

VARIÁVEIS CLIMÁTICAS E OS REGISTROS DE INCÊNDIOS EM MARINGÁ-PR

MINAKI, Cíntia - cminaki@uem.br
Universidade Estadual de Maringá / UEM

MONTANHER, Otávio Cristiano - otaviocmontanher@yahoo.com.br
Universidade Estadual de Maringá / UEM

Submetido em: 08/06/2020

Aceito para publicação em: 21/08/2020

Publicado em: 02/10/2020

DOI: <http://dx.doi.org/10.5380/abclima.v27i0.74403>

RESUMO: Nesta pesquisa objetivou-se identificar variáveis climáticas que influenciam a ocorrência de incêndios em Maringá, município localizado na Mesorregião Norte Central Paranaense. A climatologia e as condições meteorológicas da área foram tratadas como determinantes dos incêndios, mas sem preterir outras variáveis que também possuem um peso explicativo. Foram selecionados dados mensais de insolação, evaporação, umidade relativa do ar e precipitação com o objetivo de correlacioná-los com o número de incêndios, no período de janeiro de 2005 a julho de 2017. Utilizou-se banco de dados online do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) e do Sistema de Registro de Ocorrências e Estatísticas do Corpo de Bombeiros (SYsBM). Realizou-se análises de correlação linear de Pearson entre a variável dependente logaritmo natural de incêndios (sem considerar os registros iguais a zero) e quatro variáveis independentes, e posteriormente, buscou-se complementar a interpretação dessas relações com regressão linear múltipla. Com o número do registro de incêndios, aplicou-se a função de autocorrelação (acf) para avaliar a existência ou não de sazonalidade na série temporal. Os resultados das metodologias aplicadas foram: i) na correlação, a maior associação ocorreu entre o par logaritmo natural do número de incêndios e a umidade relativa do ar; ii) na regressão linear múltipla, as variáveis umidade relativa do ar e precipitação explicaram 65% das variações da variável dependente; iii) eventos como geadas, estiagem e anos de La Niña mais intenso resultam em anomalias que influenciam a série histórica das variáveis climáticas da área, contribuindo para condições meteorológicas favoráveis aos incêndios; iv) com base nos resultados da acf não se observou sazonalidade marcada e significativa para o número de ocorrências de registros de incêndios, considerando a variabilidade temporal da série histórica utilizada. No entanto, meses do inverno se destacaram como o período de maior número de registros.

PALAVRAS-CHAVE: Precipitação, Umidade Relativa do Ar, Correlação linear de Pearson, Regressão Linear Múltipla, Incêndios.

CLIMATE VARIABLES AND FIRE RECORDS IN MARINGÁ-PR

ABSTRACT: The aim of this research was to identify climatic variables that have some influence on the occurrence of fire in Maringá, city located at Norte Central Paranaense region. The climatology and meteorological conditions of the area were treated as explanatory variables of the fire, without ignoring other variables which also have influence on fire. Were selected monthly data of the following variables: insolation, evaporation, air relative humidity and precipitation, to correlate them with the number of fires, between jan/2005 to jul/2017. The data were obtained from two sources: the online database of the Brazilian National Institute of Meteorology (INMET) and the Fire Department System of Record of Occurrences and Statistics (SYsBM). Were carried out analysis of Pearson linear correlation between the dependent variable (natural logarithm of fires, without months with zero occurrences) and four independent variables, and subsequently those relations were also interpreted by using linear multiple regression. The autocorrelation function (ACF) was applied to fires occurrence dataset to evaluate

the existence of seasonality in the time series. The following results were obtained: i) in the correlation, the higher association was observed between the fire occurrence (natural logarithm) and the air relative humidity; ii) in linear multiple regression, the variables air relative humidity and precipitation explained 65% of the dependent variable variance; iii) events like frost, drought and years of more intense La Niña result in anomalies that influence the historical series of the climatic variables of the area, contributing to favorable meteorological conditions to fires; iv) based on the results of the ACF, it was not observed significant marked seasonality for the occurrence of fires, taking into account the temporal variability of the historical series. However, winter months constitute the period of higher number of fires.

KEYWORDS: Precipitation, Air Relative Humidity, Pearson linear Correlation, Multiple Linear Correlation, Fires.

