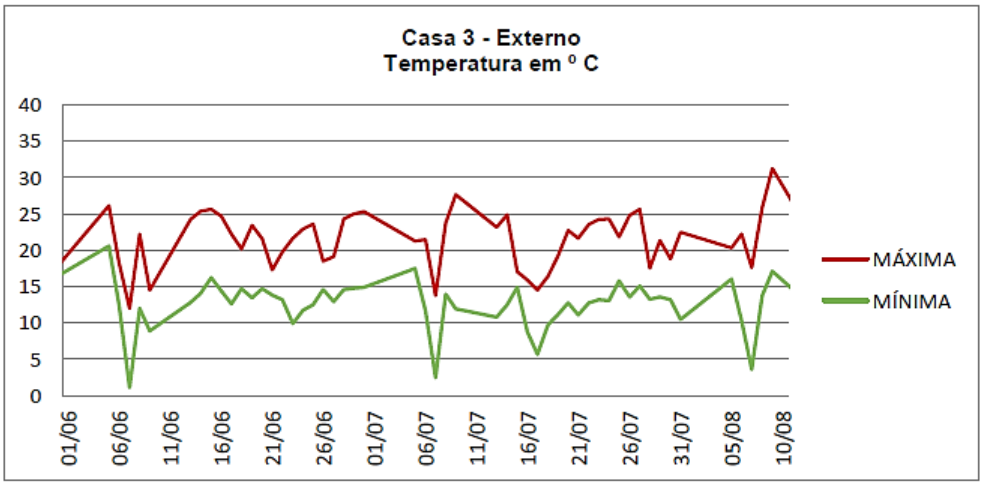
Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Figura 8 - Dados registrados pelo termômetro instalado na parte interna da Casa 2.



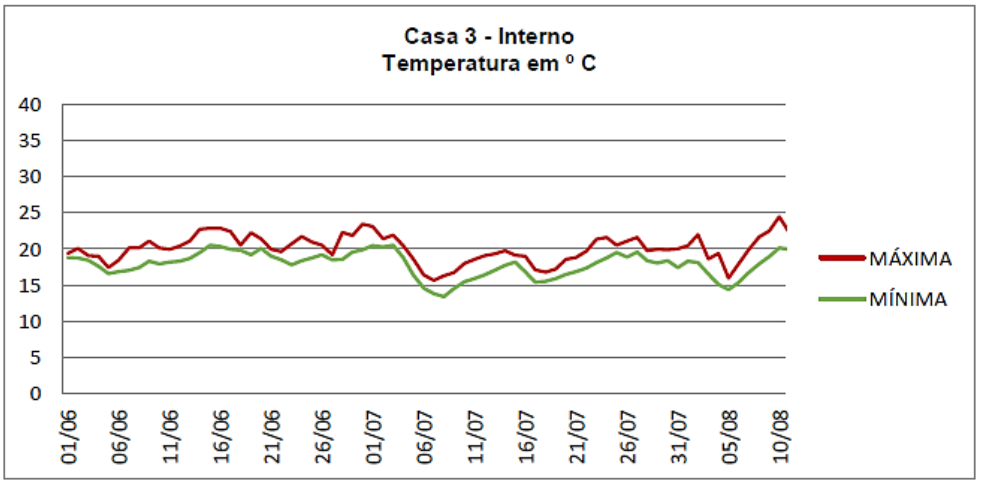
Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Figura 9 – Dados registrados pelo termômetro instalado na parte externa da Casa 3.



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Figura 10 - Dados registrados pelo termômetro instalado na parte interna da Casa 3.



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Fica evidente nos gráficos anteriores que o interior das moradias de padrão mais elevado apresenta menor variação das temperaturas, assim como apresentam diferenças maiores em relação a temperatura da área externa, demonstrando a melhor capacidade de isolamento térmico em relação a moradia do aglomerado subnormal.

Assim como nos gráficos de 3 a 9, utilizaram-se os picos de temperaturas máximas e mínimas diárias para a obtenção destes números (dados registrados no termômetro Casa 1 externo).

Como se pode ser observado, houve quatro episódios de frio em Curitiba no inverno de 2019. Apesar de não ter sido um dos invernos mais rigorosos, em várias ocasiões a mínima externa atingiu valores inferiores a 5 graus Celsius, sendo o mês de julho o mais intenso. A forte massa de ar polar que passou pela região entre os dias 5 e 9 de julho foi a mais significativa do período, fazendo com que a temperatura interna da Casa 1 alcançasse valores muito baixos:

Tabela 2 – Termômetros da Casa 1

Data	Temperatura máxima interna	Temperatura máxima externa	Diferença	Temperatura mínima interna	Temperatura mínima externa	Diferença
05/07/2019	20,1	15,7	4,4	12,3	4,7	7,6
06/07/2019	22,2	16,3	5,9	**5,9**	0,9	5,0
07/07/2019	18,9	17,8	1,1	**5,8**	0,7	5,1
08/07/2019	20,0	21,1	-1,1	**6,2**	2,4	3,8
09/07/2019	23,4	22,6	0,8	11,4	7,1	4,3
11/07/2019	23,8	24,7	-0,9	11,2	7,1	4,1
12/07/2019	23,8	24,4	-0,6	11,8	7,4	4,4
13/07/2019	26,0	26,0	0,0	13,0	9,4	3,6
16/07/2019	24,4	19,0	5,4	13,6	7,4	6,2
17/07/2019	19,1	17,2	1,9	**9,2**	4,4	4,8
18/07/2019	19,6	19,1	0,5	12,3	8,8	3,5
02/08/2019	24,3	23,5	0,8	15,1	9,8	5,3
03/08/2019	19,1	19,6	-0,5	10,0	4,7	5,3
04/08/2019	16,9	12,0	4,9	**8,6**	3,2	5,4
05/08/2019	17,6	16,3	1,3	10,3	6,9	3,4
MEDIA	**21,3**	**19,7**	**1,6**	**10,4**	**5,7**	**4,8**

Legenda: em destaque, valores mais significativos em azul e negrito.
Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Através da análise nota-se a pequena variação térmica que ocorreu em relação ao termômetro externo e interno na Casa 1, registrando em média 4,8 graus Celsius de diferença durante os eventos destacados. Isso significa que a temperatura do ar registrada nos dias mais frios do ano do lado interno e externo da Casa 1 foram muito próximos.

Pressupõe-se que devido a precariedade habitacional (fendas nas paredes e teto) e a falta de isolamento térmico são as principais causas da vulnerabilidade desta família a eventos extremos de frio. Pelo menos em 5 dias as temperaturas internas foram inferiores a 10 graus Celsius, destacando-se os dias 06, 07 e 08 de julho, que variaram entre 5,9 e 6,2 graus Celsius.

Pitton e Domingos (2004) afirmam que ondas de calor no verão e de frio no inverno, afetam a saúde e o bem-estar de diversas formas. A partir do que se pode observar da análise de dados coletadas para este estudo, a grande amplitude térmica encontrada na Casa 1 durante eventos extremos de frio poderia ser uma das causas para o surgimento de doenças entre os indivíduos que ali residem.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir da análise bibliográfica e dados obtidos em campo, podemos afirmar que eventos climáticos extremos somados às construções precárias, mal ventiladas e sem isolamento térmico, resultam em vulnerabilidade climática. Todos esses fatores combinados, vivenciados por uma população em estado de fragilidade, culminam numa alta exposição a extremos térmicos, afetando diretamente a qualidade de vida e saúde desses indivíduos carentes.

Considera-se que os resultados apresentados são indicativos de que indivíduos vivendo em habitações carentes estruturalmente estão expostos aos extremos térmicos por períodos mais longos do que os moradores que habitam casas planejadas e providas de isolamento ao frio.

A Climatologia Urbana, mais que diagnosticar características climáticas, tem o papel de auxiliar o poder público no planejamento e reestruturação da cidade, expondo as intempéries climáticas que afetam a população. O Município de Curitiba, capital mais fria do país, carece de estudos que viabilizem o planejamento habitacional voltado a nossa realidade.

Frota e Schiffer (2001) afirmam que uma função importante da arquitetura é a de oferecer condições térmicas compatíveis ao conforto térmico humano no interior dos edifícios, sejam quais forem às condições climáticas externas. A moradia é o atributo social do indivíduo, local que deveria representar segurança e possibilitar a redução à vulnerabilidade do corpo a um evento extremo de frio.

O que se pôde constatar também durante a elaboração deste estudo é a grande desigualdade social encontrada em Curitiba. Em um raio de poucos metros coexistem diversas realidades socioeconômicas, habitando moradias completamente desiguais. De modo geral, sabendo do rigor do inverno curitibano em relação à realidade da maioria do país, espera-se que qualquer residência possa proteger seus moradores das intemperes climáticas e fornecer abrigo e segurança. Longe disso, a análise confirma que a vulnerabilidade socioeconômica é uma importante causa da exposição dos habitantes de moradias em aglomerados subnormais aos eventos extremos de temperatura.

Quanto à aplicabilidade, apesar de adquirirmos informações importantes a respeito da temperatura do ar e do microclima em habitações com diferentes configurações construtivas, há necessidade de se conduzir mais estudos de avaliação do conforto térmico no nosso país, para se obter evidências dos efeitos das alterações climáticas à saúde humana.

Por fim, os resultados obtidos podem servir de base para estudos de planejamento e ordenamento urbano, no que concerne a compreensão microclimática nas residências estruturalmente precárias.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, H. **O clima urbano**: natureza, escalas de análise e aplicabilidade. Finisterra, XL, 80, p. 67-91, 2005.

BAGNATI, M. M. **Zoneamento bioclimático e arquitetura brasileira**: qualidade do ambiente construído, Dissertação (mestrado em arquitetura), Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de arquitetura e urbanismo, 2013.

BARBOSA, H.; SANTOS, F. Episódio de onda de frio em cidade de clima tropical: estudo de caso de Presidente Prudente, São Paulo (Brasil). **Revista de Geografia e Ordenamento do Território (GOT)**, Centro de Estudos de Geografia e Ordenamento do Território, n.6, p.23-43, dez. 2014.

BURIOL. A.G, et al. **Conforto térmico para os seres humanos nas condições de ambiente natural em Santa Maria, RS, Brasil**, vol.45, n.2, pp.223-230, Santa Maria, 2015. Disponível em:<http://dx.doi.org/10.1590/0103-8478cr20131537>. Acessado em agosto 2019.

CARMO, M.E.; GUIZARDI F. L. O conceito de vulnerabilidade e seus sentidos para as políticas públicas de saúde e assistência social. **Cadernos de saúde pública.** Ministério do Desenvolvimento Social, Brasília, Brasil, 2018.

FROTA, A. B.; SCHIFFER, S. R. **Manual de conforto térmico: arquitetura, urbanismo**. 5ªed. São Paulo: Studio Nobel, 2001.

GIVOVI, B. **Man, climate and architecture**. Londres, Applied Science Publishers, 1976.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censo Brasileiro de 2010. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA. **Dados Climáticos de Curitiba**. Disponível em <http://www.inmet.gov.br/portal>. Acessado em maio 2020.

LAKATOS, E. M; MARCONI, M. de A. **Metodologia Científica**. 3. ed. Atlas, São Paulo, 2000.

MARQUES, T. H. T.; REGOLÃO, R.; CHVATAL, K. M. S. **Aplicação de ferramentas simplificadas de projeto voltadas ao desempenho térmico em uma habitação de interesse social**. SBQP, Rio de Janeiro, RJ, 2011.

MENDONÇA, F.; DANNI-OLIVEIRA, I.M. Climatologia: noções básicas e climas do Brasil. São Paulo, Oficina de textos, 2007.

MONTEIRO, C. A. F. **Adentrar a Cidade Para Tomar-lhe a Temperatura**. GEOSUL, v. 9, 1990.

PITTON, S.; DOMINGOS, A. E. **Tempos e doenças: efeitos dos parâmetros climáticos nas crises hipertensivas nos moradores de Santa Gertrudes** - SP. Estudos Geográficos. Rio Claro, vol. 02, nº. 01, p.75-86, 2004.

SANT'ANNA NETO, J. L.; ALEIXO, N. C. R.; Clima e saúde: diálogos geográficos. **Revista GEONORTE**, V.8, N.30, p.78-103, 2017.

SETTE, D. M.; ROBEIRO, H. Interações entre o clima, o tempo e a saúde humana. INTERFACEHS**. Revista de saúde, meio ambiente e sustentabilidade**. Volume 6, nº 2, agosto de 2011.

SILVEIRA. D.R. **Risco Climático e Vulnerabilidade Sócioespacial**: O exemplo dos Eventos Extremos Relacionados ao calor e ao frio, Revista Brasileira de Climatologia, v19, n12, Porto Alegre, 2016.

SOUZA, D. M. **Clima urbano no planejamento do município de Ourinhos -SP**. Dissertação (Mestrado em Geografia), Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2013.

SOUZA, D. M; NERY, J. T. **O conforto térmico na perspectiva da Climatologia Geográfica**, v. 21, n. 2, Londrina, 2013.

WMO. World Meteorological Organization. **Heatwaves and Health: Guidance on Warning-System Development.** Genebra: WMO, 2015.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

PREENCHIMENTO DE FALHAS EM DADOS DE PRECIPITAÇÃO ATRAVÉS DE MÉTODOS TRADIONAIS E POR INTELIGÊNCIA ARTIFICIAL

FILLING FAILURES IN PRECIPITATION DATA THROUGH TRADITIONAL METHODS AND ARTIFICIAL INTELLIGENCE

LLENAR FALLAS EN LOS DATOS DE PRECIPITACIÓN A TRAVÉS DE MÉTODOS TRADICIONALES E INTELIGENCIA ARTIFICIAL

Camila Bermond Ruezzene
Universidade de São Paulo
camila.ruezzene@usp.br

Renato Billia de Miranda
Universidade de São Paulo
rbm1706@gmail.com

Adriano Rogério Bruno Tech
Universidade de São Paulo
adriano.tech@usp.br

Frederico Fábio Mauad
Universidade de São Paulo
mauadffm@sc.usp.br

Resumo: A falta de informações quanto à distribuição de dados pluviométricos torna-se uma limitação frequente para se modelar e compreender o regime pluviométrico e a variabilidade espaço temporal da precipitação. Desta forma, o objetivo deste trabalho foi realizar a comparação entre métodos tradicionais e redes neurais artificiais para o preenchimento de falhas em dados de precipitação no município de São Carlos entre 1979 a 1989. Foram utilizados os dados de precipitação de 9 estações de monitoramento e empregados quatro técnicas de preenchimento de falhas: método razão normal, ponderação distância inversa, regressão múltipla e redes neurais. Para validação e avaliação do desempenho dos métodos foi aplicado o coeficiente de determinação (R^2), erro absoluto médio (MAE), erro quadrático médio (RMSE), coeficiente de Nash-Sutcliffe (Nash), índice de concordância (D), índice de confiança (C) e técnicas não paramétricas através do teste de Mann-Witney e Kruskal-Wallis. Todos

os métodos apresentaram ótimos desempenhos, exceto na estação A7 que pode ser devido a condições ambientais diferentes das demais estações. Os métodos que se sobressaíram foram de regressão múltipla e redes neurais, e esses resultados poderão ser utilizados como suporte para estudos mais detalhados das possíveis alterações do clima e as suas eventuais implicações para os setores econômico, social e ambiental.

Palavras-chave: Coeficiente de Nash-Sutcliffe. Método razão normal. Ponderação distância inversa. Regressão múltipla. Redes neurais.

Abstract: The lack of information regarding the distribution of rainfall data becomes a frequent limitation for modeling and understanding the rainfall regime and the temporal variability of rainfall. Thus, the objective of this work was to compare traditional methods and artificial neural networks to fill gaps in precipitation data in the municipality of São Carlos between 1979 and 1989. Precipitation data from 9 monitoring stations were used and four fault filling techniques were used: normal ratio method, inverse distance weighting, multiple regression and neural networks. To validate and evaluate the performance of the methods, the determination coefficient (R^2), mean absolute error (MAE), mean square error (RMSE), Nash-Sutcliffe coefficient (Nash), agreement index (D), of the index were applied (C) and non-parametric techniques using the Mann-Witney and Kruskal-Wallis test. All methods showed excellent performances, except at station A7. The methods that stood out were multiple regression and neural networks, and these results can be used as support for more detailed studies of possible climate changes and their possible implications for the economic, social and environmental sectors.

Keywords: Nash-Sutcliffe coefficient. Normal ratio method. Inverse distance weighting. Multiple regression. Neural networks.

Resumen: La falta de información sobre la distribución de los datos de lluvia se convierte en una limitación frecuente para modelar y comprender el régimen de lluvia y la variabilidad espacial temporal de la lluvia. Así, el objetivo de este trabajo fue comparar métodos tradicionales y redes neuronales artificiales para llenar vacíos en los datos de precipitación en el municipio de São Carlos entre 1979 y 1989. Se utilizaron datos de precipitación de 9 estaciones de monitoreo y se utilizaron cuatro técnicas de llenado de fallas: método de relación normal, ponderación de distancia inversa, regresión múltiple y redes neuronales. Para validar y evaluar el rendimiento de los métodos, se aplicaron el coeficiente de determinación (R^2), el error absoluto medio (MAE), el error cuadrado medio (RMSE), el coeficiente Nash-Sutcliffe (Nash), el índice de acuerdo (D), del índice (C) y técnicas no paramétricas utilizando la prueba de Mann-Witney y Kruskal-Wallis. Todos los métodos mostraron excelentes desempeños, excepto en la estación A7. Los métodos que se destacaron fueron la regresión múltiple y las redes neuronales, y estos resultados se pueden utilizar como soporte para estudios más detallados de posibles cambios climáticos y sus posibles implicaciones para los sectores económico, social y ambiental.

Palabras-clave: Coeficiente de Nash-Sutcliffe. Método de relación normal. Ponderación de distancia inversa. Regresión múltiple. Redes neuronales.

Submetido em: 27/07/2020
Aceito para publicação em: 12/08/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

A falta de informações quanto à distribuição de dados pluviométricos torna-se uma limitação frequente para se modelar e compreender as características pluviométricas e a variabilidade espaço temporal da precipitação, sendo que séries temporais sem falhas e contínuas é uma condição essencial para análises ambientais e de cenários socioeconômicos consistentes e confiáveis. A obtenção desses dados podem ser através de diversos dispositivos, como estações meteorológicas, sensores, satélites, balões e radares (COUTINHO *et al*., 2018).

No entanto, a utilização de dados de estações meteorológicas está suscetível a muitas dificuldades, já que, devido à ausência de observador, a problemas de acesso à estação, a danificações nos equipamentos, é possível haver erros de medição, gerando dados inconsistentes e levando à ocorrência de falhas nas séries históricas (COUTINHO *et al*., 2018; BIER; FERRAZ, 2017; MWALE; ADELOYE; RUSTUM, 2012). Wanderley, Amorim e Carvalho (2014) citam que a utilização de séries que apresentem falhas pode levar a conclusões errôneas, exibindo padrões diferentes dos observados sem a existência de lacunas, comprometendo, assim, as análises da variabilidade temporal e espacial de processos hidrometeorológicos, além de prejudicar na caracterização climática de uma determinada região.

Apesar dessas lacunas serem usuais, há um grande interesse e necessidade de métodos que preencham falhas de dados, pois são técnicas que viabilizam a construção de um novo conjunto de dados por meio de séries pontuais de dados previamente conhecidos, permitindo assim estudos mais detalhados sobre anomalias de chuva, tendências, intensidade e a utilização para possíveis modelos hidrológicos. A inclusão desses dados pluviométricos preenchidos deve traduzir informações mais próximas possíveis do real, considerando a grande importância para o âmbito socioambiental, planejamento urbano, previsão de desastres naturais, geração de energia, agricultura, atividades turísticas e gestão de recursos hídricos como um todo (BIER; FERRAZ, 2017; HUANG; WANG; XUE, 2015; MELLO; KOLHS; OLIVEIRA, 2017; MISHRA, 2013; OLIVEIRA JÚNIOR *et al*., 2014).

Existe uma série de métodos de preenchimento, desde técnicas simples como, a média aritmética entre estações vizinhas, até métodos mais elaborados, como redes neurais. Esses métodos envolvem desde fórmulas estatísticas até algoritmos, a fim de gerar estimativas para

dados faltantes contribuindo significativamente para a geração de dados mais confiáveis, promovendo continuamente o avanço de pesquisas nas áreas afins. (BIER; FERRAZ, 2017).

Dentre os métodos mais utilizados no meio científico aplicado ao preenchimento de falha em dados hidrometeorológicos, destaca-se o método da Razão Normal (BIER; FERRAZ, 2017; KHOSRAVI *et al*., 2015), Ponderação Distância Inversa (BIELENKI JUNIOR *et al*., 2018; BIER; FERRAZ, 2017; HEMA; KANT, 2017), Regressão Múltipla (COUTINHO *et al*., 2018; BIER; FERRAZ, 2017; HEMA; KANT, 2017; KHOSRAVI *et al*., 2015; MILOVANOVIĆ *et al*., 2017; MELLO, KOHLS; OLIVEIRA, 2017; OLIVEIRA *et al*., 2010; TRUJILLO *et al*., 2015) e Redes Neurais (COUTINHO *et al*., 2018; DEPINÉ *et al*., 2014; CORREIA *et al*., 2016; NKUNA; ODIYO, 2011; WANDERLEY; AMORIM; CARVALHO, 2014), sendo demonstrados ótimos desempenhos para os dados estimados.

Khosravi *et al*. (2015) identificaram por meio do erro absoluto médio que o método da razão normal e o de coordenadas geográfica convencional obtiveram ótimas estimativas para dados de precipitações anuais em 24 estações localizadas em diferentes regiões do Irã.

No estudo realizado por Bielenki Junior *et al*. (2018) é proposta uma alternativa de preenchimento de falhas em séries de precipitação mensal por meio dos métodos de interpolação do inverso da distância e polígono de Thiessen, acoplada a uma ferramenta computacional de sistema de informação geográfica em uma bacia hidrográfica do rio das Cinzas, localizada no estado de Paraná. Puderam concluir que a ferramenta alcançou resultados satisfatórios, confirmado por meio das baixas medidas de erros calculadas.

Segundo Junqueira, Amorim e Oliveira (2018), ao realizarem comparações com diferentes metodologias de preenchimento de falhas de dados pluviométricos, constataram que o método de ponderação regional, média aritmética e ponderação regional com base na regressão superestimaram a precipitação para a bacia hidrográfica do Rio das Mortes (MG). Entretanto, os métodos de regressão linear, regressão múltipla e interpolação do inverso da distância subestimaram a precipitação.

Coutinho *et al*. (2018) utilizaram uma ferramenta de preenchimento de falhas por redes neurais em séries meteorológicas em quatro estações no estado do Rio de Janeiro no período de 2002 a 2014, e concluíram que o método de redes neurais é uma ferramenta eficaz para preencher e estimar com segurança variáveis meteorológicas, pois os dados estimados estavam próximos da realidade dos dados reais.

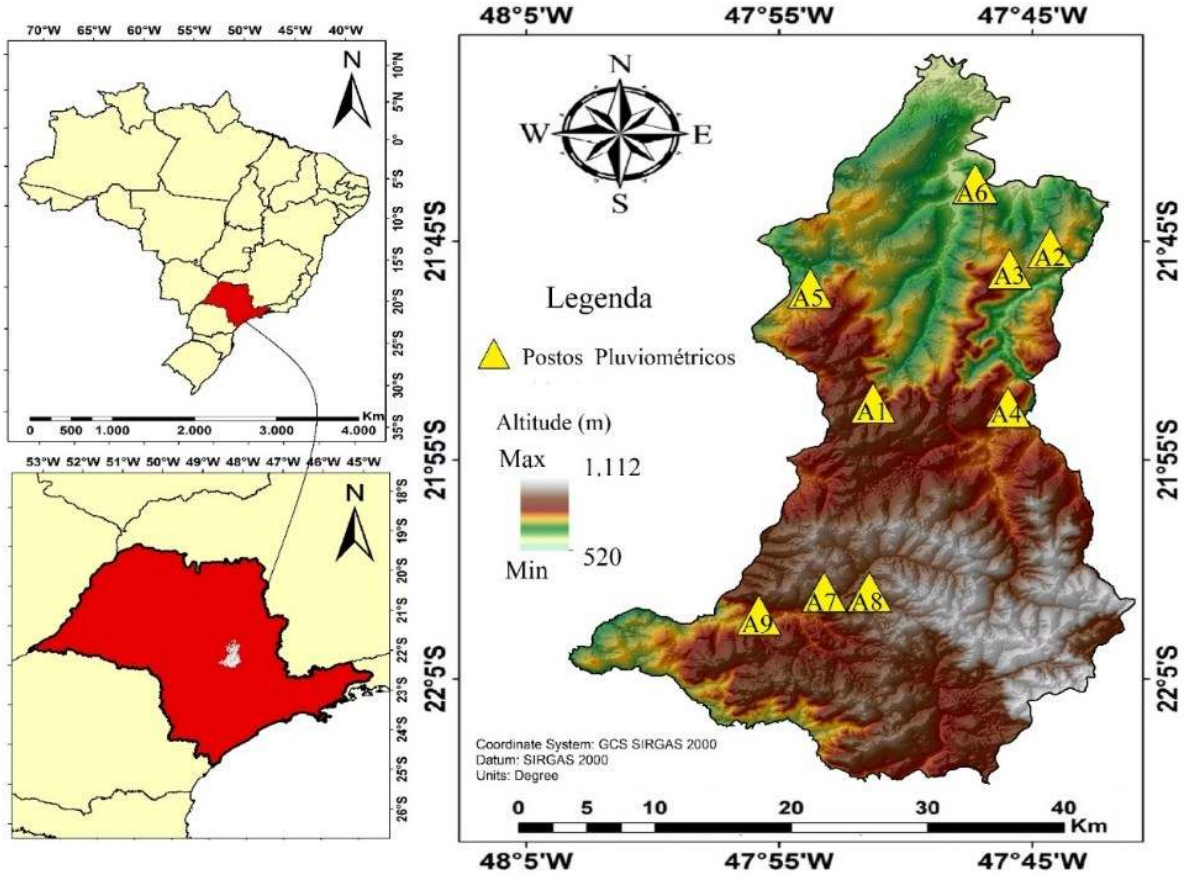
Sendo assim, o objetivo foi realizar a comparação entre métodos tradicionais e de inteligência artificial por meio das redes neurais para o preenchimento de falha em dados de precipitação, no município de São Carlos entre 1979 e 1989.

MATERIAIS E MÉTODOS

Caracterização da área de estudo

A área de estudo para a análise da variação temporal das chuvas foi a porção central de São Paulo onde está localizado o município de São Carlos (figura 1), que apresenta uma população estimada de 251.983 habitantes e área territorial de 1.136,907 km². (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA- IBGE, 2019).

Figura 1 - Localização da área de estudo e as estações meteorológicas utilizadas nesse estudo.



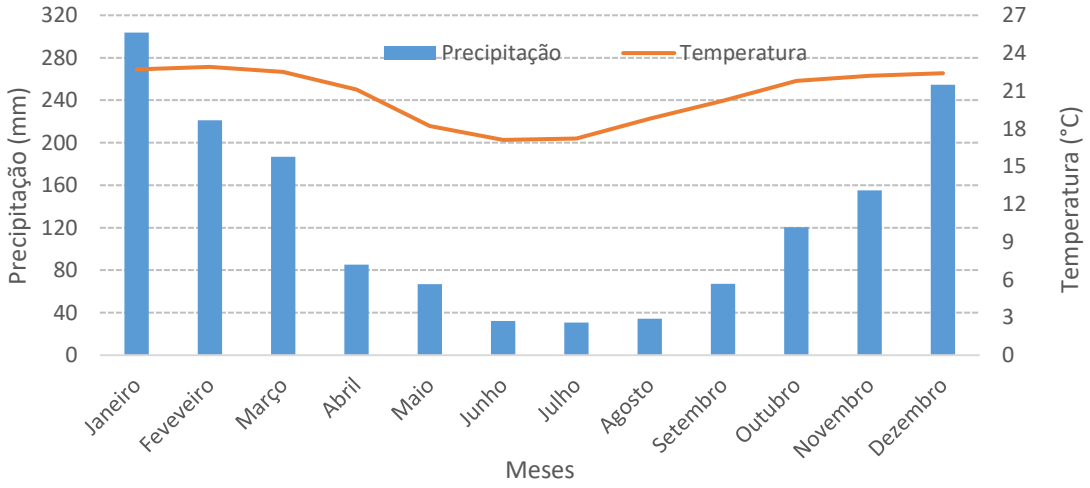
Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

O clima predominante da região, de acordo com a classificação de Köppen é Cwa, definido por clima Subtropical de invernos secos e verões chuvosos, controlado por sistemas

tropicais e equatoriais. Essa região central tem uma sazonalidade com estação úmida com 79,69% do total pluviométrico anual entre os meses de outubro a março (figura 2), concentrada principalmente nos meses de dezembro a fevereiro, e a estação seca, correspondente aos meses de abril a setembro, apresentando uma precipitação média de 1493 mm, anualmente (MACHADO; MATTOS, 2001).

Os mecanismos responsáveis pela ocorrência de chuvas nessa região são devidos aos sistemas frontais e às variações vinculadas à Zona de Convergência do Atlântico Sul, aos mecanismos dinâmicos e termodinâmicos, além dos processos convectivos que promovem altos valores acumulados de precipitação dependendo da velocidade com que ocorre o deslocamento dos sistemas frontais (TEIXEIRA; SATYAMURTY, 2011; VÁSQUEZ, *et al.*, 2018).

Figura 2 - Climograma do Município de São Carlos do período de 1991 a 2010.



Fonte: Instituto Nacional de Meteorologia - INMET (2021).

Conforme apresentado no climograma da figura 2 a temperatura média anual é de 21ºC com menores temperaturas para o mês de junho (17,1 ºC) e maiores temperaturas para o mês de fevereiro (22,9 ºC), com variações entre mais amenas e altas, conforme a época do ano (CEPAGRI, 2015; PEEL; FINLAYSON; MCMAHON, 2007; PERUSSI; VECCHIA, 2016). Os solos desta região são basicamente arenosos, e em função dos seus aspectos fisiográficos, é constituído por textura e estrutura variada, tendo como principais Latossolos, Argissolos, Planossolos, Gleissolos e Organossolos. Em direção a Serra Geral, encontra-se maior presença de solos argilosos (OLIVEIRA, 1999; ZANCHETTA, TANNUS; PINHEIRO, 2007).

Dados de precipitação

Foram utilizados dados históricos de precipitação mensal de 1979 a 1989, selecionados a partir de postos pluviométricos no município de São Carlos e controlados pelo Departamento de Águas e Energia Elétrica - DAEE. Esses dados estão disponíveis, em forma de séries temporais, no portal da HIDROWEB da plataforma da Agência Nacional de Águas, sendo utilizados os dados dessa plataforma por já estarem consistidos. Na Tabela 1 são apresentados os postos com seus respectivos códigos, altitude, coordenadas geográficas (latitude e longitude), além do período em anos de cada série analisada.

Tabela 1 - Postos pluviométricos localizados no município de São Carlos.

Nomenclatura adotada	Código	Altitude	Latitude	Longitude	Série
A1	2147031	800	21°53'00''	47°53'00''	1979-1989
A2	2147059	620	21°44'53''	47°46'06''	1979-1989
A3	2147070	620	21°46'00''	47°48'00''	1979-1989
A4	2247002	610	21°53'08''	47°47'09''	1979-1989
A5	2247006	620	21°47'00''	47°57'00''	1979-1989
A6	2247060	900	21°41'48''	47°48'59''	1979-1989
A7	2247109	820	22°01'00''	47°54'00''	1979-1989
A8	2247182	830	22°01'00''	47°53'00''	1979-1989
A9	2247206	660	22°02'00''	47°58'00''	1979-1989

Fonte: Adaptado ANA (2019)

Foi adotado o período de 1979 a 1989 por ser o único período que não havia falhas nos dados para treinamento e assim, possibilitou uma melhor representatividade das características presentes em cada estação e a comparação dos dados reais e estimados por cada método proposto com uma série contínua de dados. A partir do treinamento para esse período e identificando o melhor método de preenchimento será possível preencher falhas para os anos após 1989 quando for necessário.

Análise e sistematização dos dados

Durante as medições podem ocorrer erros e até mesmo falhas na coleta dos dados. Desta forma, para melhorar a confiabilidade dos resultados obtidos, foram realizadas análises minuciosas dos dados e exclusão dos dados inconsistentes, como no caso de valores negativos

ou excedentes que não condissessem com a realidade da região.

Após a identificação das respectivas falhas mensais em cada estação, foram removidos os dados faltantes das demais estações, isto é, se em uma determinada estação *x* não havia dados de um certo mês, estes também foram removidos nas demais estações para que se possa obter uma série homogênea e com o mesmo número de dados para todas as estações de acordo com a metodologia de Coutinho *et al.* (2018), desta forma, considerando todos os dados disponíveis, foram retirados 15,96% dos dados mensais de São Carlos.

Preenchimentos de falhas

A reconstrução de registros de dados incompletos em séries temporais foi assunto de diversos estudos, onde variadas técnicas foram implementadas e comparadas ao redor do mundo, a exemplo de: Regressão Múltipla (JUNQUEIRA, AMORIM; OLIVEIRA, 2018; XIA *et al.,* 1999), Ponderação de Distância Inversa (DE SILVA; DAYAWANSA; RATNASIRI, 2007; TEEGAVARAPU; CHANDRAMOULI, 2005; SIMOLO *et al*., 2009), Método da Razão Normal (KHOSRAVI *et al*. 2015; YOUNG, 1992;) e Redes Neurais Artificiais (CORREIA et al., 2016; COUTINHO *et al*., 2018; DEPINÉ *et al*., 2014; WANDERLEY, AMORIN; CARVALHO, 2014; XIAO *et al*., 2017). Através de um conhecimento aprofundado dos métodos mais eficazes para preenchimento de falhas de dados de precipitação, é possível realizar a reconstrução de séries históricas que poderão ser úteis para caracterização do clima da região, modelos hidrológicos, planejamento urbano, previsão de desastres naturais, geração de energia, agricultura, atividades turísticas dentre outros.

Regressão múltipla (RM)

Considerando que exista uma relação funcional nos valores entre *Y* e *X*, essa função deverá explicar parcela significativa da variação de Y com X (o valor médio de uma das variáveis em função da outra). No entanto, parte da variação permanece não explicada e é atribuída ao acaso (variação residual). Admitindo-se ser uma reta a linha teórica de regressão, a função entre *X* e *Y* é dada conforme a Equação 1.

$$Y = \alpha + \beta X + e \qquad (1)$$

Em que: *Y* é a variável dependente, *X* é a variável independente, α e β são os coeficientes do modelo e "*e*" representa os erros ou resíduos da regressão.

Os dados observados da amostra são estimados por meio dos coeficientes α e β da reta teórica. Aplica-se, então, o método dos mínimos quadrados, um dos procedimentos objetivos mais adequados, segundo o qual a reta a ser adotada deverá ser aquela que torna mínima a soma dos quadrados dos erros ou resíduos da regressão (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Na regressão múltipla as informações pluviométricas do comportamento de uma variável dependente *Y* se dá em função de duas ou mais variáveis independentes X_j, $j = 1, ..., p$. Logo, um possível modelo para avaliar essa relação pode ser dado pela Equação 2.

$$Yi = \beta 0 + \beta 1Xi1 + \beta 2Xi2 + \ldots + \beta pXip + ei\,,\ i = 1, \ldots, n \qquad (2)$$

Em que: *n* é o número de observações, Y_i é a observação da variável dependente para o *i-ésimo* indivíduo, $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, ..., X_{ip})$ é um vetor de observações das variáveis independentes para o *i-ésimo* indivíduo, $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, ..., \beta_p)$ é um vetor de coeficientes de regressão (parâmetros) e e_i é um componente de erro aleatório. Assume-se que esses erros são independentes e seguem distribuição normal com média zero e variância desconhecida σ^2.

Ponderação de Distância Inversa (PDI)

A técnica de ponderação de distância inversa é aplicada por meio de uma combinação linear das observações dentro de um raio de pesquisa, ocorrendo uma influência decrescente com o aumento da distância. Conforme Hubbard (1994), o método de PDI para o preenchimento de falha é calculado conforme a Equação 3.

$$D_x = \frac{\sum_{i=1}^{n}(D_i/d_i)}{\sum_{i=1}^{n}(1/d_i)} \qquad (3)$$

Em que: *Dx* é o dado mensal em falta a ser preenchido na estação teste, D_i corresponde ao dado da estação vizinha de ordem "i" no mês de ocorrência da falha na estação teste e d_i é a distância entre a estação teste e a estação vizinha de ordem "i".

Neste método o peso dado durante a interpolação refere-se à influência de um ponto amostrado em relação a outro, que diminui conforme aumenta a distância ao ponto que

deseja estimar. As amostras próximas à localização do ponto a ser estimado recebem peso maior que os pontos amostrados de localização mais distantes.

Método da Razão Normal (MRN)

Segundo Young (1992), o método da razão normal é a ponderação de dados com registros em estações vizinhas que pode ser calculada conforme a Equação 4.

$$\boldsymbol{D_x = \frac{\sum_{i=1}^{n} D_i w_i}{\sum_{i=1}^{n} w_i}} \qquad (4)$$

Em que: *Dx* é o dado mensal que necessita ser preenchido na estação teste, *Di* corresponde ao dado da estação vizinha de ordem "i" no mês de ocorrência da falha na estação teste e *wi* ao peso ponderativo atribuído a cada estação vizinha de ordem "i", que é descrito pela Equação 5.

$$\mathbf{w_i} = \boldsymbol{r^2_i \left(\frac{n_i - 2}{1 - r^2_i}\right)} \qquad (5)$$

Em que: $\boldsymbol{r_i}$ é a correlação entre a estação teste e a estação vizinha de ordem "i" e $\boldsymbol{n_i}$ o número de meses em que ocorreu sobreposição de dados entre a estação teste e a estação vizinha de ordem "i". Ou seja, é o tamanho da série de dados envolvida para o cálculo do coeficiente de correlação.

Redes Neurais Artificiais (RNA)

As redes neurais são calculadas por meio de funções matemáticas e são propensas naturalmente a realizar o armazenamento do conhecimento e torná-lo útil, assemelhando-se ao cérebro humano. São calculadas funções não lineares, que podem ser apropriadas para análises complexas, como estimar dados de precipitação pluviométrica (CORREIA *et al*., 2016; COUTINHO *et al*., 2018; DEPINÉ *et al*., 2014; DI PIAZZA *et al*., 2011; WANDERLEY, AMORIM; CARVALHO, 2014;).

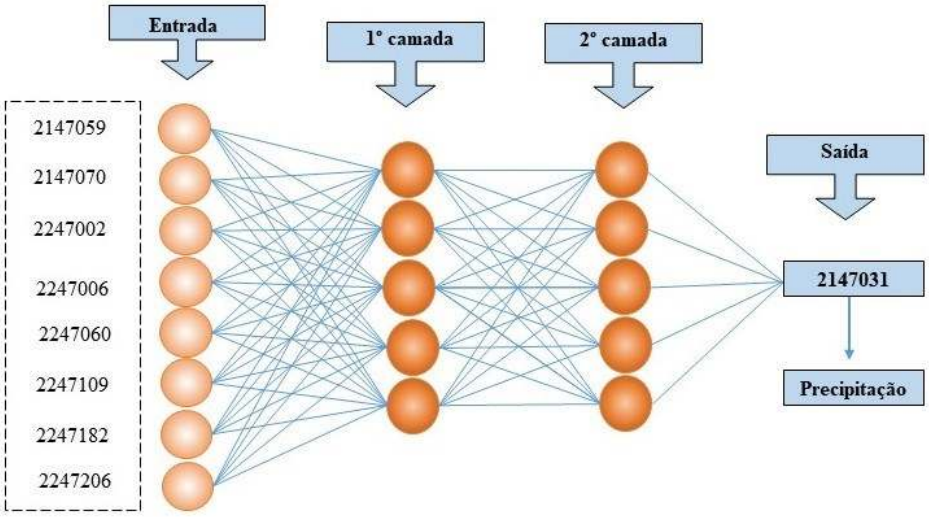
A RNA é uma ferramenta que simula o sistema neurológico do ser humano. Operando em camadas e neurônios, ela recebe do usuário uma ou mais séries de parâmetros que são denominadas como entrada da rede e uma única série de parâmetros denominada alvo da

rede. A rede atribui pesos a cada tipo de dado de entrada para obter uma saída que é, então, comparada com o valor do alvo, ou seja, a saída esperada. Esse processo é repetido diversas vezes, de modo que, a cada iteração, a rede altera os valores dos pesos atribuídos em busca de uma correlação cada vez mais precisa entre os valores de saída e o alvo (HEMA; KANT, 2017; NKUNA; ODIYO, 2011).

Neste estudo foram utilizadas as redes neurais do tipo *Perceptron Multicamada* (PMC) devido a sua maior versatilidade e aplicabilidade nesta temática. Esse tipo de rede tem a grande capacidade de extrair especificidades de dados complexos, identificando padrões e modelos matemáticos complicados para interpretação por computadores. Esse tipo de rede pode ser utilizado para estimar informações e novas condições desejadas, e para obter respostas acuradas das análises em questão (WANDERLEY, AMORIM; CARVALHO, 2014).

Na Figura 3 pode ser observado um exemplo da arquitetura da rede neural correspondente a uma estação. As redes foram treinadas no *software* MATLAB, versão R2015a da empresa *MathWorks*. Além disso, o tipo de rede empregada foi a *Feed-forward backpropagation* com a função de performance sendo o erro quadrático médio. Para essa pesquisa, a arquitetura da rede foi definida com 8 entradas correspondentes às estações localizadas no município, 2 camadas, 10 neurônios, 1 saída e a função de ativação *tan-sigmoid*. Para o treinamento e validação da rede, utilizou-se 70% dos dados para treinamento, 15% para teste e 15% para validação, conforme estabelecido pelo *software* Matlab.

Figura 3 - Configuração da rede neural para o município de São Carlos de 1979 a 1989.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Validação e avaliação do desempenho dos métodos

Para avaliar o desempenho e os erros dos métodos de preenchimento de falhas em dados de precipitação foram aplicados testes estatísticos como, coeficiente de determinação (R^2) para verificação da relação entre os dados estimados e medidos; erro absoluto médio (*MAE)*, erro quadrático médio (*RMSE*), índice de concordância (D) e índice de confiança (C), e coeficiente de eficiência de Nash-Sutcliffe (Nash), sendo utilizados por diversos autores (BIER; FERRAZ, 2017; COUTINHO *et al*., 2018; GOYAL, 2014; PEREIRA *et al.* 2014; JUNQUEIRA, AMORIM; OLIVEIRA, 2018; WANDERLEY; AMORIM; CARVALHO, 2014).

Coeficiente de determinação (R^2)

O coeficiente de determinação (R^2) (Equação 6) avalia a qualidade do ajuste de modelo indicando o quanto ele foi capaz de explicar os dados de referência. Foram calculados os coeficientes para cada rede criada, comparando os valores de precipitação diários reais com os estimados. Quanto maior o valor encontrado, melhor ele se ajusta ao modelo.

$$R^2 = \frac{\sum_{i-1}^{n}(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i-1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2} = 1 - \frac{\sum_{i-1}^{n} e_i^2/(n-1)}{\sum_{i-1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2/(n-1)} \qquad (6)$$

Em que: R^2 é o coeficiente de determinação (%),Y_i é o valor observado da variável dependente, $\hat{Y}_i$ é o valor estimado da variável dependente e $\bar{Y}$ é a média da variável dependente.

Erro absoluto médio (MAE)

Segundo Alves *et al.* (2012) o MAE refere-se ao desvio médio absoluto dos valores interpolados em relação aos valores observados. É considerado como uma medida precisa e robusta para verificação de modelos numéricos. O ideal é que os seus valores sejam os mais próximos de zero ou igual a zero (equação 7).

$$MAE = \frac{\sum_{j=1}^{n}|O_j - x_j|}{n} \qquad (7)$$

Em que: MAE é o erro absoluto médio (mm), O_j são os valores observados nas estações

de medição, x_j correspondem aos valores estimados pelo método de preenchimento e “n” ao número de observações.

Erro médio quadrático (RMSE)

Através do RMSE, é possível verificar a magnitude média dos erros estimados. O valor obtido sempre é positivo e, quanto mais próximo de zero, melhores os valores estimados. Esse parâmetro pode ser calculado pela Equação 8.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{n}(O_j - x_j)^2}{n}} \quad (8)$$

Em que: RMSE é o erro quadrático médio (mm), O_j são os valores observados nas estações de medição, x_j correspondem aos valores estimados pelo método de preenchimento, e “n” ao número de observações.

Índice de confiança (c) e de concordância (d)

Por meio do índice de confiança é possível verificar a precisão e exatidão dos resultados obtidos. E o índice de concordância é utilizado em diferentes simulações de um mesmo fenômeno. Os valores deste índice variam de 0, que representa nenhum acordo e 1, uma ótima concordância. Pode-se analisar na Tabela 2 os critérios para avaliação do desempenho. Estes parâmetros podem ser obtidos a partir das Equações 10 a 12.

$$D = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{n}(O_j - x_j)^2}{\sum_{j=1}^{n}(|x_j - \bar{O}| + |O_j - \bar{O}|)^2} \quad (10)$$

$$r = \frac{\frac{\sum_{j=I}^{N}(x_j - \bar{x}) \times (O_j - \bar{O})}{N}}{\frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{N}(x_j - \bar{x})^2}}{N} \times \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{N}(O_j - \bar{O})^2}}{N}} \quad (11)$$

$$C = (r \times D) \quad (12)$$

Em que: D refere-se ao índice de concordância e C ao índice de confiança (ambos adimensionais); O_j são os valores observados nas estações de medição, $\bar{O}$ média dos valores

estimados, x_j correspondem aos valores estimados pelo método de preenchimento, r é o coeficiente de correlação (adimensional) utilizado para o cálculo do índice de confiança, $\bar{x}$ aos valores estimados médios e "n" ao número de observações e n ao número de observações.

Tabela 2 - Valores do Índice de confiança (C) para avaliação e análise de desempenho dos modelos.

Valor do C	Desempenho
> 0,85	Ótimo
0,76 a 0,85	Muito bom
0,66 a 0,75	Bom
0,61 a 0,65	Intermediário
0,51 a 0,60	Tolerável
0,41 a 0,50	Ruim
≤ 0,40	Péssimo

Fonte: Coutinho et al. (2018).

Coeficiente de Nash-Sutcliffe (Nash)

O coeficiente de eficiência de Nash-Sutcliffe (Equação 13) é um dos métodos estatísticos mais importante e usuais em hidrologia para avaliar desempenho de modelos hidrológicos, conforme descrito por Pereira *et al.* (2014). Este coeficiente pode variar entre -∞ a 1, sendo que ao obter o valor correspondente a 1, tem-se o ajuste ideal dos dados estimados.

$$Nash = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{obs,i} - X_{sim})^2}{\sum_{i=1}^{n}(X_{obs,i} - \overline{X}_{obs})^2} \quad (13)$$

Em que, *Nash é o* coeficiente Nash-Sutcliffe (adimensional), X_{obs} é o dado de precipitação observado, X_{sim} é o dado de precipitação simulado pelo modelo, $\overline{X}_{obs}$ é a média dos dados observados no período de simulação e n, o número de eventos.

Foi adotada a classificação conforme Silva *et al.* (2008): ao se encontrar valores de coeficiente maiores que 0,75, considera-se que o modelo é adequado e bom; entre 0,36 e 0,75, o modelo é considerado aceitável, e valores inferiores a 0,36, o modelo é considerado inaceitável.

Análise descritiva e inferencial e testes de normalidade dos dados

O pressuposto de normalidade de Anderson Darling foi aplicado por apresentar como vantagem ser um teste mais sensível e por dar mais peso aos pontos das caudas da distribuição (ESPINOSA; CALIL JÚNIOR; LAHR, 2004). Também se verificou através do teste de Shapiro-Wilk (SHAPIRO; WILK, 1965) por ser um dos mais eficientes para identificação de dados não normais.

Para ambos os testes foi utilizado nível de significância de 0,05, sendo que, ao encontrar p-valores menores que nível de significância, rejeita-se H_0, correspondendo aos dados que seguem uma distribuição normal. Desta forma, quando tais dados não apresentaram normalidade, foi realizada a análise dos dados com técnicas não paramétricas e análise da mediana dos dados.

As hipóteses para o teste de Anderson Darling e Shapiro-Wilk são:

H_0: os dados seguem uma distribuição normal.

H_1: os dados não seguem uma distribuição normal.

Testes não paramétricos Mann-Whitney (MW) e Kruskal-Wallis (KW)

Foi realizado o teste não paramétrico de Mann-Whitney com nível de significância de 0,05 para testar se havia diferenças significativas entre o valor estimado pelos métodos e o dado real de referência da precipitação. Ao encontrar p-valores maiores que o nível de significância, aceita-se H_0 e rejeita-se a H_1, em que a distribuição das duas amostras são as mesmas (TRIOLA, 2008).

Teste de hipótese:

H_0: os dados provêm de amostras iguais.

H_1: os dados provêm de amostras diferentes.

Também foi aplicado o teste não paramétrico de Kruskal-Wallis proposto por Kruskal e Wallis (1952). Adotou-se o nível de significância de 0,05 para determinar se as medianas entre os 4 métodos de preenchimentos utilizados diferem significativamente entre si. Desta forma, se o p-valor encontrado for menor ou igual ao nível de significância, rejeita-se a hipótese nula e se conclui que nem todas as medianas são iguais.

H_0: as diferenças entre alguma das medianas são estatisticamente significativas.

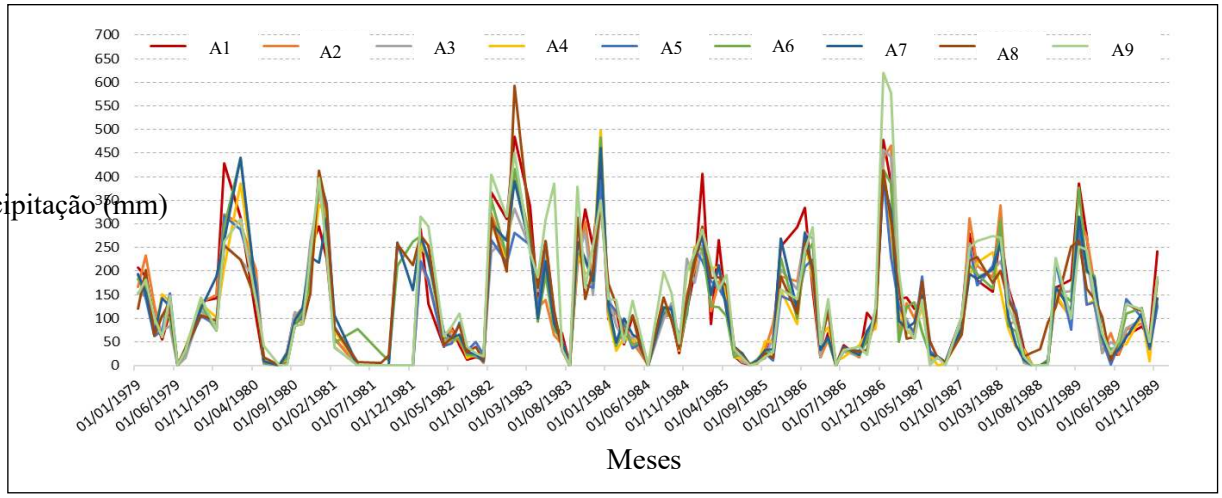
H_1: as diferenças entre alguma das medianas não são estatisticamente significativas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As precipitações pluviais assumem um forte destaque na compreensão do clima da região. A Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS) é a responsável pelos níveis elevados de chuvas diárias e consecutivas na área de estudo, sendo que, ela realiza o transporte de umidade para essa região por meio da junção entre os sistemas de Massa Equatorial Continental e Massa Tropical Atlântica que agem sobre a porção oeste da região Amazônica e a porção sudeste do oceano Atlântico localizado abaixo da linha do Equador. Desta maneira, quando ocorre o seu bloqueio ou manifestação, há a ocorrência de precipitações na área de estudo provocando estiagens ou aguaceiros (SANCHES; VECCHIA; SOUZA, 2020).

Na Figura 4 é possível analisar a variação temporal da precipitação no período de 1979 a 1989, correspondente a todas as nove estações utilizadas nesta pesquisa para o município de São Carlos.

Figura 4 - Variação temporal da precipitação das nove estações nos anos de 1979 a 1989.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Pode-se verificar a semelhança do comportamento da precipitação entre as estações, identificando períodos de maiores picos para os anos de 1982 e 1986, e maiores valores acumulados para a estação A8 e A9. Essa análise completa de todas as séries foi de suma importância para que se pudesse identificar possíveis explicações com relação à sua

variabilidade temporal em cada estação. Tais verificações corroboram com o encontrado por Lima e Amorim (2014) para essa mesma localidade no período de 1980 a 2009.

As diferenças de precipitações acumuladas entre as estações podem ser devido à distribuição espaço temporal das chuvas nas diversas localidades, influenciadas pela orografia e as conjunturas geoambientais como, relevo, hidrografia, vegetação, uso e ocupação, intervindo, assim, nas características peculiares de cada localidade como também constatado por Santos *et al*. (2018).

Os maiores acumulados de precipitação pluvial identificados nos meses de outubro a dezembro e janeiro a março por fazerem parte do semestre hidrológico com maiores concentrações ocorridas nesse período devido a atuação da ZCAS e dos processos frontogenéticos (SANCHES; VECCHIA; SOUZA, 2020).

Santos, Souza e Vecchia (2017) identificaram que a variabilidade da precipitação ao longo dos anos na região de São Carlos/SP manteve próximo da média habitual no que se refere à precipitação, com uma média aproximada de 69% de Anos Normais em que o índice pluviométrico ficou muito próximo ou igual à média da série histórica, 15% de Anos Tendentes a Chuvosos, 9,5% de Anos Tendentes a Secos e 4,7% de Anos Secos.

Foi encontrado por Souza e Galvani (2017) em seus estudos localizados na bacia do Jacaré-Guaçu onde se encontra parte do município de São Carlos, que o relevo tem forte influência sobre a variabilidade de precipitações nos sentidos oeste para leste e noroeste para sudeste. Com a variação altimétrica disposta entre 420 e 840 m de leste a oeste, a amplitude pluvial foi de 326 mm e de noroeste para sudeste a amplitude da precipitação foi de 302 mm, disposta sobre uma variação topográfica de 670 m e 830 m de altitude. É de suma importância conhecer as características da realidade climática e geográfica em que estão inseridas as estações meteorológicas a serem estudadas como foi realizado preliminarmente neste estudo.

A compreensão e a determinação da dinâmica espaço temporal da precipitação e de seus principais fatores atuantes na bacia hidrográfica foram relevantes por contribuírem de forma significativa nos diversos métodos de preenchimento de falhas em dados de precipitação que devem ser levados em consideração na escolha do melhor método, contribuindo de forma considerável para a gestão de recursos hídricos, ciclo hidrológico e planejamento urbano das cidades, dentre outros.

Avaliação do desempenho do preenchimento de falha para o município de São Carlos

Foi aplicado o teste de normalidade de Anderson Darling e Shapiro-Wilk para todos os dados reais e estimados e ambos demonstraram p-valores menores que o nível de significância de 0,05, concluindo que os dados não seguem uma distribuição normal. É essencial a aplicação do teste de normalidade, pois a partir disso é possível identificar métodos inferenciais adequados ao conjunto de dados.

Neste estudo foram utilizadas técnicas não paramétricas e para fins de comparação entre os dados reais e estimados, a medida utilizada foi a mediana, pois a média que é tradicionalmente aplicada nos estudos, só pode ser trabalhada em distribuições numéricas normais e esta pode ser influenciada por valores muito maiores ou menores do que o conjunto de dados representa. Sendo assim, a mediana expressa de forma coerente a relação entre ponto médio dos dados que não apresentam normalidade.

A Tabela 3 apresenta as análises de desempenho do método da razão normal. Foi o obtido o melhor desempenho para a estação A3 com valores de R^2 0,961, o MAE foi de 15,803 mm, o RMSE com 21,589 mm, o *Nash* foi de 0,959 e foi obtido um ótimo desempenho (Tabela 3). As estações A2, A4 e A5 também demonstraram altos valores de R^2 e Nash acima de 0,9. Com relação a avaliação dos erros, também apresentaram baixos valores, com ótimo desempenho, apontando, assim, que o modelo gerado por esse método é bom e aplicável para todas as estações, com exceção da estação A7 que apresentou os piores resultados em todas as análises, indicando que não se deve utilizar para essa estação este método de preenchimento de falha devido não representar de forma correta os valores que são estimados.

Tabela 3 - Desempenho do método da Razão Normal através do R^2, MAE, RMSE, Nash, D, C e desempenho gerado para todas as estações, de 1979 a 1989.