VARIABLES CLIMÁTICAS Y REGISTROS DE INCENDIOS EN MARINGÁ-PR

RESUMEN: El objetivo de esta investigación fue identificar las variables climáticas que influyen en la ocurrencia de incendios en Maringá, un municipio ubicado en Mesoregion North Central Paranaense. La climatología y las condiciones meteorológicas del área fueron tratadas como determinantes de incendios, pero sin descuidar otras variables que también tienen un peso explicativo. Se seleccionaron datos mensuales de aislamiento, evaporación, humedad relativa y precipitación para correlacionarlos con el número de incendios, desde enero de 2005 hasta julio de 2017. Se utilizó una base de datos en línea del Instituto Nacional de Meteorología (INMET) y el Sistema de Registro de Incidentes y Estadísticas del Departamento de Bomberos (SYsBM). Los análisis de correlación lineal de Pearson se realizaron entre el logaritmo natural variable dependiente de los incendios (sin considerar los registros iguales a cero) y cuatro variables independientes, y más tarde, buscó-se complementar la interpretación de estas relaciones con regresión lineal múltiple. Con el número de registro de incendio, se aplicó la función de autocorrelación (acf) para evaluar la existencia o no de estacionalidad en la serie temporal. Los resultados de las metodologías aplicadas fueron: i) en la correlación, la mayor asociación se produjo entre el par de logaritmos naturales del número de incendios y la humedad relativa del aire; ii) en la regresión lineal múltiple, las variables humedad relativa y precipitación explicaron el 65% de las variaciones de la variable dependiente; iii) eventos tales como heladas, sequías y años más intensos de La Niña resultan en anomalías que influyen en la serie histórica de variables climáticas en el área, contribuyendo a condiciones climáticas favorables para incendios; iv) con base en los resultados del acf, no hubo una estacionalidad marcada y significativa para el número de ocurrencias de registros de incendios, considerando la variabilidad temporal de las series históricas utilizadas. Sin embargo, los meses de invierno se destacaron como el período con el mayor número de registros.

PALABRAS CLAVE: Precipitación, Humedad Relativa del Aire, Correlación Lineal de Pearson, Regresión Lineal Múltiple, Incendios.

INTRODUÇÃO

Incêndio florestal é termo usado para o fogo que se propaga livremente, consumindo os diversos tipos de material combustível existentes em áreas florestais (SOARES, 1985). De um lado, consiste em um potencial desastre ambiental, sobretudo onde há predomínio de vegetação do cerrado. Mas muito além dessa característica preditiva relacionada à formação vegetal, a ocorrência intencional do fogo sem controle expõe a precariedade do sistema de preservação e de gestão de florestas de um país, de áreas agrícolas e urbanas.

Há muitos diagnósticos, avaliações e medidas preventivas publicadas sobre os incêndios florestais e o seu combate, identificando a situação de

paisagens brasileiras afetadas ao problema (SOARES, 1985; SAMPAIO, 1999; SOARES; SANTOS, 2002); levantando registros dessas ocorrências no Paraná (OLIVEIRA et al., 2004; VOSGERAU et al., 2006) e em alguns casos, há estudos com análise estatística de variáveis climáticas que favorecem o alastramento do fogo (VOSGERAU et al., 2006; TORRES et al., 2010; SANTOS et al., 2017). Condições meteorológicas mais adversas ao conforto humano agravam os riscos de incêndio, seja por uma estação mais seca, habitual para alguns tipos climáticos como o tropical e o tropical semiárido, ou por uma anomalia como a estiagem, em uma área comumente úmida. A complexidade do tema se amplia com a constatação de que atos como a queimada para limpeza de terrenos agrícolas, podem dar início à grandes devastações.

Índices de perigo são metodologias empregadas na literatura específica para estimar probabilidades das ocorrências com fogo, geralmente, resultando em uma classificação baseada em classes de perigo. Sampaio (1999) comparou quatro índices de perigo (Nesterov, Telitsyn, Fórmula de Monte Alegre e FWI-Canadá) utilizando dados meteorológicos diários. Embora tenha constituído séries amostrais de precipitação, temperatura, umidade relativa do ar, déficit de saturação do ar e ponto de orvalho, destacou a distribuição mensal da precipitação e a ocorrência de incêndios, que tiveram relação inversa. Evidenciou-se a dificuldade em comparar a eficiência desses índices, quando no uso de suas formas aferidas.

O Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) utiliza o índice de Nesterov, a partir de dados de temperatura, umidade, ponto de condensação e vento, e o Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) estima o Risco de Fogo (RF) com precipitação diária, temperatura e umidade relativa do ar. Mbanze et al. (2017) compararam este último índice com a Fórmula de Monte Alegre, concluindo sobre as vantagens do RF para a área estudada, enquanto não houver outro índice que se ajuste mais às particularidades dessas ocorrências no Distrito de Lichinga, em Moçambique. Embora sem relação com o trabalho de Sampaio (1999), observa-se o peso da distinção entre índices originais com os aferidos e com aqueles que podem ser criados para determinadas áreas de estudo, de acordo com suas combinações ideais de naturezas climática e antrópica, nas pesquisas com finalidade comparativa.

Inserindo esse tema na pauta legislativa, o artigo 40 do Código Florestal Brasileiro (Lei nº 12.651, de 25 de maio de 2012) dispõe que cabe ao Governo Federal estabelecer uma Política Nacional de Manejo e Controle de Queimadas, Prevenção e Combate aos Incêndios Florestais, objetivando diminuir o uso do fogo em áreas rurais e áreas naturais protegidas. A Política Nacional de Manejo Integrado do Fogo (PNMIF) desenvolvida por técnicos do Departamento de Florestas e Combate ao Desmatamento (Ministério do Meio Ambiente - MMA), atualmente extinto desde o início do ano de 2019, tornou-se o Projeto de Lei nº 11.276, de 2018. Em sua tramitação, o último despacho ocorrido em fevereiro de 2019, definiu que se forme uma Comissão Especial para análise de sua matéria, estando sujeito à apreciação do Plenário. Enquanto não vigora o que seria mais um instrumento jurídico fundamental à segurança ambiental do país, o atual código florestal possui normativas importantes, como as presentes em seu capítulo IX, que regulamenta sobre a proibição do uso de fogo e do controle dos incêndios, além do artigo 27 que determina contrapartidas ao agente que suprimir a vegetação em áreas específicas.

A penalidade a quem provocar incêndios em mata ou floresta, ou ainda produzir ou intermediar balões que possam causar esses incêndios, consta nos artigos 41 e 42 da Lei de Crimes Ambientais (Lei federal nº 9.605, de 1998). Mesmo com essas sanções penais, exemplos de decretos federais, que complementam a matéria trazida por essas leis específicas, são o de nº 2.661, de 8 de julho de 1998 e o de nº 9.992 de 28 de agosto de 2019. O Decreto nº 9.992/2019 determinou a suspensão da permissão do emprego do fogo tratada pelo decreto de 1998, mas foi alterado pelo Decreto nº 9.997, de 30 de agosto de 2019, e atualmente ambos possuem revogação expressa.

Quanto ao aprimoramento metodológico, destaca-se o uso de sensoriamento remoto na espacialização cartográfica das ocorrências e na descoberta de agrupamentos quantificáveis de áreas com fogo. Nos Estados Unidos, desde a década de 1960, são utilizadas imagens orbitais para a detecção de focos de incêndios (HIRSCH, 1968 apud PEREIRA, 2009, p. 8), enquanto no Brasil, isso ocorreu sobretudo a partir dos anos 1980 (BATISTA, 2004, p. 238). As limitações até hoje adjacentes à esta técnica, tais como, a baixa resolução espacial de imagens para a detecção e cálculo da proporção dos incêndios (SETZER et al., 1994; ROZA; RIBEIRO, 2013), a insuficiência de registros de ocorrências de incêndios para se comparar com os focos de calor (BATISTA, 2004, p. 38), e erros de omissão (PEREIRA, 2009), não se comparam às suas contribuições para a espacialização e gestão das ocorrências. Além disso, há mecanismos de validação que promovem soluções para os problemas apontados anteriormente. No Paraná, zoneamentos de áreas de risco de incêndios florestais foram feitos por Batista et al. (2002) e Oliveira et al. (2004), constituindo exemplos de instrumentos de monitoramento.

Nesta pesquisa objetivou-se identificar variáveis climáticas que influenciam a ocorrência de incêndios em Maringá, município localizado na Mesorregião Norte Central Paranaense (IBGE, 1990, p. 105-106), com um dos ramos de sua economia voltado à agropecuária. A climatologia e as condições meteorológicas da área foram tratadas como determinantes dos incêndios, mas sem preterir outras variáveis que também possuem um peso explicativo. A análise das influências ocorreu, sobretudo, por meio de correlação linear de Pearson e regressão linear múltipla.

Mediante o fato de a terminologia incêndios florestais ser adequada para a realidade fitogeográfica de Maringá, e considerando as possíveis causas de seus incêndios como destacadas por Vosgerau et al. (2006, p. 28) – iniciadas com a queima de vegetação rasteira em pequenas áreas abandonadas, e a queima de resíduos em áreas de produção agrícola –, a mesma será mantida em função também do uso oficial desse nome no registro da base de dados pesquisada, e de não ser o objetivo da presente pesquisa esta avaliação conceitual.