Estação	R^2 (%)	MAE (mm)	RMSE (mm)	Nash	D	C	Desempenho
A1	0,884	32,750	46,237	0,860	0,956	0,899	Ótimo
A2	0,917	23,527	33,415	0,913	0,975	0,934	Ótimo
A3	0,914	23,070	31,577	0,912	0,976	0,933	Ótimo
A4	0,822	32,960	46,989	0,808	0,947	0,859	Ótimo
A5	0,854	26,793	40,179	0,843	0,959	0,886	Ótimo
A6	0,805	34,538	50,684	0,802	0,940	0,843	Muito bom
A7	0,291	82,110	106,884	0,114	0,724	0,391	Péssimo
A8	0,836	28,834	44,515	0,833	0,953	0,872	Ótimo
A9	0,792	40,080	64,007	0,756	0,917	0,816	Muito Bom

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

O método de ponderação da distância inversa como é possível observar na Tabela 4, demonstrou bons resultados em relação aos valores de R^2, tendo as estações A2 e A3 com valores maiores que 0,9, assim como também observado pelo coeficiente de *Nash*. Já para a estação A7 foi verificado um péssimo desempenho: os menores valores de R^2 e coeficiente de Nash, respectivamente, iguais a 0,291 e 0,114. Ao realizar a verificação de erros pelo MAE e RMSE foram encontrados erros acima de 80 mm, o que poderia levar a conclusões errôneas para essa estação com a aplicação desse método de preenchimento. As estações A9 e A6 apresentaram o segundo e terceiro maior valor de erros encontrados pela estimativa, mas o seu desempenho, ainda assim, foi considerado como muito bom, com valores de R^2 e coeficiente de Nash acima de 0,7.

Tabela 4 - Desempenho do método de ponderação da distância inversa através do R^2, MAE, RMSE, Nash, D, C e desempenho gerado para todas as estações de, 1979 a 1989.

Estação	R^2 (%)	MAE (mm)	RMSE (mm)	Nash	D	C	Desempenho
A1	0,883	30,807	44,482	0,871	0,961	0,903	Ótimo
A2	0,947	18,795	26,466	0,946	0,985	0,959	Ótimo
A3	0,961	15,803	21,589	0,959	0,99	0,97	Ótimo
A4	0,929	19,85	29,503	0,924	0,98	0,945	Ótimo
A5	0,937	17,83	26,891	0,929	0,983	0,951	Ótimo
A6	0,891	23,264	37,737	0,89	0,97	0,915	Ótimo
A7	0,418	69,849	91,463	0,352	0,794	0,513	Tolerável
A8	0,831	30,751	44,946	0,83	0,952	0,867	Ótimo
A9	0,86	33,726	53,952	0,826	0,944	0,876	Ótimo

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

A Tabela 5 apresenta as análises de desempenho do método de regressão múltipla. Os melhores valores de R^2 para esse método foram encontrados nas estações A2 e A3 com 0,945 e 0,942, respectivamente, e o coeficiente de Nash com valores correspondentes a 0,942 e 0,938 para as estações citadas anteriormente. O pior resultado continua sendo para a estação A7 com péssimo desempenho, baixo valor de R^2 e coeficiente de Nash considerado como péssimo. Os demais apresentaram ótimo desempenho com relação aos dados estimados.

Tabela 5 - Desempenho do Método de regressão múltipla através do R^2, MAE, RMSE, Nash, D, C e desempenho gerado para todas as estações de 1979 a 1989.

Estação	R^2 (%)	MAE (mm)	RMSE (mm)	Nash	D	C	Desempenho
A1	0,898	27,409	39,577	0,886	0,972	0,921	Ótimo
A2	0,945	18,944	26,483	0,942	0,986	0,959	Ótimo
A3	0,942	17,847	25,740	0,938	0,985	0,956	Ótimo
A4	0,914	21,834	31,486	0,906	0,977	0,934	Ótimo
A5	0,908	22,431	30,725	0,899	0,975	0,929	Ótimo
A6	0,889	24,846	37,961	0,875	0,970	0,915	Ótimo
A7	0,378	65,402	89,603	-0,645	0,727	0,447	Péssimo
A8	0,859	28,710	40,926	0,836	0,961	0,890	Ótimo
A9	0,867	30,163	47,224	0,846	0,963	0,897	Ótimo

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

É possível verificar na tabela 6 o desempenho do método redes neurais para as nove estações. Foram encontrados ótimos desempenhos e valores acima de 0,9 para R^2 e para o coeficiente de Nash, assim como menores valores de erros para quase todas as estações analisadas exceto, novamente, para a estação A7, que apresentou um desempenho ruim de acordo com a classificação, altos valores de erros, baixo valor de R^2, com 0,462, e coeficiente de *Nash* considerado como inaceitável. Vale ressaltar que para a estação A2 foi encontrado um perfeito ajuste com relação ao coeficiente de *Nash*, indicando ótima relação entre o dado real e simulado assim como, os menores valores de erro

Tabela 6 - Desempenho do Método de redes neurais através do R^2, MAE, RMSE, Nash, D, C e desempenho gerado para todas as estações de 1979 a 1989.

Estação	R^2 (%)	MAE (mm)	RMSE (mm)	Nash	D	C	Desempenho
A1	0,922	25,071	33,073	0,910	0,979	0,940	Ótimo
A2	0,960	10,296	17,567	0,977	0,994	0,974	Ótimo
A3	0,941	15,446	24,034	0,941	0,986	0,956	Ótimo
A4	0,941	15,362	22,616	0,953	0,988	0,959	Ótimo
A5	0,922	18,692	25,654	0,927	0,982	0,943	Ótimo
A6	0,941	19,117	25,668	0,942	0,986	0,957	Ótimo
A7	0,462	60,688	81,215	0,461	0,774	0,527	Ruim
A8	0,922	20,951	29,884	1	0,979	0,939	Ótimo
A9	0,941	16,320	27,364	0,949	0,988	0,958	Ótimo

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Realizadas as análises de desempenho dos métodos utilizados nesta pesquisa, utilizou-se também o teste de Mann-Whitney (MW) que tem a função de identificar se existe diferença significativa entre o dado real e o estimado. Desta forma, na Tabela 7 tem-se o resultado desse teste com os seus respectivos p-valores para cada método e os p-valores correspondentes ao teste de Kruskal-Wallis (KW) para verificar se as medianas entre os métodos diferem entre si.

Tabela 7 - p-valor do teste de Mann-Whitney (MW) e Kruskal-Wallis (KW).

Estação	MRN-MW	PDI-MW	RM-MW	RN-MW	KW
A1	0,953	0,928	0,730	0,468	0,896
A2	0,713	0,506	0,997	0,970	0,883
A3	0,659	0,475	0,856	0,775	0,937
A4	0,454	0,166	0,931	0,879	0,48
A5	0,617	0,372	0,547	0,426	0,905
A6	0,744	0,590	0,778	0,479	0,977
A7	0,561	0,250	0,225	0,055	*0,003
A8	0,963	0,851	0,784	0,590	0,836
A9	0,765	0,815	0,733	0,841	0,934

Nota: *significância estatística

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Para os métodos de MRN, PDI, RM e RN foi constatado que não existe diferença significativa entre os dados reais e estimados para cada estação devido a todos os p-valores

encontrados serem acima de 0,05. Portanto, não existe diferença significativa entre o valor estimado pelos métodos e o dado real de referência da precipitação, corroborando que os métodos são eficientes e viabilizam do preenchimento de falhas de dados precipitação.

Para o teste de Kruskal-Wallis, os p-valores apontaram que não existe diferença significativa entre as medianas dos métodos de preenchimento, exceto para a estação A7 que apresentou p-valor de 0,003, indicando que existe diferença significativa entre os métodos para esta estação.

De forma geral, pode-se observar que todos os métodos apresentaram ótimos desempenhos, exceto para a estação A7 com relação aos testes estatísticos aplicados. Foram obtidos valores acima de 0,7, considerados como fortes para o R^2 e coeficiente de Nash, sendo encontrado um total de 88% desse valor em todos os métodos e estações aplicados. Logo, ao verificarmos os valores significativos acima de 0,7 com relação ao teste de Mann-Whitney, para o MRN, apenas 55,5% dos dados apresentaram valores acima desse limiar. Foram encontrados 33,3% para a PDI. Para a RM foram verificados que 77,7% dos dados foram significativamente fortes, e com relação à RN, 44,4% dos dados indicaram valores acima de 0,7. Por fim, para o teste de Kruskal-Wallis, 77,7% das análises entre os quatro métodos para cada estação apresentaram p-valores acima de 0,7, indicando que as medianas não diferem entre si, ressaltando, assim, que a utilização de qualquer um desses métodos para o preenchimento de falha será eficaz, com exceção para a estação A7, que apresentou baixos desempenhos.

Desta forma, ressalta-se que as peculiaridades que compõe essa região possivelmente influenciaram nos resultados obtidos na estação A7 que apresentou baixos desempenhos em todos os métodos empregados para o preenchimento. Tal resultado também pode ser devido ao efeito orográfico que ocasiona condições diferentes das demais devido à ascensão das massas de ar e expansão adiabática (SANCHES; VECCHIA; SOUZA, 2020).

Foi verificado nesse estudo que os métodos de regressão múltipla e redes neurais são os mais adequados para o preenchimento de falha, assim como verificado nos estudos de Junqueira, Amorim e Oliveira (2018), Mello, Kohls e Oliveira (2017), Oliveira *et al*. (2010) e Silva e Jardim (2017) de e em suas aplicações de técnicas de preenchimento de falha em dados de precipitação mensal e anual.

Silva e Jardim (2017) ressaltam que a transição entre o período seco e úmido representa uma maior dispersão nos dados acumulados de chuva, por apresentarem períodos com baixa precipitação e valores acima da normalidade, resultando em anomalias que ocorrem de forma desproporcional entre as estações avaliadas, o que pode ter dificultado as estimativas deste trabalho para algumas estações.

Moraes e Arraes (2012), em suas análises de metodologia de preenchimento de falha para dados faltantes de precipitação para o Estado do Paraná, utilizaram os métodos de redes neurais, regressão linear e o k-vizinho mais próximo, e encontraram para todos os métodos um coeficiente de determinação (R^2) maior que 0,9. Além disso, o modelo gerado pelas redes neurais foi o mais representativo para substituição de dados faltantes, obtendo menores valores de erro absoluto médio e médio viés, o segundo melhor modelo foi o de regressão linear seguido pelo k-vizinho.

Foram encontrados os melhores resultados para as estimativas de redes neurais, assim como Correia *et al*. (2016) que concluíram em suas análises que a utilização de redes neurais para o preenchimento de falha em dados mensais de precipitação é eficaz, tendo apresentado os melhores valores do coeficiente de Nash, úteis para subsidiar pesquisas que necessitam de séries climáticas consistentes e sem falhas.

Outros parâmetros climatológicos e geoambientais poderiam ser inseridos no método de redes neurais, já que podem ter relação com a precipitação e ser utilizados para o preenchimento de falhas, tais como: temperatura, umidade, velocidade do vento, relevo, altitude, latitude e longitude. Esta é uma das vantagens da utilização de inteligência artificial ao compararmos com demais métodos tradicionais.

A ausência de dados e estações pluviométricas em diversas regiões do país reforça a importância de aproveitar ao máximo os dados existentes. Nesse sentido, tais defasagens podem ser supridas em determinados casos através de eficientes métodos de preenchimento de falhas como foi encontrado nesse estudo, possibilitando assim, a reconstrução de séries históricas de chuvas.

CONCLUSÕES

A partir das análises dos quatro métodos utilizados no estudo, as redes neurais e regressão múltipla apresentaram os melhores resultados, sendo os mais indicados para

preenchimento de falha em dados de precipitação. De maneira geral, para o município de São Carlos, todos os métodos apresentaram ótimos desempenhos nas nove estações analisadas com exceção de uma (estação A7), que apresentou baixos desempenhos em todos os métodos, devido, provavelmente, a condições ambientais diferentes das demais estações.

Esses resultados permitiram gerar séries de dados de precipitação mais consistentes que poderão ser utilizadas como suporte para estudos mais detalhados das possíveis alterações do clima e as suas eventuais implicações para os setores econômico, social e ambiental. Além disso, permitem englobar as mudanças do clima nos processos de planejamento dos recursos hídricos com outras políticas setoriais, incorporando os possíveis impactos que as mudanças nos padrões da estação chuvosa podem acarretar ao meio em escalas locais e globais.

Os resultados obtidos nesta pesquisa a partir de um conhecimento mais aprofundado dos métodos mais eficazes para preenchimento de falhas de dados de precipitação, possibilitaram a reconstrução de séries históricas que poderão também ser úteis para caracterização do clima da região, assim como para possíveis previsões climáticas que possam estar se repetindo mais constantemente com o passar dos anos, contribuindo para avanços de pesquisas nessas temáticas.

AGRADECIMENTOS

Agradecemos ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela concessão da bolsa.

REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS-ANA. **Hidroweb: Sistemas de Informações hidrológicas.** Disponível em:<http://www3.ana.gov.br/portal/ANA/panorama-das-aguas/quantidade-da-agua>. Acesso em: 15 de fev.2020.

ALVES, Elis Dener Lima; BIUDES, Marcelo Sacardi; VECCHIA Francisco Arthur Silva. Interpolação espacial na climatologia: análise dos critérios que precedem sua aplicação. **Geonorte**, v. 1, n. 5, p. 606–618, 2012.

BIELENKI JUNIOR, Claudio *et al.* Alternative methodology to gap filling for generation of monthly rainfall series with GIS approach. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 23, p. 1-10, 2018.

BIER, Anderson Augusto; FERRAZ, Simone Erotildes Teleginski. Comparação de metodologias de preenchimento de falhas em dados meteorológicos para estações no sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 32, n. 2, p. 215-226, 2017.

CEPAGRI. CENTRO DE PESQUISAS METEOROLÓGICAS E CLIMÁTICAS APLICADAS À AGRICULTURA. **Clima dos municípios paulistas.** Campinas, 2015. Disponível em:< https://www.cpa.unicamp.br/cepagri/previsao >. Acesso em: 13 de fev. 2020

CORREIA, Tamíres Partélli *et al.* Aplicação de redes neurais artificiais no preenchimento de falhas de precipitação mensal na região serrana do Espírito Santo. **Geociências**, v. 35, n. 4, p. 560-567, 2016.

COUTINHO, Eluã Ramos *et al.* Application of artificial neural networks (ANNs) in the gap filling of meteorological time series. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 33, n. 2, p. 317-328, 2018.

DE SILVA, Ranjith Premalal; DAYAWANSA, Nihal; RATNASIRI, M.D. A comparison of methods used in estimating missing rainfall data. **Journal of Agricultural Sciences**, v. 3, n. 2, p. 101-108, 2007.

DEPINÉ, Haline *et al.* Preenchimento de falhas de dados horários de precipitação utilizando redes neurais artificiais. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 19, n. 1, p. 51-63, 2014.

DI PIAZZA, Annalisa *et al.* Comparative analysis of different techniques for spatial interpolation of rainfall data to create a serially complete monthly time series of precipitation for Sicily, Italy. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, v. 13, n. 3, p. 396-408, 2011.

ESPINOSA, Mariano Martínez; CALIL JÚNIOR, Carlito; LAHR, Francisco Antonio Rocco. Métodos paramétricos e não paramétricos para determinar o valor característico em resultados de ensaio de madeira. **Scientia Forestalis**, v. 66, n. 50, p. 76-83, 2004.

GOYAL, Manish Kumar. Monthly rainfall prediction using wavelet regression and neural network: an analysis of 1901–2002 data, Assam, India. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 118, p. 25-34, 2014.

HEMA, Nagaraja; KANT, Krishna. Reconstructing missing hourly real-time precipitation data using a novel intermittent sliding window period technique for automatic weather station data. **Journal of Meteorological Research**, v. 31, p. 774-790, 2017.

HUANG, Qixing; WANG, J. L.; XUE, X. Interpreting the influence of rainfall and reservoir infilling on a landslide. **Landslides**, v. 13, p. 1139-1149, 2015.

HUBBARD, Katharine. Spatial variability of daily weather variables in the high plains of the USA. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 68, n. 1, p. 29-41, 1994.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA-IBGE. **Censo 2010**. Disponível em:< https://cidades.ibge.gov.br >. Acesso em: 10 maio 2020.

Instituto Nacional de Meteorologia – INMET. **Normais climatológicas do Brasil 1991-2010**. Disponível em: <https://clima.inmet.gov.br/GraficosClimatologicos/DF/83377>. Acesso em: 19 de maio 2021.

JUNQUEIRA, Rubens; AMORIM, Jhones da Silva; OLIVEIRA, Alisson Souza de. Comparação entre diferentes metodologias para preenchimento de falhas em dados pluviométricos. **Sustentare**, v. 2, n. 1, p. 198-210, 2018.

KHOSRAVI, Gholamreza *et al.* A Modified distance-weighted approach for filling annual precipitation gaps: application to different climates of Iran. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 119, n. 1-2, p. 33-42, 2015.

KRUSKAL, William Henry; WALLIS, Wilson Allen. Use of ranks in on-criterion variance analyses. **Journal os the American Statistical Association**, v. 47, n. 260, p. 583-621, 1952.

LIMA, Altieris Porfírio; AMORIM, Margarete Cristiane de Costa Trindade. Análise de episódios de alagamentos e inundações urbanas na cidade de São Carlos a partir de notícias de jornal. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 15, n. 10, p. 182-204, 2014.

MACHADO, Ronalton Evandro; MATTOS, Arthur. Construção e instalação de um lisímetro com sistema de drenagem. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 9, n. 5, p. 147–151, 2001.

MELLO, Yara Rúbia de; KOHLS, Werner; OLIVEIRA, Therezinha Maria Novais de. Uso de diferentes métodos para o preenchimento de falhas em estações pluviométricas. **Boletim de Geografia**, v. 35, n. 1, p. 112-121, 2017.

MISHRA, Anoop Kumar. Effect of rain gauge density over the accuracy of rainfall: a case study over Bangalore, India. **Springerplus**, v. 2, p. 311-316, 2013.

MORAES, Rafael Aldighieri; ARRAES, Christiano Luna. Análise de uma metodologia para preenchimento de valores faltantes em dados de precipitação, para o Estado do Paraná. **Científica Ciências Exatas Tecnológicas**, v. 11, n. 1, p. 25-30, 2012.

MWALE, Faidess Dumbizgani; ADELOYE, Adebayo Johnson; RUSTUM, Rabee. Infilling of missing rainfall and streamflow data in the Shire River basin, Malawi – a self organizing map approach. **Physics and Chemistry of the Earth**, v. 50, p. 34-43, 2012.

NAGHETTINI, Mauro; PINTO, Éber José de Andrade. Correlação e Regressão**.** *In:* NAGHETTINI, Mauro; PINTO, Éber José de Andrade (org). **Hidrologia Estatística.** Belo Horizonte: CPRM, 2007, cap. 9, p. 362-363.

NKUNA, Tinyiko; ODIYO, John Ogony. Filling of missing rainfall data in Luvuvhu River Catchment using artificial neural networks. **Physics and Chemistry of the Earth**, v. 36, p. 830-835, 2011.

OLIVEIRA JÚNIOR, José Francisco *et al.* Análise da precipitação e sua relação com sistemas meteorológicos em Seropédica. **Floresta e Ambiente**, v. 21, n. 2, p. 140-149, 2014.

OLIVEIRA, João Bertoldo de. Solos do Estado de São Paulo: descrição das classes registradas no mapa pedológico. **Boletim Científico IAC 45**, Campinas, n. 45, 108 p, 1999.

OLIVEIRA, Luiz Fernando Coutinho de *et al.* Comparação de metodologias de preenchimento de falhas de séries históricas de precipitação pluvial anual. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 11, p. 1186-1192, 2010.

PEEL, Murray C; FINLAYSON, Brian L.; MCMAHON, Thomas. Updated world map of the Köppen-Geiger climate classification. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 11, p. 1633-1644, 2007.

PEREIRA, Donizete dos Reis *et al.* Hydrological simulation using SWAT model in headwater basin in southeast Brazil. **Engenharia Agrícola**, v. 34, n. 4, p. 789-799, 2014.

PERUSSI, Rafael; VECCHIA, Francisco Arthur da Silva Análise do comportamento térmico de um sistema de cobertura verde utilizando plataformas de teste. **Pesquisa em Arquitetura e Construção**, v. 7, n. 4, p. 25-236, 2016.

SANCHES, Rafael Grecco; VECCHIA, Francisco Arthur da Silva; SOUZA, Paulo Henrique de. Comportamento e distribuição das chuvas na Região de São Carlos/SP a partir de dados de Estações Climatológicas no período de 1993-2014. **Ateliê Geográfico -Goiânia-GO**, v. 14, n. 01, p. 89 -111, 2020.

SANTOS, Bruno César dos; SOUZA, Paulo Henrique de; VECCHIA, Francisco Arthur da Silva. A caracterização da precipitação do ano hidrológico de 2013-2014 na região de São Carlos/SP e sua repercussão no espaço geográfico. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 21, n.13, p. 135-152, 2017.

SANTOS, Roziane Sobreira dos *et al.* Caracterização de extremos mensais de precipitação em Cacoal (RO). **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 22, n. 14, p. 267-280, 2018.

SHAPIRO, Samuel Sanford; WILK, Martin. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**. 1965;52(3) 591-611.

SILVA, Aion Angelu Ferraz; JARDIM, Carlos Henrique Aplicação de técnicas de preenchimento de falhas de dados de pluviosidade mensal e anual para o noroeste do estado de Minas Gerais - Brasil. **Geografias Artigos Científicos**, v. 15, n. 2, p. 83-106, 2017.

SILVA, Pollyana Maria *et al.* Modelagem da hidrografia de cheia em uma bacia hidrográfica da região Alto Rio Grande. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 12, n. 3, p. 258-265, 2008.

SIMOLO, Claudia; BRUNETTI, Michele; MAUGERI, Maurizio. Improving estimation of missing values in daily precipitation series by a probability density function-preserving approach. **International Journal of Climatology**, v. 29, n. 11, p. 1564-1576, 2009.

SOUZA, Vladimir; GALVANI, Emerson. Distribuição Espaço Temporal Da Precipitação Pluvial E Sua Interação Com O Relevo Na Bacia Do Rio Jacaré Guaçu (SP). **Ciência e Natura**, v. 39, p. 110-124, 2017.

TEEGAVARAPU, Ramesh S. V.; CHANDRAMOULI, Viswanathan. Improved weighting methods, deterministic and stochastic data-driven models for estimation of missing precipitation records. **Journal Of Hydrology**, v. 312, n. 1-4, p. 191-206, 2005.

TEIXEIRA, Mateus da Silva, SATYAMURTY, Prakki. Trends in the Frequency of Intense Precipitation Events in Southern and Southeastern Brazil during 1960–2004. **Journal of Climate**, v. 24, n. 7, p. 1913–1921, 2011.

TRIOLA Mário. **Introdução a estatística.** 10. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2008.

VÁSQUEZ, Isela Leonor *et al.* Historical analysis of interannual rainfall variability and trends in southeastern Brazil based on observational and remotely sensed data. **Climate Dynamics**, v. 50, n. 3, p. 801–824, 2018.

WANDERLEY, Henderson Silva; AMORIM, Ricardo Ferreira Carlos de; CARVALHO, Fred Oliveira de. Interpolação espacial de dados médios mensais pluviométricos com redes neurais artificiais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 29, n. 3, p. 389-396, 2014.

XIA, Youlong; FABIAN, Peter; STOHL, Andreas; WINTERHALTER, Martin. Forest climatology: estimation of missing values for Bavaria, Germany. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 96, n.1–3, p. 131-144, 1999.

YOUNG, Kenneth C. Three-way model for interpolating for monthly precipitation values. **Monthly Weather Review**, v. 120, n. 11, p. 2561-2569, 1992.

ZANCHETTA, Denise; TANNUS, João Luis Sanches; PINHEIRO, Leandro de Souza. Análise biofísica dos processos envolvidos na invasão biológica de sementes de *Pinus elliottii* na Estação Ecológica de Itirapina - SP e alternativas de manejo. **Climatologia e Estudos da Paisagem**, v. 2, n. 1, p. 72-89, 2007.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

SEASONAL VARIATION OF CANOPY LAYER HEAT ISLAND AT DISTINCT LOCAL CLIMATE ZONES IN A TROPICAL COASTAL CITY

VARIAÇÃO SAZONAL DA ILHA DE CALOR DA CAMADA DE DOSSEL EM ZONAS CLIMÁTICAS LOCAIS DISTINTAS EM UMA CIDADE LITORAL TROPICAL

VARIACIÓN ESTACIONAL DE LA ISLA DE CALOR DE LA CAPA DE DOSEL EN ZONAS CLIMÁTICAS LOCALES DISTINTAS EN UNA CIUDAD COSTERA TROPICAL

Camila Tavares Pereira
Universidade Federal de São Carlos
tavares.camila88@gmail.com

Vandoir Bourscheidt
Universidade Federal de São Carlos
vandoir@gmail.com

Érico Masiero
Universidade Federal de São Carlos
ericomasiero@yahoo.com.br

Abstract: This work examines the characteristics of the seasonal canopy layer heat island (UHI_{UCL}) in a medium-sized coastal city in the state of São Paulo using the Local Climate Zones approach. The present analysis is based on datalogger campaign conducted from 15th November 2017 to 11th October 2018, complemented by full meteorological data from two stations, one inside the urban area and other in the vicinities (used as the reference station). A careful analysis was conducted to select the more representative days (minimum cloudiness, homogeneous solar radiation, and no/low wind), and the resulting dataset was organized in two seasons: summer and winter. Based on the UHI intensity analysis, the results indicate that, during the night period, the temperature anomaly (UHI_{UCL}= LCZx - LCZy) is higher in the compact high-rise buildings and during the winter. During daytime, the

maximum was found in compact low-rise building and for summer period, although strong variations where observed. Those variations seem to be related with the patterns of solar exposure, shading, and vegetation of each area, but may also be associated with the differences observed between the urban and reference station. This suggests that UHI intensity analysis during daytime strongly depends on complete meteorological information.
Keywords: Canopy layer heat island. Local Climate Zones. Meteorological data.

Resumo: Este trabalho avalia as características sazonais da Ilha de Calor na camada de dossel (UHI_{UCL}) em uma cidade costeira de médio porte do estado de São Paulo usando a abordagem de Zonas Climáticas Locais (*LCZ*). O presente estudo baseia-se em medições microclimáticas por meio de *dataloggers* realizadas entre 15 de novembro de 2017 a 11 de outubro de 2018, e complementada por dados meteorológicos de duas estações, uma dentro da zona urbana e outra nas proximidades (utilizada como referência). Uma análise cuidadosa foi conduzida para selecionar os dias mais representativos (céu claro com poucas nuvens, radiação solar homogênea e sem vento ou vento fraco), e o conjunto de dados resultante foi organizado em duas estações: verão e inverno. Com base na análise de intensidade da *UHI*, os resultados indicam que, durante o período noturno, a anomalia de temperatura (UHI_{UCL} = LCZx - LCZy) é maior durante o inverno nos edifícios altos e compactos. No verão, durante o período da tarde, o maior valor foi encontrado nos edifícios baixos e compactos, embora com variações da intensidade da *UHI*. Essas alterações parecem estar relacionadas aos padrões de exposição solar, sombreamento e vegetação de cada área, mas também podem estar associadas às diferenças observadas entre a estação urbana e a de referência. Isso sugere que a análise de intensidade de UHI durante o dia depende fortemente de informações meteorológicas completas.
Palavras-chave: Ilha de calor da camada de dossel. Zonas Climáticas Locais. Dados meteorológicos.

Resumen: Este trabajo examina las características de la isla de calor de la capa de dosel (UHI_{UCL}) en una ciudad costera de tamaño mediano en el estado de São Paulo utilizando el enfoque de Zonas Climáticas Locales. El presente análisis se basa en la campaña de *datalogger* realizada entre el 15 de noviembre de 2017 y el 11 de octubre de 2018, complementada con datos meteorológicos de dos estaciones, una dentro del área urbana y otra en las inmediaciones (utilizada como estación de referencia). Se realizó un análisis cuidadoso para seleccionar los días más representativos (nubosidad mínima, radiación solar homogénea y sin viento / viento suave), y el conjunto de datos resultante se organizó en dos estaciones: verano e invierno. Basado en el análisis de intensidad de UHI, los resultados indican que, durante el período nocturno, la anomalía de temperatura (UHI_{UCL} *= LCZx - LCZy*) es mayor en los edificios compactos de gran altura y durante el invierno. Durante el día, el máximo se encontró en edificios compactos de bajo altura y para el período estival, aunque se observaron fuertes variaciones. Esas variaciones parecen estar relacionadas con los patrones de exposición solar, sombreado y vegetación de cada área, pero también pueden estar asociadas con las diferencias observadas entre la estación urbana y de referencia. Esto sugiere que el análisis de intensidad de UHI durante el día depende en gran medida de la información meteorológica completa.
Palabras clave: Isla de calor de la capa del dosel. Zonas climáticas locales. Datos meteorológicos.

Submetido em: 17/08/2020
Aceito para publicação em: 08/09/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUCTION

The urban climate is the product of the alterations that human activities cause in the natural environment. Cities contribute to changes in climate and atmospheric composition on different scales: local, regional, and even globally (OKE *et al*., 2017). Cities are more vulnerable to the effects of these alterations due to the high concentration of people, settlements, and material goods (GEORGESON *et al*., 2016). Therefore, it is in these regions, with a large concentration of people, that the original landscape is transformed most intensely, changing the local climate. In the last decades, by recognizing the harmful effects of urbanization on human health and thermal comfort, numerous surveys have been done in tropical and subtropical cities, mainly regarding the Urban Heat Island (UHI). The importance of UHI in summer and hot climates lays especially on the thermal discomfort (and heat-related health issues) and air quality (SAILOR & DIETSCH, 2007).

There has been a growing interest in the UHI, especially in the Asia-Pacific regions, in cities like Colombo (EMMANUEL, 2003; 2005a,b; EMMANUEL & JOHANSSON, 2006), Kuala Lumpur (TSO, 1996; MORRIS et al., 2015), Singapore (TSO, 1996; NICOL, 1996; WONG *et al*., 2005; CHOW & ROTH, 2006; ROTH & CHOW, 2012), and Hong Kong (GIRIDHARN *et al*., 2004, 2005; NICOL & WONG, 2005; TAN *et al*., 2016). On the other hand, there is a lack of studies on this matter in South America, which is suffering with a disproportionate actual (and projected) urban growth. Few studies were conducted in Argentina (BEJARAN & CAMMILONI, 2003; CAMILLONI & BARRUCAND, 2012), and more recently in Western Pacific cities like Andacollo (CRAWFORD *et al*., 2018), Antofagasta, Lima, Guayaquil, and Valparaiso (PALME *et al*., 2016).

In Brazil, the urban climate trajectory began with the study conducted by Monteiro (1976) related to the conception of Urban Climate System. Since that, the surveys have been evolving and expanding to other interconnected areas, such as UHI, thermal comfort, micro-urban climate, and energy management. Some examples are the works of Lombardo (1984), Assis & Frota (1999), Amorim (2002), Ribeiro (2005), Souza (2007) and Duarte (2010, 2016). More detailed analyzes are, therefore, particularly important in assessing a city's efforts to promote UHI mitigation strategies, and thus the ability of policymakers and citizens to compare different options and predict possible effects (WANG; BERARDI; AKBARI, 2015).

In this context, different activities have been promoting changes in the urban environment and in the microclimate of Santos, a coastal city on the southeast of Brazil. The summer tourism, the petrochemical complex, the regional construction activity, the exploration of oil and gas from Santos Basin, as well as the infrastructure linked to the Port of Santos are some examples of such activities (KAWASHIMA *et al*., 2015). And the different urban patterns imposed by those activities imply in different effects on the UHI, which are usually evaluated through the so-called Local Climate Zones (LCZs) (STEWART & OKE, 2012). LCZ framework has been applied in tropical countries by various researchers, such as Kochi (THOMAS *et al*., 2014), Delhi (SHARMA *et al*., 2016) and Nagpur (KOTHARKAR & BAGADE, 2018) in India, Colombo (PERERA & EMMANUEL, 2016) in Sri Lanka, Hong Kong (SIU & KART, 2013) and Nanjing (YANG *et al*., 2018) in China, and Sao Paulo (FERREIRA & DUARTE, 2019) in Brazil. Therefore, the main goal of the study is to assess the (seasonal) thermal behavior of each LCZs in Santos and the factors that most influence it, focusing not only on heat island magnitudes but also on temperature daily variations between the sites, as well as on the shadow pattern. The climatic effects of the interaction between the main airflow patterns, urban characteristics, and location of different land use categories in Santos are discussed.

STUDY AREA AND METHODS

Study area

Santos, located on the Southern Brazilian Coast, is considered one of the most important municipalities in the State of Sao Paulo. Since its inception, the city has been linked to port activities. Some events related to coffee exportation and railway construction contributed to the incipient urban design of Santos during the 19th century. In the early years of the 20th century, canals were built by Saturnino Brito (sanitary engineer) across the west side to improve sanitation. In the middle of the century, two dichotomous factors drove Santos's urban sprawl. The first, related to the construction of the Anchieta highway and summer tourism, provided the process of verticalization of the waterfront. The second, linked to port labor, boosted the disorderly occupation of the northwest area. These factors have so far contributed to the development of three main areas in Santos's city: (i) the southeastern region, located near the beach, where most investment and economic dynamism are concentrated; (ii) the northern area, which coincides with the old historical nucleus; and (iii)

the northwest region, which concentrates a large number of informal settlements with mostly low-income residents (BLOCH; PAPACHRISTODOULOU; MONROY, 2012).

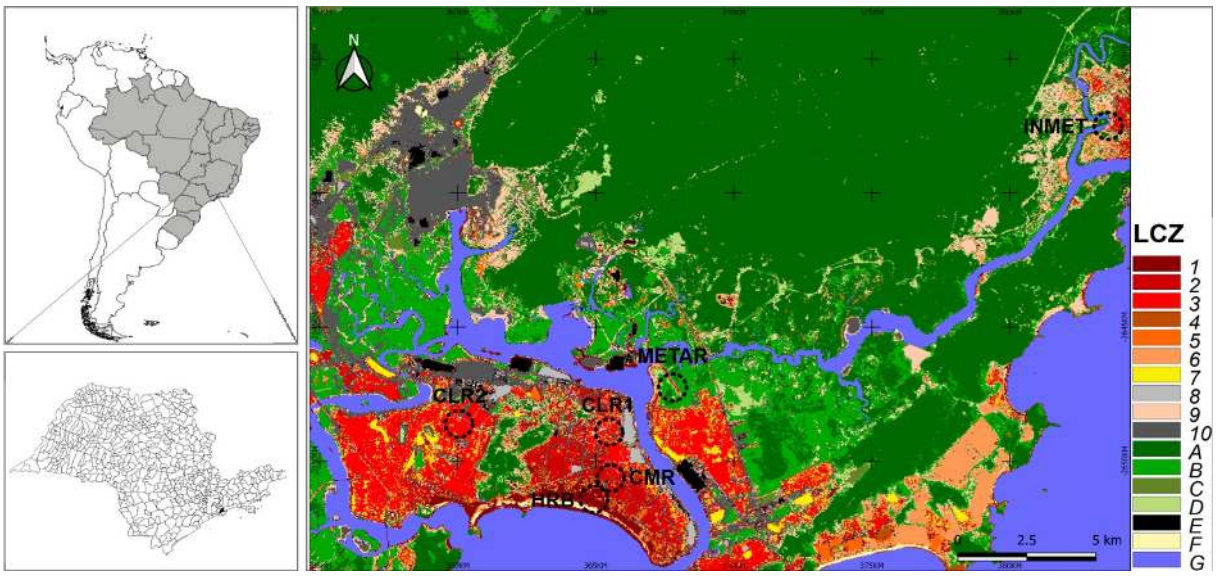
According to Köppen's climate classification, Santos is within the Af class, characterized by a tropical rainy climate. Based on Miller *et al*. 2012, "the median annual temperature in Santos is around 21.9°C, with a difference of 5°C between summer and winter seasons. On average, Santos receives about 2500 mm of total annual precipitation concentrated from October to April (75%) and an average monthly total of 317 mm". Besides, the proximity of the Atlantic Ocean influences on atmospheric circulation patterns, which play an essential role in climate elements such as temperature, humidity, precipitation, and wind direction. Regarding the ventilation pattern, the alternation of the sea and land breeze establishes a permanent thermal exchange. The sea breeze blowing toward the mainland begins in the late morning and remains acting until the middle of the night when the land breeze starts to dominate until the early morning.

Local Climate Zones

This system was adopted in this study, with the sites characterized accordingly. The aim of the LCZ concept is to enhance the understanding and interpretation of air temperature differences within the urban context and to allow the communication and comparison of results among cities (FENNER *et al*., 2014). The landscape is represented by 17 LCZs, from which 15 are defined by surface structure and cover; and 2 by construction materials and anthropogenic heat emissions. The standard set is divided into "built types" 1–10, and "land cover types". Thus, this new classification leads to a more significant interpretation of UHI intensity through the temperature differences between LCZs and the reference station ($\Delta T = LCZ_{X-Y}$) (STEWART & OKE, 2012). LCZ scheme was proposed to better account for the role that urban morphology plays in the UHI phenomenon and to provide a rich source of information about urban areas that is consistent and comparable among different cities (BECHTEL *et al*., 2019). Our purpose here is not to evaluate the LCZ scheme but to use it to classify the observation sites and to understand the variations among them. The LCZ map was produced in agreement with WUDAPT methodology workflow (BECHTEL *et al*., 2015). It is based on three daytime LANDSAT 8 scenes (July 26th and November 15th, 2017, and August 30st, 2018), on training areas selected in Google Earth, and on the algorithm for Local Climate Zone

classification within the System for Automated Geoscientific Analyses (SAGA) version 6.4. The classification algorithm is the so-called Random Forest classifier, which consists of integrated decision trees that classify each image pixel into one LCZ type. The LCZ map[1] spatial resolution is 100m (Fig. 1)

Figure 1 - Santos - Local Climate Zone Classification. Circles, with radius of 500m, represents LCZs and three official stations used in this study: CETESB, METAR and INMET.

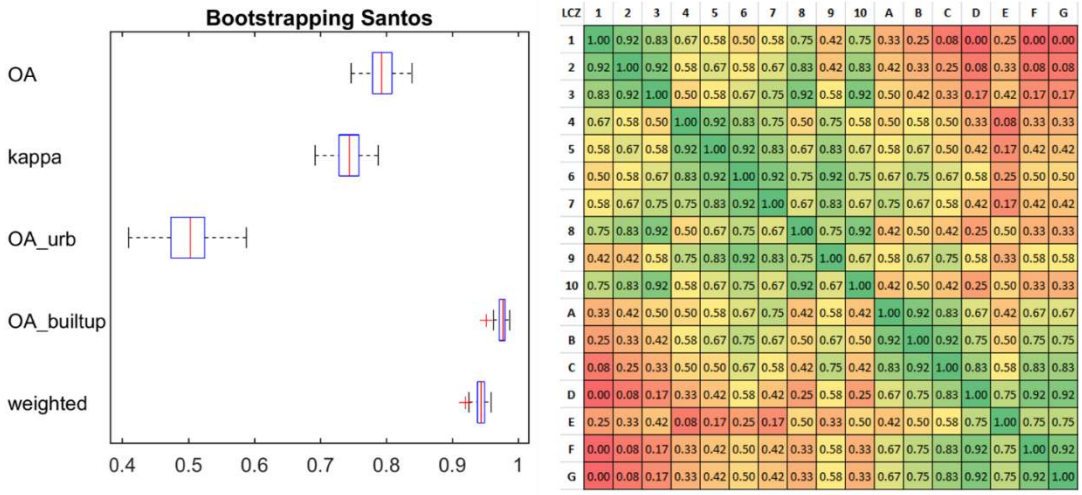


Source: Elaborated by the authors (2020)

Based on the LCZ classification, our sites include compact high-rise, mid-rise and low-rise buildings. Compact high-rise building (HRB) is classified as LCZ1. Compact Mid-rise (CMR) and CETESB as LCZ2 and compact low-rise 1 and 2 as LCZ3 (Fig. 1). The reference station (INMET) was classified as sparsely built (LCZ9). The accuracy of the map was produced by Benjamin Bechtel, which showed Overall Accuracy (OA) of 0.78 and the Kappa coefficient was 0.75 (Fig. 2, left). The Weighted Accuracy (WA) (Fig. 2, right) illustrates a metric that accounts for similarity and dissimilarity between LCZs. For more information see Bechtel *et al*. 2019.

[1] See Bechtel et al., 2019 to assess more information about LCZ workflow and WUDAPT.

Figure 2 - Bootstrapping results for Santos (left); Similarity of LCZ types applied to a weighted accuracy measure (right).



LCZ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	A	B	C	D	E	F	G
1	1.00	0.92	0.83	0.67	0.58	0.50	0.58	0.75	0.42	0.75	0.33	0.25	0.08	0.00	0.25	0.00	0.00
2	0.92	1.00	0.92	0.58	0.67	0.58	0.67	0.83	0.42	0.83	0.42	0.33	0.25	0.08	0.33	0.08	0.08
3	0.83	0.92	1.00	0.50	0.58	0.67	0.75	0.92	0.58	0.92	0.50	0.42	0.33	0.17	0.42	0.17	0.17
4	0.67	0.58	0.50	1.00	0.92	0.83	0.75	0.50	0.75	0.58	0.50	0.58	0.50	0.33	0.08	0.33	0.33
5	0.58	0.67	0.58	0.92	1.00	0.92	0.83	0.67	0.83	0.67	0.58	0.67	0.50	0.42	0.17	0.42	0.42
6	0.50	0.58	0.67	0.83	0.92	1.00	0.92	0.75	0.92	0.75	0.67	0.75	0.67	0.58	0.25	0.50	0.50
7	0.58	0.67	0.75	0.75	0.83	0.92	1.00	0.67	0.83	0.67	0.75	0.67	0.58	0.42	0.17	0.42	0.42
8	0.75	0.83	0.92	0.50	0.67	0.75	0.67	1.00	0.75	0.92	0.42	0.50	0.42	0.25	0.50	0.33	0.33
9	0.42	0.42	0.58	0.75	0.83	0.92	0.83	0.75	1.00	0.67	0.58	0.67	0.75	0.58	0.33	0.58	0.58
10	0.75	0.83	0.92	0.58	0.67	0.75	0.67	0.92	0.67	1.00	0.42	0.50	0.42	0.25	0.50	0.33	0.33
A	0.33	0.42	0.50	0.50	0.58	0.67	0.75	0.42	0.58	0.42	1.00	0.92	0.83	0.67	0.42	0.67	0.67
B	0.25	0.33	0.42	0.58	0.67	0.75	0.67	0.50	0.67	0.50	0.92	1.00	0.92	0.75	0.50	0.75	0.75
C	0.08	0.25	0.33	0.50	0.50	0.67	0.58	0.42	0.75	0.42	0.83	0.92	1.00	0.83	0.58	0.83	0.83
D	0.00	0.08	0.17	0.33	0.42	0.58	0.42	0.25	0.58	0.25	0.67	0.75	0.83	1.00	0.75	0.92	0.92
E	0.25	0.33	0.42	0.08	0.17	0.25	0.17	0.50	0.33	0.50	0.42	0.50	0.58	0.75	1.00	0.75	0.75
F	0.00	0.08	0.17	0.33	0.42	0.50	0.42	0.33	0.58	0.33	0.67	0.75	0.83	0.92	0.75	1.00	0.92
G	0.00	0.08	0.17	0.33	0.42	0.50	0.42	0.33	0.58	0.33	0.67	0.75	0.83	0.92	0.75	0.92	1.00

Source: Elaborated by the authors (2020)

The OA_urb (Fig. 2, left) is the OA of urban-only reference polygons and thus indicates the quality for the urban classes. The OA_builtup is the overall accuracy of built vs. natural types only, ignoring their internal differentiation. WA is based on the climatic impact discussed in Stewart, Oke, and Krayenhoff (2014) and consists of up to twelve points for the properties openness, height, cover, and thermal inertia, penalizing confusion between dissimilar types more than between similar classes (STEWART, 2016 apud BECHTEL *et al*., 2017). For instance, LCZ 1 is most alike the other two compact urban types (LCZs 2 and 3) and hereafter these pairs have higher weights than classes which are quite different, such as LCZ 1 and the natural types, as LCZ B. The weights are applied to the confusion matrix so that WA measures the accuracy of the LCZ map in terms of the expected thermal impact, rather than the percentage of predicted LCZ values that exactly match those in the reference areas (BECHTEL *et al*., 2017).

Observation sites and daily shadow pattern

The analysis of Santos's microclimate was designed based on the LCZ classification (STEWART & OKE, 2012). Two weather stations and four data loggers[2] represent the variations of different built environments considering their forms, functions, historical processes, and valuation of space. In this way, National Meteorological Institute of Brazil (INMET) and

[2] All data loggers were protected by the Solar Radiation Shield RSI. The solar radiation shield is recommended for temperature and relative humidity measurement accuracy in locations exposed to direct or reflected solar radiation.

Environmental Company of the State of São Paulo (CETESB) were chosen as official stations (Fig. 3). The first one, located in a relatively less occupied area beside a river, situated in Bertioga town (23 km from Santos), was considered as a reference station. The second, located in the middle of the city, was used to validate the data logger measurements. Four data loggers (HOBO Pro v2) distributed across the city were used to capture the response of air temperature and relative humidity for the different LCZ types. For temperature, the accuracy is 0.2°C for the range between 0° to 50°C with 0.02°C of resolution, and for relative humidity the resolution is 0.03% with an accuracy of +/- 2.5% between 10% and 90% RH (typical), to a maximum of +/- 3.5% out of this range. Other two stations were used only to obtain data from cloud cover and precipitation, i.e., METeorological Aerodrome Report (METAR) and National Center for Monitoring and Early Warning of Natural Disasters (CEMADEN), respectively.

Figure 3 - Official stations: CETESB (left) and INMET (right).

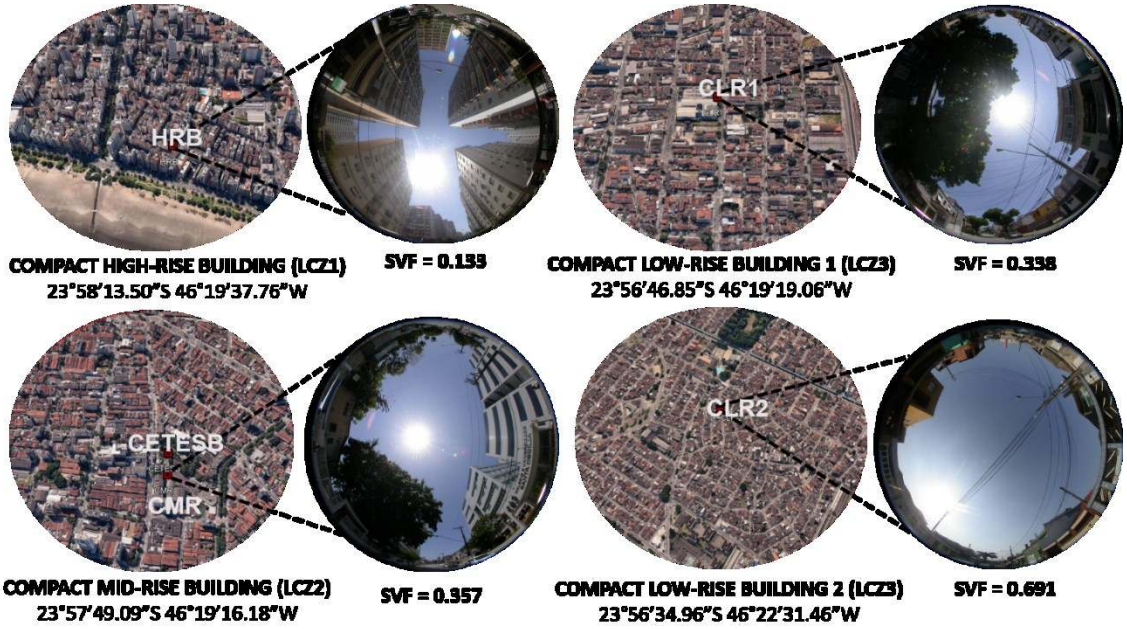


Source: Elaborated by the authors (2020)

Three data loggers are positioned in the central-south area, and another in the northwest of Santos urban area. CETESB was selected for validating the measured campaign. The first, compact high-rise building (HRB), located at the seafront, has the prevalence of high-rise commercial and residential buildings, characterized by flats ranging from 50 to 120 m. This area is densely built up on impermeable soils. In relation to green areas, planted trees and patches grass are observed in the horizontal beachfront park, in the drainage canal, and in the walkways. Moreover, it has a large flux of people and vehicles over the entire year, with a significant increase in summer holidays. The second, compact mid-rise building (CMR), located

in a central-south area, is dominated by mid-rise commercial and residential buildings consisting of 3 – 9 floors. Other kinds of urban use are featured in this area, like low-rise residential buildings, warehouses, office blocks and open parking. Like the CMR's urban function, compact low-rise building 1 (CLR1), situated in a central-north portion of Santos, has some particularities that distinguish it from the former, like its position close to the harbor and the presence of smaller buildings. With respect to the green areas, CLR1 has less planted trees, but a considerable number of grass patches. Finally, compact low-rise 2 (CLR2), situated in the northwest side, is dominated by compact low-rise buildings (z = 10 - 14 m) and local markets. A relevant feature of this area is the occupation (starting in the 1950s) without a clear legal urban growth and sprawl regulation, resulting not only in tortuous but also narrow streets. Different from the others, the CLR2 has small quantities of urban parks characterized by both scarce trees and grass patches. Details about the sky view factor (SVF) for all LCZs are shown in Figure 4. The SVF was determined from the images generated by a fisheye lens, attached to a camera, and positioned 1,5m above the ground, aligned vertically upwards. The images were further processed in the Rayman 1.2 computer program developed by Matzarakis (2009), based on recommendations of Matzarakis *et al*. (2010). Morphological characteristics of all sites are summarized in Table 1.

Figure 4 - Sky view factor and general panorama for each LCZ: HRB (top left), CMR and CETESB (bottom left), CLR1 (top right) and CLR2 (bottom right). The red point shows data logger position and localization of the official station (CETESB).



Source: Elaborated by the authors (2020).

Table 1 - Description of morphological features of each official station used and LCZ analyzed in this study.

Site	Sensor Height (m)	Measured data	General urban features of site (within 500m radius)	General vegetation features of site (within 500m radius)	NDVI[3] (within 500m radius)	Coastline distance (km)
CETESB (official station)	3	Temp RH	Mid-rise commercial and residential buildings; shopping malls, universities, office blocks, schools.	Tress planted at irregular intervals on the sidewalks, small gardens spaces in front of houses and commercial buildings. Mature trees planted at regular intervals throughout the drainage canal.	0.27	1,24 (1,76 km from the drainage canal)
METAR (official station)	3	Cloud height Cloud cover	Located in the air base of Santos, it has a warehouse and a runway.	Mixture of bare, soil exposed, grass patches and Atlantic forest patches.	0.78	8,02 (0,7 km from river)
INMET (official station)	3	Temp Rainfall	Mixture of open low-rise residential buildings and warehouses.	Large amount of tress in the garden spaces of houses. Several grass patches and concentrated portions in the north, south and west of Atlantic Forest from site.	0.48	1,13 (0,1 km from the drainage canal)
HRB (DL[4])	4,5	Temp RH	Front of the beachfront has a mixture of both compact high-rise commercial buildings and residential flats, open car parks.	Mixture of open grass and irregular tress planted in the beachfront. Mature trees planted at regular intervals throughout drainage canal. Large amount of tress in sidewalks and in garden spaces of buildings.	0.23	0,16
CMR (DL)	2,5	Temp RH	Mid-rise commercial and residential buildings; shopping malls, universities, office blocks, schools, and municipal offices.	Tress planted at irregular intervals in sidewalks, small gardens spaces in front of houses and commercial buildings. Mature trees planted at regular intervals throughout the drainage canal.	0.27	1,12 (1,96 km from the drainage canal)
CLR1 (DL)	2,5	Temp RH	Mid-rise commercial and residential buildings; shopping malls, universities, office blocks, schools, warehouse, and parking lots.	Numerous small grass patches; Isolated trees in the sidewalks and gardens of houses and commercial buildings. Irregular and sparse trees throughout the drainage canal.	0.26	3,0 (1,2 km from the drainage canal)
CLR2 (DL)	2,5	Temp RH	Low-rise residential with a mixture of small business and plazas.	Numerous small grass patches; sparse trees at the sidewalks and municipal buildings. Plazas with irregular number of planted trees.	0.24	2,8 (1,58 km from the drainage canal)

Source: Elaborated by the authors (2020)

[3] Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) calculated by using LANDSAT 8 (17th December 2017).
[4] DL: data loggers

To evaluate the impact of the shade on the temperature variations, we used the Shadow generator plugin in QGIS, which creates pixel wise shadow estimates based on both ground and building/vegetation digital surface models (DSM). The methodology is based on the work of Ratti and Richens (1990) and is further developed and described in Lindberg and Grimmond (2011). In this experiment, daily shadow pattern was determined for all LCZs (CETESB and CMR are the same due to proximity) using integrated building+vegetation DSM. To create the shadow pattern during 08:00 – 17:00, 23rd January was used to represent the summer period and 30th August 2018 was used for winter. Table 2 exhibited the amount of shadow extracted for each LCZ and CETESB for both seasons.

Table 2 - Amount of shadow (in percentage) extracted for each LCZ and CETESB files (hourly) for each season studied.

SEASONS and LCZ(s)	HOURS									
	8	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**
SUMMER										
HRB	46	45	38	30	19	9	21	32	44	47
CTB	43	31	22	15	8	3	11	17	26	36
CLR1	30	20	13	9	5	2	6	10	17	26
CLR2	33	23	15	10	4	1	6	12	18	27
WINTER										
HRB	30	38	46	44	37	41	46	47	49	42
CTB	42	42	32	24	22	22	23	27	36	49
CLR1	49	38	29	23	18	18	21	26	34	46
CLR2	45	30	21	15	13	13	14	18	26	39

Source: Elaborated by the authors (2020)

Seasonal variation of the canopy layer heat island (UHI_{UCL})

The present analysis is based on data logger campaign conducted from 15th November 2017 to 11th October 2018. The resulting dataset has passed through different filtering levels to select the days where all the controls that regulate the canopy-level UHI were ideal, i.e., calm, clear days when the radiation cooling is strong and turbulent mixing is weak (Oke *et al*., 2017). In summary, data was organized in two seasons: summer, from 1st December 2017 to 31st January 2018; and winter, from 1st August to 30st September. The main goal of the

present research is to examine the diurnal thermal behavior of the UHI_{UCL} based on seasons to illustrate changes in development and magnitude. The UHI magnitude for each LCZ was defined as the difference between the maximum LCZ temperature and a temperature of the reference station (INMET – LCZ_9) over a specified period, i.e., $UHI_{UCL,\ max} = LCZ_X - LCZ_9$.

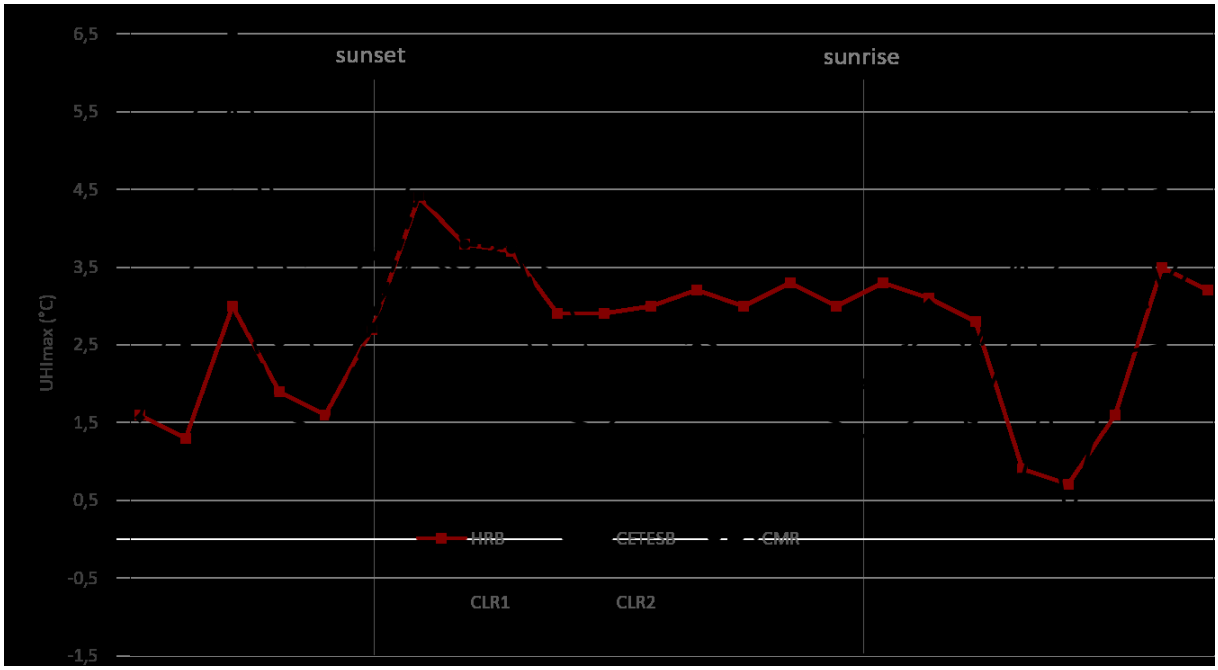
RESULTS

Seasonal variation of the UHI_{UCL}

During the period considered in the analysis, weather conditions varied significantly, with a considerable number of days with rainfall, especially during the summer. As expected, the cloud cover was extensive during the whole considered period and only a few clear days could be selected according to standard definitions (less than 3 octas of cloud cover, see e.g., JONSSON, 2005). For this study, 'clear' days have ≤3 octas, 'partly cloudy' present 5 to 7 octas and 'overcast' > 7 octas. To evaluate both scales for all LCZs and CETESB, only clear days with light wind (<2,5 m/s) and without precipitation were chosen. Therefore, for summer, only 2 days in December and 7 days in January matched this ideal meteorological condition. During winter, only 2 days in August and 3 days in September could be used. Nevertheless, for this selection, based on radiation data from CETESB and INMET, it was possible to observe the influence of cloud cover variation on air temperature between them.

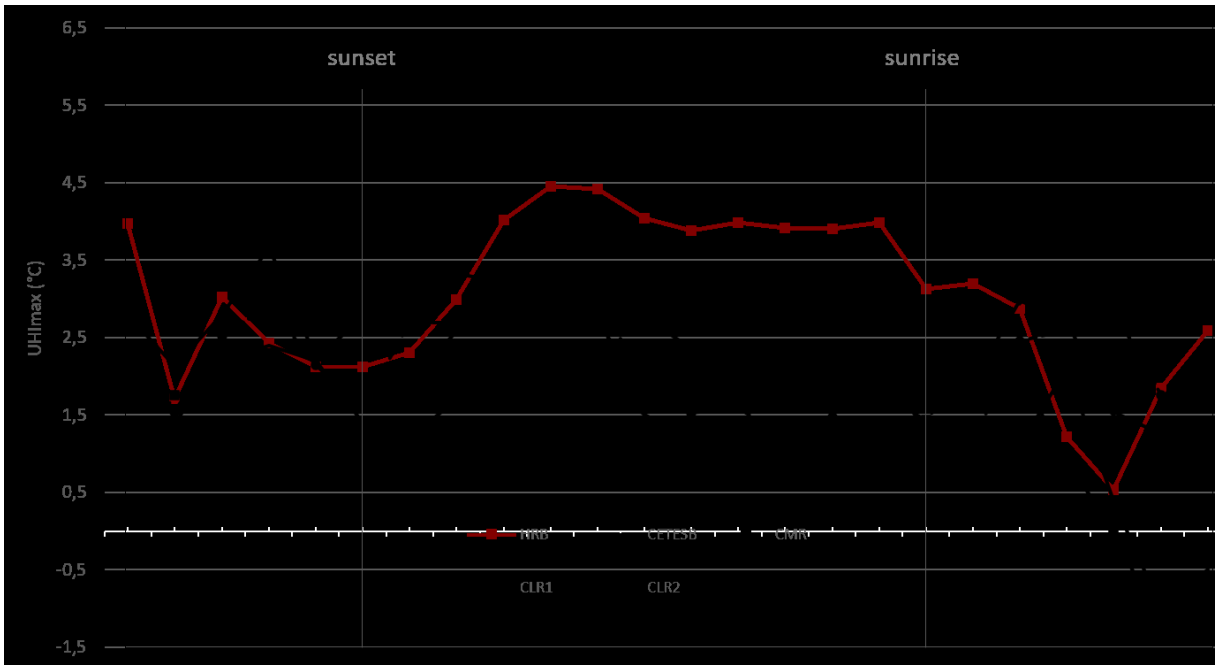
Therefore, to avoid erroneous discussions, we chose the days when the daytime radiation exposure at both official stations was more homogeneous. Figures 5 and 6 summarize the seasonal UHI_{UCL} magnitudes for summer and winter based on the last classification. Figures are organized to give emphasis on the nocturnal UHI. Sunset and sunrise are considered to happen at 20:00 and 6:30 during summer, and 18:00 and 06:00 during winter. The UHI magnitude is determined by the maximum difference of the air temperature at each area (LCZ_X) against the results from the reference station (INMET – LCZ_9), as described in the section 2.4. Considering both seasons, an average difference of around 1°C is observed between summer and winter.

Figure 5 - Summer $UHI_{UCL,\ max}$ diurnal variation among LCZs.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Figure 6 - Winter $UHI_{UCL,\ max}$ diurnal variation among LCZs.

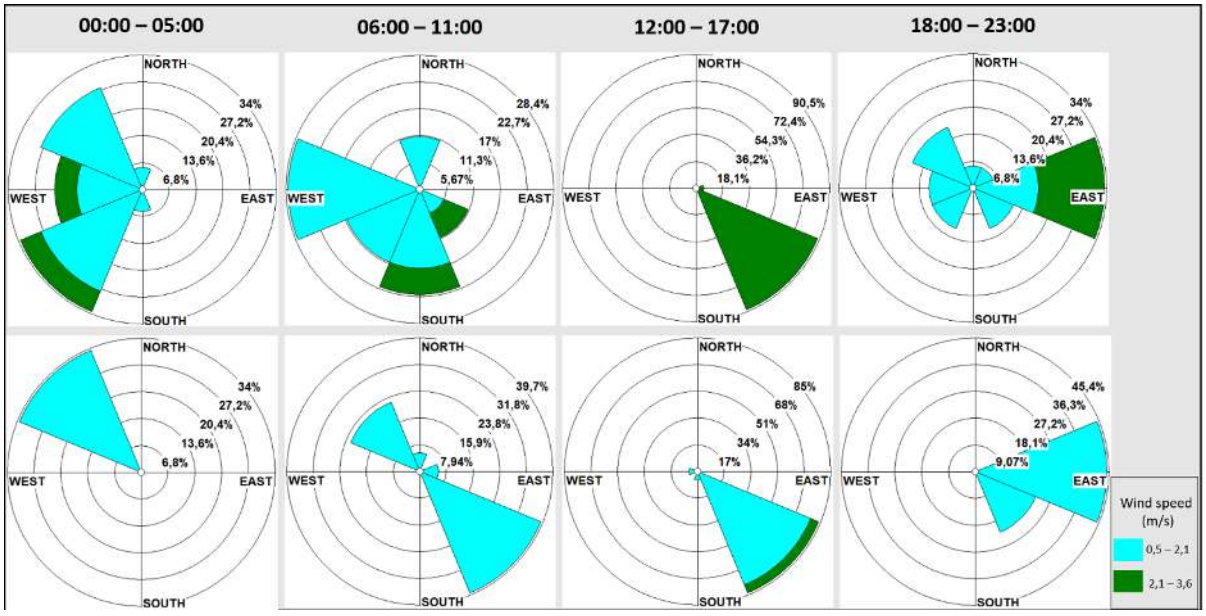


Source: Elaborated by the authors (2020)

To assist the discussion of the intra-urban UHI differences, wind flow taken at INMET and CETESB stations were summarized in Fig. 7 and 8 for summer and winter, respectively. In general, INMET showed a greater variance of direction and higher speed in both seasons compared with CETESB. During the dawn (00:00 – 05:00), the main wind directions come from

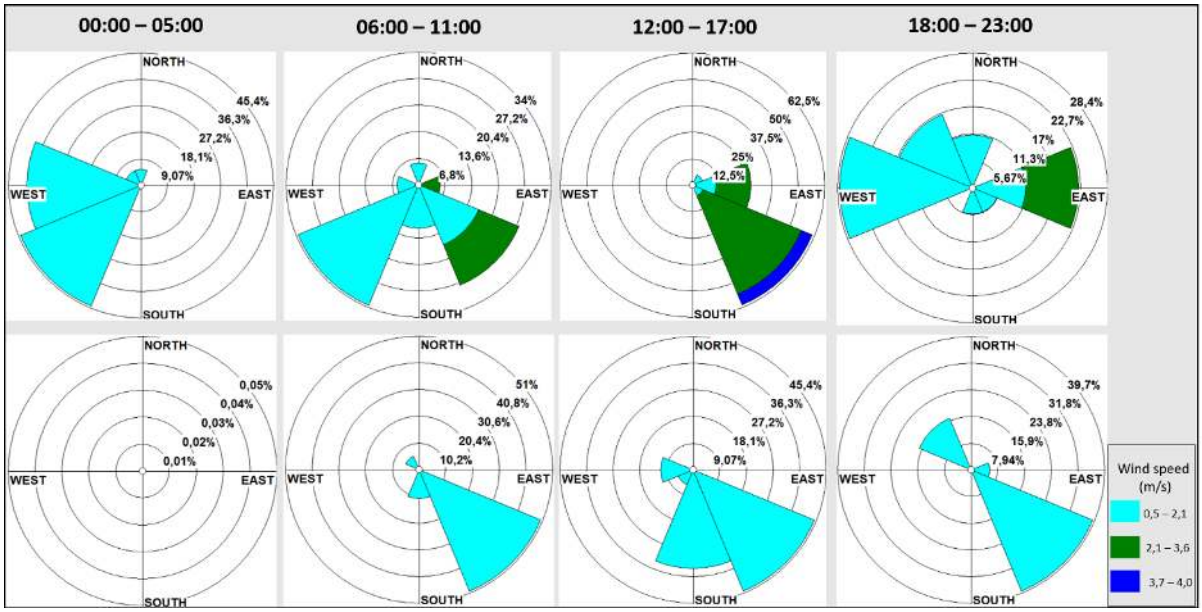
the southwest (SW) and west (W) for both seasons, while the northwest (NW) is common only in summer. For summer, the mean wind speed (m/s) was higher than winter, varying between 0,5 to 3,6. In the morning (06:00 – 11:00), the most frequent wind directions are west (W), southwest (SW), south (S), and southeast (SSE). At the afternoon (12:00 - 17:00), the sea breeze that comes from the southeast (SSE) is prevalent with wind speeds varying between 2.1 to 4.0. At night (18:00 - 23:00), while during the summer the main direction is from the east (E), for winter it comes from the west (W) and east (E). For both seasons, the eastward winds are greater than 2.1, while in other directions, the mean speed is ≤2.1. In contrast, CETESB is dominated mainly by two breeze patterns at mesoscale. The sea breeze blowing toward the mainland begins in the late morning and remains acting until the middle of the night when the land breeze starts to dominate until the early morning. Wind speed for both breezes varies from 0.5 – 2.6 m/s. While the sea breeze comes from south and southeast (S - SSE), the land breeze comes from northwest (NW) direction.

Figure 7 - Summer. Hourly wind flow from INMET (up) and CETESB (down).



Source: Elaborated by the authors (2020)

Figure 8 - Winter. Hourly wind flow from INMET (up) and CETESB (down).



Source: Elaborated by the authors (2020)

DISCUSSION

To explain the seasonal variability of the observed nocturnal UHI values, i.e. ~1°C (summer < winter), it is essential to consider (1) the thermal admittance and (2) the weather. Higher soil moisture, higher heat storage capacity and thermal admittance make the rural surroundings thermally more homogenous than urban surfaces (OKE *et al*., 2017), which may explain the lower UHIs magnitude found here and in many tropical cities (Singapore, Colombo, Hong Kong, Kuala Lumpur, and Johor Bahru). Since summer represented the wettest period, i.e., 632,2mm (compared to 144,4mm in winter), those results may be related to moisture on the soil in the reference area (LCZ_9). Soils located in areas with more trees and grass are expected to present larger thermal admittance. Thus, the weaker warming/cooling rates tend to reduce the magnitude of the UHI (OKE *et al*., 2017). Those results agree with other studies at tropical cities, where the highest UHI magnitudes were found during the drier season, e.g., for Singapore, the maximum UHI is observed during June and the minimum during the wet period in January (CHOW & ROTH, 2006). In Seoul, Korea, the maximum magnitude of the heat island happened during autumn and winter, while during the humid summer it takes its minimum (KIM & BAIK, 2005).

Although other several weather elements are related to UHI, the main ones are wind and cloud (OKE *et al*., 2017). Through atmospheric transport and mixing, the wind is the main

driver of advection and turbulent exchange that limit horizontal and vertical temperature differences (OKE *et al*., 2017). Thus, the wind influences the UHI by altering the different cooling rates between urban and rural landscapes. This movement of air between these environments can result in a weakening of the urban-rural air temperature difference (MORRIS, SIMMONDS, and PLUMMER,2001). Cloud cover is an important modulating control of the UHI_{UCL}, since it affects the shortwave and longwave radiation, the main drivers of heating and cooling rates, respectively (MORRIS, SIMMONDS, and PLUMMER, 2001; OKE *et al*., 2017). At night, cloud cover provides natural insolation that absorbs and reemits infrared radiation downward, which is available for absorption by the surface and partially offsets the surface radiative loss. Through this process, the nocturnal radiative cooling may be slowed, hence decreases the differences in the observed temperatures between urban and non-urban areas (MORRIS, SIMMONDS, and PLUMMER, 2001). In this context, the seasonal UHI difference between the warm and cool season could be also explained due to thermal admittance and static stability, i.e., clearly, calm, and clear sky conditions, especially taking to account the UHI development in HRB (see Fig. 6).

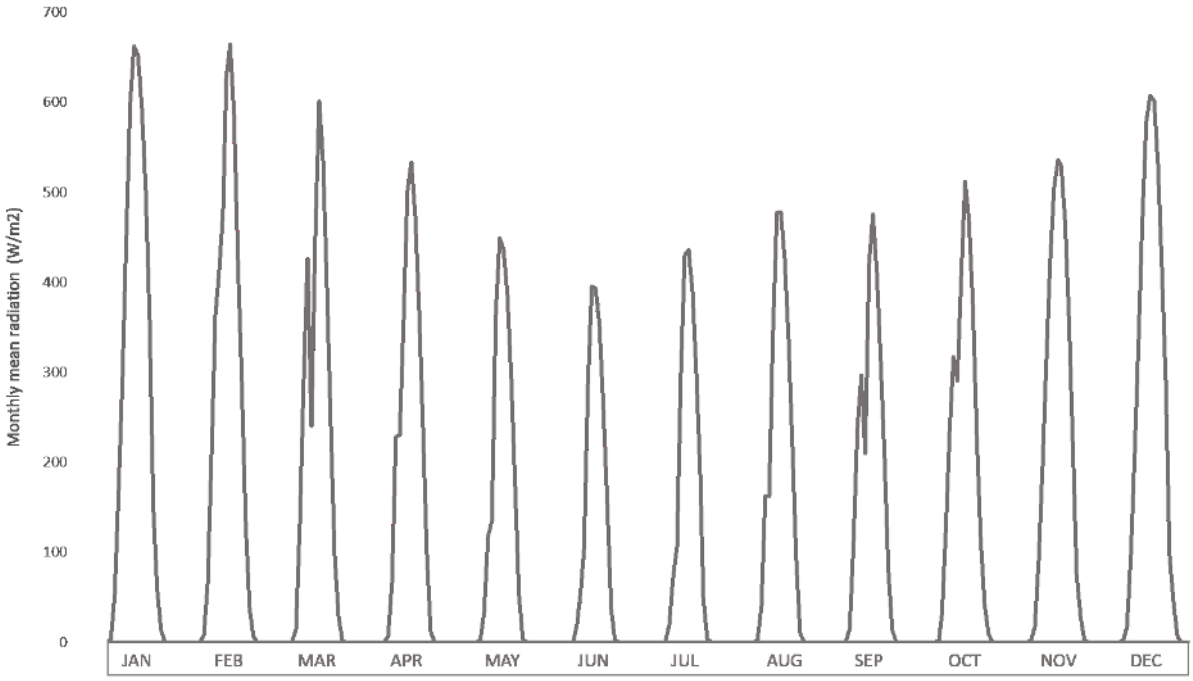
Moreover, UHI exhibited a strong relationship between canyon geometry (e.g., H/W and SVF), often perceived in temperate cities (OKE, 1982). A comparison of nocturnal UHIs and urban geometry showed that UHI intensity increases with increasing height to width (H/W) ratios of street canyons (see e.g., OKE, 1982). Canyons with higher H/W generally absorb and store a significant amount of incoming shortwave radiation and lose less longwave radiation at night. SVF is related to the amount of visible sky at a given point, i.e. the sky available for a thermal energy dispersion. Clear relationship of it can be observed in the present study, as the location with the lowest value of SVF (HRB - 0.133) is associated with the highest nocturnal (specially at late night) value for both seasons during the nighttime.

The seasonal intra-urban differences during the daytime may be explained by solar exposure, shading, and vegetation. During the summer, higher solar radiation (~900W/m2) increases urban heat storage and consequently, the air temperature. As shown in Fig. 5, CLR2 promotes the highest UHI_{UCL} magnitudes (~6°C). This can be explained by both the heights of buildings and the devoid of vegetation. Low buildings receive much more shortwave radiation, which warms up the air at spaces between buildings more than in other LCZs. This result is illustrated by comparing SVF and the percentage of shading among LCZs (see Table 2). For example, at 17h, CLR2 that has the highest SVF (0.691) and the lowest percentage of shadow

(27) showed the highest UHI magnitude (6,5°). In the other hand, HRB, which represents the lowest SVF and the highest percentage of shadow (47), exhibited the lowest UHI (3°C) at the same time. The reason is that less solar radiation is absorbed at street level for lowest SVF, which provides shading during the daytime. Related to vegetation, most studies argue that the lack of greenery in the city tends to result in higher daytime air temperatures. The presence of vegetation in urban areas tends to reduce the maximum temperatures during the day, reducing the radiative changes at surface level. The effect of vegetation on urban warming phenomena not only manifests itself indirectly in the form of a reduction in the sensible heat flux from colder surfaces but also directly through evaporative cooling.

The existence of cool islands in cities has been already reported in numerous urban climatological studies. Lower urban temperatures may occur because of the less positive thermal balance in the specific urban zones than that of the reference station. For the present study, a persistent shadow occurs at the CETESB station (and CMR), which is probably the reason for the decrease in temperature in winter (Fig. 6). This may be observed in Fig. 9, which illustrates the hourly/monthly radiation from 2011 to 2019 based on CETESB data. This persistent shading in August (at 9h) and September (at 10h) result in a drop in the radiation, and consequently, in the air temperature. Since this could erroneously point toward the existence of a cool island (and related to the largest amount of vegetation, for example), the present study aims to reinforce that sometimes a more comprehensive evaluation of the meteorological conditions at both urban and reference stations should be done to guarantee the consistence of the analysis.

Figure 9 - CETESB monthly mean radiation (2011 – 2019).



Source: Elaborated by the authors (2020)

Moreover, due to the sea breeze, the cool island has been reported in coastal cities, like in Bilbao (ACERO *et al*., 2012), Singapore (CHOW & ROTH), Sri Lanka (EMMANUEL & JOHANSSON, 2006), and Tel Aviv (MOUSAVI-BAYGI *et al*., 2010). However, as presented by Prata (2005) and how was observed in CETESB's air quality report (2014), the buildings on the edge of Santos form a barrier that hinders the penetration of the sea breeze. Prata (2005), at the time when the largest buildings had 26 floors, observed through measurements *in loco* that, at the seafront, the wind velocities were higher than those in different points behind the building's barrier. The CETESB report shows that its station located in a region with reduced roughness and closer to the coast ("Ponta da Praia") has a greater variation in wind direction and sea breeze intensity compared to the station further into the urban area (the station used in this study). It is noteworthy that nowadays, the buildings beside the coast have more than 30 floors, with heights up to 120 m. A similar result was exhibited when comparing wind flow from INMET and CETESB (Fig 7 and 8), as discussed previously.

CONCLUSION

As discussed, the different urban environments considered in the definition of LCZs show two distinct thermal responses that must be rethought to understand the role of

buildings in the city's climate strategy, especially in tropical coastal areas. Firstly, HRB enhances the mutual shading of buildings, which is beneficial during the daytime and can be contributed to the thermal comfort of dwellers. On the other hand, it can cause negative impacts, such as the highest nocturnal UHI and the obstruction of the penetration of the sea breeze to the other areas of the city. Secondly, since CLR is a common building pattern in tropical cities, this kind of construction contributes to the dispersion of thermal energy and longwave radiation during the night, they imply in higher temperatures during the day due to the absence of shading devices. This is further intensified by the lack of green areas, such as parks, or even trees on the sidewalks. On this way, the main findings from this study are:

(1) There is distinct seasonal variability in the UHI for all sites. Generally, higher UHI_{UCL} magnitudes were observed during the drier season (winter) and lower intensities during the wet season (summer). These results may be explained by the variability of moisture content at the reference station in summer and the static stability weather during the winter.

(2) Since HRB present the highest UHI at night for all seasons, the relationship between urban canyon geometry and UHI intensity is stronger.

(3) Shading and urban landscape features such as street trees could help to reduce the assimilated radiation and consequently the temperature. In this respect, the lack of shading devices and trees make CLR2 hotter than other LCZs during morning and afternoon.

(4) Radiation analyses should be more explored in studies related to UHI in coastal cities, since those regions represent areas with cloudiness varying throughout the day.

REFERENCES

AMORIM, M. C. C. T. Características do Clima Urbano de Presidente Prudente/SP. *In*: João Lima Sant'Anna Neto. (org.). **Os climas das cidades brasileiras**. Presidente Prudente: UNESP/FCT/Programa de Pós-graduação em Geografia, 2002. p. 165-196.

ASSIS, E. S; FROTA, A. B. Urban bioclimatic design strategies for a tropical city. **Atmospheric Environment**, Great Britain, v. 33, n.24, p. 4135-4142. 1999.

BENJAMIN, B *et al.* Mapping Local Climate Zones for a Worldwide Database of the Form and Function of Cities. ISPRS **Int. J. Geo-Inf**. p.199-219. 2015, DOI: 10.3390/ijgi4010199.

BENJAMIN, B *et al.* Generating WUDAPT level 0 data - current status of production and evaluation. **Urban Climate**, v.27,p. 24–45. DOI:https://doi.org/10.1016/j.uclim.2018.10.001. 2019.

BEJARAN, R. A; CAMILLONI I. A. Objective method for classifying air masses: an application to the analysis of Buenos Aires' (Argentina) urban heat island intensity'. **Theoretical and Applied Climatology**, v.74, p. 93–103. 2003.

BRAZILIAN INSTITUTE OF GEOGRAPHY AND STATISTICS (IBGE). **Cidades:** Santos-SP. Disponível em: http://cod.ibge.gov.br/3ZR. Acesso em: 10 Agosto de 2018.

CAMMILONI, I; BARRUNCAND, M. Temporal variability of the Buenos Aires, Argentina, urban heat island. **Theor Appl Climatol,** v.107, p.47–58. 2012.

CHOW, W; ROTH, M. Temporal dynamics of the urban heat island of Singapore. **International Journal of Climatology.** v. 26: 2243–2260. DOI: 10.1002/joc.1364. 2006.

CRAWFORD, B; KRAYENHOFF, E. S; CORDY, P. The urban energy balance of a lightweight low-rise neighborhood in Andallo, Chile. **Ther. Appl. Climatol** v.131, p.55-68. 2018.

DUARTE, D. Variáveis urbanísticas e microclimas urbanos - modelo empírico e proposta de um indicador. **Fórum Patrimônio**: Ambiente Construído e Patrimônio Sustentável (UFMG. Online), v. 3, p. 1-36, 2010.

DUARTE, D. Vegetation and climate-sensitive public places. *In*: Rohinton Emmanuel. (org.). **Urban climate challenges in the Tropics**: rethinking planning and design opportunities. 1ed.London: Imperial College Press, p. 111-162. 2016.

EMMANUEL R. Assessment of impact of land cover changes on urban bioclimate: the case of Colombo, Sri Lanka. **Architectural Science Review.** v.46, p.151–158. 2003.

EMMANUEL R. An Urban **Approach to Climate-Sensitive Design**: Strategies for the Tropics. Spoon Press: London. 2005a.

EMMANUEL R. Thermal comfort implications of urbanisation in a warm-humid city: the Colombo Metropolitan Region (CMR), Sri Lanka**. Building and Environment.** v.40, p.1591–1601. 2005b.

EMMANUEL, R; JOHANSSON, E. Influence of urban morphology and sea breeze on hot humid microclimate: the case of Colombo, Sri Lanka. **Climate Research**. v.30, p.189–200. 2006.

FENNER, D. *et al*. A. Spatial and temporal air temperature variability in Berlin, Germany, during the years 2001–2010. **Urban Climate**. v.10 (Part 2), p.308–331. 2014

FERREIRA, L. S; DUARTE, D. H. S. Exploring the relationship between urban form, land surface temperature and vegetation indices in a subtropical megacity. **Urban Climate**. v. 27, p. 105-123. 2019.

GEORGESON, L et al. Adaptation responses to climate change differ between global megacities. **Nature Climate Change**. v. 6, n. 6, p. 584-588. 2016.

KAWASHIMA, R. S *et al*. Análise das mudanças temporais de cobertura da terra na região portuária da Baixada Santista-SP e a proposição de modelos de dinâmica espacial. *In*: Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto (SBSR), 17., 2015, João Pessoa. **Anais**... São José dos Campos: INPE, 2015. Artigos, p. 1082-1089. DVD, On-line. ISBN 978-85-17-00076-8. Available in <http://www.dsr.inpe.br/sbsr2015/files/p0199.pdf>.

KIM, Y; BAIK, J. J. Spatial and temporal structure of the urban heat island in Seoul. **J. Appl. Meteorol**. v 44. 2005.

KOTHARKAR, R; BAGADE, A. Evaluating urban heat island in the critical local climate zones of an Indian city. **Landscape and Urban Planning**. v .169, p.92–104. 2018.

LOMBARDO, M. A. **Ilha de Calor na Metrópole Paulistana**. 1984. Tese (Doutorado em Geografia). Universidade de São Paulo, São Paulo. 1984.

MATZARAKIS, A. RAYMAN 1.2. Available in: freiburg.de/rayman/intro.htm 2009.

MATZARAKIS, A; RUTZ, F; MAYER, H. Modelling radiation fluxes in simple and complex environments: Basics of the RayMan model. **International Journal of Biometeorology**, v. 54, n. 2, p. 131–139. 2010.

MONTEIRO C. A de F. **Teoria e clima urbano**. 1976. Tese (Doutorado em Geografia). Universidade de São Paulo. Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, São Paulo. 1976. 181p.

MORRIS, K. I *et al*. Computational study of urban heat island of Putrajaya, Malaysia. **Sustainable Cities and Society**, v.19, p. 359–372. 2015.

MORRIS, C. J. G; SIMMONDS, I; PLUMMER, N. Quantification of the Influences of Wind and Cloud on the Nocturnal Urban Heat Island of a Large City. **Journal of Applied Meteorology**, v. 40(2), p.169-182. DOI: http://dx.doi.org/10.1175/15200450(2001)040%3C0169:QOTIOW%3E2.0.CO;2

MOUSAVI-BAYGI, M *et al*. The investigation of Tehran's heat island by using the surface ozone and temperature data. **Int. J. Appl. Environ. Sci**. v.5, p.189–200. 2010.

NICOL, J. E. High-resolution surface temperature patterns related to urban morphology in a tropical city: a satellite-based study. **Journal of Applied Meteorology**, v.35, p. 135–146. 1996.

NICOL, J. E; WONG, M. S. Modeling urban environmental quality in a tropical city. **Landscape and Urban Planning**, v.73. p. 49–58. 2005.

OKE, T. R *et al*. A. **Urban Climate**. Cambridge. 525p. 2017.

OKE, T. R. The energetic basis of the urban heat island. Q. J. R. **Meteorol. Soc**. v.108, p.1–24. 1982. DOI: https://doi.org/10.1002/qj.49710845502.

PALME, M; LOBATO, A; CLAUDIO, C. Quantitative Analysis of Factors Contributing to Urban Heat Island Effect in Cities of Latin-American Pacific Coast. *In*: **4th International Conference on Countermeasures to Urban Heat Island (UHI)**.2016. Procedia Engineering. p.99 – 206. 2016.

PERERA, N. G. R; EMMANUEL, R. A. “Local Climate Zone” based approach to urban planning in Colombo, Sri Lanka. **Urban Climate**. DOI:http://dx.doi.org/10.1016/j.uclim.2016.11.006.2016.

PRATA, A. R. **Impacto da altura de edifícios nas condições de ventilação natural do meio urbano**. 2005. Tese (Doutorado em Arquitetura e Urbanismo). Faculdade de Arquitetura e urbanismo. Universidade de São Paulo, São Paulo. 2005. DOI: 10.11606/T.16.2005.tde-20012010-113103.

RATTI C. F; RICHENS, P. Urban texture analysis with image processing techniques. *In*: **Proceedings of the CAADFutures99**, Atalanta, GA. 1999.

RIBEIRO, H. Heat island in Sao Paolo, Brazil: effects on health. **Critical Public Health**, v.15, p.147–156. 2005.

ROTH, M; CHOW, W. T. A historical review and assessment of urban heat island research in Singapore. **Singapore Journal of Tropical Geography**, v.33(3), p.381–397. 2012.

SAILOR, D. J; DIETSCH, N. The urban heat island mitigation impact-screening tool (MIST). **Environmental Modelling & Software**, v.22(10), p.1529–1541. 2007.

SECRETARY FOR PLANNING AND SUSTAINABLE DEVELOPMENT. **Caracterização Socioeconômica de São Paulo Região Metropolitana da Baixada Santista**, 2011. Governo do Estado de São Paulo. Available in:http://www.planejamento.sp.gov.br/noti_anexo/files/uam/trabalhos/RMBS.pdf. Acesso em: 10 de Agosto de 2018.

SHARMA, R *et al*. Application of Urban Climate for an Asian tropical city—The case of Delhi. *In*: **Living planet symposium**, v.740, p.210. 2016.

SIU, L. W; KART, M. A. Quantifying urban heat island intensity in Hong Kong SAR, China. **Environmental Monitoring and Assessment**, v.185(5), p.4383–4398. 2013.

SOUZA, L. C. L. Thermal environment as a parameter for urban planning. **Energy Sustainable Development**, v. XI, n.4, p. 44-53. 2007.

STEWARD, I. D; OKE, T. R. Local climate zones for urban temperature studies. **Bull. Am. Meteorol. Soc.**, v.93, p.1879-1900. 2012, DOI:10.1175/bams-d-11-00019.1.

STEWART, I. Global Cities Institute, University of Toronto, Toronto, Canada, LCZ metric. Personal communication, 2016.

STEWART, I.D; OKE, T.R; KRAYENHOFF, E.S. Evaluation of the “local climate zone” scheme using temperature observations and model simulations. **Int. J. Climatol**., v.34, p.1062–1080. 2014.

TAN, Z; LAU, K. K; NG, E. Urban tree design approaches for mitigating daytime urban heat island effects in a high-density urban environment. **Energy and Buildings**, v.114, p.265–274. 2016.

THOMAS, G *et al*. Analysis of urban heat island in Kochi, India, using a modified local climate zone classification. **Procedia Environmental Sciences**, v.21, p.3–13. 2014.

TSO, C. P. A survey of urban heat island studies in two tropical cities. **Atmospheric Environment**, v.30, p.507–519. 1996.

UNITED NATIONS. Desa/Population Division. **World population/urbanization prospects**. Available in: https://population.un.org/wup/Maps/. Acesso em 10 de Agosto de 2018.

WONG, N. H; TAN, Y. P; LOH, L. F. Historical analysis of long-term climatic data to study urban heat islands in Singapore. **Architectural Science Review**, v.48, p.25–40. 2005.

WONG, N.H; YU, C. Study of green areas and urban heat island in a tropical city. **Habitat International**, v.29, p.547–558. 2005.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

ANÁLISE DA DURAÇÃO DAS SEQUÊNCIAS DE DIAS CHUVOSOS DAS CAPITAIS BRASILEIRAS VIA DISTRIBUIÇÃO GAMA GENERALIZADA DISCRETA TRUNCADA EM ZERO

ANALYSIS OF THE LENGTH OF WET SPELLS OF BRAZILIAN CAPITALS THROUGH ZERO TRUNCATED DISCRETE GENERALIZED GAMMA DISTRIBUTION

ANÁLISIS DE LA DURACIÓN DE SECUENCIAS DE DÍAS LLUVIOSOS DE CAPITALES BRASILEÑAS TRAVÉS DISTRIBUCIÓN GAMMA GENERALIZADO DISCRETO TRUNCADO EN CERO

Marta Eliane Echeverria Borges
Programa de Pós-Graduação em Bioestatística/Universidade Estadual de Maringá
marta_est@yahoo.com.br

Josmar Mazucheli
Universidade Estadual de Maringá
jmazucheli@gmail.com

Resumo: O conhecimento dos fatores climáticos é primordial para o direcionamento das decisões socioeconômicas de uma determinada região, especialmente, as informações referentes às características e dinâmicas da precipitação pluviométrica. Assim, este trabalho objetivou descrição da duração das sequências de dias chuvosos das séries históricas anuais das estações meteorológicas das capitais brasileiras, bem como avaliar o desempenho do ajuste dos dados à distribuição gama generalizada discreta truncada em zero e dos casos particulares. Todas as análises estatísticas foram realizadas no software R. Para o estudo foi utilizado a série histórica do período de 1 de janeiro de 1961 a 31 de dezembro de 2018. O limiar para considerar um período chuvoso foi acima de 5 mm de precipitação por dia. Sendo assim, com limiar estabelecido, constatou-se que ao longo das séries históricas avaliadas o maior número de dias chuvosos ocorreu na estação de Belém, enquanto a maior sequência de dias consecutivos chuvosos foi de 22 dias ocorrido em Fortaleza e a menor foi de 6 dias em Campo Grande. Ressalta-se que a distribuição gama generalizada discreta truncada em zero foi eficiente para ajustar todas as séries históricas das capitais brasileiras.

Palavras-chave: Sequências de dias chuvosos. Capitais brasileiras. Distribuição de probabilidade. Ajuste da distribuição.

Abstract: The knowledge of climatic factors is essential to direct socioeconomic decisions in a given region, especially the information regarding the characteristics and dynamics of rainfall. Thus, this paper aimed to describe the length of wet spells in the annual historical series of meteorological stations of the Brazilian capitals, as well as to evaluate the performance of the fit of the data to the zero truncated discrete generalized gamma distribution and of the particular cases. All statistical analyzes were performed using software R. For the study, the historical series from the period from January 1, 1961 to December 31, 2018 was used. The threshold for considering a rainy period was above 5 mm of precipitation per day. Thus, with an established threshold, it was found that throughout the historical series evaluated, the largest number of rainy days occurred at the Belém station, while the longest sequence of consecutive wet days was 22 days in Fortaleza and the shorter was 6 days in Campo Grande. The results indicated that the zero truncated discrete generalized gamma distribution was efficient to fit all the historical series of the Brazilian capitals.

Keywords: Length of wet spells. Brazilian capitals. Probability distribution. Distribution fit.

Resumen: El conocimiento de los factores climáticos es fundamental para orientar las decisiones socioeconómicas en una región determinada, especialmente la información sobre las características y dinámica de las precipitaciones. Así, este trabajo tuvo como objetivo describir de la duración de las secuencias de días lluviosos de la serie histórica anual de estaciones meteorológicas en las capitales brasileñas, bien como evaluar el desempeño del ajuste de los datos a la distribución gamma generalizada discreta truncada a cero y de los casos particulares. Todos los análisis estadísticos se realizaron mediante el software R. Para el estudio se utilizó la serie histórica del período comprendido entre el 1 de enero de 1961 y el 31 de diciembre de 2018. El umbral para considerar un período lluvioso fue superior a 5 mm de precipitación por día. Entonces, se puede observar que, a lo largo de la serie histórica evaluada, el mayor número de días lluviosos ocurrió en la estación de Belém, mientras que la mayor secuencia de días lluviosos consecutivos fue de 22 días en Fortaleza y el menor fue de 6 días en Campo Grande. Los resultados indicaron que la distribución gamma generalizada discreta truncada cero fue eficiente para ajustarse a todas las series históricas de las capitales brasileñas.

Palabras-clave: Secuencias de días lluviosos. Capitales brasileñas. Distribución de probabilidad. Ajuste de distribución.

Submetido em: 31/08/2020

Aceito para publicação em: 16/08/2021

Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

O conhecimento dos fatores climáticos é primordial para o direcionamento das decisões socioeconômicas de uma determinada região, especialmente, sobre a precipitação pluviométrica, um atributo determinante para estabelecer o planejamento e abastecimento de água de uso doméstico, industrial, agropecuário e na geração de energia.

Desta forma, a previsão do número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas pode ser um subsídio para os gestores públicos adotarem medidas preventivas para reduzir possíveis danos causados pela chuva e alertarem as comunidades para evitarem áreas de risco de deslizamentos e alagamentos. Şen (2015), Caloiero et al. (2015), Sukla et al. (2012) e Deni et al. (2010) ressaltaram sobre a relevância de obter informações sobre o número de períodos de chuva e seca para as áreas de gestão de recursos hídricos, planejamento e gerenciamento urbano, agrícola, industrial e ambiental.

Segundo Bazzano et al. (2007), o conhecimento das características da chuva permite a planificação mais segura de estruturas de conservação de solo (terraços, curvas de nível) e de práticas agrícolas que visem à conservação do solo por meio de manutenção de sua cobertura, assim como outras obras (barragens, canais escoadouros), e de estruturas hidráulicas de fluxo para águas pluviais, o que justifica sua determinação.

Na literatura tem-se pesquisadores como Deni et al. (2010), Deni e Jemain (2009) e Deni et al. (2008), que utilizaram em seus estudos algumas distribuições discretas de probabilidade para descreverem as características dos períodos chuvosos e secos das estações pluviométricas na Península da Malásia. Na Europa, Zolina et al. (2013) utilizaram as distribuições geométrica truncada e geométrica truncada fracionada para avaliar os períodos secos e chuvosos durante o período de 1950 a 2009.

Nas últimas décadas nota-se um grande número de distribuições discretas publicadas e muitas das distribuições contínuas desenvolvidas no passado foram discretizadas, como por exemplo as distribuições log-logística (PARA e JAN, 2016; KHORASHADIZADEH et al., 2013), Gama Generalizada (CHAKRABORTY, 2015), Gumbel (CHAKRABORTY e CHAKRAVARTY, 2014), Gama (CHAKRABORTY e CHAKRAVARTY, 2012), Lindley (GÓMEZ-DÉNIZ e CALDERIN-OJEDA, 2011), Burr (KRISHNA e PUNDIR, 2009), Maxwell (KRISHNA e PUNDIR, 2007), Rayleigh (ROY, 2004). No entanto, dentre as variedades de distribuições discretas propostas na literatura a distribuição Gama generalizada discreta se faz notório por dispor de dez casos

particulares que inclui algumas das distribuições discretizadas, como as distribuições discretas Gama, Maxwell e Rayleigh.

Também devido ao fato de a distribuição gama generalizada ser empregada em estudos climáticos, como por exemplo, Thurai e Bringi (2018) aplicaram tal distribuição em busca de ajuste melhores para o diâmetro de gotas de chuva. Assim como, Nadarajah e Gupta (2007) que usaram a mesma distribuição para ajustar os dados do Índice de Gravidade da Seca do estado de Nebraska. Por sua vez, Papalexiou e Koutsoyiannis (2016) constaram que essa distribuição contínua apresentou um desempenho muito bom para descrever a precipitação diária e mensal em estações dispostas por todos os continentes.

Diante do exposto, este trabalho teve como objetivo descrever a duração das sequências de dias chuvosos das séries históricas anuais das estações meteorológicas das capitais brasileiras, assim como avaliar o desempenho do ajuste dos dados à distribuição gama generalizada discreta truncada em zero e dos casos particulares.

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Análises dos dados

Determinação dos dados de estudo

O banco de dados utilizado no estudo foi levantado nos registros do portal do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) para maioria das estações das capitais, exceto para Campo Grande que foi obtido no portal da Agência Nacional das Águas (ANA). Ressalta-se que estação de Porto Velho não foi avaliada por falta de uma série histórica completa com no mínimo 25 anos. Quanto aos dados faltantes não houve preenchimento de falhas e foi estabelecido que a série anual devesse compor no mínimo com três meses de dados completos e consecutivos, caso contrário era descartado o ano.

O critério principal de seleção das estações meteorológicas das capitais brasileiras ocorreu devido elas serem classificadas em sete dos nove tipos de clima existentes no Brasil segundo Dubreuil et al. (2018). E por apresentarem uma abrangência temporal maior de registros de dados nessas estações.

Assim, para o estudo o período utilizado das séries históricas foi 1 de janeiro de 1961 a 31 de dezembro de 2018 para a maioria das estações meteorológicas como segue na

Tabela 1, na qual também constam as informações de latitude (lat.), longitude (lon.) e altitude (alt.).

Tabela 1 - Descrição das séries históricas das estações meteorológicas.

OMM	Estação	Séries históricas		lat.(º)	lon.(º)	alt.(m)
		início	final			
83096	Aracaju	01/01/61	31/12/18	-10,95	-37,04	4,72
82397	Fortaleza	01/01/61	31/12/18	-3,81	-38,53	26,45
82798	João Pessoa	01/01/61	31/12/18	-7,10	-34,86	7,43
82994	Maceió	01/01/61	31/12/18	-9,66	-35,70	64,5
82598	Natal	01/01/61	31/12/18	-5,91	-35,20	48,6
82994	Recife	01/03/61	31/12/18	-8,05	-34,95	10,00
83229	Salvador	01/01/61	31/12/18	-13,01	-38,53	51,41
82280	São Luís	01/01/71	31/12/18	-2,53	-44,21	50,86
82578	Teresina	01/01/71	31/12/18	-5,08	-42,81	74,36
82191	Belém	01/01/61	31/12/18	-1,43	-48,43	10,00
82024	Boa Vista	01/01/72	31/12/18	2,82	-60,66	83,00
82098	Macapá	01/01/68	31/12/18	-0,05	-51,11	14,46
82331	Manaus	01/01/61	31/12/18	-3,10	-60,01	61,25
83033	Palmas	01/01/94	31/12/18	-10,19	-48,30	280,00
82915	Rio Branco	01/06/69	31/12/18	-9,96	-67,8	160,00
83377	Brasília	01/05/62	31/12/18	-15,78	-47,92	1159,54
205401	Campo Grande	01/01/76	31/12/18	-20,45	-54,62	562,00
83361	Cuiabá	01/01/61	31/12/18	-15,61	-56,10	145,00
83423	Goiânia	01/01/61	31/12/18	-16,66	-49,25	741,48
83587	Belo Horizonte	01/01/61	31/12/18	-19,93	-43,93	915,00
83743	Rio de Janeiro	01/01/61	31/12/16	-22,89	-43,18	11,10
83781	São Paulo	01/01/61	31/12/18	-23,50	-46,61	792,06
83648	Vitória	01/01/61	31/12/18	-20,31	-40,31	36,20
83842	Curitiba	01/01/61	31/12/18	-25,43	-49,26	923,50
83897	Florianópolis	01/01/61	31/12/18	-27,58	-48,56	1,84
83967	Porto Alegre	01/01/61	31/12/18	-30,05	-51,16	46,97

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Análise Exploratória

Inicialmente foi estabelecido o limiar para fazer a contagem das sequências com lâminas superior a 5 mm de chuva por dia, pois a intensidade da precipitação acumulada em 24 horas inferior a 5 mm é considerada chuva muito fraca ou chuvisco na literatura, então decidiu-se trabalhar com no mínimo chuva fraca (GOUVEA et al., 2018; SOUZA et al., 2012; LEITE et al., 2011).

De acordo com Mandapaka et al. (2016), o período chuvoso é caracterizado como o número de dias consecutivos com precipitação maior a um limite específico, em seus estudos esses pesquisadores utilizaram os limiares 0,1 e 1 mm/dia. Enquanto Sukla et al. (2012) definiram um dia chuvoso com pelo menos 2,5 mm de chuva, caso contrário era considerado um dia seco (< 2,5 mm). Ao passo que Zolina et al. (2013) utilizaram o limiar acima de 1 mm/dia para o período chuvoso. Moreira et al. (2010) também consideram dias chuvosos com limiar superior a 5 mm/dia.

Assim, a contagem das sequências de dias chuvosos foi realizada por meio da função *rle* pertencente à biblioteca base do software R, então foi realizada a análise exploratória dos dados.

Estimação de máxima verossimilhança

Para estimar os parâmetros via método da máxima verossimilhança, primeiramente, foi averiguado se as observações são independentes e identicamente distribuídas. Com o teste Wald-Wolfowitz verificou-se a aleatoriedade das séries, em que tal teste foi realizado no software R por meio da função *ww.test*. Também utilizou o teste Mann-Kendall sob a hipótese H_0 de verificar se observações são independentes e identicamente distribuídas pela função *mk.test*. Ambos os testes foram realizados via biblioteca *trend* (POHLERT, 2018).

Diante disso, a estimação foi executada pela função *fitdist* da biblioteca *fitdistplus* do software R (DELIGNETTE-MULLER e DUTANG, 2015). Ressalta-se que as estimativas intervalares dos parâmetros foram determinadas pelo método Delta (DAVISON, 2003).

Teste de Aderência

O teste de aderência qui-quadrado foi utilizado para verificar se a distribuição de probabilidade utilizada se ajusta a série de dados avaliados. Tal teste foi realizado pela função *gofstat* do pacote *fitdistplus* do software estatístico R (DELIGNETTE-MULLER e DUTANG, 2015). Para discriminar a melhor distribuição entre os casos particulares da distribuição Gama generalizada discreta truncada em zero, os critérios de informação de Akaike (AIC) e bayesiano (BIC) foram determinados também pela função *gofstat*.

Distribuição de probabilidade

Distribuição gama generalizada discreta

Por meio do método de discretização Chakraborty (2015) utilizou a função de sobrevivência da distribuição gama generalizada (STACY, 1962) para obter uma distribuição discreta. Os pioneiros desse método de discretização foram Toshio Nakagawa e Shunji Osaki em 1975, vale ressaltar que é um dos métodos mais utilizados na literatura. Assim, uma variável aleatória discreta X tem distribuição gama generalizada discreta se sua função massa de probabilidade é dada por:

$$P(X = x \mid k, \theta, c) = \frac{1}{\Gamma(k)}\left[\Gamma\left(k, \left(\frac{x}{\theta}\right)^{c}\right) - \Gamma\left(k, \left(\frac{x+1}{\theta}\right)^{c}\right)\right] \qquad (1)$$

em que $x=0,1,2,\ldots$; $\theta>0$ o parâmetro escala, $k>0$ e $c>0$ são os parâmetros de forma. Denotada por $GaGD(k,\theta,c)$, essa distribuição reduz em *10* casos particulares, tais como: a distribuição gama discreta quando tem-se o parâmetro $c=1$; já com os parâmetros $c=1$ e $\theta=1$ tem-se a distribuição gama discreta com um parâmetro; obtém-se a Geométrica quando têm-se $c=1$ e $k=1$; se os parâmetros forem $c=1$ e $\theta=1$ tem-se a Weibull discreta; com $c=2$ e $k=1$ obtêm-se a distribuição Rayleigh discreta; entre outras distribuições.

Distribuição truncada em zero

Em diversas situações existem análises que a exclusão da não ocorrência do fenômeno probabilístico pode originar melhores resultados, como por exemplo, no estudo sobre número de dias que o paciente ficou internado numa clínica de reabilitação, ou o número de itens na cesta dos clientes na fila do caixa rápido do supermercado, ou o número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas no ano num ambiente de clima tropical. Esses exemplos têm algo em comum, pois eles não têm incluso o valor zero, ou seja, o paciente ficou internado pelo menos um dia na clínica, o cliente ficará na fila do pagamento se tiver no mínimo um item para comprar e ao menos terá um dia chuvoso.

Assim, ao retirar da distribuição em estudo à ocorrência de zero ou algum limiar máximo ou mínimo que não pertence ao objetivo do estudo tem-se a distribuição truncada, ou seja, o truncamento é uma característica da distribuição de probabilidade da qual as

observações provêm da não ocorrência de eventos que não sejam adequadamente modelados pela distribuição, então se restringir o domínio original da variável tem-se o modelo truncado (GREENE, 2012).

Segundo Zuur et al. (2009), a forma mais comum de truncamento é a omissão do valor zero. A solução de modificar a distribuição excluindo as observações com zero é chamado de distribuição truncada em zero. Assim, de acordo com Boswell et al. (1979), quando a=1, $b\rightarrow\infty$ e X uma variável aleatória discreta tem-se que a função massa de probabilidade da distribuição truncada em zero é dada por:

$$P(X=x)=\frac{P(X=x)}{\sum_a^b P(X=a)}=\frac{P(X=x)}{\sum_1^\infty P(X=1)}=\frac{P(X=x)}{1-P(X=0)}\ ; \qquad x=1,2,3,\ldots \qquad (2)$$

Distribuição gama generalizada discreta truncada em zero

Considerando que o fato de não chover é a ocorrência que pertence ao período de dias secos, assim para estudar o número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas, o zero (0 mm) ou um limiar máximo determinado não faz parte da amostragem, então foi proposto truncar em zero a distribuição gama generalizada discreta. Deste modo, tomando a função massa de probabilidade (1) e truncando em zero essa distribuição conforme a função (2) tem-se que:

$$P(X=x\mid k,\theta,c)=\frac{\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)^c\right)-\Gamma\left(k,\left(\frac{x+1}{\theta}\right)^c\right)\right]}{\Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)^c\right)} \qquad (3)$$

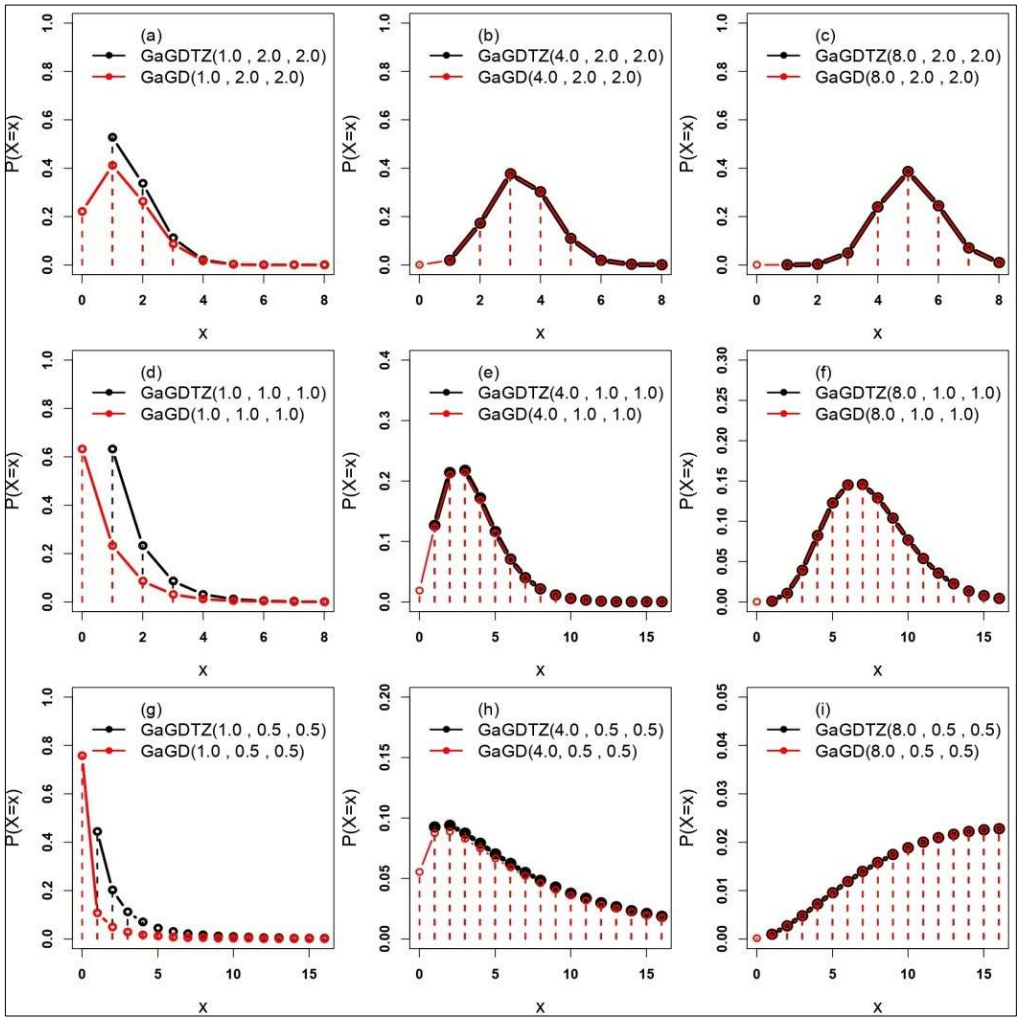
em que x=1,2,3,...; θ>0, k>0 e c>0. A distribuição gama generalizada discreta truncada em zero é denotada por *GaGDTZ*(k,θ,c).

Observando a Figura 1, pode-se notar que a forma do alinhamento da função massa de probabilidade da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) é unimodal. Salientando que para os valores dos parâmetros estabelecidos nas Figuras (1a), (1d) e (1g) a distribuição da curva é decrescente com a moda centrada em um, enquanto que nas outras figuras observou-se curva assimétrica apresentando o mesmo contorno da distribuição GaGD(k,θ,c), porém iniciando no valor 1.

Ressalta-se também a flexibilidade da distribuição, por exemplo, para os parâmetros estabelecidos na Figura (1a), exatamente, no ponto *5* a probabilidade está próxima de zero,

isto é, P(X=5 | k=1, θ=2, c=2) ≅ 0, enquanto que no ponto 5 da Figura (1d) tem-se P(X=5 | k=1, θ=1, c=1) > 1%, já na Figura (1g) tem-se no ponto 5 a P(X=5 | k=1, θ=0,5, c=0,5) > 4%, tais fatos são importantes na descrição do número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas devido a diversidade climática e consequentemente a amplitude das ocorrências dessas sequências diferem entre as estações meteorológicas.

Figura 1 - Representação gráfica das funções massa de probabilidade *GaGDTZ*(k,θ,c) e *GaGD*(k,θ,c) para algumas configurações .



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Para a obtenção das estimativas dos parâmetros da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c), uns dos métodos utilizados é da máxima verossimilhança, em que os estimadores são obtidos por meio da maximização da função de verossimilhança. Assim se a amostra aleatória x_1,x_2,...,x_n for independente e identicamente distribuída, tem-se a função de verossimilhança dada por:

$$L(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = \prod_{i=1}^{n} \frac{\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)^{c},\left(\frac{x+1}{\theta}\right)^{c}\right)\right]}{\Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)^{c}\right)} \qquad (4)$$

aplicando o logaritmo natural em (4) tem-se a função de log verossimilhança:

$$l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = \sum_{1}^{n} log\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)^{c},\left(\frac{x+1}{\theta}\right)^{c}\right)\right] - \sum_{i=1}^{n} log\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)^{c}\right)\right] \quad . \qquad (5)$$

Deste modo, as estimativas de *k*, θ e *c* são as raízes do sistema formado pelas derivadas parciais de (5), isto é, $\frac{\partial}{\partial k} l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = 0$, $\frac{\partial}{\partial \theta} l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = 0$ e $\frac{\partial}{\partial c} l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = 0$, no entanto as equações de verossimilhança não têm solução de forma fechada, havendo necessidade de um método numérico para encontrar a solução deste sistema não linear.

Saliente-se ainda que distribuições relevantes podem ser obtidas a partir da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), denominados de casos particulares ou especiais, que seguem apresentados no Quadro 1.

Quadro 1 - Casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*).

Parâmetro	Distribuição
c=1	gama discreta truncada em zero $P(X = x \mid k,\theta) = \left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)\right) - \Gamma\left(k,\left(\frac{x+1}{\theta}\right)\right)\right] \Big/ \Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)\right)$ em que $x = 1,2,3,\ldots; k > 0;\ \theta > 0$
c=1 θ=1	gama discreta truncada em zero com um parâmetro $P(X = x \mid k) = [\Gamma(k,x) - \Gamma(k,x+1)]/\Gamma(k)$ em que $x = 1,2,3,\ldots; k > 0$
k=1	Weibull discreta truncada em zero $P(X = x \mid q,c) = \left[q^{x^c} - q^{(x+1)^c}\right]/q^c$ em que $q = e^{-(1/\theta)^c}; x = 1,2,3,\ldots; 0 < q < 1;\ c > 0$
c=1 *k*=1	geométrica truncada em zero (Klugman et al., 2012) $P(X = x \mid q) = \left[q^x - q^{(x+1)}\right]/q = (1-q)q^{x-1}$ em que $q = e^{-(1/\theta)}; x = 1,2,3,\ldots; 0 < q < 1$
c=2 *k*=1	Rayleigh discreta truncada em zero $P(X = x \mid q) = \left[q^{x^2} - q^{(x+1)^2}\right]/q^2$ em que $q = e^{-(1/\theta)^2}; x = 1,2,3,\ldots; 0 < q < 1$

Quadro 1 - Casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c). (*Continuação)*...