2. MATERIAIS E MÉTODO

2.1 BASE DE DADOS, ÁREA DE ESTUDO E ESTRUTURA DA PESQUISA

Utilizou-se bancos de dados online para a composição das séries temporais de janeiro de 2005 a julho de 2017 para o município de Maringá. Este período foi selecionado pelo critério da disponibilidade dos dados, não havendo um período superior, sendo iniciado a partir de 2005, e com término em julho

de 2017, data a partir da qual todos os registros subsequentes de incêndios não estão disponibilizados. No caso das variáveis climáticas, as informações foram extraídas do Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP) do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), cuja fonte é a Estação Climatológica Principal de Maringá (ECPM, código OMM: 83767). Os números de incêndios – registros que não especificam os seus tipos - foram pesquisados no Sistema de Registro de Ocorrências e Estatísticas do Corpo de Bombeiros (SYsBM), cuja fonte é o 5º Grupamento de Bombeiros de Maringá (PARANÁ, 2020). Inicialmente, foram selecionadas quatro variáveis climáticas – insolação (em horas - h), evaporação (em milímetros - mm), umidade relativa do ar (em porcentagem - %) e precipitação (em milímetros - mm) – para correlacioná-las individualmente com os registros do número de incêndios.

Maringá, com população estimada em 423.666 habitantes (IBGE, 2019), localiza-se entre os paralelos 23°15' e 23°34' de latitude Sul e 51°50' a 52°06' de longitude Oeste, com altitude média de 555 metros (Figura 1). Por estar em região de transição climática possui características de climas tropical e subtropical, conforme descreve Mendonça (1994, p. 103) ao abordar o norte do Paraná, ressaltado por Silveira (2003, p. 34) em pesquisa sobre Maringá. A Figura 2 traz informações sobre os dados médios da umidade relativa do ar e da precipitação mensurados na ECPM.

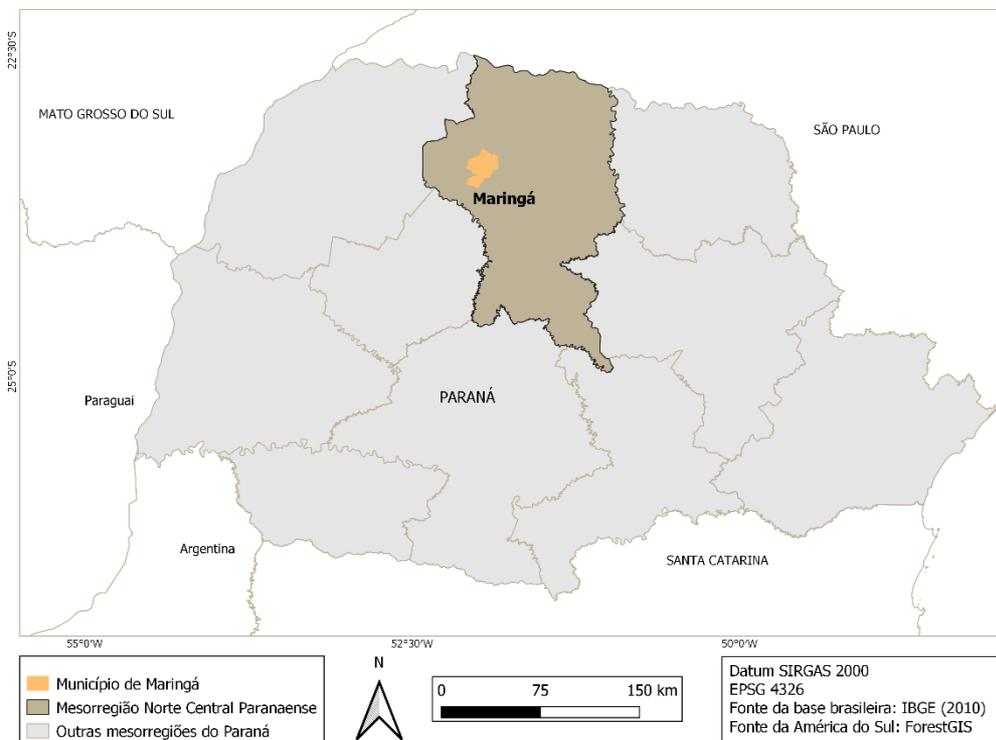


Figura 1 – Localização de Maringá na Mesorregião Norte Central Paranaense e no Brasil.