Parâmetro	Distribuição
$c=2$ $k \to k/2$	Rayleigh generalizada discreta truncada em zero $P(X = x \mid k, \theta) = \left[\Gamma\left(\frac{k}{2}, \left(\frac{x}{\theta}\right)^2\right) - \Gamma\left(\frac{k}{2}, \left(\frac{x+1}{\theta}\right)^2\right)\right] \Big/ \Gamma\left(\frac{k}{2}, \left(\frac{1}{\theta}\right)^2\right)$ em que $x = 1,2,3, \ldots; k > 0;\ \theta > 0$
$c=2$ $k \to 3/2$ $\theta \to \sqrt{\theta}$	Maxwell-Boltzmann discreta truncada em zero $P(X = x \mid \theta) = \left[\Gamma\left(\frac{3}{2}, \left(\frac{x}{\theta}\right)^2\right) - \Gamma\left(\frac{3}{2}, \left(\frac{x+1}{\theta}\right)^2\right)\right] \Big/ \Gamma\left(\frac{3}{2}, \left(\frac{1}{\theta}\right)^2\right)$ em que $x = 1,2,3, \ldots;\ \theta > 0$
$c=2$ $k \to 1/2$	half-normal discreta truncada em zero $P(X = x \mid a, b) = \left[\Phi\left(b\sqrt{2}\right) - \Phi\left(a\sqrt{2}\right)\right] / \Phi\left((b-a)\sqrt{2}\right)$ em que $a = x/\theta; b = (x+1)/\theta;\ x = 1,2,3, \ldots; b > a > 0;\ \theta > 0$
$k \to \infty$ $\mu = log\ \theta + 1/c\ \ log\ k$ $\sigma = 1/c\sqrt{k}$	log-normal discreta truncada em zero $P(X = x \mid \mu, \sigma) = \left[\Phi\left(\frac{log(x+1) - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{log(x) - \mu}{\sigma}\right)\right] \Big/ \Phi\left(\frac{-\mu}{\sigma}\right)$ em que $x = 1,2,3, \ldots; \mu > 0;\ \sigma > 0$
$c=2$	hidrografic discreta truncada em zero $P(X = x \mid k, \theta) = \int_x^{x+1} u^{(2k-1)} e^{-(u/\theta)^2} du \Big/ \int_1^{\infty} u^{(2k-1)} e^{-(u/\theta)^2} du$ em que $x = 1,2,3, \ldots; k > 0;\ \theta > 0$

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Análise Exploratória

A análise exploratória da duração das sequências de dias chuvosos para as séries históricas das capitais brasileiras indicou por meio do coeficiente de variação que variabilidade dos dias sucessivos de chuvas apresentou-se grande, uma vez que o menor coeficiente de variação foi superior a 47% (Tabela 2). Deste modo, destaca-se que a moda e a mediana foram de 1 dia para todas as capitais, isto é, sem dias consecutivos de chuvas, evidenciando as estações de Campo Grande e Cuiabá que também foram de 1 dia no terceiro quartil, significando que 75% dos dias chuvosos das séries avaliadas não tiveram chuvas no dia seguinte. Ressalta-se ainda que o máximo do tamanho das sequências de dias

chuvosos em Campo Grande foi de 6 dias e em Cuiabá foi de 7 dias, as menores sequências máximas entre as capitais e o maior ocorreu em Fortaleza (Tabela 2).

Tabela 2 - Análise descritiva da duração das sequências de dias chuvosos das séries históricas de 1961 a 2018 das estações meteorológicas.

Estação	n	mo	md	Q_3	$\bar{x}$	max	A	sd	cv (%)
Aracaju	3101	1	1	2	1,69	15	14	1,20	71,17
Fortaleza	3237	1	1	2	1,90	22	21	1,56	81,91
João Pessoa	4059	1	1	2	1,80	12	11	1,26	70,30
Maceió	3818	1	1	2	1,98	16	15	1,60	80,78
Natal	2916	1	1	2	1,69	12	11	1,18	69,76
Recife	5560	1	1	2	1,92	16	15	1,50	78,52
Salvador	4080	1	1	2	1,79	13	12	1,29	71,97
São Luís	4086	1	1	2	1,95	15	14	1,51	77,51
Teresina	2164	1	1	2	1,53	10	9	1,01	65,82
Belém	8273	1	1	2	2,03	15	14	1,72	84,79
Boa Vista	2830	1	1	2	1,73	14	13	1,26	72,67
Macapá	5565	1	1	2	1,96	11	10	1,47	75,09
Manaus	5444	1	1	2	1,61	16	15	1,06	65,73
Palmas	1895	1	1	2	1,60	10	9	1,02	64,02
Rio Branco	3867	1	1	2	1,47	10	9	0,89	60,14
Brasília	3937	1	1	2	1,68	12	11	1,19	70,99
Campo Grande	2106	1	1	1	1,29	6	5	0,61	47,56
Cuiabá	2995	1	1	1	1,44	7	6	0,85	59,04
Goiânia	4210	1	1	2	1,65	10	9	1,12	67,94
Belo Horizonte	3413	1	1	2	1,82	15	14	1,42	77,73
Rio de Janeiro	1795	1	1	2	1,48	8	7	0,82	55,25
São Paulo	3984	1	1	2	1,58	10	9	0,99	63,30
Vitória	2628	1	1	2	1,56	10	9	0,99	63,78
Curitiba	3845	1	1	2	1,54	10	9	0,91	59,01
Florianópolis	3268	1	1	2	1,57	9	8	0,94	59,83
Porto Alegre	3835	1	1	2	1,48	9	8	0,82	55,71

Legenda: moda (mo); mediana (md); 3º quartil (Q_3); média ($\bar{x}$); amplitude (A); valor máximo (max); desvio padrão (sd); coeficiente de variação (cv).

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

No estudo de Li et al. (2017), caracterizando os períodos úmidos e secos da China, tais pesquisadores declararam que o período de 1 dia de chuva dominava sobre todos os climas (>0,1mm/dia), o mesmo foi observado para o 1 dia sem chuva consecutiva. Nas quatro estações meteorológicas da região do delta de Mahanadi na Índia (Bhubaneswar, Cuttack, Paradip e Puri) avaliadas por Sukla et al. (2012), também apresentaram variabilidade alta e moda de 1 dia chuvoso (≥2,5mm/dia). O mesmo resultado foi constatado por Deni et al. (2010) (≥1,0mm/dia), Deni e Jemain (2009) (>0,1mm/dia), Deni et al. (2008)

(>0,1mm/dia) em que as estações pluviométricas avaliadas apresentaram moda 1 e variabilidade alta no tamanho de dias chuvosos. No trabalho de Zolina et al. (2013) estações europeias também apresentaram moda 1 dia chuvoso (>1,0mm/dia).

Salienta-se que a validade das suposições de que as séries históricas na duração das sequências de dias chuvosos das capitais, com nível de significância de 5%, mostraram-se independentes e identicamente distribuídas, segundo os testes Mann-Kendall e Wald-Wolfowitz.

O teste de qualidade de ajuste indicou que a distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) apresenta um bom ajuste à duração das sequências de dias chuvosos das estações meteorológicas das capitais brasileiras, isto é, com nível de significância de 1% o teste qui-quadrado (χ^2) de aderência apontou que todas as estações apresentaram ajustes adequados. Tal ajuste mostrou-se também adequado com nível de significância de 10% exceto para estação de São Paulo (Tabela 3).

Tabela 3 - Teste de aderência qui-quadrado da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) ajustada à duração das sequências de dias chuvosos das capitais brasileiras de 1961 a 2018.

Estatística do teste	**Estação**					
Nordeste	Aracaju	Fortaleza	João Pessoa	Maceió		Natal
χ^2	5,005	10,215	0,4033	9,030		5,173
p valor	0,543	0,422	0,999	0,250		0,522
Nordeste	Recife		Salvador	São Luís		Teresina
χ^2	11,073		1,223	7,008		2,815
p valor	0,271		0,543	0,428		0,589
Norte	Belém	Boa Vista	Macapá	Manaus	Palmas	Rio Branco
χ^2	7,816	5,114	5,751	1,876	2,896	5,079
p valor	0,647	0,529	0,569	0,759	0,575	0,166
Centro-Oeste	Brasília		Campo Grande	Cuiabá		Goiânia
χ^2	6,315		1,662	4,823		4,050
p valor	0,277		0,197	0,185		0,399
Sudeste	Belo Horizonte		Rio de Janeiro	São Paulo		Vitória
χ^2	3,209		1,020	6,802		3,910
p valor	0,201		0,600	0,033		0,418
Sul	Curitiba		Florianópolis		Porto Alegre	
χ^2	2,170		3,159		5,501	
p valor	0,141		0,368		0,139	

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Análise dos casos particulares

Para análise dos casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) os resultados foram apresentados por regiões.

Região Nordeste

A Tabela 4 apresenta as estimativas intervalares dos parâmetros da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), juntamente com as análises das distribuições dos casos particulares, porém, consta apenas os testes de aderência para pelo menos duas estações com ajuste adequado, consequentemente, também para os critérios informações AIC e BIC.

Assim, descrevendo a estação de Aracaju (Tabela 4), tem-se que o intervalo de confiança (IC) de *95%* do parâmetro *c* não contém o valor 2, sugerindo que a distribuição estudada não reduzirá nas distribuições discretas truncadas em zero: Rayleigh, Rayleigh generalizada, hidrografic, Maxwell e half-normal. Mas contém o valor 1 nas estimativas intervalares dos parâmetros *c*, θ, *k*, indicando que a distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) pode reduzir nas distribuições discretas truncadas em zero: Gama (*GaDTZ*(*k*,θ)), Gama com 1 parâmetro (*GaDTZ*(*k*)), Geométrica (*GeoTZ*(*q*)), Weibull (*WeDTZ*(*q*,*c*)). No entanto, as distribuições *GaDTZ*(*k*) e *GeoTZ*(*q*) não tiveram ajustes adequados, possivelmente, pela amplitude da duração das sequências de chuvas ser extensa e pelas frequências dos valores esperados dessas duas distribuições divergirem dos valores observados. Acrescenta-se ainda que a estimativa intervalar do parâmetro *k* parece ser longa, um indicativo que a distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) pode reduzir na distribuição log-normal discreta truncada em zero (*LNDTZ*(*μ*,*σ*)), como confirmado pelo teste de aderência.

Tabela 4 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Nordeste de 1961 a 2018.

Estação / Par		IC (95%) LI	IC (95%) LS	Teste / Critérios	Distribuição GaDTZ	Distribuição WeDTZ	Distribuição LNDTZ
Aracaju				χ^2	3,639	2,634	1,814
	k	0,210	8,799	p valor	0,725	0,853	0,874
	θ	0,049	4,637	AIC	4181,0	**4179,9**	4181,2
	c	0,443	1,152	BIC	4192,1	**4190,9**	4197,7
Fortaleza				χ^2	11,822	8,338	3,695
	k	1,348	8,689	p valor	0,159	0,401	0,814
	θ	0,009	1,003	AIC	4457,9	4453,8	**4449,9**
	c	0,382	0,716	BIC	4468,8	**4464,6**	4466,2
João Pessoa				χ^2	1,701	1,057	1,565
	k	0,305	9,345	p valor	0,974	0,994	0,955
	θ	0,051	5,612	AIC	**5573,6**	**5573,2**	5577,2
	c	0,449	1,266	BIC	**5585,0**	**5584,6**	5594,3

Tabela 4 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Nordeste de 1961 a 2018. (*Continuação)...*

Estação / Par		IC (95%) LI	IC (95%) LS	Teste / Critérios	Distribuição GaDTZ	Distribuição WeDTZ	Distribuição LNDTZ
Maceió				χ^2	10,775	9,213	11,226
	k	0,204	7,332	p valor	0,215	0,325	0,129
	θ	0,067	5,830	AIC	**5264,9**	**5264,0**	5269,0
	c	0,433	1,120	BIC	**5276,0**	**5275,1**	5285,7
Natal				χ^2	7,113	5,726	3,529
	k	0,173	5,504	p valor	0,311	0,455	0,619
	θ	0,169	3,865	AIC	3937,1	**3936,0**	**3936,1**
	c	0,555	1,258	BIC	3948,1	**3946,9**	3952,4
Recife				χ^2	4,163	3,061	6,817
	k	0,320	6,760	p valor	0,900	0,962	0,556
	θ	0,058	4,105	AIC	7661,0	**7659,6**	7665,1
	c	0,441	1,032	BIC	7673,0	**7671,6**	7683,0
Salvador				χ^2	2,668	2,019	2,977
	k	0,186	9,593	p valor	0,849	0,918	0,704
	θ	0,061	6,655	AIC	**5588,2**	**5587,5**	5590,9
	c	0,446	1,321	BIC	**5599,7**	**5598,9**	5608,1
São Luís				χ^2	7,806	7,096	9,556
	k	0,257	7,421	p valor	0,453	0,526	0,215
	θ	0,070	5,538	AIC	**5644,6**	**5644,0**	5649,3
	c	0,447	1,161	BIC	**5655,3**	**5654,8**	5666,2
Teresina				χ^2	18,860	1,799	3,386
	k	< 0,000	6,498	p valor	0,0008	0,773	0,336
	θ	0,750	2,119	AIC		**2776,7**	2780,9
	c	0,702	1,189	BIC		**2787,2**	2796,6

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Em todas as estações das capitais da Região Nordeste pode-se notar uma amplitude longa e o valor 1 contido nas estimativas intervalares dos parâmetros *k* e θ, contudo constatou-se pelo teste qui-quadrado que as distribuições *WeDTZ*(*q*,*c*) e *LNDTZ*(*μ*,*σ*) foram adequadas para todas as capitais. Com ajuda dos critérios de informações AIC e BIC verificou-se que a distribuição *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentou o melhor desempenho nos ajustes ao número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas para todas as estações, exceto em Fortaleza que AIC foi menor para a distribuição *LNDTZ(μ,σ)* (Tab. 4).

Região Norte

Avaliando as estimativas intervalares dos parâmetros apresentadas na Tabela 5, constatou-se que o valor 2 não está contido nos intervalos dos parâmetros *c,* mas o valor 1 está contido nos intervalos dos parâmetros *k,* θ, *c* das estações avaliadas, exceto a de Manaus, dessa forma sugerindo que a distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) pode reduzir em alguns dos seus casos particulares.

Tabela 5 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição GaGDTZ(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas ao tamanho das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Norte de 1961 a 2018.

Estação / Par	IC (95%) LI	LS	Teste / Critérios	Distribuição GaDTZ	GaD1TZ	WeDTZ	LNDTZ
Belém			χ^2	10,404	2029,02	7,785	13,528
k	0,016	5,780	p valor	0,494	< 0,000	0,732	0,196
θ	0,391	5,442	AIC	**11343,2**		**11342,4**	11352,9
c	0,549	1,154	BIC	**11355,8**		**11355,0**	11371,8
Boa Vista			χ^2	4,343	59,344	4,160	5,816
k	0,021	8,856	p valor	0,630	< 0,000	0,655	0,325
θ	0,254	5,706	AIC	**3841,4**		**3841,3**	3845,5
c	0,547	1,394	BIC	3879,3		**3861,7**	3869,3
Macapá			χ^2	6,612	1934,15	5,513	7,586
k	0,177	7,010	p valor	0,579	< 0,000	0,702	0,371
θ	0,134	6,737	AIC	**7702,0**		**7701,7**	7709,9
c	0,492	1,372	BIC	**7713,9**		**7713,6**	7727,7
Manaus			χ^2	3,516	11,877	2,960	2,361
k	1,446	11,773	p valor	0,621	0,065	0,706	0,670
θ	0,007	1,184	AIC	7215,2	7222,4	7213,6	**7212,0**
c	0,398	0,831	BIC	7227,4	7228,6	**7225,8**	7230,4
Palmas			χ^2	4,371	5,724	4,058	1,850
k	0,855	9,556	p valor	0,358	0,334	0,398	0,604
θ	0,027	2,085	AIC	**2510,9**	**2510,0**	**2510,5**	**2510,1**
c	0,462	1,028	BIC	2521,0	**2515,0**	2520,6	2525,3
Rio Branco			χ^2	5,216	8,444	5,094	6,186
k	0,006	8,718	p valor	0,266	0,133	0,278	0,103
θ	0,493	3,270	AIC	**4853,5**	**4853,7**	**4853,3**	4857,0
c	0,727	1,448	BIC	4865,2	**4859,6**	4865,1	4874,6

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Assim sendo, o teste qui-quadrado mostrou que as distribuições *GaDTZ*(*k*,θ), *WeDTZ*(*q*,*c*) e *LNDTZ(μ,σ)* apresentaram-se bem ajustadas ao tamanho das sequências de dias chuvosos para todas as estações, enquanto que as distribuições *GaDTZ*(*k*) e *GeoTZ*(*q*) não foram adequadas em todas as capitais da Região Norte (Tabela 5).

Deste modo, com auxílio dos critérios de informação exposta na Tabela 5 pode-se constatar que as distribuições *WeDTZ*(*q*,*c*) e *GaDTZ*(*k*,θ) apresentaram os melhores ajustes para maioria das estações, exceto para estação de Manaus em que o critério AIC para distribuição *LNDTZ(μ,σ)* apresentou o menor valor, mas o critério BIC foi menor para *WeDTZ*(*q*,*c*).

Região Centro-Oeste

Analisando as estimativas intervalares dos parâmetros *k,* θ*, c*, apresentadas na Tabela 6, pode-se observar que o valor 1 está contido nos intervalos, mas amplitude do intervalo de confiança do parâmetro *k* foi longa apenas para estação de Cuiabá, isso refletiu na redução

da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) em *LNDTZ*(*μ*,*σ*), observou-se também que as distribuições *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentaram ajustes adequados à duração das sequências de dias chuvosos para todas as capitais da Região Centro-Oeste.

Tabela 6 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Centro-Oeste de 1961 a 2018.

Estação	IC (95%)		Teste	Distribuição	
/ Par	LI	LS	/Critérios	GaDTZ	WeDTZ
Brasília			χ^2	5,531	7,114
k	0,555	1,835	p valor	0,355	0,212
θ	0,647	1,931	AIC	**5279,5**	5281,4
c	0,830	1,229	BIC	**5291,0**	5293,0
Campo Grande			χ^2	1,480	1,533
k	0,598	1,705	p valor	0,477	0,465
θ	0,723	1,411	AIC	**2247,4**	**2247,5**
c	1,095	1,499	BIC	2258,2	2258,3
Cuiabá			χ^2	5,179	4,678
k	0,029	5,466	p valor	0,269	0,322
θ	0,312	2,812	AIC	**3681,8**	**3681,6**
c	0,658	1,319	BIC	3693,1	3692,9
Goiânia			χ^2	4,356	5,377
k	< 0,000	1,927	p valor	0,499	0,372
θ	1,620	2,592	AIC	**5625,5**	**5626,5**
c	0,939	1,314	BIC	**5637,2**	**5638,2**

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Assim, com auxílio dos critérios de informações AIC e BIC para discriminar o melhor desempenho do ajuste entre as distribuições particulares, constatou-se que *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentaram valores muito próximos, exceto para estação de Campo Grande que a distribuição mais adequada para o ajuste foi a *GeoTZ*(*q*) (χ^2=1,640; p valor=0,650; AIC=2245,6; BIC=2250,9).

Região Sudeste

Avaliando as estimativas intervalares da Região Sudeste apresentadas na Tabela 7, notou-se em comum que os intervalos de confiança do parâmetro *c* contém o valor 1 para a maioria das estações, com exceção da estação de São Paulo. Assim, pode-se constatar que a

distribuição *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentaram um bom desempenho no ajuste do tamanho das sequências de chuvas das estações de Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Vitória. Contudo, a estação de São Paulo não seguiu o mesmo resultado, pois apenas a distribuição *LNDTZ(μ,σ)* não foi rejeitada, com nível de 1% de significância, no teste de aderência, como já sinalizado na estimação intervalar.

Tabela 7 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Sudeste de 1961 a 2018.

Estação	IC (95%)		Teste	Distribuição			
/ Par	LI	LS	/Critérios	GaDTZ	WeDTZ	LNDTZ	GeoTZ
Belo Horizonte			χ^2	10,752	10,022	13,598	56,202
k	<0,000	7,875	p valor	0,096	0,124	0,035	< 0,000
θ	1,419	2,764	AIC	4662,8	**4661,9**	4668,1	
c	0,777	1,150	BIC	**4673,9**	**4673,0**	4677,2	
Rio de Janeiro			χ^2	0,862	0,818	2,791	3,078
k	0,141	6,678	p valor	0,835	0,845	0,248	0,545
θ	0,276	4,197	AIC	**2268,3**	**2268,4**	2271,4	**2268,2**
c	0,686	1,822	BIC	2278,5	2278,6	2286,7	**2273,3**
São Paulo			χ^2	20,031	18,425	6,421	22,062
k	3,141	8,661	p valor	0,001	0,002	0,267	0,001
θ	0,017	0,241	AIC			**5225,1**	
c	0,474	0,682	BIC			**5236,7**	
Vitória			χ^2	4,984	4,166	1,804	10,772
k	0,475	8,942	p valor	0,418	0,526	0,772	0,096
θ	0,037	2,862	AIC	**3437,0**	**3436,3**	**3436,4**	3438,6
c	0,467	1,106	BIC	3447,8	3447,1	3452,7	**3444,0**

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Para discriminar a melhor distribuição dos casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), os critérios de informações AIC e BIC apresentaram valores muito próximos entre as distribuições, indicando que *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) forneceram os melhores ajustes à duração das sequências de dias chuvosos para todas as capitais da Região Sudeste, exceto em São Paulo que a distribuição *LNDTZ*(*μ*,*σ*) apresentou melhor desempenho (Tabela 7).

Região Sul

Observa-se que o intervalo de confiança do parâmetro *c* contém o valor 1 nas estações de Curitiba e Florianópolis, enquanto que na estação de Porto Alegre não contém, mas nota-se uma amplitude longa da estimativa intervalar do parâmetro *k*, podendo constatar que isso reflete nos ajustes adequados indicados pelo teste qui-quadrado, ou seja, houve bons ajustes com distribuições *GaDTZ*(*k*,θ), *GeoTZ*(*q*), *GaDTZ*(*k*). Assim como para a distribuição *LNDTZ*(*μ*,*σ*) que a amplitude intervalar do parâmetro *k* mostrou-se ser longa, bem como a distribuição *WeDTZ*(*q*,*c*) que contém valor 1 na estimativa intervalar do parâmetro θ nas estações de Curitiba (χ^2=3,038; p valor=0,551; AIC=4977,0; BIC=4988,6) e Florianópolis (χ^2=2,037; p valor=0,729; AIC=4286,6; BIC=4297,9) (Tabela 8).

Tabela 8 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Sul - 1961 a 2018.

Estação	IC(95%)		Teste	Distribuição			
/ Par	LI	LS	/ Critérios	GaDTZ	GaD1TZ	LNDTZ	GeoTZ
Curitiba			χ^2	3,041	3,304	6,216	3,037
k	0,106	8,415	p valor	0,551	0,653	0,102	0,694
θ	0,189	5,289	AIC	4977,0	**4975,3**	4982,3	**4975,0**
c	0,593	1,751	BIC	4988,6	**4981,2**	4999,8	**4980,8**
Florianópolis			χ^2	2,044	2,059	6,162	2,038
k	0,081	8,610	p valor	0,728	0,841	0,104	0,844
θ	0,227	5,923	AIC	4286,7	**4284,8**	4293,7	**4284,7**
c	0,599	1,880	BIC	4297,9	**4290,4**	4310,7	**4290,3**
Porto Alegre			χ^2	10,026	21,778	3,060	15,255
k	2,712	9,766	p valor	0,040	0,001	0,548	0,009
θ	0,025	0,477	AIC	4832,4		**4826,6**	
c	0,526	0,844	BIC	4844,2		**4844,2**	

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

É importante ressaltar que as estações com amplitudes da duração das sequências superiores a 12 dias sucessivos de chuvas não tiveram ajustes adequados para as distribuições *GaDTZ*(*k*) e a *GeoTZ*(*q*). Mas pode-se constatar que essas duas distribuições mencionadas apresentaram melhores ajustes em estações com amplitudes das sequências inferiores a 13 dias sucessivos de chuvas, salvo por exemplo as estações de Porto Alegre, São Paulo e Teresina, em razão das frequências dos valores observados diferirem dos valores

esperados dessas duas distribuições, logo a adequação dos ajustes das distribuições *GaDTZ*(*k*) e *GeoTZ*(*q*) dependem da amplitude curta da duração das sequências dias chuvosos e dos valores esperados próximos dos valores observados.

No trabalho de Deni et al. (2008) o ajuste da distribuição geométrica não foi adequado para a duração das sequências de dias chuvosos nas 10 estações pluviométricas da Península da Malásia avaliadas, ressaltando que as amplitudes da duração das sequências foram acima de 17 dias sucessivos de chuvas com moda centrado em 1 para todas as estações. Enquanto as estações pluviométricas avaliadas por Zolina et al. (2013) (Escandinava, Suécia, Holanda, norte da Rússia, sudeste da Europa) apresentaram ajustes adequados com a distribuição *GeoTZ*(*q*) e a amplitude da duração das sequências de dias chuvosos das estações foram inferiores a 15 dias e moda 1.

CONCLUSÕES

Diante dos resultados obtidos, constatou-se que o maior número de dias chuvosos ao longo da série histórica avaliada foi registrado na estação de Belém, enquanto a maior sequência de dias consecutivos chuvosos foi de 22 dias ocorrido em Fortaleza e a menor foi de 6 dias em Campo Grande.

Acrescenta-se também que a flexibilidade da função massa de probabilidade da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) foi eficiente para ajustar todas as séries históricas anuais da duração das sequências de dias chuvosos das capitais brasileiras, uma vez que a distribuição mostrou um bom desempenho nos ajustes dos dados, sendo que o Brasil apresenta uma grande variabilidade climática e sete dos nove tipos de clima, classificados por Dubreuil et al. (2018), que existem no Brasil estão presentes nas capitais.

Ressalta-se que as estimativas intervalares dos parâmetros da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) foram bons indicadores para apontar quais das distribuições dos casos especiais fornecem ajustes adequados para o tamanho das sequências de dias chuvosos das capitais. Deste modo, os resultados mostraram que utilizar distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) é vantajosa, visto que ela ainda pode indicar se algumas das 10 distribuições dos casos particulares fornecem ajustes adequados.

REFERÊNCIAS

BAZZANO, Marcos Gabriel Peñalva; ELTZ, Flávio Luiz Foletto; CASSOL, Elemar Antonino. Erosividade, coeficiente de chuva, padrões e período de retorno das chuvas de Quaraí, RS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, n.5, p.1205-1217, 2007.

BOSWELl, Marllyn; ORD, Keith; PATIL, Ganapati Parashuram. Chance mechanisms underlying univariate distributions. **Statistical distributions in ecological work**, Fairland, v.3, p.1-156, 1979.

CALOIERO, Tommaso; COSCARELLI, Roberto; FERRARI, Ennio SIRANGELO, Beniamino. Analysis of Dry Spells in Southern Italy (Calabria). **Water**, Basel, v.12, n.7, p.3009-3023, 2015.

CHAKRABORTY, Subrata. A new discrete distribution related to generalized gamma distribution and its properties. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, London, v.44, n.8, p.1691-1705, 2015.

CHAKRABORTY, Subrata; CHAKRAVARTY, Dhrubajyoti. Discrete gamma distributions: properties and parameter estimation. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, London, v.41, n.18, p.3301-3324, 2012.

CHAKRABORTY, Subrata; CHAKRAVARTY, Dhrubajyoti. A discrete Gumbel distribution. **arXiv**, Ithaca, *1410.7568 [math.ST]*, Outubro, 2014.

DAVISON, Anthony. **Statistical Models**. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.

DELIGNETTE-MULLER, Marie Laure; DUTANG, Christophe. fitdistrplus: An R Package for Fitting Distributions. **Journal of Statistical Software**, Innsbruck, v.64, n.4, p.1-34, 2015.

DENI, Sayang Mohd; JEMAIN, Abdul Aziz. Fitting the distribution of dry and wet spells with alternative probability models. **Meteorology and Atmospheric Physics**, Malden, v.104, p.13-27, 2009.

DENI, Sayang Mohd; JEMAIN, Abdul Aziz; IBRAHIM, Kamarulzaman. The best probability models for dry and wet spells in Peninsular Malaysia during monsoon seasons. **International Journal of Climatology**, Malden, v.30, n.8, p.1194-1205, 2010.

DENI, Sayang Mohd; JEMAIN, Abdul Aziz; IBRAHIM, Kamarulzaman. The spatial distribution of wet and dry spells over Peninsular Malaysia. **Theoretical and Applied Climatology**, Malden, v.94, p.163-173, 2008.

DUBREUIL, Vincent; FANTE, Karime Pechutti**,** Olivier Planchon; SANT'ANNA NETO, João Lima. Os tipos de climas anuais no Brasil: uma aplicação da classificação de Köppen de 1961 a 2015. **Revista franco-brasileira de geografia**, São Paulo, v.37, n.37, 2018.

GÓMEZ-DÉNIZ, Emilio; CALDERIN-OJEDA, Enrique. The discrete Lindley distribution: properties and applications. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, London, v.81, n.11, p.1405-1416, 2011.

GOUVEA, Regina Luiza; CAMPOS, Cláudia Camargo; MENEZES, João Thadeu; MOREIRA, Genésio Freitas. Análise de frequência de precipitação e caracterização de anos secos e chuvosos para a bacia do rio Itajaí. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 22, p.309-323, 2018.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

KHORASHADIZADEH, Mohammad; REZAEI ROKNABADI, Abdol Hamid; MOHTASHAMI BORZADARAN, Gholam Reza. Characterization of Life Distributions Using Log-odds Rate in Discrete Aging. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, London, v.42, n.1, p.76-87, 2013.

KLUGMAN, Stuart; PANJER, Harry; WILLMOT, Gordon. **Loss Models: From Data to Decisions**. 4. ed. New Jersey: John Wiley, 2012.

KRISHNA, Hare; PUNDIR, Pramendra Singh. Discrete Burr and discrete Pareto distributions. **Statistical Methodology**, Elsevier, v.6, p.177-188, 2009.

KRISHNA, Hare; PUNDIR, Pramendra Singh. Discrete Maxwell distribution. **InterStat**, Montague Gardens, v.3, n.11, 2007.

LEITE, Maysa de Lima; ADACHESKI, Patrícia Alves; VIRGENS FILHO, Jorim Sousa. Análise da frequência e da intensidade das chuvas em Ponta Grossa (PR), no período entre 1954 e 2001. **Acta Scientiarum. Technology**, Maringá, v. 33, p.57-64, 2011.

LI, Zhi; LI, Yanping; SHI, Xiaoping; LI, Jingjing. *The characteristics of wet and dry spells for the diverse climate in China.* **Global and Planetary Change**, Elsevier, v.149, p.14-19, 2017.

MANDAPAKA, Pradeep; QIN, Xiaosheng; YAT-MAN LO, Edmond. Seasonal and Interannual Variability of Wet and Dry Spells over Two Urban Regions in the Western Maritime Continent. **Journal of Hydrometeorology**, United States, v.17, n.5, p.1579-1600, 2016.

MOREIRA, Patrícia Simone Palhana; DALLACORT, Rivanildo; MAGALHÃES, Raphaella Abreu; INOUE, Miriam Hiroko; STIELER, Marinêz Cargnin; DA SILVA, Dionei José; MARTINS, Juliano Araújo. Distribuição e probabilidade de ocorrência de chuvas no município de Nova Maringá-MT. **Revista de Ciências Agro-Ambientais**, Alta Floresta, v.8, n.1, p.9-20, 2010.

NADARAJAH, Saralees; GUPTA, Arjun Kumar. A generalized gamma distribution with application to drought data. **Mathematics and Computers in Simulation,** Elsevier, v.74, n.1, p.1-7, 2007.

NAKAGAWA Toshio.; OSAKI Shunji. The Discrete Weibull Distribution. **IEEE. Transactions on Reliability**, Dallas, v.R-24, n.5, p.300-301, 1975.

PAPALEXIOU, Simon Michael; KOUTSOYIANNIS, Demetris. A global survey on the seasonal variation of the marginal distribution of daily precipitation. **Advances in Water Resources**, Elsevier, *n.* 94, p. 131-145, 2016.

PARA, Bilal Ahmad; JAN, Tariq Rashid. Discrete Version of Log-Logistic Distribution and Its Applications in Genetics. **International Journal of Modern Mathematical Sciences**, Florida, v.14, n.4, p.407-422, 2016.

POHLERT, Thorsten. trend: Non-Parametric Trend Tests and Change-Point Detection. R package version 1.1.1. 2018.

ROY, Dilip. Discrete Rayleigh distribution. **IEEE Transactions on Reliability**, Dallas, v.53, n.2, p.255-260, 2004.

ŞEN, Zekâi. **Applied Drought Modeling, Prediction, and Mitigation**. Amsterdam: Elsevier. 2015.

SOUZA, Werônica Meira; AZEVEDO, Pedro Vieira; ARAÚJO, Lincoln Eloi. Classificação da Precipitação Diária e Impactos Decorrentes dos Desastres Associados às Chuvas na Cidade do Recife-PE. **Revista Brasileira de Geografia Física**, Recife, v.2, p. 250-268, 2012.

STACY, E. W. A generalization of the gamma distribution. **Annals Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v.33, p.1187-1192, 1962.

SUKLA, Mukti Kant; MANGARAJ, Alok Ku; SAHOO, L. N.; SETHY, Kabir Mohan. A comparative study of three models for the distribution of wet and dry spells in the Mahanadi delta. **New York Science Journal**, New York, n.5, v. 11, p.54-61, 2012.

THURAI, Merhala; BRINGI, Viswanathan. Application of the Generalized Gamma Model to Represent the Full Rain Drop Size Distribution Spectra. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**, United States, v.57, n.5, p.1197-1210, 2018.

ZOLINA, Olga; SIMMER, Clemens; BELYAEV, Konstantin; GULEV, Sergey; KOLTERMANN, Peter. Changes in the Duration of European Wet and Dry Spells during the Last 60 Years. **Journal of Climate**, United States, v.26, n.6, p. 2022-2047, 2013.

ZUUR, Alain; IENO, Elena; WALKER, Neil; SAVELIEV, Anatoly; Smith, Graham. **Mixed effects models and extensions in ecology**. New York: Springer, 2009.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

FILLING OF FAULTS IN CLIMATOLOGICAL AIR TEMPERATURE SERIES IN BRAZILIAN STATE CAPITALS FROM 1980 TO 2017

PREENCHIMENTO DE FALHAS NAS SÉRIES CLIMATOLÓGICAS DA TEMPERATURA DO AR NAS CAPITAIS BRASILEIRAS DE 1980 ATÉ 2017

RELLENO DE FALLAS EN LAS SERIES CLIMATOLÓGICAS DE LA TEMPERATURA DEL AIRE EN LAS CAPITALES DE LOS ESTADOS BRASILEÑOS DESDE 1980 HASTA 2017

Marcele de Jesus Correa
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
marcelejc.marinho@gmail.com

Kellen Carla Lima
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
Kellen.lima@ufrn.br

Jonathan Mota da Silva
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
jmotasilva@gmail.com

Gilvandro César de Medeiros
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
gilvandrocesar@ufrn.edu.br

Abstract: Air temperature is a key variable used to assess climate change. It is essential for many applications and impact studies in science. However, missing values in observed air temperature time series are quite common, which jeopardize its use for climate studies. In order to fill in missing maximum and minimum temperatures data from 21 stations from 1980 to 2017 in the main Brazilian capitals, we used three models: multiple linear regression (MRL), artificial neural network (ANN), and the autoregressive integrated moving average (ARIMA). In the annual averages, the ANN and MLR models presented a better performance in filling the missing data as compared to the ARIMA model,

especially for maximum temperature. Seasonally, ANN overestimated the maximum and minimum temperatures, but it and the MLR model presented the best results (R^2> 0.7) for all seasons, except winter. The ANN was the most suitable model to fill the missing data of maximum and minimum temperatures, even though it could be improved with the increase of the training on its networks. This study contributes to the understanding of essential methodologies for the use of climatic time series.
Keywords: Climatological Series. Neural networks. Arima. Multiple Regression.

Resumo: A temperatura do ar é uma variável chave usada para avaliar as mudanças climáticas. **Esta** variável é essencial para muitas aplicações e estudos de impacto na ciência. No entanto, falhas nos registros de séries temporais de temperatura do ar observadas são bastante comuns, o que prejudica **o** seu uso para estudos climáticos. A fim de preencher a ausência dos dados de temperaturas máximas e mínimas de 21 estações de 1980 a 2017 das principais capitais Brasileiras, nós utilizamos três técnicas: regressão linear múltipla (MRL), rede neural artificial (RNA) e a média móvel integrada autorregressiva (ARIMA). Nas médias anuais os modelos ANN e MLR apresentaram uma melhor destreza no preenchimento de falhas do que o ARIMA, especialmente para temperatura máxima. Sazonalmente, **a** RNA superestimou as temperaturas máximas e mínimas, contudo, este modelo e o MLR apresentaram os melhores resultados (R^2 > 0,7) para todas as estações, exceto o inverno. O RNA foi o modelo mais indicado para preencher os dados faltantes de temperaturas máximas e mínimas, embora este modelo precise ser aperfeiçoado com o aumento do treinamento das suas redes. Este estudo contribui para o entendimento de metodologias essenciais para o uso de séries temporais climáticas.
Palavras-chave: Séries Climatológicas. Redes Neurais. Arima. Regressão Múltipla.

Resumen: La temperatura del aire es una variable clave para evaluar el cambio climático. Es esencial para muchas aplicaciones y estudios de impacto en la ciencia. Sin embargo, las lagunas en los registros de las series temporales de temperatura del aire observadas son bastante comunes, lo que dificulta su uso para los estudios climáticos. Para suplir la ausencia de datos de temperatura máxima y mínima de 21 estaciones de 1980 a 2017 de las principales capitales brasileñas, utilizamos tres técnicas: regresión lineal múltiple (MLR), red neuronal artificial (ANN) y media móvil integrada autorregresiva (ARIMA). En los promedios anuales, los modelos RNA y MLR mostraron una mayor destreza a la hora de rellenar los huecos que el ARIMA, especialmente para la temperatura máxima. Estacionalmente, la RNA sobrestimó las temperaturas máximas y mínimas, sin embargo, este modelo y la RML presentaron los mejores resultados (R^2 > 0,7) para todas las estaciones excepto el invierno. La RNA fue el modelo más adecuado para rellenar los datos que faltaban de las temperaturas máximas y mínimas, aunque este modelo debe mejorarse aumentando el entrenamiento de sus redes. Este estudio contribuye a la comprensión de las metodologías esenciales para el uso de las series temporales climáticas.
Palavras-chave: Series Climatológicas. Redes Neurais. Arima. Regresión múltiple.

Submetido em: 10/09/2020
Aceito para publicação em: 15/05/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUCTION

Climatological data and the information obtained from these have great relevance for different anthropogenic activities, because they contribute to decision-making in areas such as water resources, agrometeorology, urban climate, among others. Thus, working with complete climatological series, that is, without failures, allows the researcher to establish non-contradictory or erroneous conclusions. However, complete climatological series is not the case in Brazil, due to some technical/operational problems such as the observer's absence, instrumental failures, a break in the line of communication or geographical location for example, which can lead to incorrect interpretations if not corrected. That is, the presence of many faults in the climatological series interfere with the results found, generating problems of interpretation in the data. (KASHANI and DINPASHOH, 2012; DANTAS, SANTOS and OLINDA, 2016; BIER and FERRAZ, 2017). Thus, it is important to use methodologies that are able to estimate values that correspond to the other values present in the meteorological series of interest.

Different fault filling techniques, as well as the validation of their consistency, are used to estimate the missing data, being statistical methods the most used ones with the multiple linear regression being highlighted (KEMP et al., 1983; TABONY, 1983; XIA et al., 1999; OLIVEIRA et al., 2010, KASHANI and DINPASHOH, 2012; LEE and KANG, 2015; DANTAS, SANTOS and OLINDA, 2016; BIER and FERRAZ, 2017). This is considered one of the simplest methods because it allows the correlation of the station with failures with neighboring stations, in which the weight associated with each observed data will be determined by means of partial correlation, which is the basis of linear regression; or total, which is capable of reducing random but not systematic errors and requires the use of large numbers of neighboring stations (OLIVEIRA et al., 2010; BIER and FERRAZ, 2017).

Another approach that has been widely used for the reconstruction of incomplete time series is the use of computational intelligence known as artificial neural networks (ANN), which is a technique inspired by the neural structure of intelligent organisms that recognizes patterns and generalizes information (COUTINHO et al., 2018). That is, it is a technique that seeks to simulate the functioning between the human brain and the complex biological neural system (CORREIA et al., 2016). However, when working with ANN there is the difficulty in finding the best structure of the network that will satisfy the model for estimating the missing

values, which usually consists of investigating a whole space of possible states (VENTURA et al., 2013). Due to certain limitations such as physical relationships based on the experience and preferences of those who use, study and train networks have made statistical methods based on linear relationships more used (SHARMA, RAI and DEV, 2012; LEE and KANG, 2015).

In recent years, one of the most popular approaches for time series modeling is the Autoregressive Integrated Moving Averages (ARIMA), which goal is to carefully and rigorously investigate past observations of a time series to develop appropriate models able to predict future values for the series with missing data (EL-MALLAH and ELSHARKAWY, 2016; MURAT et al., 2018). In this way, this method only needs the previous data from a time series to perform the prediction, which causes the model to improve the accuracy of the prediction while reducing the number of parameters to a minimum. However, the disadvantage of using this technique is to choose the most appropriate models to identify which will be the most feasible one to estimate the missing data from time series. Another disadvantage is that this is not a good forecast model for long-term series (WADI et al, 2018).

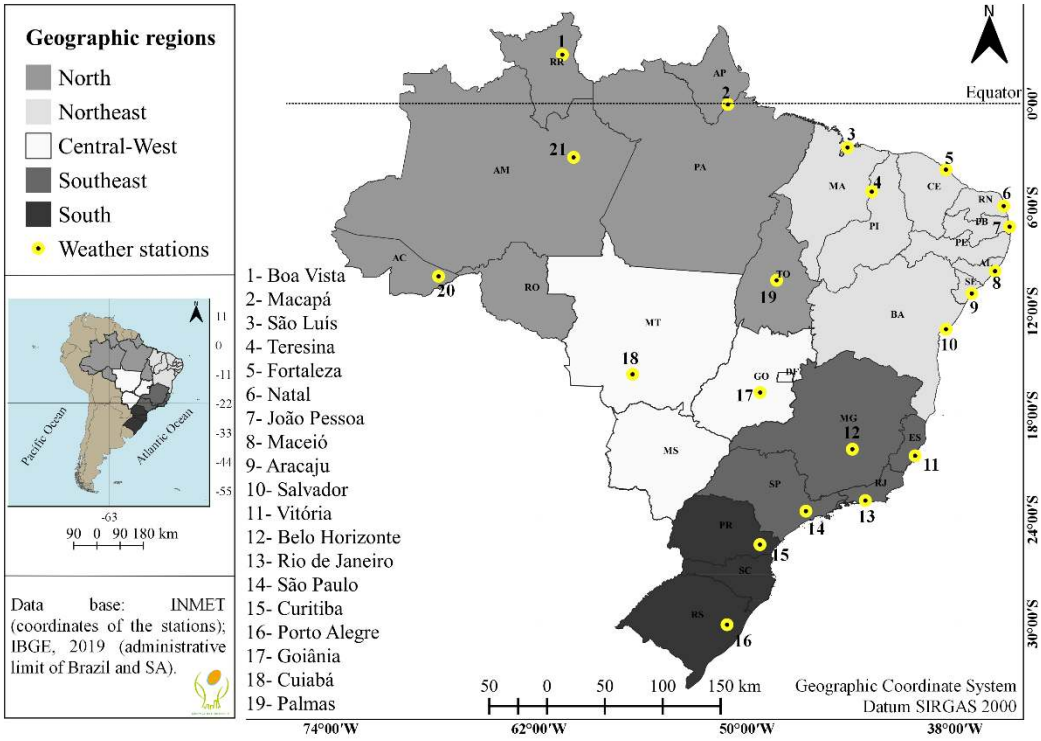
Therefore, this work aimed to assess the accuracy of statistical models in the reconstruction of climatological series with a large number of failures. To this, we evaluated three techniques of distinct approaches applied to climatological series of maximum and minimum monthly air temperature in 17 meteorological stations located in state capitals of Brazil for a period of 37 years (1980-2017).

MATERIALS AND METHODS

Study Area

Data from climatological series of 21 meteorological stations located in different geographic regions of Brazil (Figure 1) were used in order to verify the percentage of failures and fill them out from different statistical models. With a territorial area greater than 8.5 million km², Brazil has different climatic types when considering its territorial area in the north-south direction, where latitudes range from +5° to -33°, respectively (IBGE, 2019).

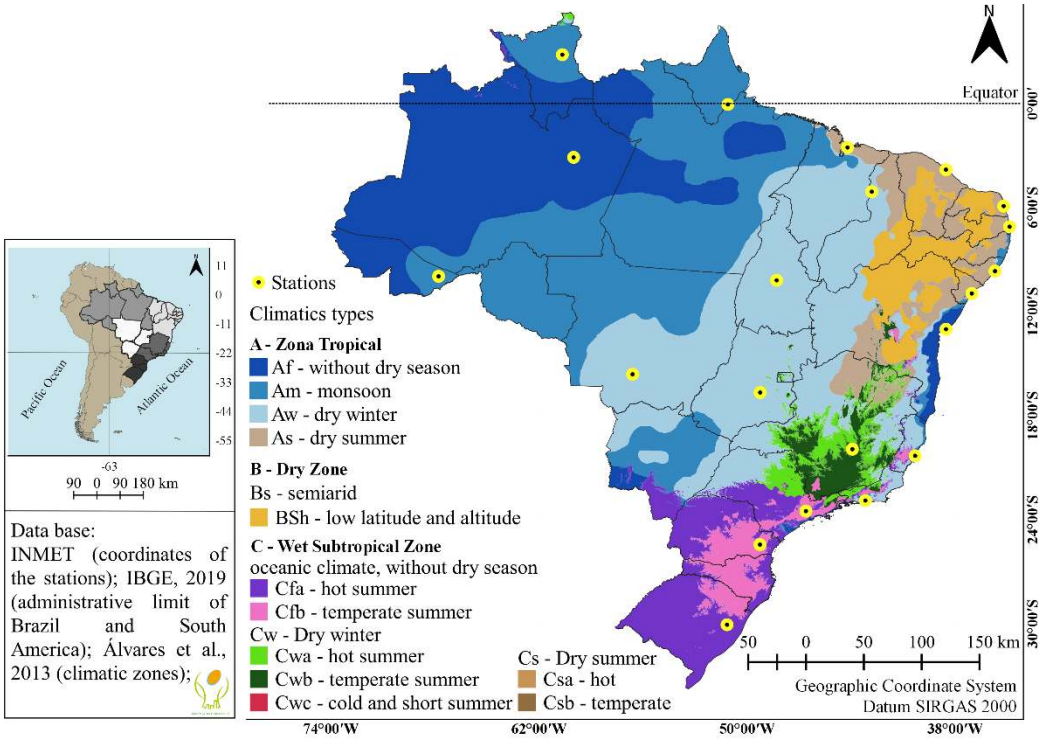
Figure 1 - Location of the weather stations in relation to the geographical regions of Brazil.



Source: Elaborated by the authors (2020)

The Figure 2 show that the stations are localized in different climatic zones, according to the Köppen climate classification, and that Brazil has three climatic zones: Tropical, Dry and Subtropical Humid and 12 more types of climates; i.e, the Tropical zone occurs in a large part of the country because in these areas there are no limiting factors of altitude, precipitation and temperature to impose other climatic factors. The dry zone, represented by the semi-arid climate, is notably the typical climate of northeastern Brazil, occurring basically in landscapes where annual rainfall is less than 800 mm. The subtropical zone is typical of the southern region, covering 13.7% of the Brazilian territory, well represented by plateaus and mountains (ÁLVARES et al., 2013).

Figure 2 - Location of the weather stations in relation to weather zones.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Time series

Data of the monthly averages for maximum and minimum air temperature corresponding to the period of 38 years (01/01/1980 to 31/12/2017) for each of the 21 stations were used. More information on the characteristics of the stations is found in Table 1. The time series were obtained from the Meteorological Database for Teaching and Research of the National Institute of Meteorology (BDMEP/INMET), referring to the meteorological stations located in the state capitals of Brazil.

The filling of gaps in the INMET time series by the statistical techniques of Multiple Liner Regression and Neural Networks was performed using interpolated data in a grid point with spatial resolution of 0.25 x 0.25 by Xavier et al. (2016), such as the monthly averages of minimum and maximum air temperature (°C), relative air humidity (%), radiation ($MJ.m^{-2}$) and wind speed ($m.s^{-1}$), which served as independent variables (or input) for the training of statistical models in order to estimate the values for the gaps present in the investigated time series. It is highlight that the grid of a point refers to a geographical representation of the world as a matrix of cells organized in rows and columns. Each cell in the grid is referenced by its geographical location X and Y, for example the air temperature variable.

Table 1 - Identification of the 21 weather stations according to the location in the five geographical regions

Região Geográfica	Município	Latitude (°)	Longitude (°)	Altitude (m)
Norte	Boa Vista	2,82	-60,66	83
	Macapá	-0,05	-51,11	14,46
	Manaus	-3,1	-60,01	61,25
	Palmas	-10,19	-48,3	280
	Rio Branco	-9,96	-67,8	160
Nordeste	Aracaju	-10,95	-37,04	4,72
	Fortaleza	-3,81	-38,53	26,45
	João Pessoa	-7,1	-34,86	7,43
	Maceió	-9,66	-35,7	64,5
	Natal	-5,91	-35,2	48,6
	Salvador	-13,01	-38,53	51,41
	São Luís	-2,53	-44,21	50,86
	Teresina	-5,08	-42,81	74,36
Centro-Oeste	Cuiabá	-15,61	-56,61	145
	Goiânia	-16,66	-49,25	741,48
Sudeste	Belo Horizonte	-19,93	-43,93	915
	Rio de Janeiro	-22,89	-43,18	11,1
	São Paulo	-23,5	-46,61	792,06
	Vitória	-20,31	-40,31	36,2
Sul	Curitiba	-25,43	-49,26	923,5
	Porto Alegre	-30,05	-51,16	46,97

Source: Elaborated by the authors (2020)

Methodology

Data analysis

The time series of the monthly averages of the air temperature, maximum and minimum, were analyzed for to quantify the number of faults existing in each of the 21 stations. For this, the "mstats" function of the "mtsdi" package present in version 4.0.2 of software R was used. This function calculates the proportion of missing observations in a given data set by rows and columns (R Core Team, 2020). After their identification, these flaws were filled with the use of mathematical models: multiple linear regression, artificial neural networks and the Box-Jenkins approach, also known as the Autoregressive Integrated Moving Averages model (ARIMA).

Multiple Linear Regression (MLR)

The model is an extension of a linear model that determines an association between a dependent variable and two or more independent variables according to Equation 1:

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \cdots + b_k X_k + e_1, \qquad (1)$$

Where X_1, X_2, X_k are the predictor / independent variables; b_0 and b_k are the linearity and regression coefficients, respectively; and e_i error.

The regression coefficients of the model were obtained from the least squares method and its validation followed the assumptions of a linear regression (LEECH et al., 2003; KURTNER et al., 2004; WILKS, 2006). MLR is usually used to estimate rainfall and air temperature not recorded over a climatological series in order to fill in the gaps that have occurred (TABONY, 1983; KASHANI and DINPASHOH, 2012; FANTE and NETO, 2013; BIER and FERRAZ, 2017). In this work, the MLR used the database developed by Xavier et al. (2014) due to the absence of weather stations close to INMET stations, as explained in section 2.2.

Artificial Neural Networks (ANN)

Artificial neural networks (ANN) aim to involve adaptive mechanisms that allow computers to learn and replicate a certain pattern from examples present in a dataset (NEGNEVITSKY, 2011). Thus, ANN are also formed by neurons (basic processing units) interconnected and propagating signals between them, allowing the transmission of information depending on the stimuli (input variables and signals) received. One of the simplest ANN architectures is perceptron, based on a mathematical formulation developed in 1957 by Frank Rosenblatt (GÉRON, 2017).

The input layer has 7 neurons due to the 7 input variables (data from INMET weather stations, in which the amount of hidden layers as well as the amount of neurons in each of these layers was arbitrated and with one of hyperbolic tangent activation, Equation 2, similar to the one performed by Coutinho et al., 2018.

$$f_{(u_i)} = tgh\left(\frac{u_i}{2}\right) = \frac{1 - \exp(-u_i)}{1 + \exp(-u_i)} \qquad 2$$

Neural Networks were applied (modeling and training) with an MLP algorithm implemented in the library *TensorFlow in* Python 3, and with the use of the mean square error as a cost function, for the daily data of maximum and minimum temperatures (01/01/1980 à 31/12/2017) for all cities evaluated. For the same ANN training period, seven more variables were used (heat stroke, tar evaporation, average compensated temperature, average humidity and relative humidity, average wind speed and precipitation) of the respective INMET maximum and minimum temperature weather stations. These additional variables were normalized in such a way that they started to vary from -1 to 1, with zero being attributed to nonexistent data. In general, the architecture of the neural network was structured with a seven-dimensional input layer, consisting of these variables, and with two hidden layers.

The activation function employed in these layers was the hyperbolic tangent with seven neurons per layer, resulting in an ANN with an output layer and with a single neuron. For training, 48 neural networks were used, divided equally between the maximum and minimum temperatures for all cities. In this process, 200 interactions / epochs were carried out for each ANN, with the same architecture being preserved in all networks. Thus, a single response was generated, which corresponded to the maximum and minimum temperatures estimated based on the combination of the seven additional variables.

Box-Jenkins Model (ARIMA)

The time series modeling through ARIMA aims to carefully analyze and rigorously process past observations of the climatological series in order to develop an appropriate model that can describe the structure inherent to the series of interest for the prediction of missing data, since the ARIMA model is a statistical method used to decompose and predict time series data, modeling the correlations in the data (MURAT et al., 2018; WADI, ALMASARWEH and ALSARAIREH, 2018).

The ARIMA methodology takes into account the seasonality of the time series, however, most series are non-stationary and it is necessary to apply a certain number of differences (d) between the data. Thus, the Self-Regressive (AR), Integrated (I) models, which is the number of differentiations, and the Moving Averages (MA) are processes that represent the ARIMA model from the p, d and q orders, respectively. For the seasonal ARIMA model, this can be represented from the insertion of the seasonal operator to the model and

represented by SARIMA (p, d, q)/(P, D, Q), according to Yodah et al. (2013) and Camelo et al. (2017). In order to predict the missing data, the "forecast" package (R Core Team, 2017) was used.

The structure of the ARIMA model was based on the data from the INMET station time series, considering the iterative cycle of the stages below, according to Morettin and Toloi (2006):

(i) A general class of models is considered for analysis and specification, for example, transforming the non-stationary series (when applicable) into stationary by differentiation. The Dickey-Fuller and Philips-Perron tests were used to assess the stationarity of the climatological series (GUJARATI and PORTER, 2009), in which the hypothesis decision-making was based on the p-value for the 5% significance level;

Dickey-Fuller and Philips-Perron tests

$H0$: the series is non-stationary (it has at least one unit root).

$H1$: the series is stationary (does not have a unit root).

Rejection rule: if the p-value is less than α, that is, p <0.05, (rejects $H0$).

The model was also identified based on the analysis of the autocorrelation (FAC) and partial autocorrelation (FACP) functions and other criteria, such as those of Akaike (AIC), English Akaike Information Criterion and Bayesian (BIC), Bayesian Information Criterion, both (Equation 3 and 4) consider the lowest value among the compared models, for:

$$AIC = log\ \hat{\sigma}_k^2 + \frac{n+2k}{n}, \qquad (3)$$

$$AIC = log\ \hat{\sigma}_k^2 + \frac{k\ log\ n}{n}, \qquad (4)$$

Where $\hat{\sigma}_k^2$ is obtained by $\frac{SSE\ (k)}{n}$, for $SSE\ (k)$ equal to the sum of the squared residuals of the model with the number of regression coefficients k and, n the sample size. (ii) Then, the estimation of the model parameters based on the values of the AIC and BIC criteria of the above equations, respectively; (iii) The verification or diagnosis of the adjusted model was done by means of an analysis of the residues, in order to verify the adequacy for the prediction of the missing data in the climatological series using the statistical tests of Shapiro-Wilk, Durbin-Watson and Breusch-Pagan for normal , independence and homoscedasticity of the data, respectively, in which the decision-making took into account the p-value of each test

performed, according to Camelo et al.

Model adjustment measures

The performance of the models was evaluated based on statistical metrics to identify the accuracy of the models proposed in filling out failures. The following statistical error metrics were used: Mean Error (ME), or Bias, which measures the tendency of the model to overestimate or underestimate the simulated temperature in relation to observational values (Equation 5) according to Hallak and Pereira Filho (2011). Mean Absolute Error (MAE), which measures the average error value between the observed and simulated series. (Equation 6), is less affected by extreme values or outliers (DÉQUÉ, 2003; BIER and FERRAS, 2017; CAMEL, 2017). While the Coefficient of Determination (R^2) is the square of the sample correlation coefficient (r) and is considered one of the ways to evaluate the adjustment of the model (Equation 7), according to Martins (2018) and Nogueira et al. (2020).

Mean Error (ME)

$$ME = BIAS = \bar{d} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} d_i \quad (5)$$

Mean Absolute Error (MAE):

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} |V_{est_i} - V_{obs_i}| \quad (6)$$

$$R^2 = \frac{SQR}{SQT} = 1 - \frac{SQE}{SQT} = \frac{\hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})\, Y_i}{\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (7)$$

being *n* is the number of years observed, which in this case corresponds to the period from 1980 to 2017; V_{est_i} the value of the estimate in each month by the proposed models and V_{obs_i} is the observed value (INMET). SQT measures the variation of Y, independent of X, and SQE measures the variation of Y, considering the variable X in the regression model; x_i is the predictor variable and Y_i is the predicted variable. The *ME* and *MAE* errors have their values in °C, while R^2 is $0 \leq R^2 \leq 1$.

Spatial interpolation of model adjustment measures

The spatialization maps of the metrics were made by interpolating the values obtained from the adjustment measures of each of the 21 stations. Thus, the interpolation through the Inverse of Distance Weighted (IDW) was used, in which the samples of the points are weighed during the process according to the influence of one point relative to another with the distance, from an unknown point that one wants to create, that is, being considered one of the most used interpolation techniques for spatially distributed points and by assigning greater weight to the nearest point, decreasing this weight with the increase of distance and as a function of the coefficient power α (FILHO et al., 2019; MURARA, 2019).

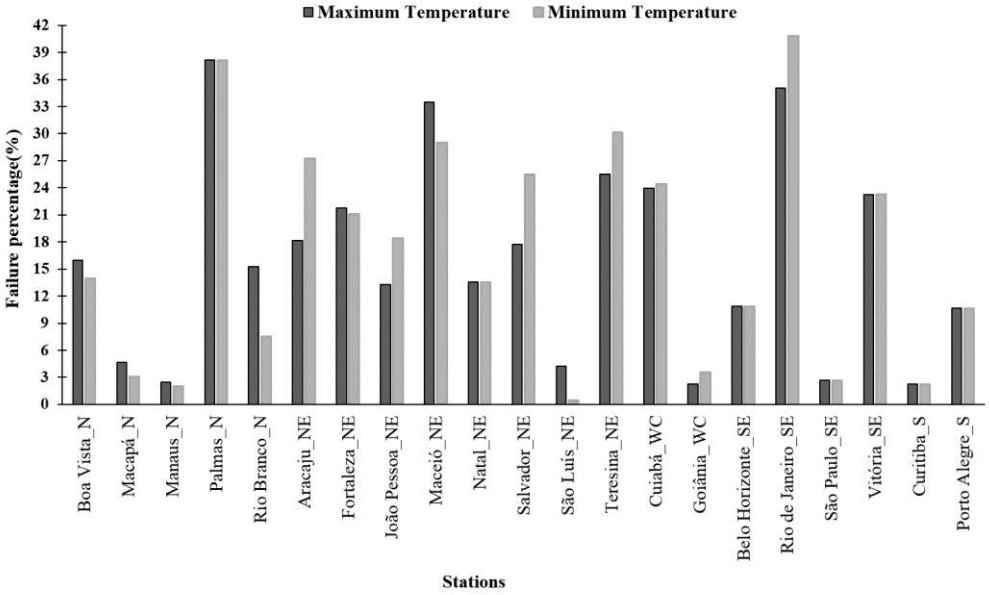
The maps of the measurements adjustment for the maximum and minimum air temperatures for the annual and seasonal series of meteorological stations in the 21 state capitals of Brazil consisted of geostatistical analysis generated from the software Qgis v. 3.10.7, using the Geographic Coordinate System and datum SIRGAS 2000. The input data were the location coordinates of the stations with the values of the adjustment measures.

RESULTS AND DISCUSSION

Data failure

Figure 3 shows the percentage of the existing faults in the studied air temperature series of each station by geographic region. These failures were verified using the *mstats* function of the package *mtsdi* package from R software's (R Core Team, 2017). It was observed that the stations with the highest percentage of failures in the maximum temperature series were Cuiabá, Vitória, Teresina, Maceió, Rio de Janeiro and Palmas, with values ranging between 22% and 39. For the minimum temperature, the stations of Vitória, Cuiabá, Salvador, Aracaju, Maceió, Teresina, Palmas and Rio de Janeiro presented a percentage of failures ranging from 21% to 41%. The high percentage of these failures can be explained due to the collection made in a conventional way, performed through the annotation of the data by an individual collector, which at a given moment can be deficient, as pointed out by Diaz et al. (2018) and Machado and Assis (2018). The stations that presented a percentage of failures below 5% for both maximum and minimum temperatures were Macapá, Manaus, São Luís, Goiânia, São Paulo and Curitiba.

Figure 3 - Distribution (%) failures of the 21 weather stations



Source: Elaborated by the authors (2020)

It is noted that the geographics regions that concentrate the highest percentage of failures for both maximum and minimum air temperature are the Northeast and Southeast regions, being represented by the Maceió and Rio de Janeiro stations, respectively.

Spatial analysis of model adjustment measures

Annual time series from 1980 to 2017

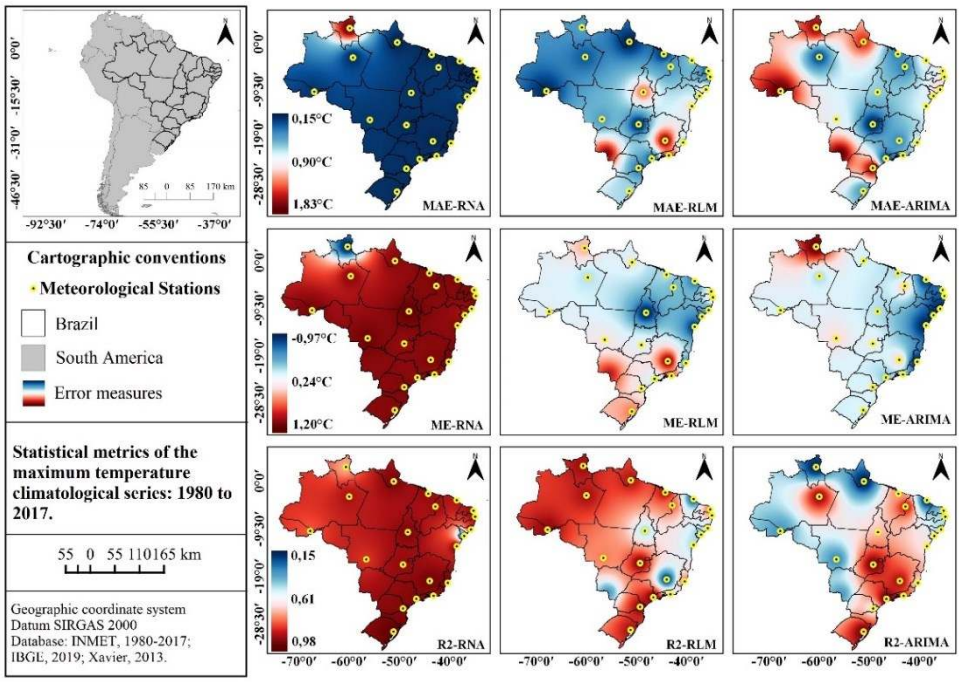
The Figure 4 shows the spatialization of statistical metrics between 1980 to 2017 (mean error - ME, mean absolute error - MAE and coefficient of determination - R^2) applied to evaluate the performance of the methods of Artificial Neural Network (ANN), Multiple Linear Regression (MLR) and Autoregressive Integrated Moving Averages (ARIMA) in filling the faults observed in the maximum air temperature for the 21 stations. The MLR model correlates the corresponding observations with the grid point data. The RNA model, on the other hand, makes an alternative computational approach inspired by studies of the brain and nervous system (HAYKIN, 2008), that is, it is a method that has the storage and processing structures of the biological nervous system as a basis for estimating the missing data (LEAHY et al., 2008). While the estimate made by ARIMA decomposes and predicts the gaps in time series by modeling the correlations in the series data itself (WADI et al., 2018). One can observe that for the absolute mean error, the artificial neural networks method presented an

error below 0.5°C in almost all seasons studied. The exception was Boa Vista in the extreme end of the North region, where absolute mean error was approximately 1.83°C. Regarding the Multiple Regression technique, highest errors were in Palmas, Belo Horizonte and Rio de Janeiro, where errors ranged between 0.9°C and 1.83°C. While in the ARIMA model, the smallest errors were concentrated in the Northeast, Central-West and Southeast regions, ranging from 0.15°C to 0.9°C.

For the mean error, the performance of the technique by neural networks was low, since only the Boa Vista station presented the lowest error when compared to the other stations. For Multiple Regression, the greatest errors were concentrated in the South and Southeast regions of Brazil; while ARIMA presented the greatest error at Boa Vista station. Regarding the coefficient of determination (R^2), the ANN technique presented an adjustment greater than 0.61 (61%) in almost all stations evaluated, i.e., an adjustment of 98% (0.98) between the simulated data and the observed time series. For the MLR, the best adjustment was in the North and South regions of the south of the country (0.98), while in the other seasons the coefficient varied between 0.15 and 0.61 (15% and 61%), respectively.

Unlike ARIMA, where model fits best to the sample in most of the Northeast, Southeast and South regions had values above 0.7 (70%). It is observed that in the east of northeastern Brazil the coefficient was almost 15% (0.15), that is, low adjustment between the model and the sample. Figure 4 shows that ANN was the best model in the three adjustment measures, followed by MLR and ARIMA. A similar result was found by Afrifa-Yamoah et al. (2020) when filling time series of temperature, humidity and wind speed using MLR and ARIMA techniques for 4 stations in Western Australia. The authors verified that the MLR model presented better performance in filling out failures than ARIMA.

Figure 4 - Spatialization of statistical metrics (mean error - ME, mean absolute error - MAE and coefficient of determination - R^2) for the period from 1980 to 2017 of the maximum temperature applied to evaluate the performance of artificial neural network (ANN), multiple linear regression (MLR) and the Autoregressive Integrated Moving Averages (ARIMA).



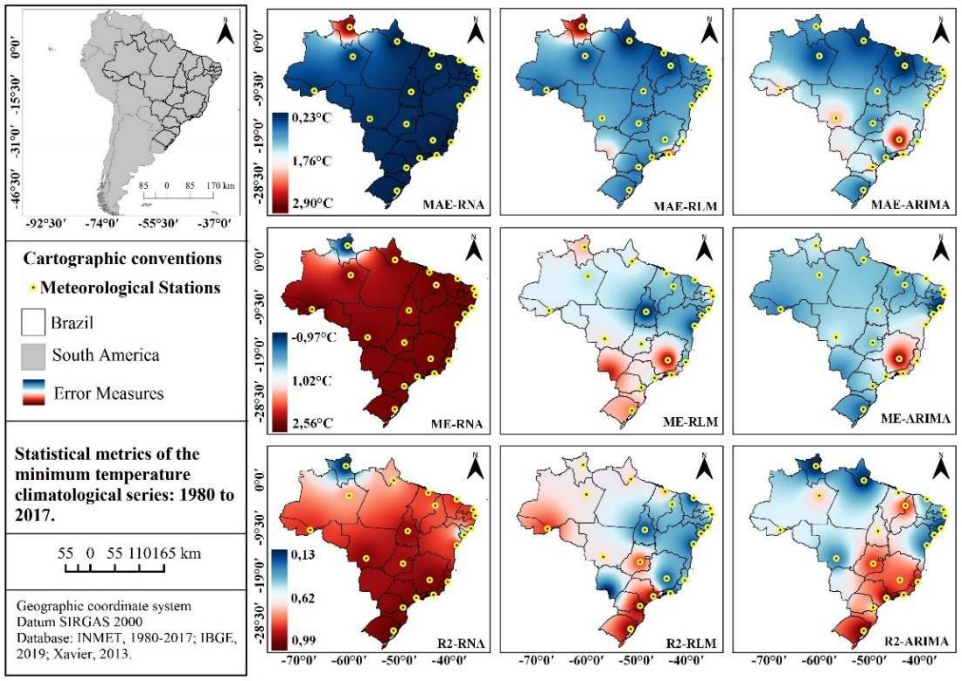
Source: Elaborated by the authors (2020)

Figure 5 shows the spatialization of statistical metrics (mean error - MS, absolute mean error - EMA and coefficient of determination - R^2) for the period from 1980 to 2017 of the minimum temperature. It is observed that the spatialization of minimum temperature errors is similar to that of the maximum temperature, however the values of the mean and average absolute errors are higher for the minimum temperature, which can be explained by the percentage of failures being higher for this temperature in almost all seasons than for the maximum temperature, causing a biased result in the model, that is, overestimated data, as pointed out by Hallak and Pereira Filho, 2011. The coefficient of determination was above 62% (0.62) for the North and Northeast regions and approximately 99% (0.99) for the Central-West, South and Southeast regions. For the MLR technique, the absolute mean error was below 1.76°C for almost all stations, except for Boa Vista, which had an error above 2°C; while the mean error varied between 1.02°C and 2.56°C in the Midwest, South and Southeast regions, mainly.

It was also observed that the coefficient of determination was low in the Northeast and high in the South region. The Box-Jenkins (ARIMA) model showed absolute mean error

ranging from 0.23°C to 1.76°C and mean error below 1.0°C in almost all seasons, and coefficient of determination greater than 62 (0.62) at the stations of São Luís, Teresina, Goiânia, and other stations located in southern and southeastern Brazil.

Figure 5 - Spatialization of statistical metrics (mean error - MS, mean absolute error - MAE and coefficient of determination - R^2) for the period from 1980 to 2017 of the minimum temperature applied to evaluate the performance of artificial neural network (ANN), multiple linear regression (MLR) and the Autoregressive Integrated Moving Averages (in English, ARIMA).

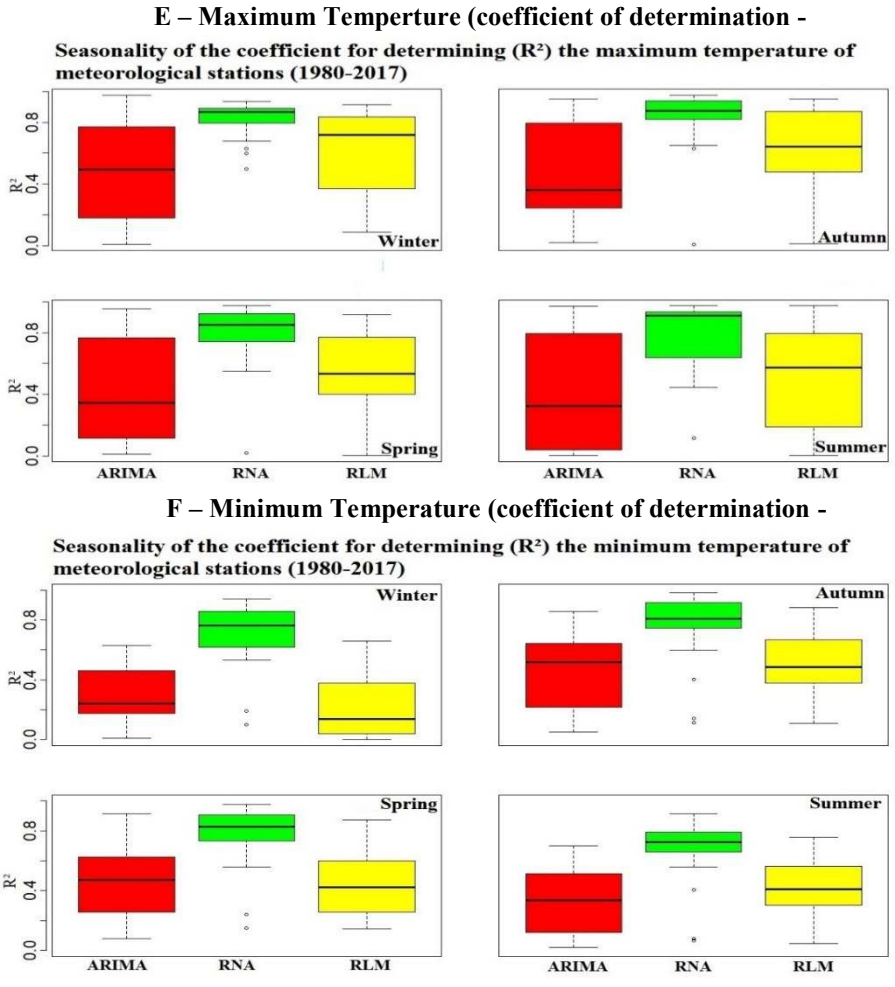


Source: Elaborated by the authors (2020)

The annual time series of maximum and minimum temperatures showed spatialization of similar metrics for the ANN model, in which, in general, the model presented minor errors between the simulated and observed data, however, tended to overestimate the results when the mean error was verified, a different situation when the MLR and ARIMA models were taken. The result shows that this metric may have been affected by some outlier present in the series, since it is a long period. As highlighted by Hallak and Pereira-Filho (2011), the average error cannot be considered as a measure of accuracy because it is sensitive to this type of event Another factor to be considered is the adjustment of weights of the RNA model, with the objective of stimulating the network to identify patterns among the explanatory variables used in the training of the network, with the objective of estimating the missing data (RUSSELL and NORVIG, 2010). Figure 6 shows the boxplots of the coefficient of determination

(R^2) used to evaluate the distribution of the model data used in the completion of the 21 meteorological stations throughout the Brazilian territory. Once again, we can observe that the ANN model with greatest explanatory power between the predicted and observed data, this is due to the greater number of training of the model so that each series obtained the best result, for example (GÉRON, 2017). However, the greatest variability of this coefficient was found in the ARIMA model in the four seasons of the maximum temperature and in autumn and summer for the minimum temperature. The MLR model was the second to present lower variability of the determination coefficient, which may be related to the low collinearity between the predictor variables used to estimate the data Unlike the results found by Oliveira et al., 2010, who used the MLR model and found satisfactory results when associating this technique with other models.

Figura 6 - Box-plot of adjustment measures (coefficient of determination - R^2) used in the evaluation of the performance of the filling models of the climatological series of maximum and minimum air temperature.



Source: Elaborated by the authors (2020)

CONCLUSION

The main objective of this work was to compare and evaluate the performance of three statistical models for filling failures in time series: artificial neural networks (ANN), multiple linear regression (MLR) and Autoregressive Integrated Moving Averages (ARIMA) or Box-Jenkins method. The evaluation was based on statistical metrics, mean error or bias, absolute mean error and coefficient of determination applied in time series of maximum and minimum mean air temperature to fill faults of 21 stations located in different geographic regions of Brazil.

The results showed that the application of ANN and MLR models tended to perform better than ARIMA, especially for maximum temperature. However, the mean error overestimated the ANN model while the MLR and Arima models overestimated the Belo Horizonte station in the Southeast of the country for the minimum temperature. A similar pattern was found in the seasonal period of overestimation in the prediction of data for the ANN model. However, it can be considered that there was good performance of ANN and MLR models in filling faults for the maximum and minimum temperature variable, since the best results were above 0.7 (70%) for the coefficient of determination, except for the minimum temperature in winter, whose value was up to 0.66 in almost all of Brazil using the model.

Although the results obtained with the application of the ANN model presented best performance in relation to the other two models for the prediction of data with failures for maximum and minimum temperature, it is necessary a greater number of training of the networks in order to simulate data with values closer to the observed data.

ACKNOWLEDGMENTS

The authors acknowledge the Coordination for the Improvement of Higher Education Personnel (CAPES) for granting a scholarship to master's research with the Graduate Program in Climate Sciences (PPGCC) of the Federal University of Rio Grande do Norte. Professor Alexandre C. Xavier, from the Department of Rural Engineering of the University of Espírito Santo, for the availability of meteorological variables at the grid point for the period from 1980 to 2017.

REFERENCE

AFRIFA-YAMOAH, E. et al. Missing data imputation of high-resolution temporal climate time series data. **Meteorological Applications**, v. 27, n. 1, 2020. doi:10.1002/met.1873

ALVARES, C. et al. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711–728, 2013.

BIER, A. A.; FERRAZ, S. E. T. Comparação de metodologias de preenchimento de falhas em dados meteorológicos para estações no sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia, [S.l.],** v. 32, n. 2, 215-226, 2017.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. **Time series analysis forecasting and control,** 2nd ed., San Francisco, Holden-Day, 1976.

BUUREN, S. V. **Flexible imputation of missing data**. [S.l.]: CRC press, 2012.

BUUREN, S. V.; OUDSHOORN, C. Multivariate imputation by chained equations. **MICE V1.0 user's manual**. Leiden: TNO Preventie en Gezondheid, 2000. 18, 31.

CAMELO, H. N. et al. 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, 2017.

CHHABRA, C.; VASHISHT, V.; RANJAN, J. A. Comparison of Multiple Imputation Methods for Data with Missing Values. **Indian Journal of Science and Technology**, v. 10, n. 19, 2017.

CORREIA, T. P. et al. Aplicação de Redes Neurais Artificiais no Preenchimento de Falhas de Precipitação Mensal na Região Serrana do Espírito Santo. **Geociências**, v. 35, n. 4, p.560-567, 2016.

DALGAARD, P. **Introductory Statistics with R.** 2nd ed., Springer Verlag, 2008.

DANTAS, L. G.; SANTOS, C. A. C. dos.; OLINDA, R. A. de. Reamostragem de séries pluviométricas no estado da Paraíba. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 09, n. 04, 997-1006, 2016.

DAS, K. R.; IMON, A. H. M. R. A Brief Review of Tests for Normality. **American Journal of Theoretical and Applied Statistics**, v. 5, n. 1, 5-12, 2016.

DEPINÉ, H.; CASTRO, N. M. R.; PEDROLLO, O. C. Incertezas no Preenchimento de Falhas de Chuvas Horárias com Redes Neurais Artificiais. **Estudos Ambientais**, v. 15, n. 2, p. 48-57, 2013.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in Least squares Regression. III. **Biometrika**, v. 58, n. 11-19, 1971.

EL-MALLAH E.S.; ELSHARKAWY S.G. Time-series modeling and short term prediction of annual temperature trend on Coast Libya using the box-Jenkins ARIMA Model. **Advances in Research**, v. 6, n. 5, p. 1-11, 2016.

FILHO, D. F. F. et al. Aplicação de técnicas de interpolação para espacialização de chuvas da rede hidrográfica: estudo de caso Calha Norte – PA. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 24, 2019.

GÉRON, A. **Hands-On Machine Learning with Scikit-Learn and TensorFlow**. 1. ed. USA: O'Reilly Media, 2017.

GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. **Basic Econometrics**. Fourth Edition. McGraw-Hill, 922 p, 2009.

HALLAK, R.; PEREIRA FILHO, A. J. Metodologia para análise de desempenho de simulações de sistemas convectivos na região metropolitana de São Paulo com o modelo ARPS: sensibilidade a variações com os esquemas de advecção e assimilação de dados. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 26, n. 4, p. 591–608, 2011.

HAYKIN, S.O. **Neural Networks and Learning Machines**. 3. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 889 p. 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Áreas urbanizadas do Brasil**. Série Relatórios Metodológicos. v. 44. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Classificação e caracterização dos espaços rurais e urbanos do Brasil: uma primeira aproximação.** n. 11. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). **Perfil municipal: Jaguaruana***, 2017*. Fortaleza: IPECE, 2018b.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). **Perfil geossocioeconômico: um olhar para as macrorregiões de planejamento do Estado do Ceará**. Fortaleza: IPECE, 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). **Perfil municipal: Fortaleza***,* 2017. Fortaleza: IPECE, 2018a.

KASHANI, M.H.; DINPASHOH, Y. Evaluation of efficiency of different estimation methods for missing climatological data. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 26, n. 1, p. 59-71, 2012.

KEMP, W.P et al. Estimating missing daily maximum and minimum temperatures. **Journal of climate and applied meteorology**, v. 22, n. 9, 1587-1593, 1983.

KOUSKY, V. E. Frontal Influences on Northeast Brazil. **Monthly Weather Review**, v.107, p. 1140-1153, 1979.

LEAHY, P.; KIELY, G.; CORCORAN, G. Structural optimization and input selection of an artificial neural network for river level prediction. **Journal Hydrology**, v. 355, p. 192-201, 2008.

LEE, H.; KANG, K. Interpolation of Missing Precipitation Data Using Kernel Estimations for Hydrologic Modeling. **Advances in Meteorology**, v. 2015, 2015. doi.org/10.1155/2015/935868

MONTOGMERY, D. C.; JENNINGS, C. L.; KULAHCI, M. Introduction to Time Series Analysis and Forecasting. **Wiley-intersciense**, 2008.

MORETTIN, P. A., TOLOI, C. M. C. Análise de Séries Temporais. 2. ed. São Paulo: **Edgard Blucher**, 2006.

MURARA, P. G. Técnicas de interpolação para a pesquisa em climatologia regional e agroclimatologia. Ano 15. Edição Especial. XIII Simpósio Brasileiro de Climatologia Geográfica. **Revista Brasileira de Climatologia**, 2019.

MURAT, M. et al. Forecasting daily meteorological time series using ARIMA and regression models. **International Agrophysics**, v. 32, p. 253-264, 2018.

NEGNEVITSKY, M. **Artificial Intelligence*:*** A Guide to Intelligent Systems. 3. ed. Canada: Pearson Education, 2011.

NOGUEIRA, D. B.; DA SILVA, A. O.; DA SILVA, A. P. N. Comparação entre métodos de interpolação espacial para a estimativa da distribuição de precipitação no Ceará-Brasil. **IRRIGA**, v. 25, n. 1, p.131–142, 2020.

OLIVEIRA, L. F. C. de. et al. Comparação de metodologias de preenchimento de falhas de séries históricas de precipitação pluvial anual. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 11, p. 1186-1192, 2010.

PAPASTATHOUPOULOS, I.; TAWN, J A. A generalised Student's t-distribution. **Statistics and Probability Letters**, v. 83, p. 70-77, 2013.

R CORE TEAM (2017). **R: A language and environment for statistical computing.** R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL https://www.R-project.org/.

R CORE TEAM (2018). **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL https://www.R-project.org/.

REBOITA, M. S. et al. Regimes de precipitação na América do Sul: uma revisão bibliográfica. **Revista Brasileira de Meteorologia***,* v. 25, n. 2, p. 185–204, 2010.

RUSSELL, S.; NORVIG, P. **Artificial Intelligence:** A modern Aproach. 3. ed. USA: Pearson Education, 2010.

SALVIANO, M. F.; GROPPO, J. D.; PELLEGRINO, G. Q. Análise de Tendências em Dados de Precipitação e Temperatura no Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 1, p. 64-73, 2016.

SANCHES, F.; VERDUM, R.; FISCH, G. **Preenchimento de falhas em séries de dados pluviométricos de Uruguaiana (RS) e análise de tendência.** Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/264082524>. Acesso em: 11 mai. 2018.

SAVIN, N. E. E WHITE, K. J. The Durbin-Watson test for serial correlation with extreme sample sizes or many regressors. **Econometrica**, v. 45, n. 8, p. 1989-1996, 1977.

SHAH, A. D. et al. Comparison of Random Forest and Parametric Imputation Models for Imputing Missing Data Using MICE: A CALIBER Study. **American Journal of Epidemiology**, v. 179, n. 6, 2014.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samp1es). **Biometrika**, v. 52, n. 3 e 4, p. 591-611, 1965.

SHARMA, V.; RAI, S.; DEV, A. A comprehensive study of artificial neural networks. **International Journal of Advanced Research in Computer Science and Software Engineering**, vol. 2, n. 10, p. 278–284, 2012.

TABONY, R.C. The estimation of missing climatological data. **Journal of Climatology**, v. 3, n. 3, p. 297-314, 1983.

VENTURA, T. M. et al. Uma abordagem computacional para preenchimento de falhas em dados micrometeorológicos. **Revista Brasileira de Ciências Ambientais**, n. 27, 2013.

WADI, S. A.; ALMASARWEH, M.; ALSARAIREH, A. A. Predicting Closed Price Time Series Data Using ARIMA Model. **Modern Applied Science**, v. 12, n. 11; 2018.

WU, WEI; XU, AN-DING; LIU, HONG-BIN. High-resolution spatial databases of monthly climate variables (1961–2010) over a complex terrain region in southwestern China. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 119, p. 353-362, 2014.

XAVIER, A. C.; KING, C. W.; SCANLON, B. R. Daily Gridded Meteorological Variables in Brazil (1980–2013). **International Journal of Climatology**, p. 2644–2659, 2016.

XIA, Y.; FABIAN, P.; STOHL, A.; WINTERHALTER, M. Forest climatology: estimation of missing values for Bavaria, Germany. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 96, p. 131-144, 1999.

YODAH WALTER. O.; KIHORO, J. M.; ATHIANY, K.H.O.; KIBUNJA H. W. Imputation of incomplete non- stationary seasonal time series data. **Mathematical Theory and Modeling**, v.3, n. 12, 2013.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology
OPEN ACCESS
DOI: 10.5380/abclima

CLIMATIC VARIABILITY OF THE SOUTH PACIFIC OCEAN DURING 1900–2010 IN THE ENVIRONMENTAL RECORDS OF WEST ANTARCTICA

VARIABILIDADE CLIMÁTICA DO OCEANO PACÍFICO SUL DURANTE 1900–2010 NOS REGISTROS AMBIENTAIS DA ANTÁRTICA OCIDENTAL

VARIABILIDAD CLIMÁTICA DEL OCEANO PACÍFICO SUR DURANTE 1900–2010 EN LOS REGISTROS AMBIENTALES DE LA ANTÁRTIDA OCCIDENTAL

José Mauro Dalla Rosa
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
jmaurodallarosa@gmail.com

Jefferson Cardia Simões
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
jefferson.simoes@ufrgs.br

Pedro Amaral Reis
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
pamaralreis@gmail.com

Francisco Eliseu Aquino
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
francisco.aquino@ufrgs.br

Isaías Ullmann Thoen
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
isaias.thoen@ufrgs.br

Ronaldo Torma Bernardo
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
rtbernardo12@gmail.com

Jeffrey Daniel Auger
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
jauger83@gmail.com

Abstract: In this work, we present the climatic evolution of the South Pacific Ocean from 1900 to 2010 and its environmental influence over West Antarctica. We analyzed the sea surface temperature, mean sea level pressure, and meridional wind (850 hPa) of the South Pacific Ocean using ERA-20C reanalysis (European Center for Medium-Range Weather Forecasts), and compared these parameters with the regional temperature obtained indirectly (by proxy) from two ice cores from the West Antarctic ice sheet (Mount Johns and Ferrigno). The sea surface temperature increased in almost the entire South Pacific Ocean from 1900 to 2010; in the equatorial Pacific, it increased by 2.1 °C from 1916 to 1997, while in the middle latitudes of the South Pacific, it increased by 1.1 °C from 1923 to 2001. This increase occurred concurrently with a positive trend in the Southern Annular Mode and a change the mean sea level pressure anomaly from 1960 onwards. This atmospheric pressure increased at middle latitudes and decreased around Antarctica in the circumpolar low-pressure zone, strengthening the Amundsen Sea Low and changing the pattern of the meridional wind anomaly (850 hPa) between medium and high latitudes in the South Pacific. Furthermore, since 1960, a greater flow from north to south (onshore) has predominated from the southeast South Pacific to the north of West Antarctica. Such changes caused a reduction in the sea ice extent in the Amundsen and Bellingshausen Seas and an increase in average atmospheric temperature primarily in the coastal region of West Antarctica, as demonstrated by the Ferrigno ice core record. Conversely, the Mount Johns region did not show the same trend in atmospheric temperature, as it was influenced mainly by cold air masses from the Antarctic ice sheet.
Keywords: South Pacific Ocean. West Antarctica. Climatology.

Resumo: Nesse trabalho, apresentamos a evolução climática do Oceano Pacífico Sul entre 1900 e 2010 e seu papel ambiental sobre a Antártica Ocidental. Analisamos a temperatura da superfície do mar, pressão média ao nível do mar, e vento meridional (850 hPa) do Oceano Pacífico Sul usando reanálises ERA-20 (*European Centre for Medium-Range Weather Forecasts*), e comparamos esses parâmetros com a temperatura regional obtida indiretamente (por *proxys*) de dois testemunhos de gelo (Monte Johns e Ferrigno) do manto de gelo Antártico Ocidental. A temperatura da superfície do mar aumentou em praticamente todo o oceano Pacífico Sul entre 1900 e 2010, no Pacífico Equatorial aumentou 2,1°C entre 1916 e 1997, enquanto nas latitudes médias do Pacífico Sul o aumento foi de 1,1°C entre 1923 e 2001. Este aumento ocorreu concomitantemente à tendência positiva do Modo Anular Sul e uma mudança do sinal da anomalia da pressão média ao nível do mar a partir principalmente de 1960. Aumentando a pressão atmosférica em latitudes médias e diminuindo ao redor da Antártica na zona de baixa pressão circumpolar, fortalecendo a baixa do Mar de Amundsen e mudando então o padrão da anomalia do vento meridional (850 hPa) entre latitudes médias e altas no Pacífico Sul. A partir de 1960 predominou um maior escoamento de norte para sul (*onshore*) do sudeste do Pacífico Sul para o norte da Antártica Ocidental. Tais mudanças resultaram na redução na extensão do gelo marinho nos mares de Amundsen e Bellingshausen e na elevação na temperatura atmosférica média principalmente na região costeira da Antártica Ocidental, como demonstrado pelo registro do testemunho de gelo Ferrigno. Já a região do Monte Johns não mostra a mesma tendência na temperatura atmosférica, pois sofre maior influência de massas de ar frias do interior do manto de gelo Antártico.
Palavras-chave: Oceano Pacífico Sul. Antártica Ocidental. Climatologia.

Resumen: En este trabajo, presentamos la evolución climática del Oceano Pacífico Sur desde 1900 y 2010 y su influencia ambiental sobre la Antártica Occidental. Analizamos la temperatura de la superficie del mar, la presión media al nivel del mar, y el viento meridional (850 hPa) del Oceano Pacífico Sur utilizando el reanálisis ERA-20C (*European Centre for Medium-Range Weather Forecasts*), y comparamos estos parámetros con la temperatura regional obtenida indirectamente (por *proxys*) de dos núcleos de hielo de la capa de hielo de la Antártida Occidental (Monte Johns y Ferrigno). La temperatura de la superficie del mar aumentó en prácticamente todo el oceano Pacífico Sur entre

1900 y 2010, en el Pacífico Ecuatorial aumentó 2,1 °C entre 1916 y 1997, mientras que en las latitudes medias del Pacífico Sur el aumento fue de 1,1 °C entre 1923 y 2001. Este aumento se produjo al mismo tiempo que una tendencia positiva del Modo Anular Sur y un cambio en el señal de la anomalía de la presión media al nivel del mar desde principalmente 1960, aumentando la presión atmosférica en latitudes medias y disminuyendo alrededor de la Antártida en la zona de baja presión circumpolar. Fortaleciendo la baja del Mar de Amundsen y cambiando el patrón de la anomalía del meridional (850 hPa) entre latitudes medias y altas en el Pacífico Sur. Desde 1960, ha predominado un mayor flujo de norte a sur (*onshore*) desde el sureste del Pacífico Sur hasta el norte de la Antártida Occidental. Dichos cambios provocaron una reducción en la extensión del hielo marino en los mares de Amundsen y Bellingshausen y un aumento en la temperatura atmosférica promedio principalmente en la región costera de la Antártica Occidental, como lo demuestra el registro del núcleo de hielo de Ferrigno. La región de Mount Johns, por otro lado, no muestra la misma tendencia en la temperatura atmosférica, ya que fue influenciada por masas de aire frío desde dentro de la capa de hielo Antártica.

Palablas-clave: Oceano Pacífico Sur. Antártica Occidental. Climatologia.

Submetido em: 08/10/2020
Aceito para publicação em: 26/07/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUCTION

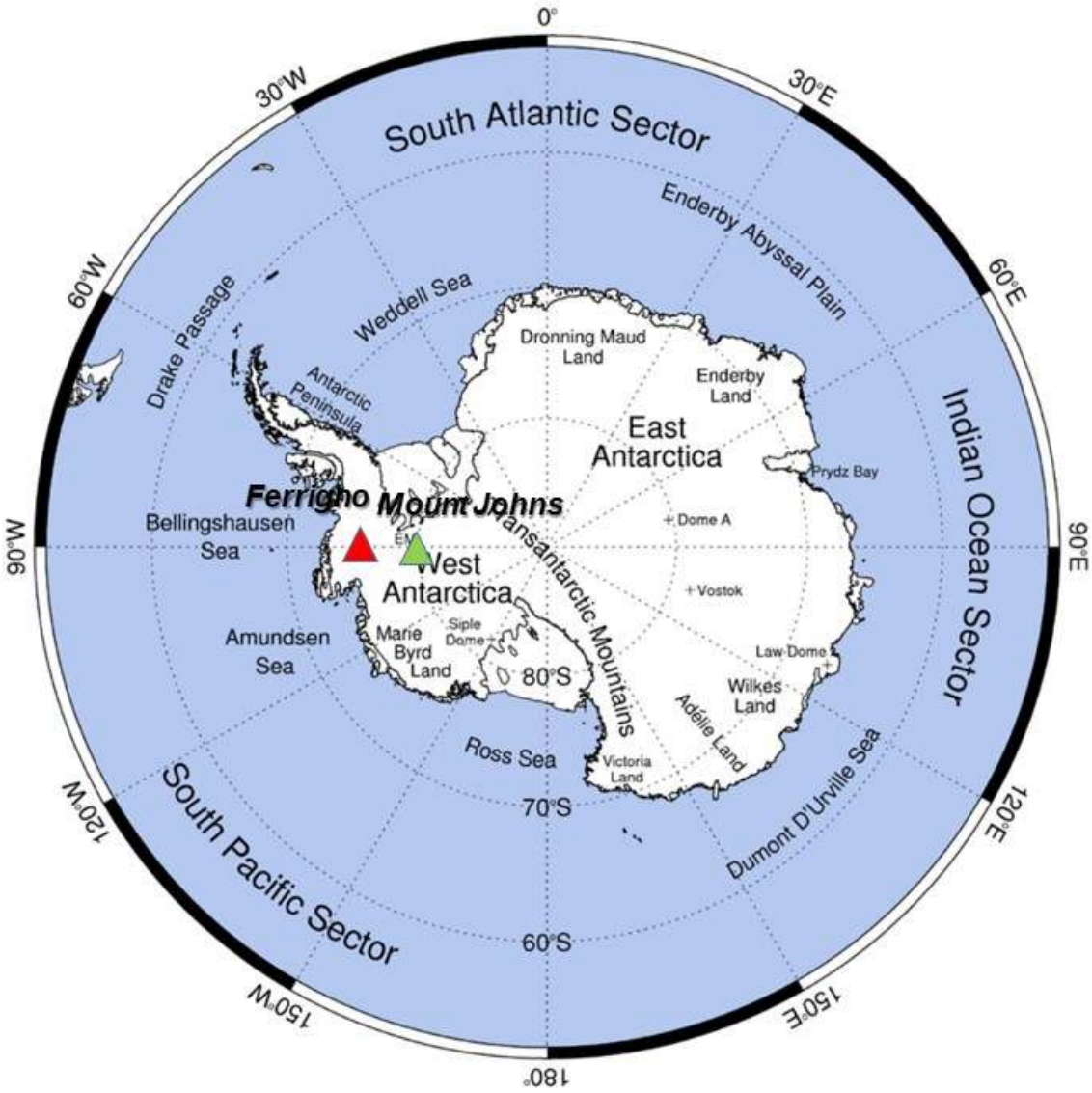
Antarctica and the South Pacific Ocean (SPO) are the main climatic regulators of the Southern Hemisphere (SH). The Amundsen Sea Low (ASL), located between the South Pacific and West Antarctica, is the main climatic driver responsible for temperature and humidity exchange from the SPO intermediate latitudes and the Antarctic continent (BROMWICH et al., 2013; TURNER et al., 2013). The climatic variability of the SPO plays an important role over the ASL region (TURNER et al., 2013) because of atmospheric teleconnections caused by Rossby waves and large-scale variability modes such as the Southern Annular Mode (SAM), El-Niño Southern Oscillation (ENSO), and Pacific South American Mode (PSA). A positive trend in SAM since 1960 (THOMPSON and SOLOMON, 2002; MARSHALL, 2003) resulted in more cyclogenesis south of the SPO, a shift of the polar jet stream poleward, and the deepening of the ASL (TURNER et al., 2009; RAPHAEL et al., 2016). This has contributed to a higher advection of hot air masses originating in the South/Southeast Pacific to the interior of West Antarctica, causing changes in the average air temperature, sea ice extent, snow accumulation, and mass balance of the ice region (TURNER et al., 2013; MAYEWSKI et al., 2017).

The West Antarctic Ice Sheet (WAIS) is potentially unstable, and changes in dynamics, mass balance, and retraction of its glacier fronts in the last decades, as a response to the South Pacific climatic variability have been identified in recent studies (DING et al., 2011; HOLLAND et al., 2020). As the WAIS is primarily grounded below sea level, the dynamic instability of this ice mass could cause a rapid collapse (over a period ranging from decades to centuries) and a significant increase in the mean sea level (BROMWICH et al., 2013; MAYEWSKI et al., 2013; THOMAS et al., 2015).

The isotopic composition of Antarctic snow and ice (measurement of the deuterium/hydrogen and $^{18}O/^{16}O$ ratios), along with the ionic and trace element contents, provide proxies for the climatic variability of the South/Southeast Pacific Ocean. They are essential tools for investigating past environmental variability because meteorological data are too recent, scarce, and restricted to a few sites on the Antarctic continent and SPO, which complicates environmental analysis. Climatic reanalyses of the 20th century, such as the ERA-20C (European Center for Medium-Range Weather Forecasts - ECMWF), are also crucial for reconstructing the climatology of the SH for periods of time before remote sensing (BROMWICH et al., 2013; STEIGt et al., 2013; THOMAS et al., 2013; POLI et al., 2015).

In this study, we investigated the climatic variability of the SPO between 1900 and 2010 and its role in the West Antarctic (WA) climate using ERA-20C reanalysis and proxies from two ice cores collected in Mount Johns (79°55' S, 94°23' W; 2100 m altitude) and Ferrigno (74°34' S, 86°54' W; 1354 m altitude) (Figure 1).

Figure 1 – Location of the two ice core sites used in this work, drilled in West Antarctica: Mount Johns (green triangle, 79°55' S, 94°23' W) and Ferrigno (red triangle, 74°34' S, 86°54' W).



Source: Modified from SCAR (2014).

MATERIALS AND METHODS

ERA-20C climatic reanalysis

The ERA-20C reanalysis was developed by the ECMWF and is a global climate reanalysis that spans the 1900–2010 period (POLI et al., 2016). ERA-20C uses a coupled atmosphere/land-and-sea surface model with meteorological observations of the surface. The primary difference between ERA-20C and ERA-Interim (BERRISFORD et al., 2011) is the time span, as ERA-20C includes data before 1979, when no satellite observation data existed and meteorological data were primarily observational from stations and ships (POLI et al., 2015, 2016).

We used the following ERA-20C parameters for our work: sea surface temperature (SST, in Celsius (°C)), mean sea level pressure (MSLP, in hPa), and meridional wind at 850 hPa (V, in m s^{-1}). The ERA-20C SST is from the Hadley Centre Sea Ice and Sea Surface Temperature dataset (HadISST-2.1.0.0), a database of reconstructions spanning 1899–2010 (POLI et al., 2015). We used a spatial resolution of 0.5° between 10°N and 90°S to investigate the climatic variability in the SPO during the 1900–2010 period and calculated anomalies for the cited parameters at 20-year intervals based on the climatology from 1900 to 2010.

Glaciochemical analysis

For our glaciochemical analysis, we used data from the top 46 m of the Mount Johns ice core, drilled during the 2007–2008 austral summer in the Pine Island Glacier (in the WA). The core was dated using the seasonal variability of non-sea salt sulfate ($nssSO_4^{2-}$), with peak concentrations during the austral summer, and sodium (Na^+), with peak concentrations in austral winter (THOEN et al., 2018). Oxygen stable isotopes ($\delta^{18}O$), used to estimate atmospheric temperatures at the drilling site, were determined using a wavelength-scanned cavity ring-down spectroscopy WS-CRDS (model L2130-i, Picarro Inc., US) (SCHWANCK et al., 2017; THOEN et al., 2018). Interpretation of the environmental records was carried out using two proxies: Na^+ and $\delta^{18}O$. We also used δD data from the Ferrigno ice core analyzed by Thomas et al. (2013), from 1900–2010, for comparison with the Mount Johns $\delta^{18}O$ record. The Ferrigno ice core $\delta^{18}O$ record was accessed at

https://ramadda.data.bas.ac.uk/repository/entry/show/?entryid=6ffa3d36-a521-44f7-9e12-213458dafce3

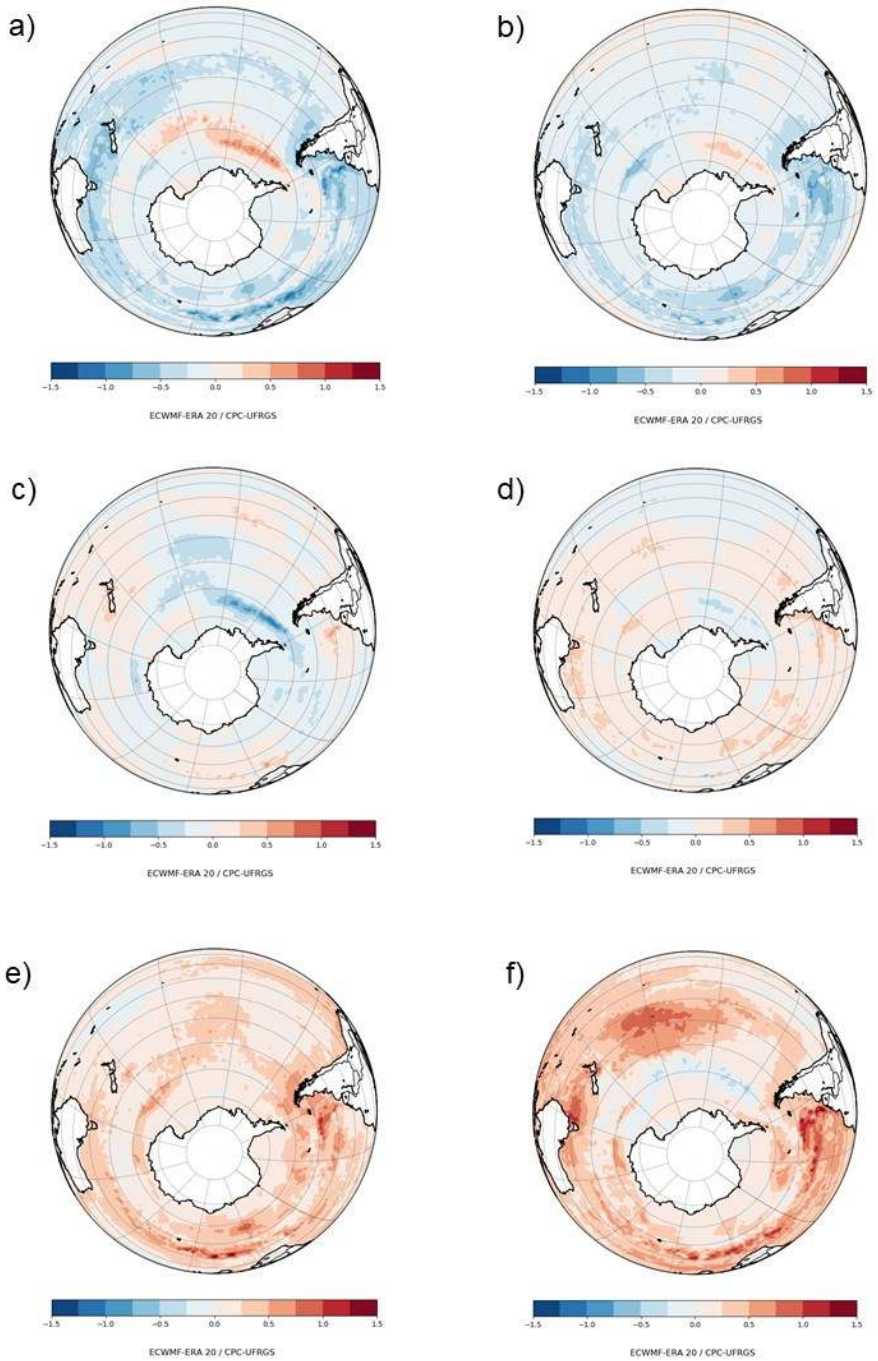
RESULTS

South Pacific Ocean climatology between 1900 and 2010

In the tropics, heat transport from the ocean to the atmosphere via evaporation is the primary contributor to large-scale atmospheric teleconnections around the globe (TRENBERTH, 2011; CHENG et al., 2019). In addition to driving the atmospheric circulation of the Walker and Hadley cells, the anomalous latent heat in the tropics, associated with intense convection, also contributes to the generation and propagation of Rossby waves on a global scale, controlling storm tracks (TRENBERTH, 2011; CHENG et al., 2019).

Figure 2 shows the SST variability for the SH (focusing on the SPO) between 1900 and 2010 from the ERA-20C reanalysis (every 20 years). We see a gradual and geographically broad increase in the SPO SST over the 110 years studied. From 1900 to 1940 (Figure 2a, 2b), there was a predominance of SST negative anomalies, with one exception in the SPO southeast region (e.g., north of the WA), where a positive anomaly is visible (although this could likely be attributed to a reanalysis error for the region). From 1940 onward, the negative anomalies observed earlier started to change to positive anomalies and warming became visible from 1981 to 2010 in the intermediate latitudes of the SPO (Figures 2e, 2f), specifically east of New Zealand.

Figure 2 – Annual SST anomaly (°C) between 1900–2010 divided in 20-year periods*: (a) 1900–1920; (b) 1921–1940; (c) 1941–1960; (d) 1961–1980; (e) 1981–2000; (f) 2001–2010. *Except for 1900–1920 (21-year period) and 2001–2010 (10-year period).



Source: ECMWF and Centro Polar e Climático - Universidade Federal do Rio Grande do Sul (CPC-UFRGS).

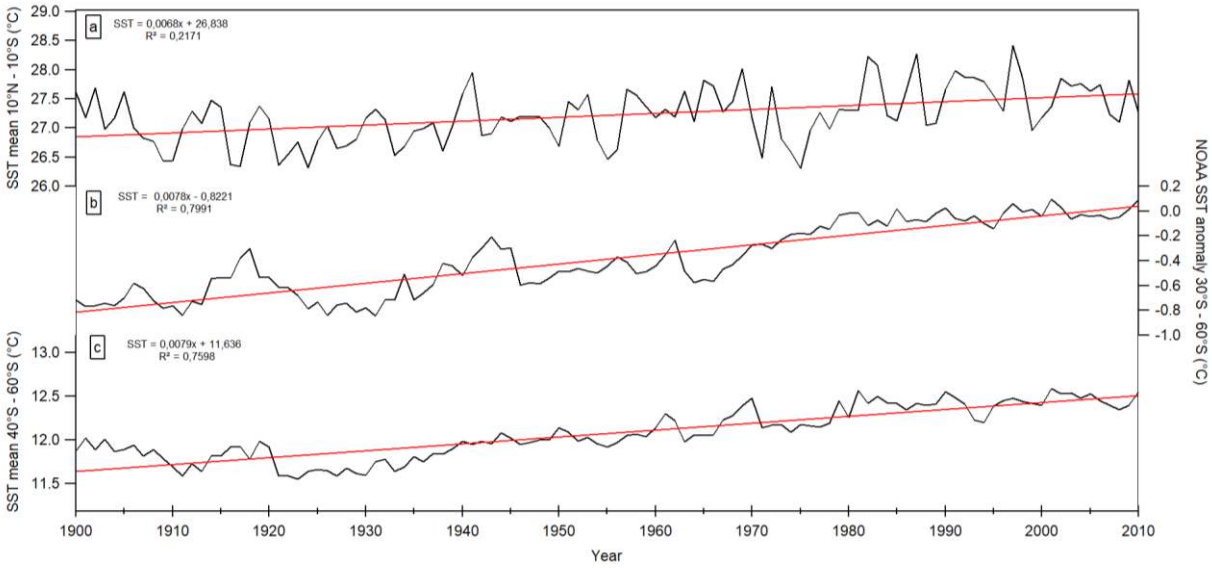
Figure 3 shows the SST trend in latitudinal zones derived from the ERA-20C reanalysis between 10°N and 10°S, 40°S and 60°S, and 30°S and 60°S (SST anomaly produced by NOAA*). All sectors of the SPO show a trend of increasing SST for 1900–2010 (Table 1). In the equatorial region (between 10°N and 10°S), we observed an increasing trend of +0.007 °C yr^{-1} for the

1900–2010 period, and a maximum average value of 28.4 °C in 1997. Between 40°S and 60°S, the SST trend is + 0.008 °C yr^{-1} with a maximum average of 12.6 °C in 2001. For these latitudes, the warming trend began in the 1930s (Figure 3b and 3c).

Figure 3 – Mean SST for the SPO latitudinal zones derived from ERA-20C for the 1900–2010 period between (a) 10° N and 10° S; (b) 30° S and 60° S*; and (c) 40° S and 60° S.

* SST anomaly produced by NOAA for the entire globe at these latitudes.

https://www.ncei.noaa.gov/data/noaa-global-surface-temperature/v5/access/timeseries



Source: Elaborated by the authors (2020)

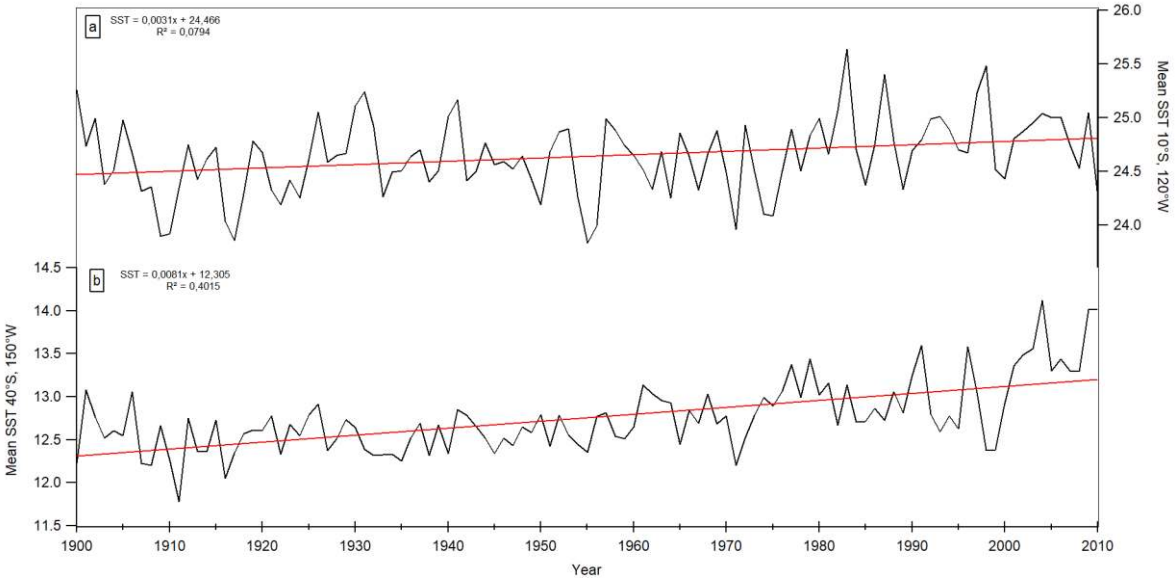
Although there has been general warming in the SPO during the 1900–2010 period, the region east of New Zealand (40° S, 150° W) showed a higher SST increase (+ 0.008 °C yr^{-1}, Figure 4b). The amplitude was also the highest (2.3 °C), with an average minimum of 11.8 °C in 1911 and an average maximum of 14.1 °C in 2004. On the Equatorial region (10°S, 120°W), the warming trend was lower (+ 0.003 °C yr^{-1}), with an amplitude of 1.8 °C, a minimum of 23.8 °C in 1955, and a maximum of 25.6 °C in 1983 (Figure 4a).

Table 1 – Sea surface temperature (SST) statistics (in °C) for different latitudinal bands and locations in the SPO between 1900 and 2010 (annual trend).

SST (°C)	MIN	MAX	AVERAGE	AMPLITUDE	TREND	STANDARD DEVIATION
10°N–10°S	26.3	28.4	27.2	2.1	+ 0.007	0.5
40°S–60°S	11.5	12.6	12.1	1.0	+ 0.008	0.3
10°S, 120°W	23.8	25.6	24.6	1.8	+ 0.003	0.3
40°S, 150°W	11.8	14.1	12.8	2.3	+ 0.008	0.4

Source: Elaborated by the authors (2020)

Figure 4 – Average sea surface temperature (SST, in °C) derived from ERA-20C reanalysis between 1900 and 2010 for points located in the SPO. Coordinates (a) 10° S, 120° W; and (b) 40° S, 150° W.