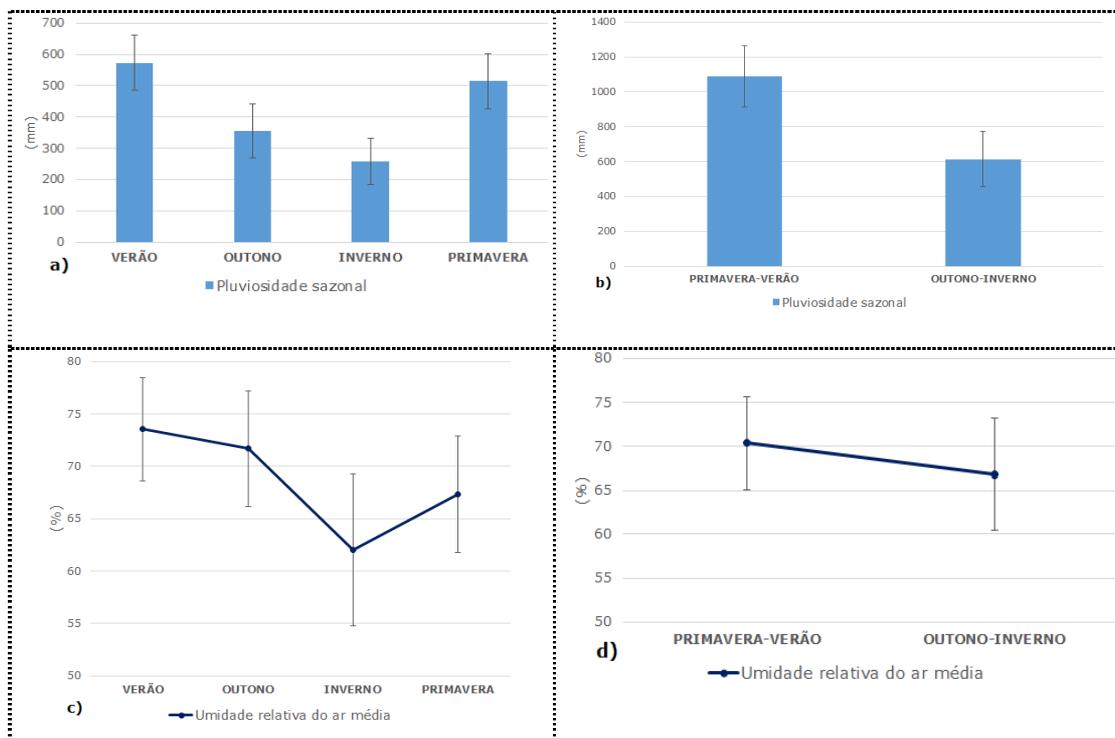


Figura 2 – Médias sazonais dos elementos precipitação (mm) e umidade relativa do ar (%), no período de 1980 a 2019, com desvio padrão. **a)** Pluviosidade média nas quatro estações do ano; **b)** Pluviosidade média em duas estações do ano; **c)** Umidade relativa do ar média nas quatro estações do ano; **d)** Umidade relativa do ar média em duas estações do ano.

A Figura 2 possibilita algumas considerações, seja interpretando a climatologia do município de acordo com as quatro estações do ano, ou a partir da subdivisão em duas estações. Normalmente, quando a análise parte das quatro estações, o critério predominante é a temperatura do ar. No entanto, neste caso, em ambas as situações se remeterá à precipitação.

Não há uma diferença expressiva entre a precipitação no verão e na primavera – são 59 mm a mais na estação mais quente. Esse número aumenta para a diferença entre o outono e o inverno – são 96,9 mm a mais para a estação de transição. Ao analisar a subdivisão em duas estações, o período da primavera-verão possui quase o dobro da pluviosidade média do outono-inverno. Ressalta-se desvios-padrão elevados para todas as estações, tanto na Figura 2a quanto na Figura 2b, indicando a significativa variabilidade da chuva. Essa característica de alta variabilidade interanual, influencia o aumento dos desvios padrão, e está relacionada à existência de anos com pluviosidade extrema, acima ou abaixo da média.