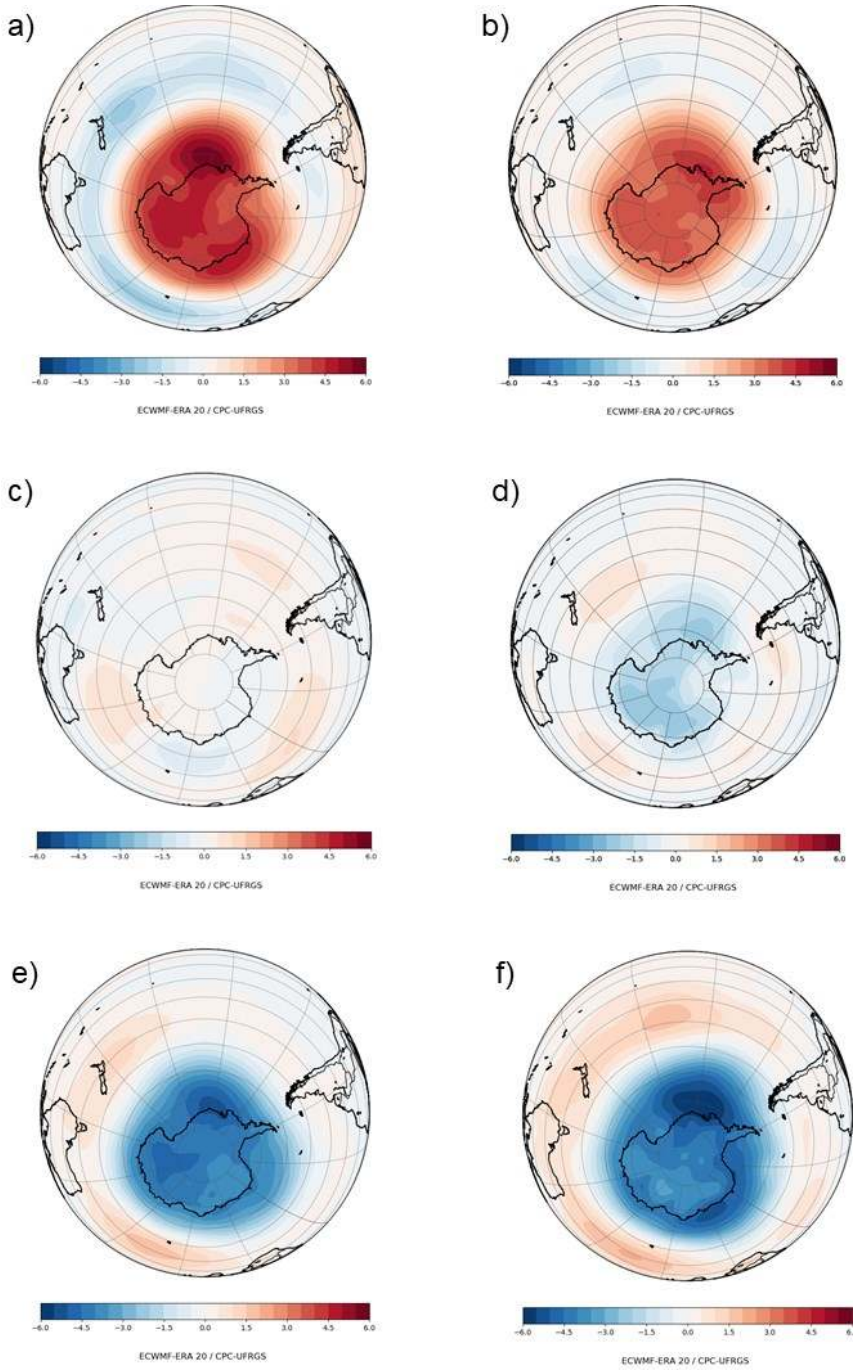
Source: Elaborated by the authors (2020)

Figure 5 shows the behavior of the SPO mean atmospheric sea level pressure between 1900 and 2010 every 20 years. There was a gradual but unmistakable change in the MSLP trend from 1900–2010 in the SH, with a prevailing positive anomaly at high latitudes (~60°S) and a negative anomaly at intermediate latitudes (~40°S) at the beginning of the 20th century. Then, there was a gradual inversion of these anomalies the end of the 20th century/beginning of the 21st century.

In the 1900–1920 period, there was a positive MSLP anomaly north of WA and a negative MSLP anomaly east of New Zealand (Figure 5a). In the 2001–2010 period, in the region north of WA, the MSLP shifted to a negative anomaly, and the central region of the SPO showed a positive anomaly at intermediate latitudes (Figure 5f). Finally, the 1941–1980 period marked a transition, with moderate MSLP anomalies over the SPO (Figures 5c and 5d).

This shift in the MSLP anomaly pattern between intermediate (~40° S) and high (~60° S) latitudes during the 20th century and beginning of the 21st century also indicated a shift in SAM signal from a negative phase in the early 20th century to a positive phase from the 1960s onward. This positive SAM trend strengthened the temperature gradient at higher SH latitudes, intensifying the jet stream and westerlies toward the pole and influencing temperatures in the Antarctic continent (THOMPSON and SOLOMON, 2002; MARHALL, 2003; JONES et al., 2009; ABRAM et al., 2014).

Figure 5 – MSLP annual anomaly (in hPa) between 1900 and 2010 divided in 20-year periods*: (a) 1900–1920; (b) 1921–1940; (c) 1941–1960 (d) 1961–1980; (e) 1981–2000; (f) 2001–2010. *Except for 1900–1920 (21-year period) and 2001–2010 (10-year period).



Source: Elaborated by the authors (2020)

Concomitantly with the signal shift in the SPO MSLP, we also noted a change in the anomaly pattern of the meridional wind (v) at 850 hPa between intermediate and high latitudes (40° S–60° S) in the period studied (1900–2010) (Figure 6). In the early 20th century (1900–1920), the meridional wind anomaly was predominantly positive, from south to north

(offshore), from the northern part of the WA to the Austral Ocean (Amundsen and Bellingshausen Seas) and southeast of the Pacific Ocean (Figure 6a). However, in the Ross Sea region, northwest of WA, we noted a negative anomaly in the meridional wind (north/south) for the 1900–1920 period from the SPO intermediate latitudes to the interior of WA (onshore) through the Ross Ice Shelf.

At the beginning of the 20th century, this meridional wind pattern showed a prevalence of atmospheric flow from south to north (cold and dry air) from the WA to the Bellingshausen Sea. In contrast, a higher atmospheric flow and transport of heat and humidity occurred from the intermediate latitudes of the SPO to the Ross Ice Shelf. Figure 6b (1921–1940) shows the same meridional wind anomaly pattern observed for 1900–1920 but weaker. Between 1941 and 1960 (Figure 6c), no pattern was observed for the meridional wind in the SPO.

In the 1961–1980 period, the meridional wind pattern started to change. North of WA, in the Bellingshausen Sea, the anomaly showed an opposite signal compared to earlier periods, prevailing a higher atmospheric flow from north to south (onshore), from southeast of the SPO to north of WA. In the Ross Sea region, we observed a positive anomaly (south/north), favoring the atmospheric flow from the WA (cold/dry) to the Austral Ocean (Ross Sea). This meridional wind flow pattern continued until the end of the 20th and into the 21st century.

Environmental record in West Antarctica

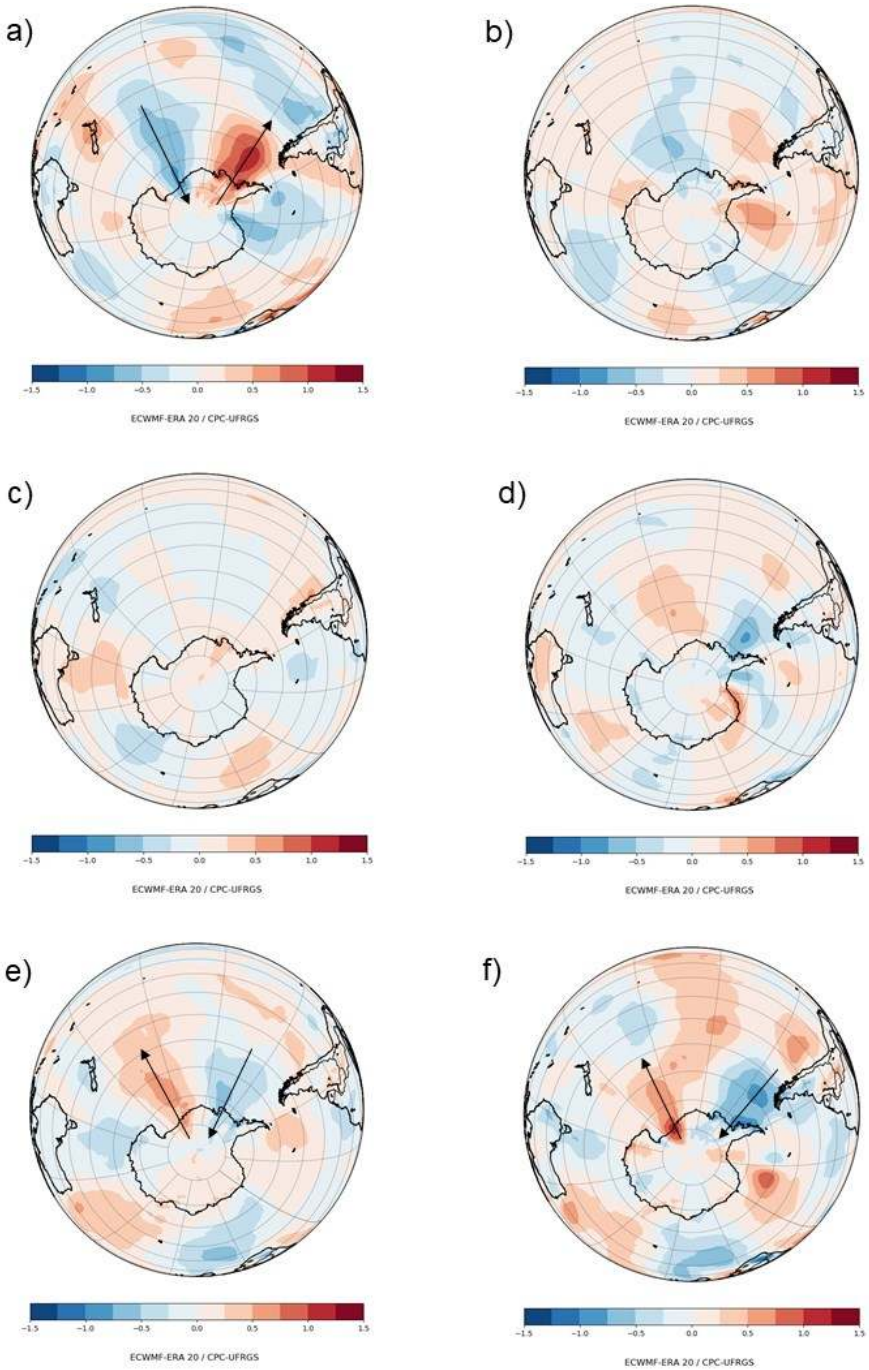
Snow preservation in polar regions ensures an excellent record of paleoenvironmental conditions. Detailed chemical and physical analyses of snow, firn[1], and ice from cores drilled in the polar ice sheets (Antarctica and Greenland) provide paleoclimatic data for the last 800000 years (WOLFF, 2012).

The analysis of stable isotopes from ice cores, for example, has been widely used for relative dating and to estimate the temperature in polar regions since the pioneering work of Dansgaard (1964). The ratio of stable isotopes from ice cores (δD e $\delta^{18}O$) is an important "tool" to measure the temporal and seasonal variability of temperature in the polar regions, allowing us to differentiate summer precipitations from winter ones (interannual variability), warm

[1] **Firn** – Intermediate state between snow and ice (SIMÕES, 2004).

eras from cold ones (millennial variability), and consequently differentiate glacial and interglacial cycles (WOLFF, 2012). According to Petit et al. (1999), data from the Vostok ice core (70°28'S, 106°48'E) show that the isotopic ratios of $\delta^{18}O$ and δD in East Antarctica are linearly correlated with the snow precipitation temperature. Therefore, stable isotopes are usually used as temperature proxies (BROOK and BUIZERT, 2018).

Figure 6 – Meridional wind annual anomaly at 850 hPa (v) between 1900 and 2010 divided in 20-year periods*: (a) 1900–1920; (b) 1921–1940; (c) 1941–1960; (d) 1961–1980; (e) 1981–2000; (f) 2001–10.
*Except for 1900–1920 (21-year period) and 2001–2010 (10-year period).



Source: Elaborated by the authors (2020)

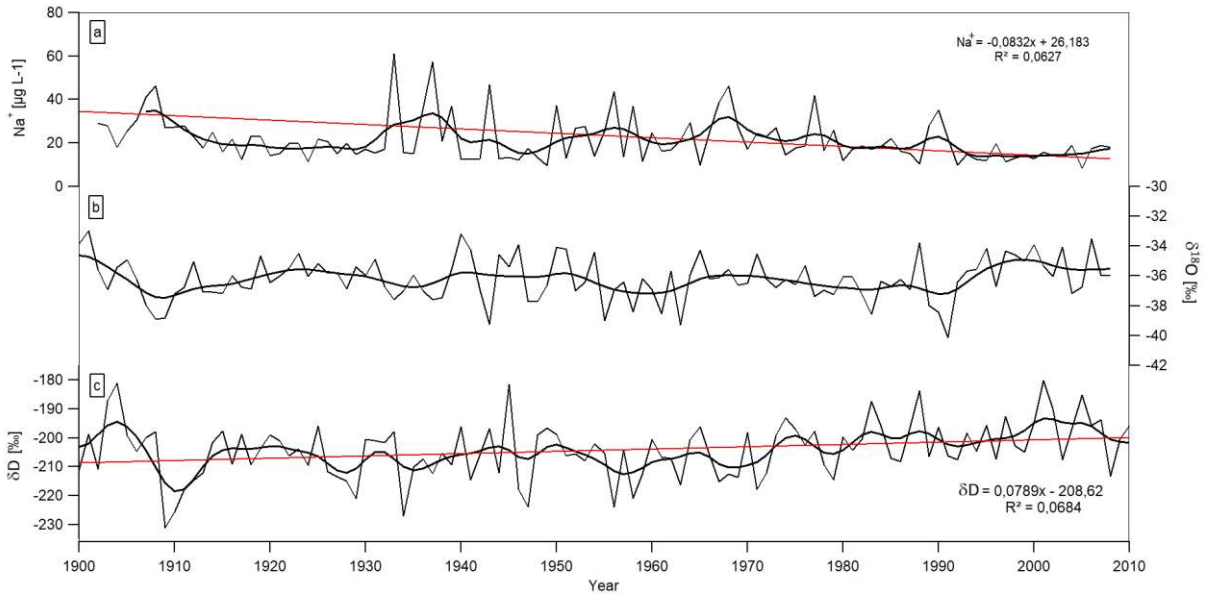
Ice cores also provide particulate matter (aerosols) data, from microparticles to chemical species, as significant ions and trace elements. They are deposited along with snow in the polar regions and show variability at different timescales due to local to global environmental changes (LEGRAND and MAYEWSKI, 1997; WOLFF, 2012). Furthermore, the seasonal cycle of each ionic species deposited (cations and anions, such as Na^+, K^+, Mg^{2+}, Ca^{2+}, MSA, Cl^-, $N0_3^-$, and $S0_4^{2-}$) provides information about air mass source regions, transport pathways, and transport intensity, among others (LEGRAND and MAYEWSKI, 1997; WOLFF, 2012).

For example, marine (sea salt) and continental aerosols in the Vostok ice core show higher concentrations during glacial periods compared to interglacial periods and are negatively correlated with temperature. In the present, marine aerosol concentrations in the Antarctic peak during winter and spring, concomitant with the highest sea ice extension in the SH (LEGRAND and MAYEWSKI, 1997; PETIT et al., 1999).

The 108-year record of oxygen ($\delta^{18}O$) and sodium (Na^+) from the Mount Johns ice core, as well as the 110-year record of hydrogen (δD) from the Ferrigno ice core, are shown in Figure 7. Comparing trends of $\delta^{18}O$ from Mount Johns and δD from Ferrigno, we observed an increasing trend (δD) in the latter, while in the former ($\delta^{18}O$), this trend was not observed (Figure 7).

Sodium concentrations in the Mount Johns core (Figure 7a) showed a decreasing trend during the study period (- 0.083 µg L yr^{-1}). Between 1902 and 1932, the average annual values were approximately 22 µg L^{-1}, increasing to nearly 30 µg L^{-1} between 1932 and 1943. From then on, concentrations decreased, reaching a minimum value of 8.6 L^{-1} in 2005. Figure 7b shows the average annual values of $\delta^{18}O$ from Mount Johns. Oxygen isotopic ratios varied around the average (- 36.20 ‰); we did not find any statistically significant trend for this record. Figure 7c shows the δD record from the Ferrigno ice core (analyzed by Thomas et al., 2013), showing an increasing trend in the isotopic ratios along with the profile (+ 0.078 ‰ yr^{-1}), especially from 1960 onwards.

Figure 7 – (a) Sodium (Na^+) and (b) Oxygen isotopic record ($\delta^{18}O$) from Mount Johns, and (c) Hydrogen isotopic record (δD) from Ferrigno, both cores from West Antarctica.



Source: Elaborated by the authors (2020)

DISCUSSION

Warming in the tropics controls atmospheric circulation on a large scale through teleconnections caused mainly by heat loss from the ocean to the atmosphere via evaporation (TRENBERTH, 2011; CHENG et al., 2019).

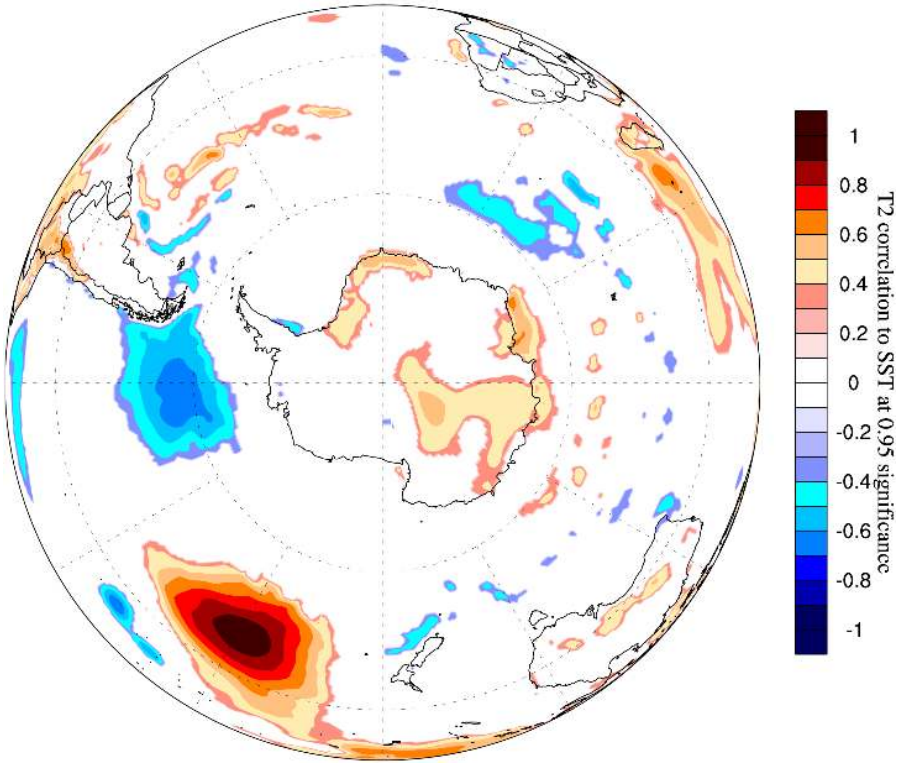
Changes in the thermic structure of the atmosphere result from the direct radiative effect and variations in the SST. The temperature increase in the equatorial and tropical regions alters the atmosphere's thermic structure, leading to the strengthening and expansion of the Hadley cell toward the South Pole (HUDSON, 2012; HU et al., 2018).

A possible strengthening of the Hadley cell occurred due to an increasing SST in the tropics between 1900 and 2010 (Figure 2) and the consequent atmospheric heating transporting energy to the subtropics, strengthening the descending branch of the Hadley cell (LIU and ALEXANDER, 2007). This increased the atmospheric pressure in the SPO intermediate latitudes, reduced precipitation and cloud quantity, and increased the incidence of short-wave solar radiation in the region, increasing the air temperature and SST, as observed in the region east of New Zealand (Figure 8).

The link between the tropical SST and remote areas described as 'atmospheric bridges' could result in changes in the ocean surface heat flux due to modifications in the Walker and

Hadley cell circulation, which could act as a Rossby wave generator at high latitudes (LIU and ALEXANDER, 2007). In addition, the convection area in the tropical Pacific shifts from Indonesia during La Niña events to the proximities of the International Date Line during El Niño events. Thus, the ENSO response in intermediate latitudes varies according to its warming and cooling phases, which influence and modulate subtropical anticyclones (TURNER, 2004; YUAN et al., 2018).

Figure 8 – Correlation between ERA-Interim (ECMWF) air temperature at 2 m (T2) and SST at 40° S, 150° W (SPO), derived from ERA-20C reanalysis (ECMWF) for the 1979–2000 period. Significance level of 0.95.



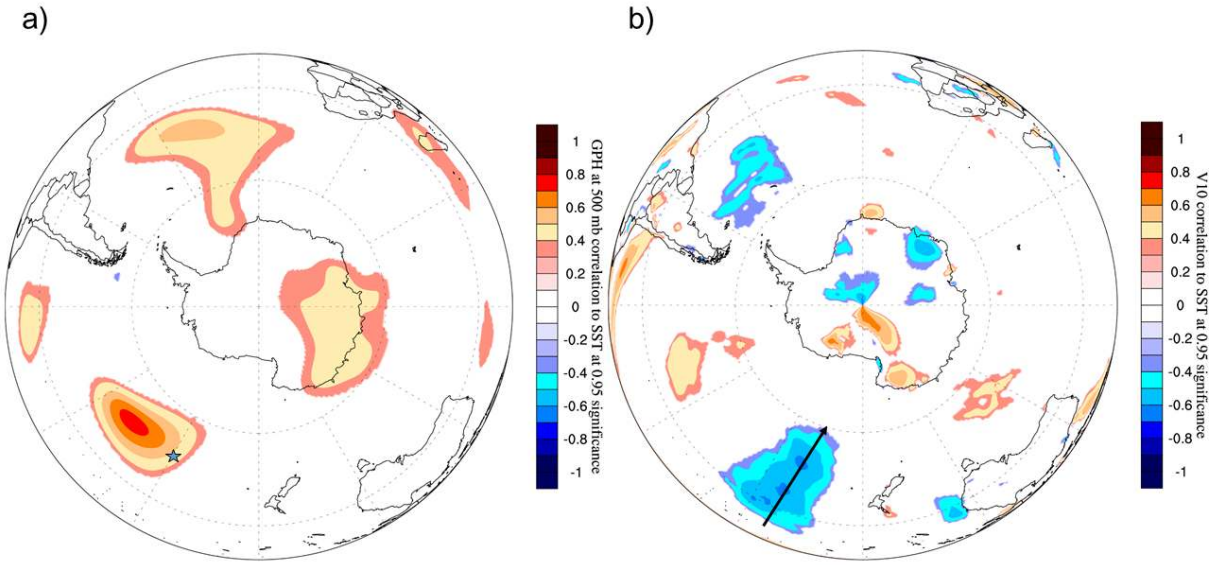
Source: Climate Change Institute (CCI) of the University of Maine (UMaine) / ECMWF / CPC-UFRGS. https://traveler.um.maine.edu/reanalysis/monthly_correl/

Several studies (MARSHALL, 2003; NICOLAS and BROMWICH, 2011; THOMPSON et al., 2011; ABRAM et al., 2014) found a positive SAM phase in the last decades, mainly after 1960. This positive phase is highlighted during autumn (m-a-m) and summer (d-j-f) and is also attributed to stratospheric ozone destruction. This trend leads to a strengthening of the atmospheric pressure in intermediate latitudes (~40° S), reduction of the atmospheric pressure around Antarctica (~65° S), and intensification and shift of the westerlies and storm

tracks around Antarctica toward the pole (MARSHALL, 2003; NICOLAS and BROMWICH, 2011; THOMPSON et al., 2011; ABRAM et al., 2014).

The expansion of the Hadley cell toward the pole in conjunction with the positive SAM trend since the 1960s contributed to strengthening the MSLP in the SPO intermediate latitudes during the same period (Figure 5). A higher MSLP in the SPO increased the meridional flow and intensified heat and moisture transport from the SPO intermediate latitudes to the Antarctic circumpolar low zone (Figures 9a, b).

Figure 9 – Correlation between (a) ERA-Interim (ECMWF) geopotential height at 500 mb and SST (°C); and (b) ERA-Interim meridional wind at 10 m (V10) and SST (°C). Both correlations are derived from ERA-20C (ECMWF), for the coordinates 40° S, 150° W (on the SPO), for the 1979–2010 period, at a 0.95 significance level.



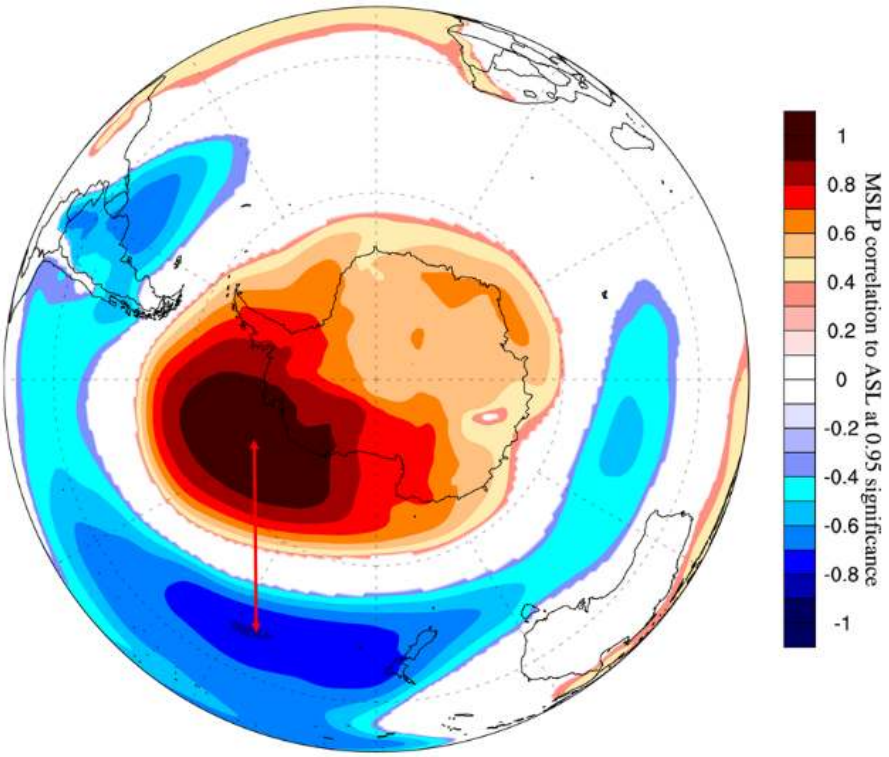
Source: CCI-U.MAINE / ECMWF / CPC-UFRGS.
https://traveler.um.maine.edu/reanalysis/monthly_correl/

This meridional flow contributed to the strengthening of the ASL since around the 1960s (Figure 5d), controlling the meridional atmospheric circulation, which regulates the heat and moisture transport to the interior of Antarctica, mainly to the west of WA. Figure 10 shows an inverse correlation between the ASL and the region east of New Zealand in the SPO (40° S, 150° W), where there is a significant SST anomaly. Thus, the ASL is an essential component of the meridional circulation between intermediate and high latitudes of the SPO, linking the tropical Pacific with the Austral Ocean (HOSKING et al., 2013; RAPHAEL et al., 2016).

The meridional wind pattern in the Bellingshausen Sea region, north of WA (Figure 6), shifted from a south-north atmospheric flow at the beginning of the 20th century (cold and dry winds from WA towards the Bellingshausen Sea, Figure 6a) to a north-south flow around 1960 (onshore, from the southeast SPO towards the northern region of WA, Figure 6d). This was driven by a reduction in the MSLP in the Antarctic low-pressure circumpolar zone and a deepening of the ASL due to the positive SAM trend during the same period (THOMPSON and SOLOMON, 2002; MARSHALL et al., 2006).

The atmospheric flow pattern and the synoptic activity (originating in the southeast SPO) moving toward the pole, associated with the ASL variation, influence the environmental and climatic properties of the WAIS. Thus, the ASL deepening since the 1960s increased the flow of warm and humid air onshore from the southeast SPO to WA (north to south) (HOSKING et al., 2013; RAPHAEL et al., 2016). An increase in meridional flow favors aerosol advection from the Amundsen/Bellingshausen Seas, which are then deposited and preserved in snow and ice layers in the WAIS.

Figure 10 – Correlation between ERA-Interim (ECMWF) MSLP and ASL (http://www.antarctica.ac.uk/data/absl/) for 1979–2010 with a significance level of 0.95.



Source: CCI-U.MAINE / ECMWF / CPC-UFRGS.

Using data from an ice core drilled in the WAIS divide, Steig et al. (2013) observed that the $\delta^{18}O$ ratios increased concomitantly with the temperature in the region over the last 50 years. The positive trend in $\delta^{18}O$ increased when anomalous atmospheric flow occurred from north to south, between the southeast SPO and WA.

The glaciochemical data used in this study (Figure 7) revealed a reduction in Na^+ concentrations (- 0.083 µg L^{-1} yr^{-1}) in the Mount Johns drilling site; however, the $\delta^{18}O$ ratios remained stable during the study period. Nonetheless, the Ferrigno δD record showed an increasing trend (+ 0.078‰ yr^{-1}) during the same period.

Frost flower crystals are the primary source of Na^+ in Antarctica during austral winter (WOLFF et al., 2003; INOUE et al., 2017). According to Mayewski et al. (2017), an increase (decrease) in Na^+ indicates a higher (lower) atmospheric flow toward the pole, controlled by the deepening (weakening) of the Antarctic circumpolar low and the ASL. As a decrease in sodium concentrations in the Mount Johns ice core was observed with stable $\delta^{18}O$ ratios, it was concluded that there was a reduction in sea ice extent (source of frost flowers) in the Amundsen/Bellingshausen seas during the study period, according to Schwanck et al. (2017). This is valid considering that a higher atmospheric flow would have also increased the isotopic ratios.

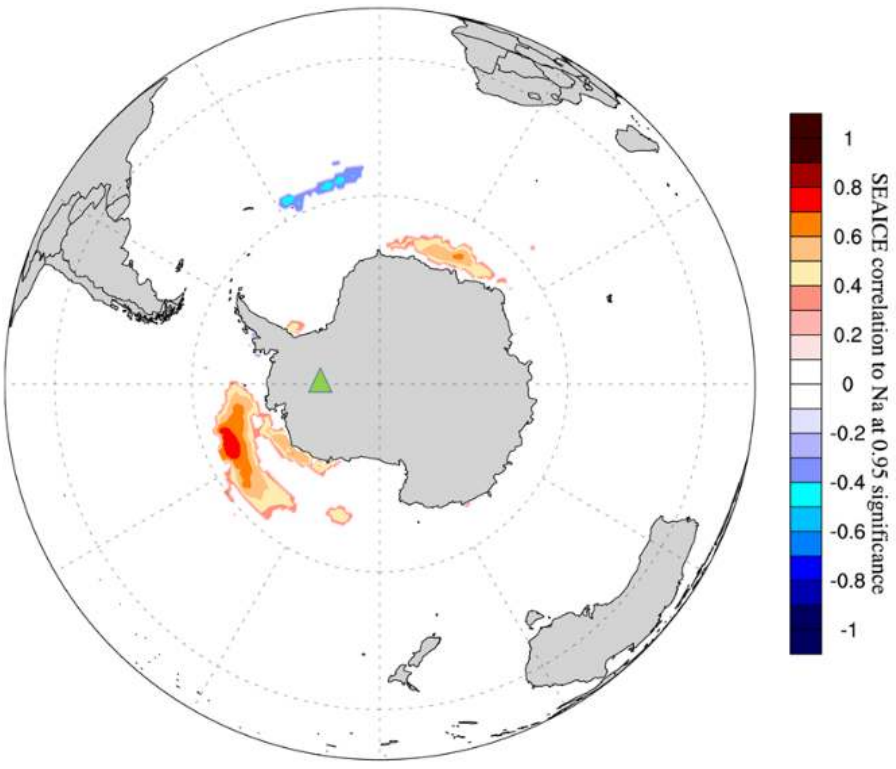
Nonetheless, closer to the coast, the Ferrigno site shows that the region had a more significant influence from marine air masses (originating in the Austral Ocean and the deep ASL) compared to Mount Johns. The Mount Johns site is located inland in WA and thus was not influenced the same way by marine air masses. According to Thomas et al. (2013), the Ferrigno region has suffered isotopic warming since 1957, as observed in the δD record. This warming, along with the strengthening of the meridional wind flow from north to south, caused the advection of more humidity and heat to the drilling site (THOMAS et al., 2013).

Consequently, the Ferrigno region displayed a higher increase in temperatures during the study period (Figure 7c) because of the strengthening of cyclogenesis and deepening of the ASL in the Austral Ocean and a shift in the meridional wind anomaly from north to south (onshore). The Mount Johns drilling site did not show the same trend, being more influenced by cold, continental air masses coming from the Antarctic ice sheet. This conclusion is in agreement with Steig et al. (2009), who found a strong warming in the Antarctic Peninsula and WA since 1957 and a slight cooling in East Antarctica for the same period.

Generally, there was a positive anomaly in the MSLP in the Amundsen/Bellingshausen Seas during El Niño events and a negative anomaly during La Niña (TURNER, 2004). Furthermore, the teleconnection between the tropical Pacific and WA coastal region was weak during the summer and strengthened in winter, influencing the depth of the ASL (TURNER et al., 2013; CLEM et al., 2017). Thereby, a decrease in atmospheric flux from the Austral Ocean to the interior of the WA during the winter season, caused by the propagation of the ENSO signal (El Niño), could also have contributed to the reduction in Na^+ concentrations in the last decades at the Mount Johns drilling site (Figure 11).

Therefore, the WA coastal region was influenced more by relatively warm air masses, mainly since the 1960s. As a result, the ice mass balance was altered, becoming more negative (WA losing ice), caused by an increase in ice flow from the continent to the sea, thus contributing to an increase in the global mean sea level. As a result, the WAIS is potentially unstable and becomes thinner in the Amundsen Sea region (BROMWICH et al., 2013; MAYEWSKI et al., 2017).

Figure 11 – Correlation between ERA-Interim (ECMWF) sea ice concentration in the Austral Ocean and sodium (Na^+) from the Mount Johns ice core (green triangle) for 1979–2008 at a 0.95 significance level.



Source: CCI-U.MAINE / ECMWF / CPC-UFRGS.

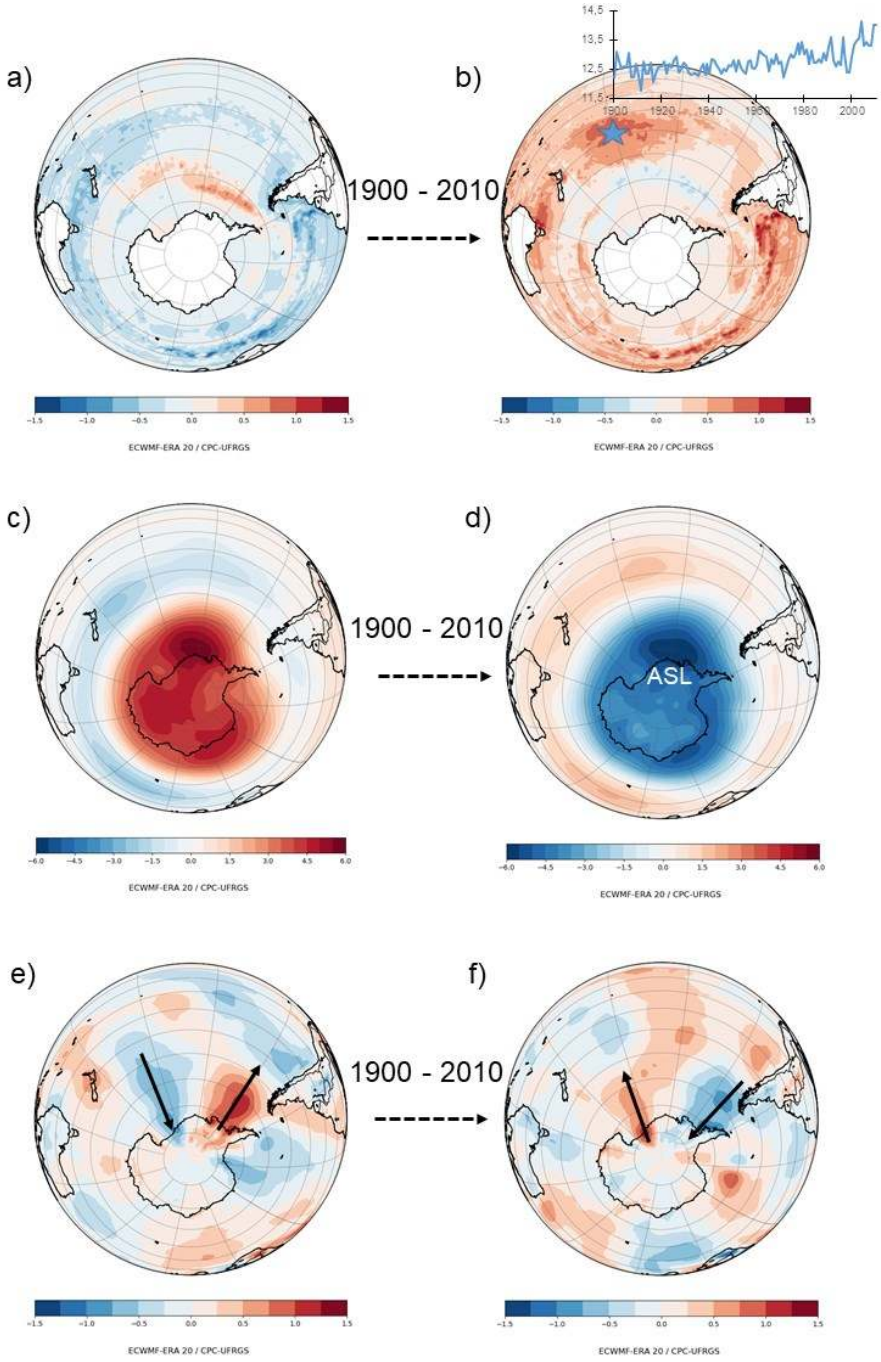
CONCLUSIONS

This work shows the climate evolution of the South Pacific Ocean from 1900 to 2010 and its influence on the West Antarctica climate, using ERA-20C climatic reanalysis (ECMWF) and data from two ice cores (Mount Johns and Ferrigno).

The results show an increase in the sea surface temperature of the Pacific Ocean of + 0.007 °C yr^{-1} in the equatorial Pacific and + 0.008 °C yr^{-1} in the South Pacific intermediate latitudes. These changes have been associated with a positive trend in Southern Annular Mode since around the 1960s, along with the increase in sea surface temperature; a change in the mean sea level pressure anomaly signal also occurred in the South Pacific Ocean in the same period. This resulted in an increase in atmospheric pressure at intermediate latitudes and a reduction around Antarctica and the Austral Ocean, which strengthened the Amundsen Sea Low.

This change in atmospheric pressure signal and deepening of the Amundsen Sea Low altered the meridional wind anomaly at 850 hPa between the intermediate and high latitudes of the South Pacific Ocean in the 1960s. From that time onward, a higher north-south flow (onshore) predominated from the southeast South Pacific Ocean toward the West Antarctic (Figure 12).

Figure 12 – Differences in the annual sea surface temperature (SST, in °C) between (a) 1900–1920 and (b) 2001–2010, the blue star indicates the site with the highest increase in SST in the SPO (40° S, 150° W); differences in the mean sea level pressure (MSLP, in hPa) anomaly between (c) 1900–1920 and (d) 2001–2010, Amundsen Sea Low (ASL); differences in the annual meridional wind (v) anomaly between (e) 1900–1920 and (f) 2001–2010.



Source: ECMWF / CPC-UFRGS.

This atmospheric condition caused an increase in the flow of warm and humid air from the southeast South Pacific Ocean to the west of the West Antarctic, reducing the sea ice extent in the Amundsen/Bellingshausen Seas and increasing the atmospheric temperature

(mainly in the coastal West Antarctic, where the Ferrigno site is located). The Mount Johns site had a minor increasing trend due to its location (further inland than Ferrigno), where cold air masses from the interior of Antarctica have a stronger influence than do coastal air masses.

ACKNOWLEDGEMENTS

J. M. Dalla Rosa thanks CAPES for his PhD grant. This article is a contribution from INCT da Criosfera) to the Brazilian Antarctic Program – PROANTAR (CNPq project 465680/2014-3, MCTI/CNPq/CAPES/FAPS Nº 16/2014 - PROGRAMA INCT).

REFERENCES

ABRAM, N. J.; MULVANEY, R.; VIMEUX, F.; PHIPPS, S. J.; TURNER, J.; ENGLAND, M. H. Evolution of the Southern Annular Mode during the past millennium. **Nature Climate Change**, vol. 4, no. 7, p. 564–569, 2014. https://doi.org/10.1038/nclimate2235.

BERRISFORD, P.; DEE, D.; POLI, P.; BRUGGE, R.; FIELDING, K.; FUENTES, M.; KALLBERG, P.; KOBAYASHI, S.; UPPALA, S.; SIMMONS, A. ERA Interim Descripition. **ERA report series**, 2011. Available at: http://www.ecmwf.int/publications/.

BROMWICH, D. H.; NICOLAS, J. P.; MONAGHAN, A. J.; LAZZARA, M. A.; KELLER, L. M.; WEIDNER, G. A.; WILSON, A. B. Central West Antarctica among the most rapidly warming regions on Earth. **Nature Geoscience**, vol. 6, no. 2, p. 139–145, 2013. DOI 10.1038/ngeo1671.

BROOK, E. J.; BUIZERT, C. Antarctic and global climate history viewed from ice cores. **Nature**, vol. 558, no. 7709, p. 200–208, 2018. DOI 10.1038/s41586-018-0172-5. Available at: http://dx.doi.org/10.1038/s41586-018-0172-5.

CHENG, L.; TRENBERTH, K. E.; FASULLO, J. T.; MAYER, M.; BALMASEDA, M.; ZHU, J. Evolution of ocean heat content related to ENSO. **Journal of Climate**, vol. 32, no. 12, p. 3529–3556, 2019. https://doi.org/10.1175/JCLI-D-18-0607.1.

CLEM, K. R.; RENWICK, J. A.; MCGREGOR, J. Large-scale forcing of the Amundsen Sea low and its influence on sea ice and west antarctic temperature. **Journal of Climate**, vol. 30, no. 20, p. 8405–8424, 2017. https://doi.org/10.1175/JCLI-D-16-0891.1.

DANSGAARD, W. Stable isotopes in precipitation. **Tellus**, vol. 16, no. 4, p. 436–468, 1964. https://doi.org/10.3402/tellusa.v16i4.8993.

DING, Q.; STEIG, E. J.; BATTISTI, D. S.; KÜTTEL, M. Winter warming in West Antarctica caused by central tropical Pacific warming. **Nature Geoscience**, vol. 4, no. 6, p. 398–403, 2011. DOI 10.1038/ngeo1129.

HOLLAND, D. M.; NICHOLLS, K. W.; BASINSKI, A. The Southern Ocean and its interaction with

the Antarctic Ice Sheet. **Science**, vol. 367, no. 6484, p. 1326–1330, 2020. https://doi.org/10.1126/science.aaz5491.

HOSKING, J. S.; ORR, A.; MARSHALL, G. J.; TURNER, J.; PHILLIPS, T. The influence of the amundsen-bellingshausen seas low on the climate of West Antarctica and its representation in coupled climate model simulations. **Journal of Climate**, vol. 26, no. 17, p. 6633–6648, 2013. https://doi.org/10.1175/JCLI-D-12-00813.1.

HU, Y.; HUANG, H.; ZHOU, C. Widening and weakening of the Hadley circulation under global warming. **Science Bulletin**, vol. 63, no. 10, p. 640–644, 30 May 2018. https://doi.org/10.1016/j.scib.2018.04.020.

HUDSON, R. D. Measurements of the movement of the jet streams at mid-latitudes, in the Northern and Southern Hemispheres, 1979 to 2010. **Atmospheric Chemistry and Physics**, vol. 12, no. 16, p. 7797–7808, 2012. https://doi.org/10.5194/acp-12-7797-2012.

INOUE, M.; CURRAN, M. A. J.; MOY, A. D.; VAN OMMEN, T. D.; FRASER, A. D.; PHILLIPS, H. E.; GOODWIN, I. D. A glaciochemical study of the 120 m ice core from Mill Island, East Antarctica. **Climate of the Past**, vol. 13, no. 5, p. 437–453, 2017. https://doi.org/10.5194/cp-13-437-2017.

JONES, J. M.; FOGT, R. L.; WIDMANN, M.; MARSHALL, G. J.; JONES, P. D.; VISBECK, M. Historical SAM variability. Part I: Century-length seasonal reconstructions. **Journal of Climate**, vol. 22, no. 20, p. 5319–5345, 2009. https://doi.org/10.1175/2009JCLI2785.1.

LEGRAND, M.; MAYEWSKI, P. Glaciochemistry of polar ice cores: A review. **Reviews of Geophysics**, vol. 35, no. 3, p. 219–243, 1997. https://doi.org/10.1029/96RG03527.

LIU, Z.; ALEXANDER, M. Atmospheric bridge, oceanic tunnel, and global climatic teleconnections. **Reviews of Geophysics**, vol. 45, no. 2, p. 1–34, 2007. https://doi.org/10.1029/2005RG000172.

MARSHALL, G. J. Trends in the Southern Annular Mode from observations and reanalyses. **Journal of Climate**, vol. 16, no. 24, p. 4134–4143, 2003. https://doi.org/10.1175/1520-0442(2003)016<4134:TITSAM>2.0.CO;2.

MARSHALL, G. J.; ORR, A.; VAN LIPZIG, N. P.M.; KING, J. C. The impact of a changing Southern Hemisphere Annular Mode on Antarctic Peninsula summer temperatures. **Journal of Climate**, vol. 19, no. 20, p. 5388–5404, 2006. https://doi.org/10.1175/JCLI3844.1.

MAYEWSKI, P. A.; CARLETON, A. M.; BIRKEL, S. D.; DIXON, D.; KURBATOV, A. V.; KOROTKIKH, E.; MCCONNELL, J.; CURRAN, M.; COLE-DAI, J.; JIANG, S.; PLUMMER, C.; VANCE, T.; MAASCH, K. A.; SNEED, S. B.; HANDLEY, M. Ice core and climate reanalysis analogs to predict Antarctic and Southern Hemisphere climate changes. **Quaternary Science Reviews**, vol. 155, p. 50–66, 2017. DOI 10.1016/j.quascirev.2016.11.017.

MAYEWSKI, P. A.; MAASCH, K. A.; DIXON, D.; SNEED, S. B.; OGLESBY, R.; KOROTKIKH, E.; POTOCKI, M.; GRIGHOLM, B.; KREUTZ, K.; KURBATOV, A. V.; SPAULDING, N.; STAGER, J. C.; TAYLOR, K. C.; STEIG, E. J.; WHITE, J.; BERTLER, N. A. N.; GOODWIN, I.; SIMÕES, J. C.; JAÑA, R.; … FASTOOK, J. West Antarctica's sensitivity to natural and human-forced climate change over the Holocene. **Journal of Quaternary Science**, vol. 28, no. 1, p. 40–48, 2013. https://doi.org/10.1002/jqs.2593.

NICOLAS, J. P.; BROMWICH, D. H. Climate of West Antarctica and influence of marine air intrusions. **Journal of Climate**, vol. 24, no. 1, p. 49–67, 2011. https://doi.org/10.1175/2010JCLI3522.1.

PETIT, J. R.; JOUZEL, J.; RAYNAUD, D.; BARKOV, N. I.; BARNOLA, J. M.; BASILE, I.; BENDER, M.; CHAPPELLAZ, J.; DAVIS, M.; DELAYGUE, G.; DELMOTTE, M.; KOTIYAKOV, V. M.; LEGRAND, M.; LIPENKOV, V. Y.; LORIUS, C.; PÉPIN, L.; RITZ, C.; SALTZMAN, E.; STIEVENARD, M. Climate and atmospheric history of the past 420,000 years from the Vostok ice core, Antarctica. **Nature**, vol. 399, no. 6735, p. 429–436, 1999. https://doi.org/10.1038/20859.

POLI, P.; HERSBACH, H.; DEE, D. P.; BERRISFORD, P.; SIMMONS, A. J.; VITART, F.; LALOYAUX, P.; TAN, D. G.H.; PEUBEY, C.; THÉPAUT, J. N.; TRÉMOLET, Y.; HÓLM, E. V.; BONAVITA, M.; ISAKSEN, L.; FISHER, M. ERA-20C: An atmospheric reanalysis of the twentieth century. **Journal of Climate**, vol. 29, no. 11, p. 4083–4097, 2016. https://doi.org/10.1175/JCLI-D-15-0556.1.

POLI, P.; HERSBACH, H.; TAN, D.; DEE, D.; THÉPAUT, J. N.; SIMMONS, A.; PEUBEY, C.; LALOYAUX, P.; KOMORI, T.; BERRISFORD, P.; DRAGANI, R.; TRÉMOLET, Y.; HŐLM, E.; BONAVITA, M.; ISAKSEN, L.; FISHER, M. ERA report series: The data assimilation system and initial performance evaluation of the ECMWF pilot reanalysis of the 20th-century assimilating surface observations only (ERA-20C). , p. 1–62, 2015.

RAPHAEL, M. N.; MARSHALL, G. J.; TURNER, J.; FOGT, R. L.; SCHNEIDER, D.; DIXON, D. A.; HOSKING, J. S.; JONES, J. M.; HOBBS, W. R. The Amundsen sea low: Variability, change, and impact on Antarctic climate. **Bulletin of the American Meteorological Society**, vol. 97, no. 1, p. 111–121, 2016. https://doi.org/10.1175/BAMS-D-14-00018.1.

SCHWANCK, F.; SIMÕES, J. C.; HANDLEY, M.; MAYEWSKI, P. A.; AUGER, J. D.; BERNARDO, R. T.; AQUINO, F. E. A 125-year record of climate and chemistry variability at the Pine Island Glacier ice divide, Antarctica. **Cryosphere**, vol. 11, no. 4, p. 1537–1552, 2017. https://doi.org/10.5194/tc-11-1537-2017.

SIMÕES, J. C. Glossário da língua portuguesa da neve, do gelo e termos correlatos. **Pesquisa Antártica Brasileira**, vol. 4, p. 119–154, 2004. Available at: http://ftp2.cnpq.br/pub/doc/proantar/pab-12.pdf.

STEIG, E. J.; DING, Q.; WHITE, J. W.C.; KÜTTEL, M.; RUPPER, S. B.; NEUMANN, T. A.; NEFF, P. D.; GALLANT, A. J.E.; MAYEWSKI, P. A.; TAYLOR, K. C.; HOFFMANN, G.; DIXON, D. A.; SCHOENEMANN, S. W.; MARKLE, B. R.; FUDGE, T. J.; SCHNEIDER, D. P.; SCHAUER, A. J.; TEEL, R. P.; VAUGHN, B. H.; … KOROTKIKH, E. Recent climate and ice-sheet changes in West Antarctica compared with the past 2,000 years. **Nature Geoscience**, vol. 6, no. 5, p. 372–375, 2013. DOI 10.1038/ngeo1778.

STEIG, E. J.; SCHNEIDER, D. P.; RUTHERFORD, S. D.; MANN, M. E.; COMISO, J. C.; SHINDELL, D. T. Warming of the Antarctic ice-sheet surface since the 1957 International Geophysical Year. **Nature**, vol. 457, no. 7228, p. 459–462, 2009. DOI 10.1038/nature07669.

THOEN, I. U.; SIMÕES, J. C.; LINDAU, F. G. L.; SNEED, S. B. Ionic content in an ice core from the West Antarctic Ice Sheet: 1882–2008 A.D. **Brazilian Journal of Geology**, vol. 48, no. 4, p. 853–865, 2018. https://doi.org/10.1590/2317-4889201820180037.

THOMAS, E. R.; HOSKING, J. S.; TUCKWELL, R. R.; WARREN, R. A.; LUDLOW, E. C. Twentieth century increase in snowfall in coastal West Antarctica. **Geophysical Research Letters**, vol. 42, no. 21, p. 9387–9393, 2015. https://doi.org/10.1002/2015GL065750.

THOMAS, E. R.; BRACEGIRDLE, T. J.; TURNER, J.; WOLFF, E. W. A 308 year record of climate variability in West Antarctica. **Geophysical Research Letters**, vol. 40, no. 20, p. 5492–5496, 2013. https://doi.org/10.1002/2013GL057782.

THOMPSON, D. W. J.; SOLOMON, S. Interpretation of recent Southern Hemisphere climate change. **Science**, vol. 296, no. 5569, p. 895–899, 2002. https://doi.org/10.1126/science.1069270.

THOMPSON, D. W. J.; SOLOMON, S.; KUSHNER, P. J.; ENGLAND, M. H.; GRISE, K. M.; KAROLY, D. J. Signatures of the Antarctic ozone hole in Southern Hemisphere surface climate change. **Nature Geoscience**, vol. 4, no. 11, p. 741–749, 2011. DOI 10.1038/ngeo1296.

TRENBERTH, K. E. Changes in precipitation with climate change. **Climate Research**, vol. 47, no. 1–2, p. 123–138, 2011. https://doi.org/10.3354/cr00953.

TURNER, J. The El Niño-Southern Oscillation and Antarctica. **International Journal of Climatology**, vol. 24, no. 1, p. 1–31, 2004. https://doi.org/10.1002/joc.965.

TURNER, J.; COMISO, J. C.; MARSHALL, G. J.; LACHLAN-COPE, T. A.; BRACEGIRDLE, T.; MAKSYM, T.; MEREDITH, M. P.; WANG, Z.; ORR, A. Non-annular atmospheric circulation change induced by stratospheric ozone depletion and its role in the recent increase of Antarctic sea ice extent. **Geophysical Research Letters**, vol. 36, no. 8, p. 1–5, 2009. https://doi.org/10.1029/2009GL037524.

TURNER, J.; PHILLIPS, T.; HOSKING, J. S.; MARSHALL, G. J.; ORR, A. The amundsen sea low. **International Journal of Climatology**, vol. 33, no. 7, p. 1818–1829, 2013. https://doi.org/10.1002/joc.3558.

WOLFF, E. W. Chemical signals of past climate and environment from polar ice cores and firn air. **Chemical Society Reviews**, vol. 41, no. 19, p. 6247–6258, 2012. https://doi.org/10.1039/c2cs35227c.

WOLFF, E. W.; RANKIN, A. M.; RÖTHLISBERGER, R. An ice core indicator of Antarctic sea ice production? **Geophysical Research Letters**, vol. 30, no. 22, p. 2–5, 2003. https://doi.org/10.1029/2003GL018454.

YUAN, X.; KAPLAN, M. R.; CANE, M. A. The interconnected global climate system-a review of tropical-polar teleconnections. **Journal of Climate**, vol. 31, no. 15, p. 5765–5792, 2018. https://doi.org/10.1175/JCLI-D-16-0637.1.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

COMBINED TEMPERATURE-PRECIPITATION MODES AND THEIR RELATIONSHIP WITH LARGE-SCALE CLIMATE INDICES IN PARANÁ, SOUTHERN BRAZIL (1980-2014)

MODOS COMBINADOS DE TEMPERATURA-PRECIPITAÇÃO E SUA RELAÇÃO COM ÍNDICES CLIMÁTICOS DE LARGA ESCALA NO PARANÁ, SUL DO BRASIL (1980-2014)

MODOS COMBINADOS TEMPERATURA-PRECIPITACIÓN Y SU RELACIÓN CON ÍNDICES CLIMÁTICOS A GRAN ESCALA EN PARANÁ, SUR DE BRASIL (1980-2014)

Guillaume Fortin
Université de Moncton (Canadá)
guillaume.fortin@umoncton.ca

Deise Fabiana Ely
Universidade Estadual de Londrina
deise.ely@gmail.com

Sheika Tamara Henry
Université de Moncton (Canadá)
henrytsheika@gmail.com

Abstract: In recent decades, the Northeast of Brazil experienced several episodes of intense drought while other regions were affected by heavy rainfall events that caused severe flooding. The variability of temperature and precipitation in Brazil are associated with large-scale climatic indices, such as the El Niño Southern Oscillation (ENSO), the Multidecadal Atlantic Oscillation (AMO) and the Tropical North Atlantic (TNA). In this study, the 25th and 75th quantiles for temperature and precipitation were used to determine the climatic trends in terms of number of days for the different modes (warm and dry, warm, and humid, cold, and dry or cold and wet). Subsequently, correlation analyses were carried out with nine different climatic indices that influence the regional climate of the state of Paraná in Southern Brazil. Our results highlighted the absence of a dominant mode throughout the

seasons and over the years. We also found spatio-temporal trends in this region. In addition, except for the warm-dry mode where 8 out of 10 stations were correlated with the Niño 1 + 2 index, there were few correlations between the modes and the different climate indices used in this research. Despite the increasing temperature trends, and complex and heterogeneous variations in precipitation regime, our results did not indicate any significant changes in the modes or their relationship with the climate indices.