Com relação à umidade relativa do ar, ao se comparar as estações de transição, o outono possui média mais elevada comparado à primavera, considerando não só o ingresso de sistemas frontais como principal fonte de precipitação e de umidade nessa época do ano, mas também o reflexo de umidade da estação anterior. Com a vigência do verão, comumente a atmosfera está mais úmida. O fato é que não há simetria nas estações de transição, entre

o total de umidade específica média, outro índice utilizado para mensurar a quantidade de vapor d'água na atmosfera, incidindo no outono os maiores valores (GRIMM, 2009, p. 262). O contrário ocorre com a primavera, uma vez que é precedida pelo inverno, logo, pressupõe-se que a atmosfera está mais seca. No entanto, em ambas as estações de transição, a convergência de umidade não se iguala ao que ocorre no verão, e o transporte de vapor assemelha-se mais ao padrão de julho do que o de janeiro (GRIMM, 2009, p. 268), predominando os ventos da baixa troposfera vindos do oceano Atlântico. A grande contribuição de precipitação na Região Sul do Brasil provém do transporte de umidade vinda do norte e de noroeste (GRIMM, 2009, p. 268), e como no caso da precipitação verificou-se desvios padrão elevados, esta também é uma característica da umidade, justificada pela variabilidade interanual do transporte horizontal de vapor d'água.

Os principais procedimentos executados nesta pesquisa encontram-se simplificados na Figura 3.

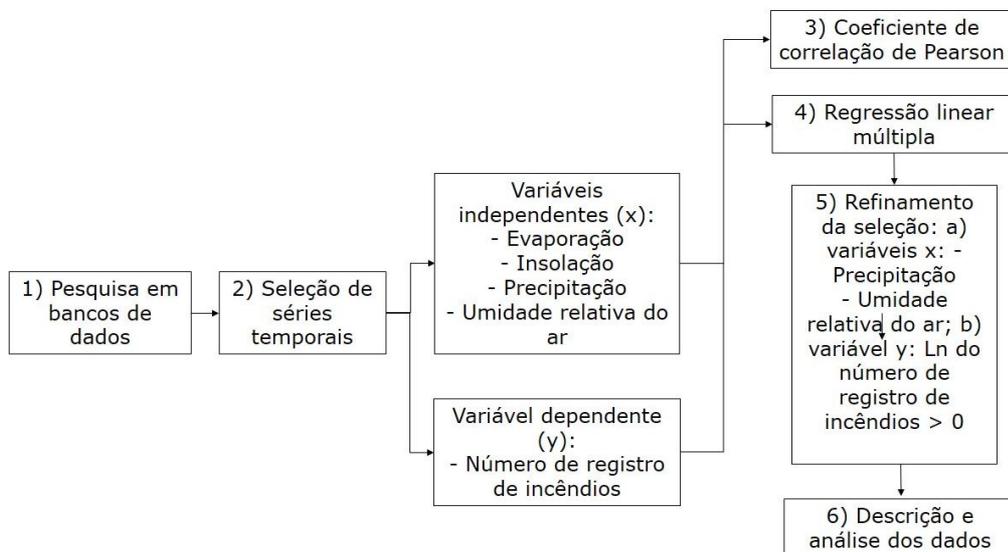


Figura 3 – Estrutura da pesquisa.

2.2 CORRELAÇÃO E ANÁLISE DE REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA

Realizou-se inicialmente uma análise exploratória da associação entre as variáveis climáticas (variáveis independentes "x") e o número de incêndios (variável dependente "y") por meio de gráficos de dispersão (Figura 4). Um ponto importante no uso do coeficiente de correlação de Pearson, para quantificação da associação entre variáveis, é que ele é adequado para relações lineares, de modo que relações não-lineares podem não ser bem detectadas com o uso deste coeficiente (ROGERSON, 2012, p. 185). Como pode ser observado na Figura 4a, a relação entre o total de incêndios e a insolação não aparenta linearidade, o que também foi observado para as outras três variáveis.

Com a transgressão desse importante pressuposto da correlação de Pearson, tornou-se necessário transformar os dados de incêndios. No entanto, a aplicação da transformação por logaritmo natural – a partir deste ponto do texto, denominada como sinônimo de transformação logarítmica – não

possibilitou lidar com valores “zero” existentes em alguns meses da série, logo, optou-se que todos os processos estatísticos realizados seriam em torno dos meses com, pelo menos, um registro de incêndio, eliminando-se aqueles que continham zero como registro. A Figura 4 exemplifica as etapas pelas quais se passou o tratamento dos dados.

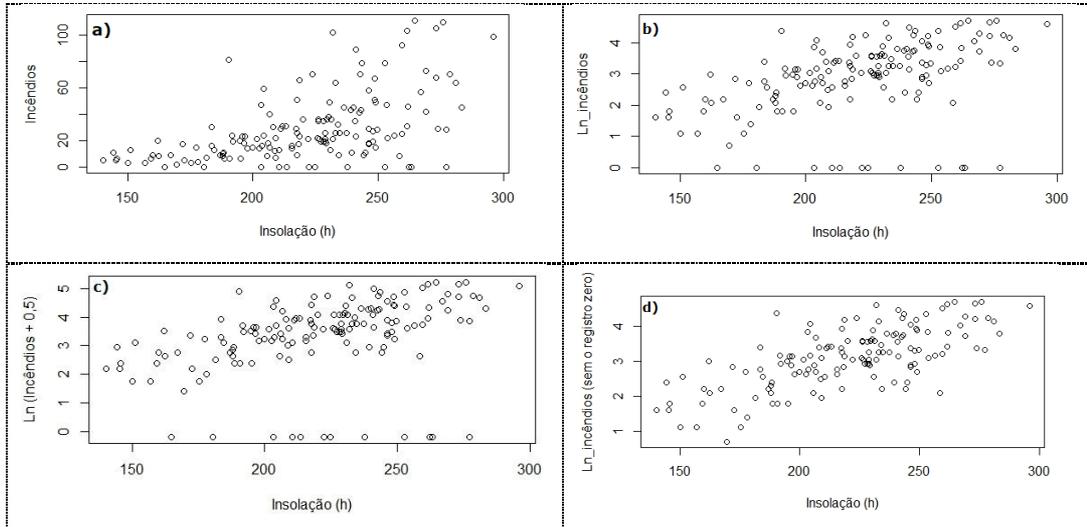


Figura 4 – Exemplos de gráficos resultantes da correlação de Pearson com a variável insolação, dada em horas, de acordo com os meses da série histórica. **a)** y corresponde ao número de incêndios; quantidade de observações: 151; **b)** y corresponde ao logaritmo natural de incêndios; quantidade de observações: 151; **c)** y corresponde ao parâmetro adaptado logaritmo natural de (y + 0,5); quantidade de observações:151; **d)** y corresponde ao logaritmo natural de incêndios, sem considerar registros equivalentes a zero; quantidade de observações: 139.

A Figura 4a ilustra o excesso de zeros na amostra de y, os quais formam um conjunto de pontos separado do restante dos dados, após a transformação desses por logaritmo natural (apenas os valores maiores que 0 foram transformados, Figura 4b). O grupo de pontos separados leva a problemas de heterocedasticidade e não normalidade dos resíduos (no caso da regressão linear). A partir de soluções apresentadas por Yamamura (1999) e Lucio et al. (2010), resolveu-se o problema de não haver logaritmo natural de zero, adaptando-se a variável dependente de forma a se tornar (y + 0,5), e posteriormente nesta pesquisa, agregou-se também sua transformação logarítmica (Figura 4c).

Ainda assim, não se resolveu o problema da falta de variância homogênea na análise dos pares. Logo, ao invés de se manter os 151 meses de toda a série amostral (jan. 2005 a jul. 2017), utilizou-se como comprimento da série, 139 meses dentro desse mesmo período, extraindo-se, portanto, aqueles com registro de incêndio equivalente a zero. Ao final, fez-se a transformação logarítmica do número de incêndios, e adotou-se a extensão da série igual a 139 meses (Figura 4d). Portanto, a análise das relações entre variáveis climáticas e a quantidade de registros de incêndios foi feita apenas para os meses em que os registros foram diferentes de zero.

Posteriormente, foram feitas análises de correlação entre a variável logaritmo natural de incêndios e as quatro variáveis independentes. A partir dessa análise foram apresentados o coeficiente de correlação, o valor -p e o

intervalo de confiança de 95%. O teste de hipótese sobre o coeficiente de correlação segue uma distribuição *t - Student*, em que se assumiu como hipótese nula (H_0), não haver correlação entre as variáveis ($r = 0$), sendo a hipótese alternativa (H_a) oposta à H_0 ($r \neq 0$) (MORETTIN; BUSSAB, 2013, p. 418-424).

Após os resultados da correlação de cada par de variáveis, buscou-se visualizá-las de forma independente. Para isso, utilizou-se regressão linear múltipla e avaliou-se o relacionamento entre x e y , sendo as variáveis x pré-selecionadas a partir da interpretação de seus coeficientes e considerando o pressuposto de que as mesmas não possuem colinearidade entre si, ou seja, não são significativamente correlacionadas entre si (ROGERSON, 2012, p. 212).

Conforme Helsel e Hirsch (2002, p. 296), o modelo da regressão linear múltipla utilizado foi:

$$\hat{y} = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que;

\hat{y} = valor predito da variável dependente;

x = variáveis independentes;

x_p = a p -ésima variável a ser utilizada na regressão múltipla;

ε = erro aleatório.