Keywords: Climate. Temperature. Precipitation. Indices. Brazil.

Resumo: Nas últimas décadas o Nordeste do Brasil passou por vários episódios de secas severas, enquanto outras regiões foram afetadas por intensas chuvas responsáveis por episódios de inundações. A variabilidade da temperatura e da precipitação no Brasil estão associadas a índices climáticos de grande escala, como o El Niño Oscilação Sul (ENSO), a Oscilação Multidecadal do Atlântico (AMO) e o Atlântico Norte Tropical (TNA). Neste estudo foram utilizados os quantis 25 e 75 de temperatura e precipitação para determinar as tendências climáticas em termos de número de dias para os diferentes modos (quente e seco, quente e úmido, frio e seco ou frio e úmido). Posteriormente, foram realizadas análises de correlação com nove diferentes índices climáticos que influenciam o clima regional no Sul do Brasil. Como resultado se destaca a ausência de um modo dominante ao longo das estações no período analisado; bem como de tendências espaço-temporais nesta região. Exceto para o modo quente-seco, no qual 8 de 10 estações foram correlacionadas com o índice Niño 1 + 2, ocorreram poucas correlações entre os modos e os diferentes índices climáticos usados nesta investigação. Apesar das tendências de aumento da temperatura e de variações complexas e heterogêneas no regime de precipitação, os resultados não indicaram mudanças significativas nos modos e nem em sua relação com os índices climáticos.

Palavras-chave: Clima. Temperatura. Precipitação. Índices. Brasil.

Resumen: En las últimas décadas, el noreste de Brasil ha atravesado varios episodios de sequías intensas, mientras que otras regiones se vieron afectadas por fuertes lluvias responsables por graves inundaciones. La variabilidad de temperatura y precipitación en Brasil está asociada con índices climáticos de gran escala, como el Niño Oscilación del Sur (ENSO), la Oscilación Atlántica Multidecadal (AMO) y el Atlántico Norte Tropical (TNA). En este estudio, se utilizaron los cuantiles 25 y 75 de temperatura y precipitación para determinar las tendencias climáticas en términos de número de días para los diferentes modos (cálido y seco, cálido y húmedo, frío y seco o frío y húmedo). Posteriormente, se realizaron análisis de correlación con nueve índices climáticos diferentes que influyen en el clima regional del sur de Brasil. Nuestros resultados destacaron la ausencia de un modo dominante a lo largo de las estaciones y a lo largo de los años. También encontramos tendencias espacio-temporales en esta región. Además, a excepción del modo cálido-seco donde 8 de cada 10 estaciones se correlacionaron con el índice Niño 1 + 2, hubo pocas correlaciones entre los modos y los diferentes índices climáticos utilizados en esta investigación. A pesar de las tendencias crecientes de temperatura y de variaciones complejas y heterogéneas en el régimen de precipitación, nuestros resultados no indicaron cambios significativos en los modos ni en su relación con los índices climáticos.

Palabras-clave: Clima. Temperatura. Precipitación. Índices. Brasil.

Submetido em: 23/10/2020
Aceito para publicação em: 03/09/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUCTION

At the global scale, mean annual air temperature has increased by about +0.6°C (Smith; Reynolds 2005) over the 20th century. However, this increase is more pronounced in some regions like Southern Brazil, where the air temperature increased between +0.5 and +0.6°C per decade from 1913 to 2006 (SANSIGOLO; KAYANO, 2010). According to the IPCC (2021; STOCKER, 2014) (IS92), average temperatures in South America follow an increasing trend (about 4°C by 2100), mainly in the Northwest, South and Southeast regions, accompanied by an increase in precipitation of about +10 to +15% during the fall, but a decrease in precipitation of -10 to -15% for the summer season. More specifically for the South and Southeast regions, increases in average precipitation, the intensity and frequency of extreme events since 1960 have been observed, which is a precursor for flooding in urban areas that severely affect crops, ecosystems, people at risk.

The state of Paraná, located in Southern Brazil, was recently affected by hydro-meteorological hazards including the severe floods in 2016, droughts in 2014 (COELHO et al., 2016) and in 2020/2021, along with heat waves (GEIRINHAS et al., 2018). The selection of Paraná for this study is appropriate since it is located in a transitional climate zone characterized by atmospheric instability derived from the complex dynamics between tropical and polar air masses. These air masses allow either a temperate or a tropical climate to prevail, the latter being more present in the north of the state at the borders with the southeastern and central-western regions. For these two regions, the IPCC (2021) projects an increase in the occurrence of dry periods, greater frequency and intensity of extreme precipitation events, and an increase in the number of days with maximum temperatures above 35ºC.

Paraná, like other Brazilian states, has densely populated urban centres, vast areas under cultivation and hydro-electric reservoirs (more than twenty). These factors increase vulnerability to natural hazards. The most destructive natural hazard in the region is caused by extreme weather events that trigger flooding, severe thunderstorms and drought. In the context of global warming, the link between these extreme events and human activities, generated interest in the scientific community, especially in the perspective of adaptation planning and hazard mitigation (HULME, 2014; STOTT et al., 2016; TRENBERTH et al., 2015). Despite the use of various methods to differentiate the respective roles of human and

natural factors on climate variability, the results remain inconclusive. Herring et al. (2014) attributes this inconclusiveness to the use of inadequate models and not necessarily the absence of human influence.

Studies on extreme weather conditions (MARENGO et al., 2009; ALMEIDA et al., 2016; OLIVEIRA et al., 2017; OTTO et al., 2015) have provided a better understanding of climate variability for South America and specifically for Brazil. As stated by Marengo et al. (2009), global models enable greater comprehension of climate change at the global scale but require projection at the regional scale because the adaptation of society, as opposed to mitigation, is strongly linked to local and regional scales. These scales require a more in-depth investigation that make the development of appropriate adaptation strategies possible mainly for impacts on agriculture, water resources management, health among others. In addition, these authors also mentioned that regional projection of climate change is the most important factor to support decision-making systems aimed at reducing population vulnerability.

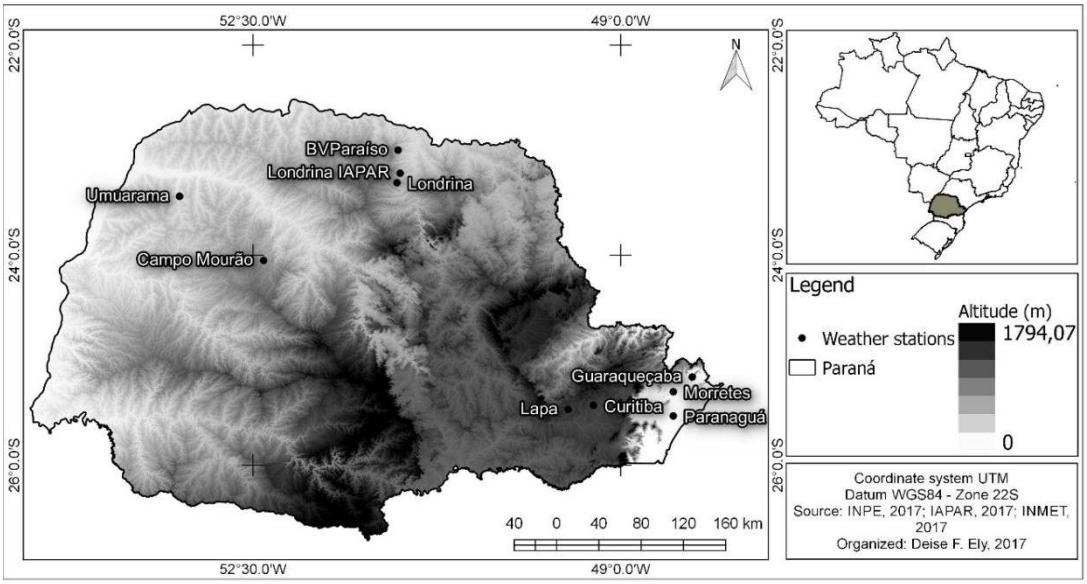
Climate variables such as temperature and precipitation are frequently studied independently even though they are closely related and tied to atmospheric circulation (DE BARROS SOARES et al., 2017; TRENBERTH et al., 2015). However, the main objective of this study is to assess climate trends by combining precipitation and temperature (modes) from 1981 onwards, and to correlate these modes with 9 atmospheric patterns (Table 4). In this study, we also analyzed the recent climate variability of two regions (north and east) of Paraná, as among the 22 meteorological stations that record daily temperatures and precipitation data in the state, those located in these regions had smaller gaps (less than 20% of missing data) for a longer period. In addition, the proposed methodology will be applied to other stations located in other regions of Paraná. Therefore, the present work will contribute to research on the influence of large-scale climatic oscillations on Southern Brazil, as both the temperature and precipitation variability, and the probability of the occurrence of extreme short-term events are conditioned by large-scale patterns.

STUDY AREA

The state of Paraná is in Southern Brazil (Figure 1) at the confluence of the main atmospheric systems of South America and has more than one rainfall regime. According to

the Köppen climate classification, Cfa is the most dominant climatic type in Paraná. This was confirmed in a recent study by Dubreuil et al. (2017) that evaluated the frequency of the occurrence of various types of climates in Brazil for each year between 1964 and 2015. The Cfa climate is subtropical with a mean temperature in the coldest month below 18ºC and average temperature in the hottest month above 22ºC. Other characteristics of Cfa include: hot summers, low frequency of frosts and a tendency for rainfall in the summer, but without a defined dry season.

Figure 1 - Location of the Paraná State (Brazil) and weather stations used in this study.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Mendonça (1994) points out that Paraná has an annual rainfall distribution from September to April, with mostly a tropical regime in the north and northwest regions and a subtropical regime in the other areas.

Table 1 presents the historical mean values of climate variables for the period 1971 to 2014 for the stations used in this study. It is important to note that the main objective of this study is to evaluate climate trends, combining precipitation and temperature modes, which were calculated for the 1981 to 2014. The study period ended in 2014 because 18 meteorological stations monitored by the Institute for Rural Development of Paraná - IAPAR/EMATER were closed after 2015. The coldest average temperature (minimum) was recorded at the Lapa station (southeast) while the warmest (maximum temperature) was recorded at Londrina. The Londrina station was also where the lowest average precipitation

was recorded (1,109 mm), which is almost half of the average precipitation at the Guaraqueçaba station (2,048 mm). Terassi and Galvani (2017) carried out a regional analysis of rainfall using around fifty precipitation stations, which made it possible to cluster stations together into three major zones: southeast (along the Atlantic coast), southwest (in the Alto Iguaçu watershed) and northeast (in the Ribeira watershed). According to this classification, the Londrina station is in the northeast region, which is the warmest and the driest while the Guaraqueçaba station in the southeast region, is in a wetter zone due to the orographic effect, which favors precipitation on the windward side of Serra do Mar.

Table 1 - Historical average values of climate variables (1971 to 2014) for weather stations analyzed.

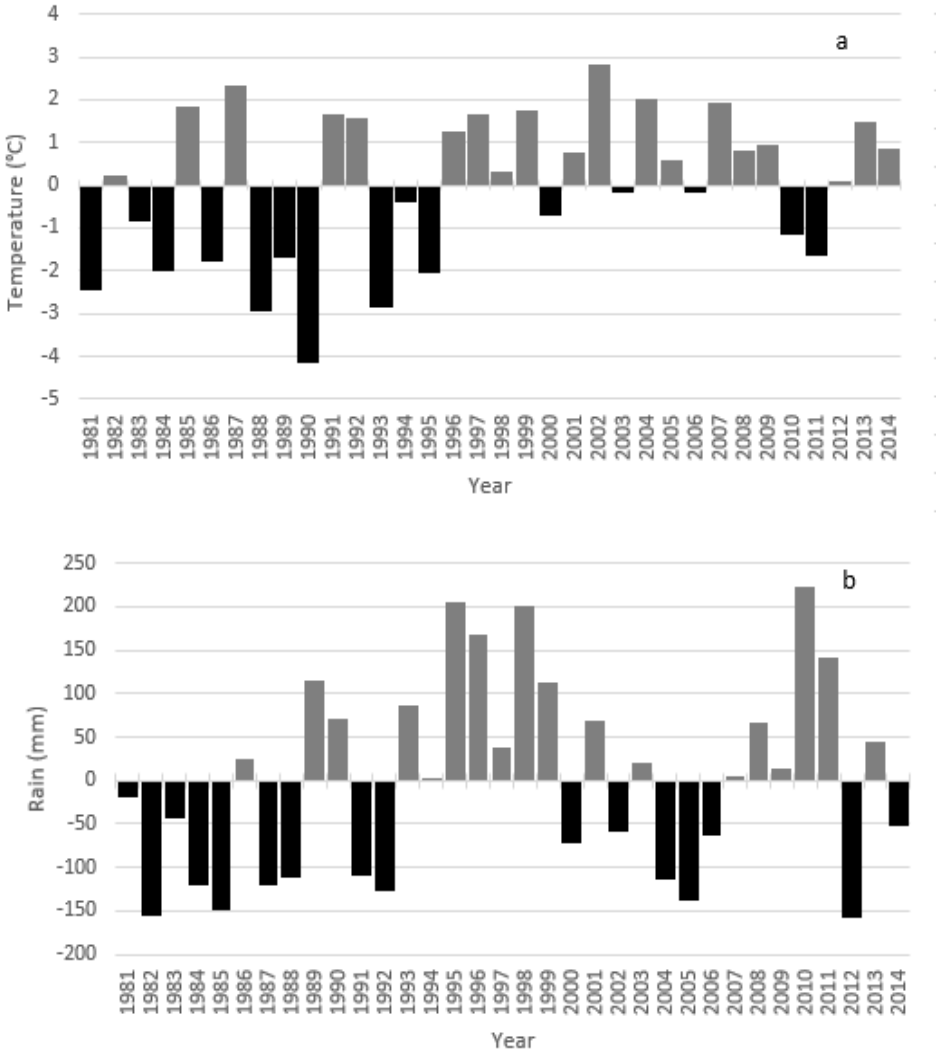
Weather stations	Average maximum temp. (°C)	Average temp. (°C)	Average minimum temp. (°C)	Average prec. (mm)
Bela Vista do Paraíso	27.1	21.3	17.0	1489
Campo Mourão	26.9	20.4	15.1	1628
Curitiba	23.4	17.3	13.2	1435
Guaraqueçaba	26.2	20.8	17.3	2048
Lapa	23.1	17.0	13.1	1646
Londrina	28.0	22.9	16.2	1109
LondrinaIAPAR	27.3	21.0	16.0	1422
Morretes	26.2	20.7	17.3	1981
Paranáguá	26.0	21.4	18.0	1954
Umuarama	27.8	22.1	17.8	1596

Source: Elaborated by the authors (2020)

The average temperature and precipitation anomalies from 1981 to 2014 are shown in figures 2 a and b respectively. The average elevation of Paraná varies between 300 and 600 m, but the south and eastern regions have altitudes higher than 900 m. In these regions, Cfb is the dominant climate, which is more temperate than Cfa. Average temperature in the coldest month falls below 18°C while mean temperature in the hottest month goes below 22°C with no defined dry season (IAPAR, 2014).

As mentioned earlier, the Paraná territory is in a transition zone and can be characterized by atmospheric instability derived from the complex dynamics between tropical and polar systems that produce different natural hazards caused by weather and climatic events (windstorms, tornadoes, storms, electric discharges, floods, droughts and heat waves). Zavattini and Boin (2013) studied the distribution of climates at the scale of the Paraná River watershed and highlighted the complexity of the transition zone, which is responsible for high instability and heterogeneity of rain distribution. Furthermore, the rainfall patterns were studied in detail by Zandonadi (2009) to better characterize distribution while the extreme events for rain (and temperature as well) were analyzed by Zandonadi et al. (2016).

Figure 2 - (a) Regional temperature (average = 23.7°C) and rainfall (b) (average = 640.0 mm) anomalies.



Source: Elaborated by the authors (2020)

Due to the complexity of atmospheric dynamics that is encountered in Paraná, the possibility of establishing correlations between combined temperature and precipitation variability, and the large-scale patterns can be useful to better understand this kind of relationship in other regions of Brazil and South America.

DATA AND METHODS

Data used and quality control

For this study, daily precipitation and temperature data were utilized between 1981 and 2014. These data were provided by the Meteorological Data Bank for Education and Research (BDMEP - Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa, http://www.inmet.gov.br/projetos/rede/pesquisa/) of the Brazilian National Institute of Meteorology (INMET - Instituto Nacional de Meteorologia) and from the Agronomic Institute of Paraná (IAPAR - Instituto Agronômico do Paraná 2014, currently, Instituto de Desenvolvimento Rural do Paraná – IAPAR/EMATER).

In total we analyzed rainfall and temperature data from 10 weather stations (Table 2). For quality control (QC), only stations with missing data under the 20% threshold were selected (AGUILAR et al., 2009; FORTIN; HÉTU, 2014, ACQUAOTTA et al., 2019). For the missing data, two methods were tested to estimate them, first the nearest neighbor approach and the NIPALS (Non-Linear Iterative Partial Least Squares) method (WOLD, 1973); the latter constitutes a principal component analysis (PCA) model that produced better results and was used to estimate the missing values of our datasets.

We also checked for outliers and subsequently tested for data homogeneity (FORTIN et al., 2017, ACQUAOTTA et al., 2019). Table 3 shows the average, minimum and maximum temperature average, minimum and maximum precipitation, along with the standard deviation.

Table 2 - Name, geographical coordinates, and proportion of missing data for weather stations used in this study.

Name station (code)	Lat. S	Long. O	Alt. (m)	Missing data (%)		
				Tmax	Tmin	Prec.
Bela Vista do Paraíso (2251027)	-22.57	-51.12	600	2.9	2.9	2.9
Londrina IAPAR (2351003)	-23.22	-51.10	585	11.6	11.6	11.6
Londrina (83766)	-23.31	-51.10	566	16.3	15.1	14.4
Campo Mourão (83783)	-24.05	-52.36	616	10.2	3.8	3.5
Umuarama (2353008)	-23.44	-53.17	480	3.8	3.8	3.8
Morretes (2548038)	-25.30	-48.49	59	-	-	-
Lapa (2549091)	-25.47	-49.46	910	17.8	17.8	17.8
Curitiba (83842)	-25.43	-49.26	923	5.8	5.8	5.6
Paranáguá (83844)	-25.53	-48.51	4.5	21.4	10.2	9.8
Guaraqueçaba (2548039)	-26.16	-48.51	40	16.3	16.3	16.3

Source: Elaborated by the authors (2020)

Table 3 - Descriptive statistics for the stations used in this study.

	CMO	LDA	UMU	PAR	MOR	LDI	LAP	GUA	CTB	BVP
Mean temp. (°C)	20.4	23.4	22.3	21.5	20.9	21.1	17.0	20.9	17.4	21.5
Mean Std Dev.	3.9	3.7	4.1	3.7	3.7	3.7	3.9	3.8	3.9	3.7
Mean TMin	15.3	16.4	18.0	18.3	17.5	16.1	13.1	17.5	13.4	17.2
Mean TMax	26.9	28.0	27.9	26.0	26.3	27.4	23.2	26.2	23.5	27.2
Mean. prec. (mm)	1687.7	1609.5	1643.2	2258.7	2019.0	1613.0	1564.5	2457.7	1546.2	1521.5
Mean Std Dev.	91.9	98.1	89.5	125.9	106.6	94.4	80.0	134.9	81.6	51.6
Mean PMin	1181.4	1027.5	1251.6	1478.8	1342.6	1153.4	871.7	1615.2	747.1	1072.1
Year	1985	1985	1991	1985	1985	1985	1981	1985	1985	1985
Mean PMax	2526.2	2311.7	2283	3171.9	2646.5	2333.5	2204.9	3279	2068.9	2168.3
Year	1983	2009	1983	1998	2010	2009	1998	2010	1998	2009

CMO : Campo Mourão ; LDA : Londrina ; UMU : Umuarama ; PAR : Paranaguá ; MOR : Morretes ; LDI : Londrina IAPAR ; LAP : Lapa ; GUA : Guaraqueçaba ; CTB : Curitiba ; BVP : Bela Vista do Paraíso.

Source: Elaborated by the authors (2020)

In addition, different climate indicators were used to investigate their relationship with precipitation/temperature modes. The standardized indices used in this study were obtained from the NOAA website (http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data). Based on the literature (CAVALCANTI; AMBRIZZI, 2009; GRIMM, 2009; HAYLOCK et al., 2006; LIMBERGER; ELY, 2019), we only considered the most dominant large-scale climate patterns influencing Brazil, and more particularly, the southern states including Paraná (Table 4).

Table 4 - Principal large-scale climate indices used in this study (monthly, seasonal, and annual).

Name	Description	Source
Niño 1+2	Extreme Eastern Tropical Pacific SST (0-10S, 90W-80W)	http://www.nws.noaa.gov/
Niño 3	Eastern Tropical Pacific SST (5N-5S, 150W-90W)	http://www.nws.noaa.gov/
Niño 3.4	East Central Tropical Pacific SST (5N-5S) (170-120W)	http://www.nws.noaa.gov/
ENSO precipitation index (EI, LI and ESPI)	Time series that uses rainfall data in the Tropical Pacific to describe ENSO events.	Curtis and Adler, 2000
TSAI	Tropical Southern Atlantic Index Anomaly of the average of the monthly SST from Eq-20S and 10E-30W.	Enfield et al., 1999.
TNAI	Tropical Northern Atlantic Index Anomaly of the average of the monthly SST from 5.5N to 23.5N and 15W to 57.5W.	Enfield et al., 1999.
PDO	Pacific Decadal Oscillation is the leading PC of monthly SST anomalies in the North Pacific Ocean.	http://research.jisao.washington.edu/pdo/PDO.latest
Tropical Pacific SST EOF	1st EOF of SST 20N-20S, 120E-60W GISST 1948-1949 Reconstructed Reynolds 1950-1981 OI 1982-present	Hoerling et al., 2001.
AMO	Atlantic multidecadal Oscillation	Enfield et al., 2001

Source: Adapted from: http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/climateindices/list/.

Quantiles and modes

Percentile is a technique widely used for analyzing extreme events (for example 99th, 95th or 99th) and determining the frequency of different climatic variables. In this research, we used a similar methodology that has been applied in other studies (FORTIN; HÉTU, 2014; BENISTON, 2009; LOPEZ-MORENO et al., 2011). First, this method determines the thresholds (25% and 75% quantiles) for average daily temperature and total precipitation amounts. This approach was chosen since these values make it possible to highlight significant events, and to aid in the recognition of major trends. Therefore, values outside these thresholds were excluded.

The thresholds vary for each station and were used to define different modes, a term commonly used when variables (such as temperature and precipitation) are combined to obtain cold-dry; warm-dry; cold-humid or warm-humid conditions (BENISTON, 2009; LÓPEZ-MORENO et al., 2011; KONG et al., 2020). For temperature, it can be considered as either

Cold (C) when the temperature is below the 25% quantile (T_{25}) or Warm (W), when the temperature is above the 75% quantile (T_{75}). In addition, for precipitation, it can be considered Dry (D) if the precipitation is below the 25% quantile (P_{25}) or Wet (W), if the precipitation amounts are above the 75% quantile (P_{75}). By combining temperatures and precipitation variables, four different modes were obtained: (1) Cold/Dry or CD (T_{25}/P_{25}), (2) Cold/Wet or CW (T_{25}/P_{75}), (3) Warm/Dry or W/D (T_{75}/P_{25}) and, (4) Warm/Wet or WW (T_{75}/P_{75}). These modes represent the climatic conditions at the moderately high ends of the spectrum of the distribution of these variables.

Trend analysis

The nonparametric Mann-Kendall test or MK (MANN, 1945, KENDALL, 1975) was used to analyze the linear trend for the average temperature and total precipitation separately, which were also combined (modes). The Mann-Kendall test is commonly used in hydrological and climatological studies to identify tendencies.

The linear trend for the modes was calculated using the Sen's slope estimator, a nonparametric approach based on the Kendall test (SEN, 1968). Sen's slope estimator does not assume a specific distribution for the data. Furthermore, since autocorrelation in time series can influence the statistical significance of a trend and should be avoided, this was checked to prevent bias in our MK trend analyzes.

RESULTS AND DISCUSSION

Table 5 presents the average number of modes and standard deviation for the stations per decade from 1981 to 2010. From the table, the WW mode seems to be less frequent (average of 5.5 ± 2.1 for all periods) while the WD is the most common mode (average 10.2 ± 4.6 for the overall period) when it is cold. On the other hand, dry conditions (CD, average 7.4 ± 2.9) are less frequent than wet conditions (CW, average 8.9 ± 3.1). The next step included the trend analysis of the time series (precipitation and temperature) that were used to calculate the modes and to determine if there were any statistically significant trends for the different modes presented in Table 5.

Table 5 - The frequency (annual number of days) of the four modes observed over the study period per decade (the values correspond to the average values of the ten weather stations used).

Mean/decade	CD	CW	WD	WW
1981-1990	7.3	9.1	12.3	6.1
1991-2000	7.6	9.6	8.9	4.5
2001-2010*	7.8	9.6	12.6	5.9
Mean	7.4	8.9	10.2	5.5
SD	2.9	3.1	4.6	2.1

*because the datasets end in 2014 the decade 2011-2020 is incomplete and cannot be included in this Table.

Source: Elaborated by the authors (2020)

Climate trends

Very few trends were detected using the MK and Sen's slope tests (Table 6). In fact, only the Lapa station shows a statistically significant positive trend for both temperature and precipitation. In the case of temperature, eight stations showed significant trends, where six were positive and two were negative. For stations located in the northwestern group, two stations indicated negative trends (CMO and LDI) while three other stations (BVP, LDA and UMU) had positive trends. This contradiction makes it difficult to interpret trends at the regional level. The stations of CTB, LAP and PAR, all located in the southeast of the state, also showed positive and significant trends for temperature.

Table 6 - Mann-Kendall test statistic for annual mean total precipitation and annual mean temperature, Kendall's tau, 1980-2014.

Var.	BVP	CMO	CTB	GUA	LAP	LDA	LDI	MOR	PAR	UMU
Prec. MK T	-0.007	-0.009	-0.002	0.007	**0.035**	-0.003	-0.002	0.007	0.009	-0.010
p-value	0.325	0.207	0.784	0.277	**<0.0001**	0.657	0.762	0.319	0.180	0.179
Temp. MK T	**0.015**	**-0.026**	**0.049**	-0.005	**0.017**	**0.056**	**-0.033**	0.009	**0.028**	**0.043**
p-value	**0.022**	**<0.0001**	**<0.0001**	0.470	**0.009**	**<0.0001**	**<0.0001**	0.162	**<0.0001**	**<0.0001**

Trends are assessed to be statistically significant at the significance level of 0.05 if $p \leq 0.05$ (bold values).

Source: Elaborated by the authors (2020)

Subsequently, we used the modes (on both seasonal and annual time scale) to explain the climatic variations that took place in our study area (Table 7). Table 7 presents an overview of the number of stations with significant trends (decrease or increase) and nonsignificant changes for each mode based on seasonal and annual periods.

Table 7 - Number of stations with significant negative, positive, or nonsignificant trends for each mode on annual and seasonal basis over the 1980-2014 period (significant at the 5% level).

Period	Modes	Negative	Not significant	Positive
Annual	WW	0	6	4
	WD	0	10	0
	CW	0	10	0
	CD	1	9	0
DJF (summer)	WW	0	8	2
	WD	0	9	1
	CW	0	10	0
	CD	0	10	0
MAM (autumn)	WW	0	8	2
	WD	0	10	0
	CW	0	10	0
	CD	0	10	0
JJA (winter)	WW	0	10	0
	WD	0	10	0
	CW	0	10	0
	CD	0	10	0
SON (spring)	WW	0	0	0
	WD	0	0	0
	CW	0	0	0
	CD	2	8	0

Source: Elaborated by the authors (2020)

Afterwards, we conducted a correlation analysis between the climate indices and the modes. Table 8 summarizes the number of stations that show correlations between modes and climate indices. In general, there is little correlation between the modes and the climate indices. However, for the WD mode based on an annual scale, 8 stations were positively correlated with Niño 1+2. This is consistent with other studies such as Limberger and Ely (2019). Numerous authors (ANDREOLI; KAYANO, 2005; BARROS et al., 2008; GRIMM, 2009; LIMBERGER; ELY, 2019) indicate that periods of drought, which occur when temperatures are high (W) and rainfall is low (D), in southern Brazil, are usually associated with El Nino episodes. Also, there are other climate indices that showed correlation with other modes (depending on the period considered either annual or seasonal) but this represents half (5 out of 10) or less, of the total number of stations used in our study, which makes any further interpretation of our results difficult.

Table 8 - The number of weather stations where modes and climate indices are positively (+) or negatively (-) correlated (statistically significant).

	CD					CW					WD					WW				
	An	Su	A	W	Sp	An	Su	A	W	Sp	An	Su	A	W	Sp	An	Su	A	W	Sp
EI (ENSO)	2+	0	0	0	1+	0	0	0	1+	1+	3+	0	1+	1-	4+	0	0	0	1+	0
LI (ENSO)	1-	0	1+	0	1-	0	0	0	0	2+	0	0	1-	0	3-	0	0	0	1-	0
ESPI (ENSO)	1+	0	0	0	1+	0	0	0	0	2-	1+	0	1+	0	3+	0	0	0	1+	0
AMO	1-	0	1+	1-	0	0	0	1+	0	0	0	0	0	0	0	5+	3+	3+	0	0
PDO	0	0	0	2+	1+	0	1	1+	1+	0	1+	0	1+	0	0	2-	1-	2-	1+	0
TNAI	0	0	0	0	1-	0	1-	0	1+	0	0	0	1+	0	0	2+	1+	1+	0	0
TSAI	1-	0	0	0	0	0	0	0	1-	1-	1-	0	4-	2-	0	3+	2+	1+	0	1-
TP-SST	2+	0	0	1+	0	0	1-	0	1+	1+	4+	0	5+	3+	0	0	0	1-	1+	2+
NINO1+2	2+	0	0	2+	0	1-	0	0	1+	0	8+	0	3+	4+	0	1-	0	0	1+	1+
NINO3	2+	0	0	1+	0	0	0	0	1+	2+	4+	0	5+	3+	0	0	0	1-	1+	2+
NINO4	1+ 1-	0	1-	1-	0	1+	1-	0	0	1+	0	0	1+	0	5-	0	0	1-	0	3+
NINO3.4	1+	0	1-	1+ 1-	0	0	1+ 1-	0	1+	2+	1+	0	5+	3+	0	0	0	1-	1+	2+

An: Annual; Su: Summer; A: Autumn; W: Winter; Sp: Spring.

Source: Elaborated by the authors (2020)

Many studies on climatic extremes have been conducted for various regions in Brazil, but these are mostly based on temperature and/or precipitation (ALMEIDA et al., 2016; OLIVEIRA et al., 2017; OTTO et al., 2015; ELY; DUBREUIL, 2014; MARENGO; CAMARGO, 2008; MENDONÇA, 2006; 2014). However, a few of these studies seek to combine variables and to establish correlations between pluvio-thermal variability and large-scale patterns. In fact, the analysis of rainfall variability in relation to atmospheric patterns is more commonly studied. Marengo et al. (2009) and Grimm (2009) posit that rainfall variability in southern Brazil is associated with ENSO anomalies in the tropical Pacific. More specifically, Sousa

(2006) states that rainfall variability in Paraná is directly linked to El Niño events as significant positive anomalies for rainfall during El Niño events and some negative anomalies during La Niña events were observed. Pinheiro (2016) confirms this observation by identifying a delay of up to six months between the heating of Pacific waters (Niño region 3.4) and eleven months between its cooling and significant positive / negative rainfall events in the Alto Iguaçu watershed located in the southeast of Paraná. Likewise, Liebmann et al. (2004) indicated an intensification of the effects of ENSO in southern Brazil when there is an increase in the SST in the South Atlantic Ocean. Furthermore, at a larger scale, Barros et al. (2008) found that extreme rainfall events are linked to strong ENSO events in the south-east regions of South America in the 20th century, which are also related to the Pacific Decadal Oscillation (PDO). Also, Nascimento Júnior (2013) correlated the spatiotemporal variability of rainfall in Paraná with the PDO and identified significant correlations in autumn and spring based on an annual scale.

To better understand how the large-scale climate indices influence the pluvio-thermal variability in Southern Brazil, Silva (2001) analyzed the seasonal and interannual variability of precipitation with the SST of the Pacific Central-East (PACE) and Atlantic South-West (ATLSW) Oceans. His results demonstrated that a higher percentage of rainy months occurred when positive SSTs are recorded in PACE and ATLSW, but there is no significant correlation when SSTs are negative in both oceans. Cavalcanti and Ambrizzi (2009) point out that in addition to ENSO, the Pacific-South American teleconnection pattern (PSA) influences the convective activity of the South Atlantic convergence zone (SACZ) while the Southern Hemisphere Annular Mode (SAM) influences the displacement of the subtropical and polar jets altering the trajectory of extratropical cyclones. The SACZ is the most important mechanism that brings rainfall during the austral summer. However, in absent or weak SACZ episodes during austral summer, drought normally takes place such as in 1970/1971, 2001 and 2014, (COELHO et al., 2015; OTTO et al., 2015).

The aforementioned studies mainly covered a large extent of South America and even when it is for a more restricted area, it sometimes covers most of Southern Brazil, which is influenced by teleconnections or regional forcing. Considering this, we make two observations: (1) the need to better understand how the climate on a finer (regional) scale is influenced by larger atmospheric patterns and (2) the relevance of testing an approach that combines both precipitation and temperature (modes).

As it relates to the Southeast of Brazil, Otto et al. *(*2015) found no evidence that recent droughts (1953/1954, 1962/1963, 1970/1971, 2001 and 2014/2015) observed events resulted from anthropogenic climate change. The authors however discovered that drought conditions were being driven by changes in water usage and rapid population growth. In addition, Coelho et al. *(*2016) investigated the influence of regional scale processes and teleconnections on the 2014 drought for Southeast Brazil. They found that an increase in SST near the southeast of Brazil had a strong negative influence on precipitation.

In addition, for Rio Claro (São Paulo state), Costa dos Santos et al. (2012) did not find any statistically significant trends for precipitation; however, the temperature increased between 1966 to 2005.

Our results coincide with Costa dos Santos et al. *(*2012). Within this context, a potential increase of air temperature and evaporation could be detrimental for agricultural areas in Paraná, but it could be potentially compensated by a slight increase of precipitation.

Although there is abundant literature on the state of climatic changes in Southern Brazil (MARENGO et al., 2009; SANGIOLO; KAYANO, 2010; ALMEIDA et al., 2016; SOARES et al., 2017; ELY; FORTIN, 2019), some amount of uncertainty exists about these changes for the region. Some authors such as Costa dos Santos et al. (2012); Pedron et al. (2017) found few or no evidence of changes for the total amount of precipitation and/or number of rain days in Southern Brazil even if the number of intense rainy days increased in South America (AGUILAR et al., 2005). However, other authors such as Back (2014); de Barros Soares et al. (2017); Teixeira; Satyamurty (2011), found a statistically significant increase in precipitation for Southern Brazil since the mid-20th century. On the other hand, most authors found significant increase of temperatures (minimum, maximum, average) over the same period (ALMEIDA et al., 2016; DUBREUIL et al., 2017; HAYLOCK et al., 2006; MARENGO; CAMARGO, 2008).

Care should be taken when interpreting the results as modification of the period or the number of stations could give different results. Moreover, as discussed by Stocker (2014) in the 5th IPCC report, availability of climate data covers a relatively short period specifically over the last century, which is relatively limited. Furthermore, the absence of continuous and long-term recordings of past conditions makes it difficult to analyze climatic patterns with a high degree of confidence, which could be important to determine the similarity

between the past and current climate. This involves the intensity, frequency, and duration of extreme events such as drought, floods, heat waves, or hurricanes for example (STOCKER, 2014). Even though the method utilized in this study offers various advantages including an integrated approach to analyze the climate variables (combination of temperature and precipitation), there are nevertheless some limitations. For example, the use of average values tends to mask the variability of the extreme values. Furthermore, Zandonadi et al. (2016) observed an increase in the intensity of precipitation without any changes in the total quantities received, which cannot be detected using modes.

CONCLUSIONS

In this study, we assessed climatic trends by combining precipitation and temperature (modes) from 1981 and correlated these modes with 9 atmospheric patterns.

In summary, our study shows:

- the successful use of a combined approach to analyze the quantiles for temperature and precipitation like other studies (FORTIN; HÉTU, 2014; BENISTON, 2009; LOPEZ-MORENO et al., 2011). However, the results in this research did not show any significant trends spatially nor temporally.
- little difference between the four modes over the seasons and years, but these modes seem to have little correlation with the dominant large-scale climate indices which normally influence climatic variability in Southern Brazil.

Several reasons are likely to explain the low spatial and temporal variability of the modes. For example, the geographical position of the study area is in a transition zone where several large and regional climatic factors converge resulting in significant differences between the modes. In addition, other elements need to be considered such as the relatively limited duration of the study period and the number of stations used. Nevertheless, in this study, we used the acceptable threshold for missing data to ensure quality control.

For future research, it would be interesting to extend this approach to other Brazilian states or countries, which would make it possible to assess and highlight the disparities in spatio-temporal variability on larger scales. In addition, the combined use of more restricted quantiles (for example the 10th and 90th) would allow climate variability to be refocused around rare events.

REFERENCES

ACQUAOTTA, F.; FRATIANNI, S.; AGUILAR, E.; FORTIN, G. Influence of instrumentation on long temperature time series. **Climate Change**, v. 156, n. 3, p. 385-404, 2019.

AGUILAR, E.; AZIZ BARRY, A.; BRUNET, M.; EKANG, L.; FERNANDES, A.; MASSOUKINA, ... THAMBA UMBA, O. Changes in temperature and precipitation extremes in western central Africa, Guinea Conakry, and Zimbabwe, 1955–2006. **Journal of Geophysical Research**, v. 114, n. D20115, 2009.

AGUILAR, E.; PETERSON, T. C.; OBANDO, P. R.; FRUTOS, R.; RETANA, J. A.; SOLERA, M.;... VALLE, V. E. Changes in precipitation and temperature extremes in Central America and northern South America, 1961–2003. **Journal of Geophysical Research - Atmosphere**, v. 110, n. D23107, 2005.

ALMEIDA, C. T.; OLIVEIRA-JÚNIOR, J. F.; DELGADO, R. C.; CUBO, P.; RAMOS, M. C. Spatiotemporal rainfall and temperature trends throughout the Brazilian Legal Amazon, 1973–2013. . **International Journal of Climatology**, v. 37, n. 4, p. 2013-2026, 2016.

ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. ENSO-related rainfall anomalies in South America and associated circulation features during warm and cold Pacific Decadal Oscillation regimes. **International Journal of Climatology**, v. 25, n. 15, p. 2017-2030, 2005.

BACK, A. J. Análise de tendências nos índices de precipitação de Ivaiporã (PR) e Ponta Grossa (PR). In: XLIII Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola, Campo Grande, **Anais [...],** 2014.

BARROS, V. R.; DOYLE, M. E.; CAMILLONI, I. A. Precipitation trends in southeastern South America: relationship with ENSO phases and with low-level circulation. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 93, n. 1, p. 19-33, 2008.

BENISTON, M. Trends in joint quantiles of temperature and precipitation in Europe since 1901 and projected for 2100. **Geophysical Research Letters**, v. 36, n. 7, 2009.

CAVALCANTI, I. F. de A.; AMBRIZZI, T. **Teleconexões e suas influências no Brasil**. In: CAVALCANTI, I. F. de A.; FERREIRA, N. J; SILVA, M. G. A. J. da; DIAS, M. A. F. da S. (org.). Tempo e clima no Brasil. Oficina de Textos, São Paulo, p. 317-335, 2009.

COELHO, C. A.; de OLIVEIRA, C. P.; AMBRIZZI, T.; REBOITA, M. S.; CARPENEDO, C. B.; CAMPOS, J. L. P. S. ... Da ROCHA, R. P. **The 2014 southeast Brazil austral summer drought**: regional scale mechanisms and teleconnections. (org.). Tempo e clima no Brasil. Oficina de Textos, São Paulo, p 317-335, 2009.

COSTA dos SANTOS, C.; SATYAMURTY, P.; MACHADO GOMES, O.; GULARTE da SILVA, L. E. M. Variability of extreme climate indices at Rio Claro, São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 27, n. 4, p. 395-400, 2012.

CURTIS, S.; ADLER, R. Time series that uses rainfall data in the Tropical Pacific to describe ENSO events. **Journal of Climate**, v. 13, p. 2786–2793, 2000.

BARROS SOARES, D. de; LEE, H.; LOIKITH, P. C.; BARKHORDARIAN, A.; MECHOSO, C. R. Can significant trends be detected in surface air temperature and precipitation over South America in recent decades? **International Journal of Climatology**, v. 37, n.3, p. 1483-1493, 2017.

SANTOS, C. A. C. dos; SATYAMURTY P.; GOMES O. M.; da SILVA L. E. M. G. Variability of extreme climate indices at Rio Claro, São Paulo, Brazil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 27, n. 4, p. 395-400, 2012.

DUBREUIL, V.; FANTE, K. P.; PLANCHON, O.; SANT'ANNA NETO, J. L. Les types de climats annuels au Brésil: une application de la classification de Köppen de 1961 à 2015. **EchoGéo**, v. 41, 2017.

ELY, D. F.; FORTIN, G. Trend analysis of extreme thermal indices in south Brazil (1971 to 2014). **Theoretical and Applied Climatology**, v. 139, n. 3, p. 1045-1056, 2020.

ELY, D.; DUBREUIL, V. Évolutions des températures et des précipitations dans le versant sud du bassin de la rivière Paranapanema, Paraná, Brésil. In : Actes du 27e colloque de l'Association Internationale de Climatologie, Dijon, **Anais [...],** 2014.

FORTIN, G.; ACQUAOTTA, F.; FRATIANNI, S. The evolution of temperature extremes in the Gaspé Peninsula, Quebec, Canada (1974–2013). **Theoretical and Applied Climatology**, v. 130, n. 1-2, p.163-172, 2017.

FORTIN, G.; HÉTU, B. Estimating winter trends in climatic variables in the Chic-Chocs Mountains, Canada (1970–2009). **International Journal of Climatology**, v. 34, n.10, p. 3078-3088, 2014.

GRIMM, A. M. **Variabilidade interanual do clima no Brasil**. In: CAVALCANTI, I. F. de A.; FERREIRA, N. J; SILVA, M. G. A. J. da; DIAS, M. A. F. da S. (org.). Tempo e clima no Brasil. Oficina de Textos, São Paulo, p, 353-374. 2009.

GUEIRINHAS, J. L.; TRIGO, R. M.; LIBONATI, R.; COELHO, C. A.; PALMEIRA, A. C. Climatic and synoptic characterization of heat waves in Brazil. **International Journal of Climatology**, v. 38, n.4, p. 1760-1776, 2018.

HAYLOCK, M. R.; PETERSON, T. C.; ALVES, L. M.; AMBRIZZI, T.; ANUNCIAÇÃO, Y. M. T.; BAEZ, J.; CORRADI, V. Trends in total and extreme South American temperature 1960–2000 and links with sea surface temperature. **Journal of Climate**, v. 19, n. 8, p. 1490–1512, 2006.

HERRING, S. C.; HOERLING, M. P.; PETERSON, T. C.; STOTT, P. A. (2014) Explaining Extreme Events of 2013 from a Climate Perspective. **Bulletin American Meteorological Society**, v. 95, n. 9, p. S1–S96, 2014.

HOERLING, M. P.; KUMAR, A.; XU, T. Robustness of the nonlinear climate response to ENSO's extreme phases. **Journal of Climate**, v. 14, n. 6, p. 1277-1293, 2001.

HULME, M. (2014) Attributing weather extremes to 'climate change' A review. **Progress in Physical Geography**, v. 38, n. 4, p. 499–511, 2014.

INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ – IAPAR. **Cartas climáticas do Paraná**. Londrina, 2014. Disponível em:http://www.iapar.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=597>. Acesso em: 03 abril. 2014.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE - IPCC. **Climate Change 2021***:* The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Masson-Delmotte, V., P. Zhai, A. Pirani, S. L. Connors, C. Péan, S. Berger, N. Caud, Y. Chen, L. Goldfarb, M. I. Gomis, M. Huang, K. Leitzell, E. Lonnoy, J. B. R. Matthews, T. K. Maycock, T. Waterfield, O. Yelekçi, R. Yu and B. Zhou (eds.)]. Cambridge University Press: In Press, Cambridge, 2021.

KENDALL, M. G. **Rank Correlation Methods**. Griffin: London, 1975.

KONG, Q.; GUERREIRO, S. B.; BLENKINSOP, S.; LI, X. F.; FOWLER, H. J. Increases in summertime concurrent drought and heatwave in Eastern China. **Weather and Climate Extremes**, v. 28, p. 100242, 2020.

LIEBMANN, B.; VERA, C. S.; CARAVALHO, L. M. V.; CAMILLONI, I. A.; HOERLING, M. P.; ALLURED, D.; BARROS, V. R.; BA'EZ, J.; BIDEGAIN, M. An observed trend in central South American precipitation. **Journal of Climate**, v. 17, p. 4357–4367, 2004.

LIMBERGER, L.; ELY, D. F. Régions homogènes de précipitation dans l'État du Paraná (Brésil) en lien avec la température de surface de la mer. In : Colloque de l'Association Internationale de Climatologie, 32, 2019, Thessalonique. **Anais [...],** 2019. p 493-498.

LÓPEZ-MORENO, J. I.; VICENTE-SERRANO, S. M.; MORÁN-TEJEDA, E.; LORENZO-LACRUZ, J.; KENAWY, A.; BENISTON, M. Effects of the North Atlantic Oscillation (NAO) on combined temperature and precipitation winter modes in the Mediterranean mountains: observed relationships and projections for the 21st century. **Global Planet Change**, v. 77, n. 1, p. 62-76, 2011.

MANN, H. B. Nonparametric tests against trend. **Econometrica: Journal of the Econometric Society,** p. 245-259, 1945.

MARENGO, J. A.; CAMARGO, C. C. Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960–2002. **International Journal of Climatology**, v. 28, n. 7, p. 893–904, 2008.

MARENGO, J. A.; JONES, R.; ALVES, L. M.; VALVERDE, M. C. Future change of temperature and precipitation extremes in South America as derived from the PRECIS regional climate modeling system. **International Journal of Climatology**, v. 29, n. 15, p. 2241-2255, 2009.

MENDONÇA, F. A. (org.) **Os Climas do Sul:** em tempos de mudanças climáticas globais. Jundiaí, Paco Editorial, 2014.

MENDONÇA, F. A. Aquecimento global e suas manifestações regionais e locais: alguns indicadores da região Sul do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 2, p. 71–86, 2006.

MENDONÇA, F. A. **O Clima e o Planejamento Urbano de Cidades de Porte Médio e Pequeno.** Proposição Metodológica para Estudo e sua Aplicação à Cidade de Londrina/Pr. 1994. Tese (Doutorado em Geografia Física) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 1994.

NASCIMENTO JÚNIOR, L. **As chuvas no Paraná**: variabilidade, teleconexões e impactos de eventos extremos. 2013. Dissertação (Mestrado em Geografia) - Universidade Estadual Paulista, Presidente Prudente, 2013.

NOBRE, C. A.; MARENGO, J. A.; SELUCHI, M. E.; CUARTAS, L. A.; ALVES, L. M. Some Characteristics and Impacts of the Drought and Water Crisis in Southeastern Brazil during 2014 and 2015. **Journal of Water Resource and Protection**, v. 8, p. 252-262, 2016.

OLIVEIRA, P. T.; E SILVA, C. S.; LIMA, K. C. Climatology and trend analysis of extreme precipitation in subregions of Northeast Brazil. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 130, n. 1-2, p. 77-90, 2017.

OTTO, F. E.L.; COELHO, C. A.; KING, A.; COUGHLAN de PEREZ, E.; WADA, Y.; van OLDENBORGH, G. J.; HAARSMA, R.; HAUSTEIN, K.; UHE, P.; van AALST, M.; ARAVEQUIA, J. A.; ALMEIDA, M. W.; CULLEN, H. Factors other than climate change, main drivers of 2014/15 water shortage in southeast Brazil. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 96, n. 12, p. 35-40, 2015.

PEDRON, I. T.; SILVA DIAS, M. A.; de PAULA DIAS, S.; CARVALHO, L. M.; FREITAS, E. D. Trends and variability in extremes of precipitation in Curitiba–Southern Brazil. **International Journal of Climate**, v. 37, n. 3, p. 1250-1264, 2017.

PINHEIRO, G. M. **Variabilidade têmporo-espacial da pluviosidade na bacia do Alto Iguaçu.** 2016. Tese (Doutorado em Geografia) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

SANGIOLO, C. A.; KAYANO, M. T. Trends of seasonal maximum and minimum temperatures and precipitation in Southern Brazil for the 1913–2006 period. **Theoretical and Applied Climatology,** v. 101, n. 1-2, p. 209-216, 2010.

SEN, P. K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, n. 324, p.1379-1389, 1968.

SILVA, I. R. **Variabilidade sazonal e interanuais das precipitações na região Sul do Brasil associadas às temperaturas dos oceanos Atlântico e Pacífico**. 2001. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2001.

SMITH, T. M.; REYNOLDS, R. W. A global merged land air and sea surface temperature reconstruction based on historical observations (1880-1997). **Journal of Climate**, v. 18, p. 2021-2036, 2005.

SOUSA, P. **Estudo da variabilidade da precipitação no estado do Paraná associado à anomalia da TSM no oceano Pacífico.** 2006. Dissertação (Mestrado em Geografia) – Universidade estadual de Maringá, Maringá, 2006.

STOCKER, T. (Ed.) **Climate change 2013**: the physical science basis: Working Group I contribution to the Fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press: In Press, Cambridge, 2014.

STOTT, P. A.; CHRISTIDIS, N.; OTTO, F. E.; SUN, Y.; VANDERLINDEN, J. P.; van OLDENBORGH, G. J.; VAUTARD, R.; von STORCH, H.; WALTON, P.; YIOU, P.; ZWIERS, F. W. Attribution of

extreme weather and climate-related events. **WIRES Climate Change**, v. 7, n. 1, p. 23-41, 2016.

TEIXEIRA, M. D. S.; SATYAMURTY, P. Trends in the frequency of intense precipitation events in southern and southeastern Brazil during 1960–2004. **Journal of Climate**, v. 24, n. 7, p. 1913-1921, 2011.

TERASSI, P. M. B.; GALVANI, E. Identification of Homogeneous Rainfall Regions in the Eastern Watersheds of the State of Paraná, Brazil. **Climate**, v. 5, n. 3, p. 1 - 13, 2017.

TRENBERTH, K. E.; FASULLO, J. T.; SHEPHERD, T. G. Attribution of climate extreme events. **Nature Climate Change**, v. 5, n. 8, p. 725-730, 2015.

WOLD, H. Nonlinear Interative Parcial Least Squares (NIPALS) modelling : some current developments. In: KRISHNAIAH, P. R. **Multivariate Analysis** – III. New York : Academic Press, p. 383 – 407, 1973.

ZANDONADI, L. **As chuvas na bacia do Paraná:** aspectos temporais, espaciais e rítmicos. 2009. Tese (Doutorando em Geografia) - Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", Rio Claro, 2009.

ZANDONADI, L.; ACQUAOTTA, F.; FRATIANNI, S.; ZAVATTINI, J. A. Changes in precipitation extremes in Brazil (Paraná River basin). **Theoretical and Applied Climatology**, v. 123, n. 3-4, p. 741-756, 2016.

ZAVATTINI, J. A.; BOIN, M. N. **Climatologia Geográfica** : teoria e prática de pesquisa. Campinas : Editora Alínea, 2013.

Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADE PARA INTENSIDADE DE PRECIPITAÇÃO MÁXIMA NO ESTADO DE MATO GROSSO

PROBABILITY DISTRIBUTIONS FOR MAXIMUM RAINFALL IN THE STATE OF MATO GROSSO

DISTRIBUCIONES DE PROBABILIDAD PARA PRECIPITACIÓN MÁXIMA EN EL ESTADO DE MATO GROSSO

Marlus Sabino
Universidade Federal de Mato Grosso
marlussabino@gmail.com

Adilson Pacheco de Souza
Universidade Federal de Mato Grosso
pachecoufmt@gmail.com

Eduardo Morgan Uliana
Universidade Federal de Mato Grosso
morganuliana@gmail.com

Frederico Terra de Almeida
Universidade Federal de Mato Grosso
fredterr@gmail.com

Luana Lisboa
Companhia Nacional de Recursos Minerais
luana.lisboa@cprm.gov.br

Cornélio Alberto Zolin
Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
cornelio.zolin@embrapa.br

Resumo: Este trabalho tem por objetivo verificar quais funções de distribuição de probabilidade teóricas (FDP) apresentam melhores ajustes à intensidade de precipitação máxima anual de diferentes

durações, em 14 estações pluviográficas do Estado de Mato Grosso. Inicialmente foram construídas as séries anuais de intensidade máxima de chuva com duração de 10 a 360 min, pela leitura de pluviogramas das estações da Rede Hidrometeorológica Nacional (CPRM/ANA) presentes no estado. A partir das séries anuais foram ajustados os parâmetros de 7 modelos de distribuição de probabilidade (Gama, Generalizada de Valores Extremos, Generalizada de Pareto, Gumbel, LogNormal, Pearson 5 e Weibull) pelo método da máxima verossimilhança (MV). A aderência da FDP acumulada às séries de precipitação anual, assim como, o ranqueamento dos melhores ajustes, foram realizados pelo teste de Kolmogorov-Smirnov a 20% de significância. As funções de distribuição acumulada Generalizada de Valores Extremos (GEV) e Generalizada de Pareto apresentaram os melhores resultados de ajuste para todas as estações pluviográficas estudadas, sendo a GEV a única que apresentou ajuste em todas as estações e durações de chuva. As distribuições Gumbel, Gama e Pearson 5 apresentaram os piores desempenhos estatísticos, não tendo ajustes significativos ($\alpha > 0.2$) em 17%, 15% e 13% dos casos, respectivamente. Conclui-se que a função de distribuição de probabilidade teórica Generalizada de Valores Extremos (GEV) apresenta melhor aderência aos dados de intensidade de precipitação máxima para aplicações hidrometeorológicas no Estado de Mato Grosso.

Palavras-chave: Funções de probabilidade. Generalizada de Valores Extremos. Intensidade-duração-frequência. Chuva de projeto.

Abstract: This work aims to analyze which theoretical probability distributions functions (PDF) have better adjustments to the maximum annual precipitation of different durations in 14 pluviographic stations in the State of Mato Grosso. Initially, annual series of maximum rainfall intensity lasting from 10 to 360 min were assembled by reading the pluviographic data from the stations of the National Hydrometeorological Network (CPRM/ANA) present in the State. From the annual series, 7 probability distribution models (Gamma, Generalized of Extreme Values, Generalized of Pareto, Gumbel, Lognormal, Pearson 5 and Weibull) were adjusted by the method of maximum likelihood estimation (MLE). The adherence of the PDF to the annual precipitation series, as well as the ranking of the best adjustments were verified by the Kolmogorov-Smirnov test at 20% significance. The functions Generalized of Extreme Values (GEV) and Generalized of Pareto presented the best adjustment results in all rain stations in the state, with GEV being the only one that presented adjustment in all stations and rainfall durations, considering the significance value (α: 0.2). The Gumbel, Gamma and Pearson 5 distributions had the worst ranks, with no significant adjustments (α> 0.2) in 17%, 15% and 13% of the cases, respectively. It is concluded that the Theoretical Probability Distribution Function Generalized of Extreme Values (GEV) is the one that presents the best adherence to the data of maximum precipitation intensity in the rainfall stations of the State of Mato Grosso.

Keywords: Probability functions. Generalized Extreme Values. Intensity-duration-frequency. Project Rain.

Resumen: Este trabajo tiene como objetivo verificar qué funciones de distribución de probabilidad teórica (FDP) tienen mejores ajustes a la precipitación anual máxima de diferentes duraciones, en 14 estaciones pluviográficas en el estado de Mato Grosso. Inicialmente, se construyeron series anuales de intensidad de lluvia máxima de 10 a 360 min, leyendo datos pluviográficos de las estaciones de la Red Hidrometeorológica Nacional (CPRM/ANA) presentes en el Estado. De la serie anual, 7 modelos de distribución de probabilidad (Gamma, Generalizada de valores extremos, Generalizada de Pareto, Gumbel, Lognormal, Pearson 5 y Weibull) se ajustaron por el método de máxima verosimilitud (MV). La adhesión del FDP a la serie de precipitación anual, así como la clasificación de los mejores ajustes, se realizaron mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov con un 20% de significación. Las funciones de Distribución Generalizada de Valores Extremos (GEV) y Generalizada de Pareto presentaron los mejores resultados de ajuste en todas las estaciones de lluvia en el estado, siendo GEV el único que presentó ajustes en todas las estaciones y duraciones de lluvia considerando el valor de significancia (α: 0.2). Las distribuciones Gumbel, Gamma y Pearson 5 mostraron los peores resultados estadísticos,

sin ajustes significativos (α> 0.2) en el 17%, 15% y 13% de los casos, respectivamente. Concluimos que la función de distribución de probabilidad teórica generalizada de valores extremos (GEV) presenta una mejor adherencia a los datos de intensidad máxima de precipitación para aplicaciones hidrometeorológicas en el estado de Mato Grosso.

Palabras-clave: Funciones de probabilidad. Generalizado de valores extremos. Intensidad-duración-frecuencia. Proyecto lluvia.

Submetido em: 03/08/2020
Aceito para publicação em: 16/08/2021
Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

As chuvas intensas são caracterizadas por apresentar grandes lâminas d'água precipitada durante um pequeno intervalo de tempo, e que, frequentemente, geram volumes significativos de escoamento superficial e podem provocar danos socioeconômicos, prejuízos ambientais, além de riscos a vida (SANTOS *et al*., 2010; PEREIRA *et al*., 2017). Contudo, ressalta-se que esse conceito depende da finalidade do estudo, visto que chuvas com baixa intensidade para uma obra de macrodrenagem, podem ser consideradas como de alta intensidade em estudos de erosão hídrica para alguns tipos de solo em função do manejo, uso e ocupação.

A caracterização da variabilidade temporal da precipitação pluvial máxima permite estimar a intensidade máxima de chuva esperada em um determinado período de tempo, e possui inúmeras aplicações, como no dimensionamento de obras hidráulicas urbanas e/ou rurais, tais quais como vertedouros de barragens, canais de terraços, drenagem agrícola, urbana e rodoviária, desvio de cursos d'água, práticas mecânicas de controle de erosão hídrica, dentre outros (GARCIA *et al*., 2011; QUADROS *et al*., 2011).

Uma vez que a magnitude exata de um evento de precipitação pluvial em anos futuros não pode ser prevista, na sua caracterização temporal é comum recorrer-se ao uso de modelos de probabilidade, como a análise de frequência, a qual supõem que as precipitações observadas durante um determinado período podem ser associadas a uma probabilidade de ocorrência em um período futuro de grandezas similares, isto é, há uma expectativa de repetição do evento (CHOW *et al*., 1988; NAGHETTINI; PINTO, 2007). Dessa maneira, a análise de frequência fornece uma boa estimativa da probabilidade de um evento ser igualado ou superado, pelo menos uma vez, dentro do período de retorno menor ou igual ao de anos da série.

Entretanto, no cenário brasileiro, especialmente no bioma Amazônico e suas transições com outros biomas ainda existe escassez de informações que permitam caracterizar as chuvas intensas, decorrentes da baixa densidade da rede de pluviógrafos e do pequeno período de observações disponível (SILVA *et al.*, 2002; BACK, 2006). O Mato Grosso inclui-se nesse contexto, visto que, apesar de apresentar nas últimas décadas um intenso processo de mudanças do uso e ocupação do solo como a crescente urbanização, expansão das fronteiras agrícolas e implantação de usinas hidroelétricas, estudos que caracterizam a

distribuição de probabilidade de eventos extremos de precipitação ainda limitam-se a séries de dados de chuvas diárias, ou obtidas por métodos de desagregação e/ou a pesquisas pontuais com apenas um posto pluviográfico (MARTINS *et al*., 2010; MOREIRA *et al*., 2010; CASTRO *et al*., 2011; FIETZ *et al*., 2010; GARCIA *et al*., 2011; PIZZATO *et al*., 2012; BATISTÃO *et al*., 2014; MOSSINI JUNIOR *et al*., 2016).

Na determinação da probabilidade de ocorrência de chuvas de magnitude superiores aos contidos numa dada série, e/ou de eventos com período de retorno maior do que os anos de dados da série, é necessário a obtenção do padrão completo de variabilidade da precipitação pelo uso de tratamentos estatísticos mais complexos do que a análise de frequências, como é o caso das funções teóricas de distribuição de probabilidade (FDP) (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Com o avanço das tecnologias computacionais, vários modelos de funções de distribuição de probabilidade e métodos para estimar seus parâmetros foram propostos, sendo as mais comuns no estudo de precipitações intensas as de Gama, Generalizada de Valores Extremos, Generalizada de Pareto, Gumbel, Log Normal, Pearson 5 e Weibull (SILVA et al., 2002; BACK, 2006; RODRIGUES et al., 2008; SANSIGOLO, 2008; QUADROS et al., 2011; ALVES et al., 2013; SANTOS; ALBUQUERQUE, 2016). Contudo, antes de se adotar um modelo de FDP para explicar um evento, é necessário verificar a aderência da distribuição ao conjunto de dados em análise por meio de testes estatísticos, como o teste de Kolmogorov-Smirnov, que avaliam os desvios entre a distribuição amostral e a teórica (BACK, 2001).

Portanto, o objetivo deste trabalho é verificar a aderência das distribuições teóricas de probabilidade Gama, Generalizada de Valores Extremos, Generalizada de Pareto, Gumbel, Lognormal, Pearson 5 e Weibull aos dados de intensidade de chuvas intensas em diferentes durações de chuva (10 a 360 min), para estações pluviográficas no estado de Mato Grosso.

MATERIAIS E MÉTODOS

Região de estudo

O Estado de Mato Grosso está localizado entre as latitudes 06°00' S e 19°45' S e longitudes 50°06' W e 62°45' W, apresentando grande extensão territorial com área de aproximadamente 903.207.019 km^2, de acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e

Estatística (IBGE, 2019). Climaticamente, segundo classificação de Köppen, o estado é dividido em Aw (clima de savana tropical) e Cwa (clima tropical) apresentando ainda duas estações bem definidas: período chuvoso, de outubro a abril e período seco, de maio a setembro, com temperaturas médias mensais variando de 23,0 °C a 26,8 °C (SOUZA *et al.*, 2013). A precipitação anual total no estado varia de 1200 a 2000 mm, com níveis mais altos no norte, leste-norte e em regiões com altitudes próximas a 800 m.

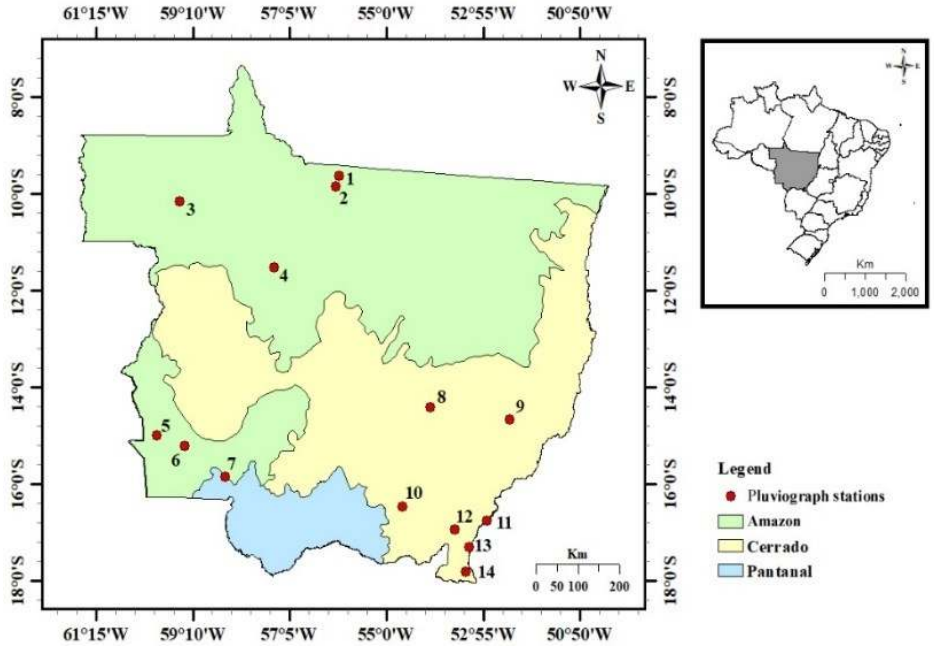
Os dados de precipitação utilizados no estudo foram obtidos de pluviógrafos pertencentes a Rede Hidrometeorológica Nacional (CPRM/ANA), localizados em 14 municípios (Tabela 1), dos quais, 4 estão inseridos no Bioma Amazônia (Mesorregião Norte), 3 na transição dos biomas Cerrado-Amazônia (Mesorregião Sudoeste) e 7 no bioma Cerrado (Mesorregião Sudeste) (IBGE, 2013) (**Erro! Fonte de referência não encontrada.**).

Tabela 1 - Estações pluviográficas, pertencentes a Rede Hidrometeorológica Nacional (CPRM/ANA), utilizadas no estudo, localizados no Mato Grosso, Brasil.

Estação	Código ANA	Lati-tude	Longi-tude	Altitude	Mesorre-gião	Período de observação
01 - Jusante Foz Peixoto de Azevedo	00956001	-9,64	-56,02	290	Norte	2002-2012
02 - Alta Floresta	00956000	-9,87	-56,10	400	Norte	2000-2010
03 - Humboldt	01059000	-10,18	-59,45	242	Norte	2002-2012
04 - Porto dos Gaúchos	01157000	-11,54	-57,42	260	Norte	2000-2011
05 - Mato Grosso	01559006	-15,01	-59,95	209	Sudoeste	2002-2012
06 - Pontes e Lacerda	01559000	-15,22	-59,35	236	Sudoeste	2001-2010
07 - Porto Esperidião	01558005	-15,85	-58,47	166	Sudoeste	2001-2010
08 – Paranatinga	01454000	-14,42	-54,05	484	Sudeste	2000-2010
09 – Xavantina	01452000	-14,67	-52,35	263	Sudeste	2001-2010
10 – Rondonópolis	01654000	-16,47	-54,66	220	Sudeste	2000-2010
11 - Ponte Branca	01652001	-16,77	-52,84	380	Sudeste	2000-2012
12 - Alto Garças	01653004	-16,94	-53,53	564	Sudeste	2000-2012
13 - Alto Araguaia	01753000	-17,30	-53,22	659	Sudeste	2000-2012
14 - Fazenda Taquari	01853000	-17,81	-53,29	845	Sudeste	2000-2012

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Figura 1 - Biomas do Estado de Mato Grosso, Brasil e localização das estações pluviográficas avaliadas. Identificação numérica de acordo com a Tabela 1.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Processamentos dos dados

A leitura dos pluviógrafos foi realizada previamente no estudo de Sabino *et al*. (2020) com o uso do sistema de digitalização de pluviogramas (HidroGraph 1.02) desenvolvido pelo Grupo de Pesquisa em Recursos Hídricos do Departamento de Engenharia Agrícola da Universidade Federal de Viçosa. Para cada estação foram extraídas dos pluviogramas as alturas precipitadas máximas anuais, para as durações de 10, 20, 30, 40, 50, 60, 120, 180, 240 e 360 minutos, utilizadas na construção de séries anuais de valores extremos. As precipitações com durações superiores a 360 minutos não foram utilizadas nesse estudo devido à baixa frequência de ocorrência, com apenas 7 eventos registrados no estado no período avaliado por Sabino *et al*. (2020).

Ajustes dos parâmetros das distribuições de probabilidade teóricas

Para cada série anual de chuvas intensas foram ajustados os parâmetros das 7 distribuições de probabilidade teóricas avaliadas neste estudo (Tabela 2). Foi empregado o método da máxima verossimilhança (MV) na estimativa dos parâmetros das FDPs e verificada a aderência dos ajustes pelo teste de Kolmogorov-Smirnov a 20% de probabilidade ($\alpha = 0.2$).

Tabela 2 - Funções de probabilidade e seus respectivos parâmetros de ajuste.

Distribuição	Função de densidade de probabilidade	Função de distribuição acumulada	Parâmetros
Gama	$f(x)=\frac{x^{\alpha-1}}{\beta^{\alpha}\Gamma_{(\alpha)}}\exp(-x/\beta)$	$F(x)=\frac{\Gamma_{x/\beta}(\alpha)}{\Gamma(\alpha)}$	α – parâmetro contínuo de forma (α > 0); β – parâmetro contínuo de escala (β > 0); Γ – função Gama
Generalizada de Valores Extremos - GEV	$f(x)=\frac{1}{\sigma}^{\left(-(1+kz)^{-1/k}\right)}(1+kz)^{-1-1/k}$	$F(x)=\exp\left(-(1+kz)^{-1/k}\right)$	*k*– parâmetro contínuo de forma ($k \neq 0$); σ – Parâmetro contínuo de escala (σ > 0); μ – parâmetro contínuo de localização. $z\equiv (x-\mu)/\sigma$ $1+k((x-\mu)/\sigma)>0$
Generalizada de Pareto ($k \neq 0$)	$f(x)=\frac{1}{\sigma}\left(1+k\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-1-1/k}$	$F(x)=1-\left(1+k\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-1/k}$	*k* – parâmetro contínuo de forma; σ – parâmetro contínuo de escala (σ > 0); μ – parâmetro contínuo de localização. $\mu \leq x < +\infty$ (Quando $k \geq 0$) $\mu \leq x \leq \mu - \sigma/k$ (Quando $k \geq 0$)
Generalizada de Pareto ($k = 0$)	$f(x)=\frac{1}{\sigma}\exp p\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$	$F(x)=1-\exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$	
Gumbel	$f(x)=\frac{1}{\sigma}\exp\left\{\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)-\exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right\}$	$F(x)=exp^{-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)}$	σ – parâmetro contínuo de escala (σ > 0); μ – parâmetro contínuo de localização.
Lognormal	$f(x)=\frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{x\,\sigma\sqrt{2\pi}}$	$F(x)=\Phi\left(\frac{\ln x-\mu}{\sigma}\right)$	σ – parâmetro contínuo (σ > 0); μ – Parâmetro contínuo; Φ – integral de Laplace.
Pearson 5	$f(x)=\frac{\exp(-\beta/x)}{\beta\,\Gamma(\alpha)\,(x/\beta)^{\alpha_1+1}}$	$F(x)=1-\frac{\Gamma_{\beta/x}(\alpha)}{\Gamma(\alpha)}$	α – parâmetro contínuo de forma (α > 0); β – parâmetro contínuo de escala (β > 0)
Weibull	$f(x)=\frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}\exp\left(-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}\right)$	$F(x)=1-\exp\left(-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}\right)$	α – parâmetro contínuo de forma (α > 0); β – parâmetro contínuo de escala (β > 0)

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

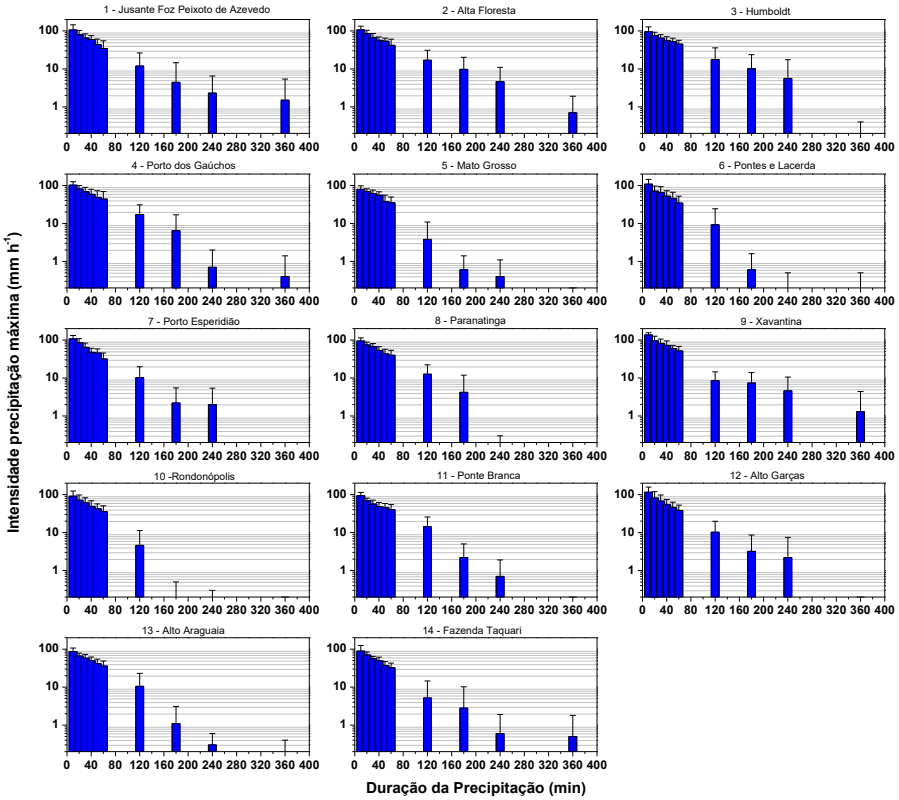
O teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov é baseado na maior diferença, em valor absoluto, entre as probabilidades acumuladas teóricas e empíricas. O desvio absoluto máximo entre as frequências teóricas e as observadas é comparado a um valor crítico tabelado, que depende do tamanho da amostra e do nível de significância (α). Se o erro absoluto máximo for inferior ao valor crítico tabelado, significa que a hipótese H_0 é aceita, ou seja, a distribuição de probabilidade avaliada se adere a série de dados (BACK, 2001). Diferente dos testes de médias em que geralmente são adotados baixos níveis de significância (0,01 a 0,05), nos testes de aderência, ao aumentar o valor do nível de significância há uma redução do valor crítico tornando os resultados mais confiáveis (NAGHETTINI; PINTO, 2007).

Após as séries de dados de chuvas intensas de diferentes durações serem ajustadas às distribuições de probabilidade teóricas, avaliou-se qual FDP apresentou melhor ajuste pela análise dos resultados de p-valor. Cada FDP foi então ranqueada de forma que, em cada estação pluviográfica, a distribuição com os maiores p-valores nas diferentes durações de chuva recebesse ranque = 1 e a com os menores ranque = 7. Esse ranqueamento foi adotado pois ao se analisar o teste de aderência, caso o valor-p seja menor ou igual ao nível de significância, a hipótese H0 é rejeitada, ou seja, a distribuição de probabilidade não se adere a série de dados. Assim, um valor-p maior representa menores probabilidades de rejeição da hipótese H0 e maior confiabilidade do teste.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As médias e os desvios-padrão das séries anuais de intensidades máximas de precipitação pluvial correspondentes às durações 10, 20, 30, 40, 50, 60, 120, 180, 240 e 360 minutos, para as estações do Estado de Mato Grosso, estão apresentadas na Figura 2**Erro! F onte de referência não encontrada.**. As intensidades de precipitação máxima tenderam a ser superiores na Mesorregião Norte do Estado, com médias variando de 102,4 mm h^{-1}, para duração de 10 min, a 0,7 mm h^{-1}, nas chuvas de duração de 360 min. As estações localizadas nas Mesorregiões Sudoeste e Sudeste apresentaram médias das intensidades máximas de chuva próximas, com valores variando de 97,8 e 98,8 mm h^{-1} (10 min) a 0,1 e 0,3 mm h^{-1} (360 min), respectivamente.

Figura 2 - Médias e desvios padrão das intensidades de precipitação máxima nas estações pluviográficas do Estado de Mato Grosso.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Esses resultados corroboram com o trabalho de Marcuzzo *et al*. (2011) que demonstram maiores índices pluviométricos no Bioma Amazônia, localizado ao norte do estado, em relação as demais fitofisionomias ao sul do Mato Grosso. O decréscimo da intensidade de precipitação, assim como o aumento dos desvios-padrão, em chuvas de maior duração também foi observado nos trabalhos de Moruzzi e Oliveira (2009); Castro *et al*. (2011) e Silva e Oliveira (2017), sendo considerado como um comportamento característico das chuvas (VILLELA; MATTOS, 1975).

Os resultados de p-valor e ranqueamento dos ajustes das distribuições de probabilidade às intensidades de precipitação de diferentes durações estão apresentados na Tabela 3. Dentre as distribuições ajustadas apenas a distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV) apresentou aderência a série de dados (α =0.2) em todas as estações na Mesorregião Norte (Bioma Amazônia, estações 1 a 4) e Mesorregião Sudoeste (Ecótono dos Biomas Matogrossense, estações 5 a 7). Na Mesorregião Sudeste (Bioma Cerrado, estações 8 a 14) apenas as distribuições Generalizada de Valores Extremos (GEV) e Generalizada de

Pareto apresentaram ajuste significativo em todas as estações nas diferentes durações de precipitação (Tabela 3).

Tabela 3 - Resultados dos p-valores e ranqueamento do ajuste das distribuições de probabilidade da intensidade de precipitação máxima de diferentes durações de chuva, nas estações pluviográficas do Estado de Mato Grosso, Brasil.

Distribuição	Duração da Chuva (min)										Rank
	10	20	30	40	50	60	120	180	240	360	
1. Jusante Peixoto de Azevedo											
Gama	0,84	0,84	0,79	0,95	0,46	0,57	0,25	0,11*	0,78	-	6
GEV	0,94	0,91	0,87	0,91	0,92	0,92	0,40	0,81	0,62	0,90	1
Gen. Pareto	0,87	0,88	0,94	0,76	0,83	0,96	0,59	0,74	0,55	0,88	2
Gumbel	0,73	0,86	0,63	0,91	0,40	0,60	0,43	-	0,19*	-	7
Lognormal	0,75	0,82	0,71	0,95	0,23	0,43	0,47	0,91	0,87	0,85	3
Pearson 5	0,64	0,85	0,67	0,90	0,12*	0,32	0,43	0,98	0,94	0,76	5
Weibull	0,77	0,72	0,58	0,78	0,28	0,54	0,58	0,88	0,89	0,91	4
2. Alta Floresta											
Gama	0,93	0,73	0,95	0,77	0,91	0,24	0,23	0,34	0,40	0,29	3
GEV	0,84	0,93	0,91	0,89	0,99	0,89	0,67	0,82	0,44	0,70	1
Gen. Pareto	0,73	0,77	0,73	0,67	0,99	0,46	0,88	0,78	0,59	0,54	2
Gumbel	0,91	0,50	0,91	0,68	0,74	0,19*	0,44	0,69	0,40	0,15*	4
Lognormal	0,84	0,65	0,95	0,79	0,88	-	0,34	0,43	0,53	0,18*	6
Pearson 5	0,71	0,58	0,90	0,81	0,86	-	0,25	0,59	0,64	0,24	7
Weibull	0,57	0,60	0,79	0,82	0,94	0,16*	0,26	0,41	0,36	0,18*	5
3. Humboldt											
Gama	0,67	0,39	0,50	0,87	0,49	0,98	0,40	-	0,44	0,72	7
GEV	0,93	0,85	0,98	0,99	0,96	0,99	0,57	0,36	0,39	0,83	1
Gen. Pareto	0,77	0,81	0,93	0,92	0,64	0,98	0,73	0,52	0,36	0,86	2
Gumbel	0,55	0,25	0,32	0,75	0,36	0,90	0,46	0,46	0,12*	0,59	6
Lognormal	0,54	0,36	0,44	0,77	0,52	0,97	0,64	0,41	0,58	0,64	5
Pearson 5	0,43	0,33	0,37	0,65	0,52	0,91	0,47	0,58	0,96	0,66	4
Weibull	0,53	0,44	0,50	0,65	0,69	0,93	0,80	0,56	0,69	0,79	3
4. Porto dos Gaúchos											
Gama	0,87	0,58	0,29	0,95	0,29	0,47	0,13*	-	-	-	7
GEV	0,89	0,68	0,86	0,94	0,98	0,69	0,62	0,28	0,48	0,35	1
Gen. Pareto	0,75	0,42	0,82	0,91	0,95	0,42	0,82	-	0,31	0,31	4
Gumbel	0,66	0,37	0,52	0,90	0,96	0,51	0,32	-	-	-	6
Lognormal	0,79	0,52	0,60	0,83	0,80	0,20	0,12*	0,18	0,39	0,59	3
Pearson 5	0,71	0,47	0,55	0,82	0,56	-	-	0,49	0,61	0,63	5
Weibull	0,81	0,57	0,53	0,87	0,79	0,30	0,26	0,31	0,21	0,79	2
5. Mato Grosso											
Gama	0,76	0,70	0,69	0,81	0,44	0,42	0,85	0,95	0,18*	0,92	3
GEV	0,67	0,85	0,80	0,92	0,96	0,52	0,98	0,92	0,96	0,99	1
Gen. Pareto	0,51	0,87	0,70	0,81	0,82	0,35	0,96	0,91	0,89	0,96	2
Gumbel	0,91	0,54	0,66	0,80	0,40	0,38	0,67	0,54	0,17*	0,46	4
Lognormal	0,85	0,63	0,20	0,40	-	-	0,95	0,98	0,99	0,97	6
Pearson 5	0,92	0,56	-	0,19*	-	0,86	0,84	0,62	0,97	0,59	7
Weibull	0,81	0,60	0,16*	0,30	0,11*	-	0,94	0,92	0,97	0,87	5

*Significativo pelo teste de Kolmogorov Smirnov a 10% de probabilidade; (-) ajuste não significativo

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Tabela 3 - Resultados dos p-valores e ranqueamento do ajuste das distribuições de probabilidade da intensidade de precipitação máxima de diferentes durações de chuva, nas estações pluviográficas do Estado de Mato Grosso, Brasil (Continuação)...

Distribuição	Duração da Chuva (min)										Rank
	10	20	30	40	50	60	120	180	240	360	
6. Pontes e Lacerda											
Gama	0,98	0,94	0,98	0,98	0,99	0,80	0,65	0,13*	-	0,34	6
GEV	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,85	0,75	0,96	0,75	0,61	1
Gen. Pareto	0,86	0,81	0,90	0,96	0,99	0,84	0,63	0,95	0,73	0,50	4
Gumbel	0,98	0,87	0,99	0,97	0,99	0,79	0,29	0,20	-	0,14*	7
Lognormal	0,98	0,91	0,98	0,97	0,99	0,65	0,87	0,66	0,42	0,42	5
Pearson 5	0,97	0,89	0,91	0,99	0,99	0,50	0,83	0,93	0,70	0,70	2
Weibull	0,86	0,71	0,85	0,91	0,98	0,61	0,77	0,80	0,96	0,96	3
7. Porto Esperidião											
Gama	0,17*	0,36	0,38	0,62	0,57	0,15*	0,63	0,45	0,21	0,42	3
GEV	0,20	0,71	0,69	0,99	0,95	0,86	0,83	0,36	0,20	0,88	1
Gen. Pareto	0,15*	0,61	0,41	0,90	0,80	0,36	0,92	0,52	0,21	0,72	2
Gumbel	0,13*	0,52	0,32	0,47	0,51	0,12*	0,75	0,32	0,11*	0,32	6
Lognormal	0,18*	0,49	0,18*	0,47	0,30	0,15*	0,66	0,46	0,24	0,49	5
Pearson 5	0,14*	0,57	0,10*	0,29	0,18*	0,11*	0,39	0,82	0,52	0,68	4
Weibull	-	0,54	0,14*	0,31	0,24	0,21	0,75	0,70	0,32	0,64	7
8. Paranatinga											
Gama	0,50	0,49	0,31	0,32	0,79	0,83	0,67	0,49	0,76	0,81	4
GEV	0,63	0,74	0,53	0,59	0,75	0,88	0,98	0,32	0,85	0,95	1
Gen. Pareto	0,81	0,89	0,73	0,43	0,54	0,66	0,98	0,40	0,66	0,97	2
Gumbel	0,38	0,57	0,40	0,46	0,63	0,71	0,87	0,11*	0,54	0,80	6
Lognormal	0,46	0,43	0,44	0,33	0,63	0,78	0,38	0,64	0,84	0,64	5
Pearson 5	0,46	0,45	0,42	0,40	0,49	0,76	0,12*	0,30	0,60	0,54	7
Weibull	0,55	0,67	0,43	0,54	0,60	0,70	0,46	0,70	0,68	0,87	3
9. Xavantina											
Gama	0,90	0,81	0,51	0,96	0,76	0,89	0,80	0,70	0,28	0,17*	6
GEV	0,99	0,99	0,91	0,95	0,72	0,98	0,86	0,98	0,48	0,99	1
Gen. Pareto	0,86	0,89	0,75	0,98	0,48	0,98	0,88	0,96	0,66	0,98	2
Gumbel	0,73	0,69	0,40	0,90	0,57	0,78	0,78	0,92	0,41	0,15*	7
Lognormal	0,86	0,81	0,52	0,94	0,70	0,84	0,66	0,58	0,59	0,88	3
Pearson 5	0,86	0,68	0,52	0,94	0,64	0,78	0,67	0,37	0,60	0,99	5
Weibull	0,87	0,61	0,73	0,87	0,38	0,75	0,75	0,73	0,68	0,90	4
10. Rondonópolis											
Gama	0,72	0,73	0,90	0,18	0,47	0,56	0,97	0,93	0,96	0,79	2
GEV	0,90	0,77	0,98	0,39	0,87	0,89	0,90	0,81	0,94	0,81	1
Gen. Pareto	0,69	0,53	0,84	0,33	0,76	0,59	0,83	0,74	0,96	0,61	3
Gumbel	0,75	0,76	0,97	0,24	0,60	0,54	0,35	0,75	0,99	0,71	4
Lognormal	0,64	0,81	0,94	0,27	0,66	-	0,90	0,82	0,81	0,74	5
Pearson 5	0,71	0,72	0,98	0,36	0,75	-	0,42	0,48	0,51	0,46	7
Weibull	0,79	0,53	0,92	0,56	0,83	-	0,88	0,72	0,74	0,47	6
11. Ponte Branca											
Gama	0,32	0,66	0,67	0,80	0,48	0,29	0,68	0,11*	0,11*	0,80	5
GEV	0,75	0,87	0,76	0,99	0,91	0,85	0,81	0,23	0,20	0,94	1
Gen. Pareto	0,36	0,99	0,89	0,86	0,93	0,22	0,89	0,36	0,20	0,76	2
Gumbel	0,18*	0,51	0,62	0,62	0,33	0,32	0,44	0,24	-	0,76	7
Lognormal	0,26	0,62	0,68	0,75	0,39	0,45	0,84	0,17*	-	0,91	6
Pearson 5	0,21	0,62	0,72	0,70	0,31	0,28	0,95	0,18*	0,26	0,74	4
Weibull	0,33	0,67	0,66	0,83	0,47	0,35	0,84	0,48	0,13*	0,71	3

*Significativo pelo teste de Kolmogorov Smirnov a 10% de probabilidade; (-) ajuste não significativo

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Tabela 3 - Resultados dos p-valores e ranqueamento do ajuste das distribuições de probabilidade da intensidade de precipitação máxima de diferentes durações de chuva, nas estações pluviográficas do Estado de Mato Grosso, Brasil (Continuação)...

Distribuição	Duração da Chuva (min)										Rank
	10	20	30	40	50	60	120	180	240	360	
12. Alto Graça											
Gama	0,85	0,89	0,84	0,99	0,99	0,96	0,91	0,48	-	0,74	6
GEV	0,92	0,98	0,95	0,99	0,99	0,97	0,97	0,25	0,41	0,89	1
Gen. Pareto	0,89	0,98	0,96	0,95	0,94	0,99	0,98	0,38	0,31	0,94	2
Gumbel	0,80	0,85	0,77	0,97	0,99	0,96	0,97	0,16*	-	0,87	7
Lognormal	0,86	0,91	0,81	0,98	0,99	0,94	0,73	0,37	0,40	0,71	4
Pearson 5	0,85	0,90	0,72	0,91	0,99	0,93	0,28	0,66	0,57	0,77	5
Weibull	0,91	0,91	0,87	0,97	0,95	0,83	0,82	0,58	0,35	0,67	3
13. Alto Araguaia											
Gama	0,13*	0,43	0,94	0,54	0,99	0,78	0,36	0,14*	0,79	0,91	6
GEV	0,99	0,65	0,93	0,86	0,98	0,70	0,67	0,99	0,76	0,93	1
Gen. Pareto	0,99	0,42	0,87	0,69	0,83	0,55	0,72	0,95	0,92	0,96	2
Gumbel	0,81	0,56	0,87	0,42	0,99	0,74	0,55	0,13*	0,46	0,81	5
Lognormal	0,92	0,42	0,95	0,41	0,99	0,36	0,74	0,90	0,97	0,93	3
Pearson 5	0,88	0,46	0,89	0,30	0,96	0,17*	-	-	0,37	0,89	7
Weibull	0,93	0,52	0,97	0,36	0,84	0,34	0,82	0,50	0,91	0,92	4
14. Fazenda Taquari											
Gama	0,26	0,66	0,80	0,95	0,97	0,86	0,27	-	-	-	6
GEV	0,73	0,72	0,80	0,89	0,94	0,95	0,31	0,98	0,49	0,49	1
Gen. Pareto	0,62	0,85	0,63	0,77	0,76	0,80	0,28	0,98	0,43	0,42	5
Gumbel	0,28	0,61	0,83	0,85	0,96	0,94	0,13*	-	-	-	7
Lognormal	0,16*	0,62	0,87	0,93	0,98	0,96	0,33	0,76	0,63	0,31	4
Pearson 5	0,18*	0,64	0,89	0,87	0,95	0,97	0,12*	0,87	0,74	0,71	2
Weibull	0,30	0,61	0,81	0,73	0,87	0,70	0,30	0,92	0,88	0,76	3

*Significativo pelo teste de Kolmogorov Smirnov a 10% de probabilidade; (-) ajuste não significativo

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

A distribuição GEV foi a única a apresentar ajuste ($\alpha > 0,2$) em todas as estações avaliadas, obtendo, ainda, o primeiro ranque de classificação de ajuste por apresentar, em geral, os maiores resultados de p-valor. A distribuição com o segundo melhor ranque de ajuste foi a Generalizada de Pareto, contudo, a mesma não apresentou aderência para as intensidades de chuvas com duração de 180 min na estação Porto dos Gaúchos (4) e ajuste com $0,1 > \alpha < 0,2$ para as chuvas de 10 min na estação Porto Esperidião (7). As distribuições Gumbel, Gama e Pearson 5 proporcionaram, em geral, os piores ranques, apresentando, ajustes não significativos ($\alpha > 0,2$) em 17%, 15% e 13% dos casos, respectivamente.

Diversos trabalhos na literatura apontam as distribuições de Gumbel e Gama como capazes de gerar resultados mais eficazes no ajuste de eventos extremos de precipitação, podendo ser citados, para o Mato Grosso, os estudos em Nova Maringá (MOREIRA *et al.*, 2010); Tangará da Serra (MARTINS *et al.*, 2010); Cáceres (PIZZATO *et al.*, 2012); Juína (BATISTÃO *et al.*, 2014); Diamantino (RAMOS *et al.*, 2015) e Nova Mutum (MOSSINI JUNIOR *et*

al., 2016). Entretanto, nesse estudo, em nenhuma das estações pluviográficas avaliadas, as intensidades de precipitação com diferentes durações, estimadas pelas distribuições de Gumbel e Gama, apresentaram aderência.

A divergência dos resultados encontrados neste trabalho com os da literatura ocorre, pois, os estudos de ajustes de distribuição de probabilidade no Mato Grosso utilizam base de dados dos totais precipitados diários ou dos totais diários desagregados. Além disso, estudos com dados de precipitação em diferentes durações no Brasil utilizando a distribuição de Gumbel para estimativa do tempo de retorno testaram a aderência da série com significância, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, de 10% (BACK, 2006), 5% (FIETZ *et al*., 2010; MARTINS *et al*., 2010; MOREIRA *et al*., 2010; BACK *et al*., 2011; ALVES *et al*., 2013) e em alguns casos 1% (OLIVEIRA *et al*., 2005; SANTOS *et al*., 2009; PEREIRA *et al*., 2017), enquanto, no presente estudo optou-se pela adoção de significância à 20%, considerado um valor mais rigoroso da avaliação.

A distribuição generalizada de valores extremos (GEV) nos últimos anos tem apresentado crescente aceitação para descrição e modelagem de uma extensa variedade de eventos extremos naturais como cheias, chuvas, velocidade do vento, temperaturas entre outros (MARTINS; STEDINGER, 2000; BAUTISTA *et al*., 2004; BEIJO *et al*., 2005; QUADROS *et al*., 2011). Sendo a utilização da distribuição GEV, desenvolvida por Jenkinson (1955), justificada por se tratar de uma família de distribuições, que inclui como casos particulares, os três tipos de distribuições assintóticas de Valores Extremos (VE), a tipo VEI de Gumbel, a tipo VEII de Fréchet e a tipo VEIII de Weibull, reduzindo, assim, os erros de subestimação ou superestimação que podem ocorrer quando essas distribuições são ajustadas de forma isolada (BAUTISTA, 2002; BAUTISTA *et al*., 2004).

Os resultados do ajuste dos parâmetros de forma (K), escala (σ) e posição (μ), da distribuição GEV estão apresentados na Tabela 4. A convergência assintótica da curva de distribuição GEV é verificada por meio do parâmetro de forma K, no qual: para $-0,04 \leq K \leq 0,04$ considera-se que o ajuste se aproxima consideravelmente da distribuição Gumbel; quando $K < -0,04$ a curva converge para o VEII, que corresponde a distribuição de Fréchet; e a VEIII, cuja curva se aproxima da distribuição de Weibull, ocorre quando $K > 0,04$ (QUADROS *et al*., 2011).

Tabela 4 - Valores dos parâmetros ajustados K, σ e μ, do modelo de distribuição teórico Generalizado de Valores Extremos para as estações pluviográficas do Estado de Mato Grosso, Brasil.

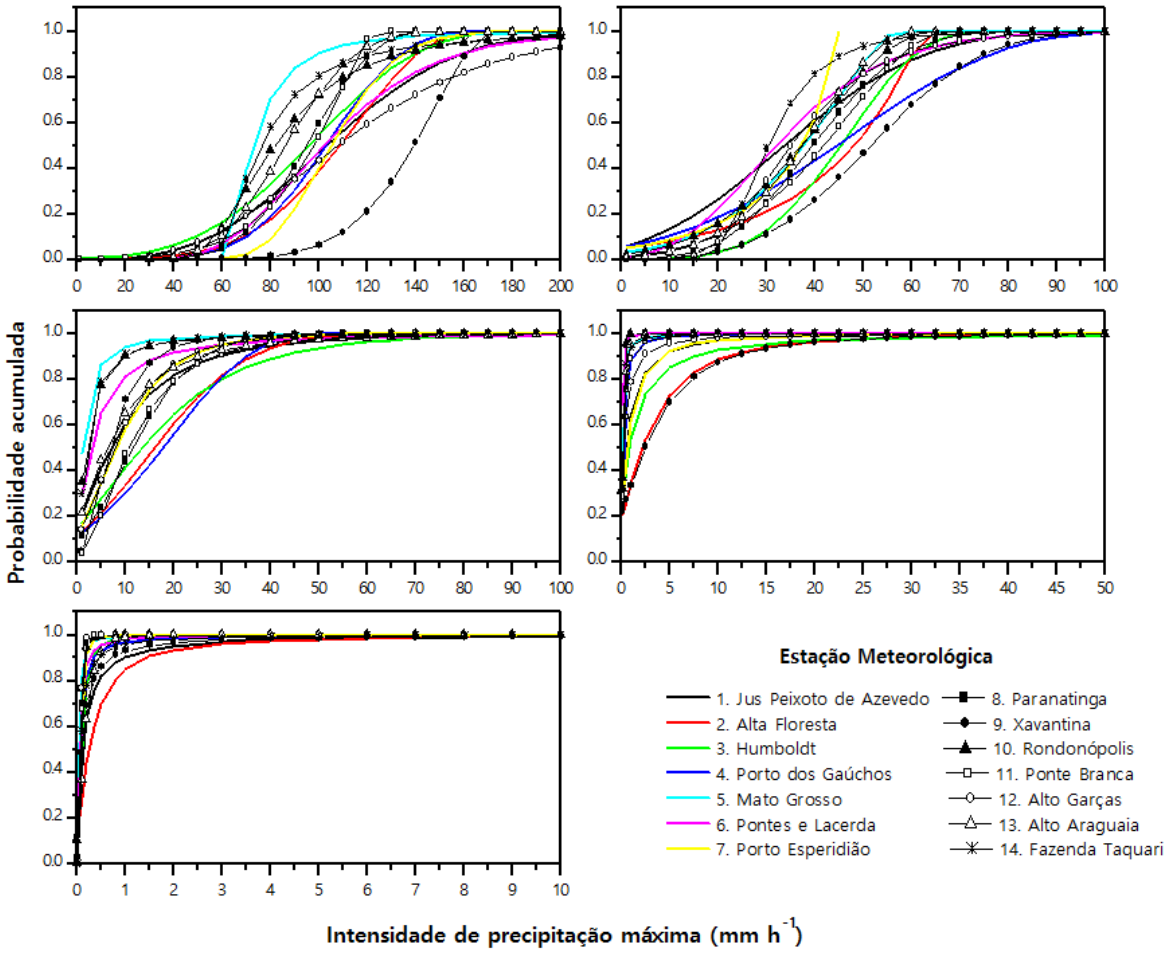
Estação	GEV	Duração da precipitação (min)									
		10	**20**	**30**	**40**	**50**	**60**	**120**	**180**	**240**	**360**
	K	-0,19	-0,01	-0,18	-0,10	-0,56	-0,25	0,32	0,85	0,71	0,92
1	σ	37,82	19,96	18,08	14,69	19,25	21,34	7,57	0,66	0,69	0,12
	μ	90,08	67,91	57,44	52,24	40,12	26,38	4,14	0,36	0,28	0,06
	K	-0,44	-0,34	-0,09	-0,63	-0,48	-1,01	-0,20	0,19	0,44	0,68
2	σ	29,41	20,71	16,15	14,88	12,33	20,77	13,70	6,98	2,59	0,24
	μ	98,71	77,76	59,32	54,08	50,64	41,80	11,27	4,04	1,18	0,15
	K	-0,35	-0,59	-0,65	-0,55	-0,91	-0,38	0,09	0,42	0,81	0,38
3	σ	35,62	19,43	17,62	16,53	13,39	13,08	13,57	5,87	1,12	0,07
	μ	83,76	71,92	61,62	52,45	51,97	40,89	8,48	2,52	0,36	0,07
	K	-0,36	-0,51	-0,25	0,10	-0,08	-0,36	-0,38	0,60	0,75	0,89
4	σ	25,12	21,29	21,33	15,58	21,03	26,74	14,63	2,66	0,17	0,04
	μ	94,46	76,05	59,88	47,90	37,89	35,49	12,95	0,99	0,15	0,06
	K	0,38	0,01	0,35	0,10	-0,40	-0,67	0,71	0,42	0,76	0,56
5	σ	8,27	10,42	7,11	9,29	19,08	16,22	1,06	0,32	0,09	0,03
	μ	69,48	62,87	53,28	48,83	32,30	32,50	0,64	0,21	0,08	0,02
	K	-0,02	-0,14	-0,02	-0,01	0,02	-0,06	0,67	0,78	0,83	0,72
6	σ	30,87	24,88	24,24	17,51	17,22	15,59	3,05	0,11	0,02	0,04
	μ	90,93	59,50	51,64	42,17	35,62	26,40	1,53	0,12	0,07	0,04
	K	-0,16	0,13	-0,52	-1,06	-0,81	-1,27	0,08	0,58	0,64	0,43
7	σ	19,47	15,69	20,19	14,33	14,14	14,06	7,27	0,92	0,76	0,03
	μ	98,36	73,28	59,46	47,91	44,40	33,38	5,39	0,43	0,32	0,07
	K	-0,33	0,09	-0,10	0,18	-0,43	-0,24	-0,10	0,70	0,21	-0,07
8	σ	20,80	10,49	12,90	8,87	15,02	13,64	8,90	1,28	0,09	0,05
	μ	87,77	67,11	60,65	46,08	39,41	34,76	8,25	0,47	0,13	0,05
	K	-0,58	-1,07	-1,01	-0,30	-0,70	-0,27	0,19	-0,11	0,36	0,94
9	σ	23,08	34,53	28,63	24,28	15,17	17,57	4,09	6,21	3,01	0,08
	μ	131,7	96,60	81,41	64,07	57,29	45,38	5,19	4,42	1,26	0,07
	K	0,20	0,07	0,08	0,40	0,19	-0,50	0,56	0,40	0,10	0,32
10	σ	21,18	18,63	15,50	7,23	8,91	16,46	1,91	0,12	0,11	0,03
	μ	73,34	59,12	51,23	40,15	34,82	31,79	1,07	0,11	0,10	0,05
	K	-0,74	-0,40	-0,32	-0,43	-0,46	-0,53	0,25	0,39	0,73	0,14
11	σ	23,69	13,92	15,86	14,87	15,31	16,40	6,84	1,28	0,17	0,04
	μ	90,57	63,97	50,96	44,62	40,83	36,44	8,02	0,71	0,14	0,06
	K	-0,04	-0,16	-0,15	-0,16	0,05	0,05	0,16	0,64	0,87	0,17
12	σ	43,58	37,14	29,28	20,14	13,70	11,79	6,55	1,17	0,30	0,02
	μ	92,13	65,13	54,14	45,19	37,36	30,74	5,19	0,55	0,16	0,07
	K	-0,25	0,03	-0,43	-0,51	-0,14	-0,48	0,33	0,69	0,38	0,18
13	σ	21,12	10,27	16,77	14,05	12,27	13,65	6,60	0,31	0,16	0,12
	μ	78,85	59,59	53,47	46,50	35,78	32,88	3,58	0,25	0,12	0,10
	K	0,46	-0,16	-0,19	-0,20	-0,18	0,09	0,66	0,89	0,85	0,90
14	σ	13,26	13,11	8,33	11,51	9,82	7,38	1,55	0,32	0,08	0,05
	μ	70,60	64,63	52,33	45,07	32,58	27,58	1,28	0,21	0,11	0,06

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Considerando os possíveis valores do parâmetro *K*, a convergência assintótica para as intensidades de precipitação entre 10 e 60 min, em geral, tenderam a distribuição do tipo VEII

(Fréchet) enquanto para durações superiores a 120 min a distribuição tendeu para o tipo VEIII (Weibull). Esses resultados podem ser verificados analisando visualmente as curvas de probabilidade acumuladas de cada estação em diferentes durações apresentadas na Figura 3.

Figura 1 - Curvas de probabilidade acumulada da distribuição Generalizada de Valores Extremos nas estações pluviográficas do Estado de Mato Grosso.



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Nas durações de chuva de 10 a 60 minutos a curva de distribuição acumulada GEV apresentam domínio GEV tipo II, correspondente ao modelo com cauda inferior finita (x > 10 a 70 mm h^{-1}, nas precipitações de 10 min, e x > 0 a 15 mm h^{-1} nas precipitações de 60 min), sendo ainda, caracterizada pela cauda pesada (não exponencial), ou seja, que pode assumir valores maiores de intensidade de chuva e cuja velocidade de decaimento (tendência a zero) ocorre de forma mais lenta (BAUTISTA, 2002; SCHWARZ, 2008).

Nas durações de chuva superiores a 120 minutos a curva de distribuição acumulada GEV apresentam domínio GEV tipo III, correspondente ao modelo com cauda superior finita

(x < 45 a 110 mm h^{-1}, nas precipitações de 120 min, e x < 0,30 a 9 mm h^{-1} nas precipitações de 360 min), sendo ainda, caracterizada por apresentar curtose assimétrica positiva (maior densidade de probabilidade a esquerda da média) e rápida velocidade de decaimento da cauda inferior (BAUTISTA, 2002; SCHWARZ, 2008).

A mudança de domínio da distribuição GEV entre as precipitações com duração inferiores e superiores a 60 min implica em diferentes características de intensidade e probabilidade de ocorrência das chuvas conforme sua duração. Nas chuvas inferiores a 60 min pequenos aumentos na probabilidade acumulada (as quais está relacionada a aumento do tempo de retorno esperado de uma precipitação) proporciona grande variação na intensidade de precipitação obtida. Por outro lado, nas precipitações com durações superiores a 60 min o aumento do período de retorno (probabilidade acumulada) proporciona pequena variação na intensidade das chuvas.

CONCLUSSÃO

As distribuições Generalizada de Valores Extremos (GEV) e Generalizada de Pareto apresentaram os melhores resultados de ajuste para intensidade de precipitação máxima com duração de 10 a 360 minutos no Estado de Mato Grosso.

A distribuição GEV foi a única com ajuste significativo (α = 0,20) para todas as durações de chuvas, em todas as estações, sendo a mais indicada para o Estado.

A duração da precipitação influencia no domínio da distribuição GEV, sendo observado domínio GEVII (Fréchet) nas precipitações com duração inferior a 60 min e domínio GEVIII (Weibull) nas precipitações com duração superior a 60 min.

AGRADECIMENTOS

A Rede Hidrometeorológica Nacional (ANA/CPRM) por ter disponibilizado as séries históricas de precipitação. À Capes (Código de Financiamento – 001).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, A. V. P.; DA SILVA SANTOS, G. B.; DE MENEZES FILHO, F. C. M.; SANCHES, L. Análise dos métodos de estimação para os parâmetros das distribuições de Gumbel e GEV em eventos de

precipitações máximas na cidade de Cuiabá-MT. **Revista Eletrônica de Engenharia Civil**, Goiânia, v. 6, n. 1, p. 32-43, 2013.

BACK, A. J. Relações intensidade-duração-frequência de chuvas intensas de Chapecó, Estado de Santa Catarina. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 28, n. 4, p. 575-581, 2006.

BACK, A.J. Seleção de distribuição de probabilidade para chuvas diárias extremas do estado de Santa Catarina. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 16, n. 2, p. 211-222, 2001.

BACK, A. J.; HENN, A.; OLIVEIRA, J. L. R. Heavy rainfall equations for Santa Catarina, Brazil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 35, n. 6, p. 2127-2134, 2011.

BATISTÃO, A. C.; LAVEZO, A.; PESSOA, M. J. G.; DALLACORT, R.; DE CARVALHO, M. A. C. Distribuição temporal e probabilidade de ocorrência de chuva no município de Juína (MT). **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 13, p. 258-270, 2014.

BAUTISTA, E. A. L. **A distribuição generalizada de valores extremos no estudo da velocidade máxima do vento em Piracicaba, SP.** 2002. 47f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) Universidade de São Paulo, Piracicaba-SP, 2002.

BAUTISTA, E. A. L.; ZOCCHI, S. S.; ANGELOCCI, L. R. A Distribuição generalizada de valores extremos aplicada ao ajuste de dados de velocidade máxima do vento em Piracicaba, São Paulo, Brasil. **Matemática e Estatística**, São Paulo, v. 22, n. 1, p. 95-111, 2004.

BEIJO, L. A.; MUNIZ, J. A.; CASTRO NETO, P. Tempo de retorno das precipitações máximas em lavras (MG) pela distribuição de valores extremos do tipo I. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 29, n. 3, p. 657-667, 2005.

CASTRO, A. D.; SILVA, C. N. P.; SILVEIRA, A. Curvas Intensidade-Duração-Frequência das precipitações extremas para o município de Cuiabá (MT). **Ambiência**, Guarapuava, v. 7, n. 2, p. 305-315, 2011.

CHOW, V. T.; MAIDMENT, D. R.; LARRY, W. **Applied hydrology**. New York: McGrawHill International editions, 1988. 540 p.

FIETZ, C.; COMUNELLO, E.; CREMON, C.; DALLACORT, R.; PEREIRA, S. **Chuvas intensas no estado de Mato Grosso.** Dourados: Embrapa Agropecuária Oeste Documentos (INFOTECA-E), 2010. 117p.

GARCIA, S. S.; AMORIM, R. S.; COUTO, E. G.; STOPA, W. H. Determinação da equação intensidade-duração-frequência para três estações meteorológicas do Estado de Mato Grosso. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 15, n. 6, p. 575–581, 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Mapa Biomas**. Disponível em <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 27 de abril de 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Banco de dados por Estado**. **2019**. Disponível em: < https://cidades.ibge.gov.br/brasil/mt>. Acesso em: 02 jun. 2020.

JENKINSON, A. F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, Berks, v. 81, p. 158-71, 1955.

MARCUZZO, F. F.; MELO, D. D. R.; ROCHA, H. M. Distribuição espaço-temporal e sazonalidade das chuvas no Estado do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 16, n. 4, p. 157-167, 2011.

MARTINS, E. S.; STEDINGER, J. R. Generalized maximum-likelihood generalized extreme-value quantile estimators for hydrologic data. **Water Resources Research**, Washington, v. 36, n. 3, p. 737-744, 2000.

MARTINS, J. A.; DALLACORT, R.; INOUE, M. H.; SANTI, A.; KOLLING, E. M.; COLETTI, A. J. Probabilidade de precipitação para a microregião de Tangará da Serra, Estado do Mato Grosso. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 40, n. 3, p. 291-296, 2010.

MOREIRA, P. S. P.; DALLACORT, R.; MAGALHÃES, R. A.; INOUE, M. H.; STIELER, M. C.; SILVA, D. D.; MARTINS, J. A. Distribuição e probabilidade de ocorrência de chuvas no município de Nova Maringá-MT. **Revista de Ciências AgroAmbientais**, Alta Floresta, v. 8, n. 1, p. 9-20, 2010.

MORUZZI, R. B.; OLIVEIRA, S. C. de. Relação entre intensidade, duração frequência de chuvas em Rio Claro, SP: métodos e aplicação. **Teoria e Prática na Engenharia Civil**, Rio Grande, n. 13, v. 9, p. 59-68, 2009.

MOSSINI JUNIOR, D.; RAMOS, H. C.; DALLACORT, R.; SILVA, F. S. Distribuição e probabilidade de precipitação para Nova Mutum, Mato Grosso, Brasil. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 13, p. 435-447, 2016.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. **Hidrologia estatística**. Belo Horizonte: CPRM, 2007. 552 p.

OLIVEIRA, L. F. C.; CORTÊS, F. C.; WEHR, T. R.; BORGES, L. B.; SARMENTO, P. H. L; GRIEBELER, N. P. Intensidade-duração-frequência de chuvas intensas para localidades no Estado de Goiás e Distrito Federal. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 35, n. 1, p. 13-18, 2005.

PEREIRA, D. C.; DUARTE, L. R.; SARMENTO, A. P. Determinação da curva de intensidade, duração e frequência do município de Ipameri–Goiás. **Revista Eletrônica de Engenharia Civil**, Goiânia, v. 13, n. 2, p. 233-246, 2017.

PIZZATO, J. A.; DALLACORT, R.; TIEPPO, R. C.; MODOLO, A. J.; CREMON, C.; MOREIRA, P. S. P. Distribuição e probabilidade de ocorrência de precipitação em Cáceres (MT). **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 42, n. 2, p. 137-142, 2012.

QUADROS, L. E.; DE QUEIROZ, M. M. F.; ANTONIO, M. Vilas Boas. Distribuição de frequência e temporal de chuvas intensas. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 33, n. 3, p. 401-410, 2011.

RAMOS, H. C.; DALLACORT, R.; SANTI, A.; JUNIOR, S. S.; QUEIROZ, T. de M. Precipitação Pluvial De Diamantino-MT Em Anos de Ocorrência De El Niño, La Niña E Neutros. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 30, n. 1, p. 71-80, 2015.

RODRIGUES, J; ANDRADE, E.; OLIVEIRA, T; LOBATO, F. Equações de intensidade – duração – frequência de chuvas para as localidades de Fortaleza e Pentecoste, Ceará. **Scientia Agrária**, Curitiba, v. 9, p. 511-519, 2008.

SABINO, M.; SOUZA, A. P.; ULIANA, E. M.; LISBOA, L.; ALMEIDA, F. T.; ZOLIN, C. A. Intensity-duration-frequency of maximum rainfall in Mato Grosso State. **Revista Ambiente & Água**, v. 15, n. 1, p. 1-12, 2020.

SANSIGOLO, C. A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 23, n. 3, p. 341-346, 2008.

SANTOS, D. C.; ALBUQUERQUE, E. M. Métodos de estimativa de precipitação máxima diária na cidade de João Pessoa-PB. **Climatologia e Estudos da Paisagem**, v. 9, n. 1, p. 88-102, 2016.

SANTOS, G. G.; FIGUEIREDO, C. C.; OLIVEIRA, L. F. C.; GRIEBELER, N. P. Intensidade-duração-frequência de chuvas para o Estado de Mato Grosso do Sul. *Rev***ista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 13, n. 6, p. 899-905, 2009.

SANTOS, G. G.; GRIEBELER, N. P.; DE OLIVEIRA, L. F. C. Chuvas intensas relacionadas à erosão hídrica. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 14, n. 2, p. 115-123, 2010.

SCHWARZ, K. T. **Wind dispersion of carbon dioxide leaking from underground sequestration, and outlier detection in eddy covariance data using extreme value theory**. 2008. 156f. Tese (Doutorado em Física) University of California, Berkeley-CA, 2008.

SILVA, C. B.; DE OLIVEIRA, L. F. C. Relação intensidade-duração-frequência de chuvas extremas na região nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 20, p. 267-283, 2017.

SILVA, D. D.; GOMES FILHO, R. R.; PRUSKI, F. F.; PEREIRA, S. B.; NOVAES, L. F. Chuvas intensas no Estado da Bahia. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 6, n. 2, p. 362-367, 2002.

SOUZA, A. P.; MOTA, L. L.; ZAMADEI, T.; MARTIM, C. C.; ALMEIDA, F. T.; PAULINO, J. Classificação climática e balanço hídrico climatológico no estado de Mato Grosso. **Nativa**, Sinop, v. 1, n. 1, p. 34-43, 2013.

VILLELA, S.; MATTOS, A. **Hidrologia aplicada**. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil. 1975. 245p.