Pela equação 1 pode-se observar a possibilidade de inclusão de outros elementos na equação de ajuste, para aumentar a explicação dos dados de entrada por meio do modelo. No entanto, Rogerson (2012, p. 235) adverte que obter um alto valor de r^2 não é o principal objetivo do emprego dessa técnica. E ainda, na equação 1, "a" e " b_p " são parâmetros cujos valores serão estimados pelo método dos mínimos quadrados. Manteve-se no modelo de regressão e em todos os testes de hipótese, $\alpha = 0,05$. As análises estatísticas foram realizadas no programa R (R CORE TEAM, 2020).

Além do pressuposto de linearidade das relações, a análise de regressão ainda pressupõe variância constante (homocedasticidade). Novamente, os dados originais não apresentaram tal condição (Figura 4a, variância aumentando de modo proporcional com a insolação, principalmente a partir de 200 h), de modo que a transformação por logaritmo minimizou esse problema (Figura 4d).

No contexto da regressão múltipla, as variáveis foram selecionadas com base no método *forward stepwise* e foram aplicados dois tipos de testes de hipótese. O primeiro consistiu no teste *t* (ROGERSON, 2012, p. 117), relacionado aos coeficientes angulares de cada variável independente. Um segundo teste foi aplicado para a análise da variância explicada pelo modelo em relação à variância total, o teste *F* (ROGERSON, 2012, p. 159).

Por fim, para verificar a existência de sazonalidade na série temporal de ocorrência mensal de incêndios aplicou-se a função de autocorrelação (*autocorrelation function - acf*) (WILKS, 2011 apud BLAIM, 2014, p. 994). Embora a recomendação do uso máximo de *lag* (defasagem temporal) corresponder a $n/4$, sendo n o equivalente ao número amostral, neste caso, optou-se por $lag = 36$, um pouco superior ao resultado do cálculo $n/4$, mas tendo em vista o objetivo pela busca da análise sazonal, que não faria sentido

para um número não múltiplo de 12. A acf também foi utilizada na geração da Figura 7, com um intervalo superior ($lag = 48$), tendo em vista a dimensão da série histórica utilizada, para verificar a existência ou não de sazonalidade em três municípios localizados em diferentes regiões climáticas do país.

3. RESULTADOS DA CORRELAÇÃO

O resumo da estatística dos dados gerados pela correlação linear de Pearson encontra-se na Tabela 1. Como apresentado anteriormente, antes de se chegar à variável logarítmica do número de incêndios (y) e se excluir os meses com registro de incêndio igual a zero, fez-se outras tentativas, até se chegar aos resultados a seguir, com a série amostral encurtada para 139 meses.

Tabela 1 – Resultados da correlação linear de Pearson para as quatro variáveis climáticas.

Variável climática	Valor- p	r	IC (95%)
Evaporação (mm)	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$	0,683	0,583 a 0,763
Insolação (horas)	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$	0,697	0,6 a 0,773
Precipitação (mm)	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$	-0,654	-0,74 a -0,547
Umidade relativa do ar (%)	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$	-0,789	-0,845 a -0,717

Pelos resultados da Tabela 1, a maior associação ocorreu entre o par logaritmo natural do número de incêndios e a umidade relativa do ar em que se observou uma correlação negativa (as duas variáveis são inversamente proporcionais). Sobre este aspecto de correlação negativa, a precipitação e a umidade relativa do ar se equivalem ao se considerar que, o menor valor absoluto de ambas em um intervalo temporal prolongado, expressa uma condição de seca, uma vez que a baixa umidade do material combustível (TORRES et al., 2010, p. 300) é fator que favorece a ocorrência de incêndios. Por outro lado, o inverso é verdadeiro para a evaporação e a insolação. Quanto maior a evaporação de superfícies e da vegetação, maior o déficit de umidade na baixa atmosfera, e maior a secagem do combustível (TORRES et al., 2010, p. 301). Com o prolongamento de dias sem chuva associados às temperaturas mais elevadas, até que a evaporação alcance o valor máximo, o seu aumento contribui para que o ambiente atinja o ponto de ignição do fogo. Do mesmo modo, quanto maior a insolação diária, maior o acúmulo de condições sinóticas para que a atmosfera, na camada limite inferior torne-se apta aos incêndios, já que a insolação está diretamente relacionada à radiação solar e conseqüentemente à evaporação.

O baixo valor de p ($p < \alpha$), observado em todas as análises, indica a significância estatística da associação entre as quatro variáveis climáticas com o total de registros de incêndios, podendo-se concluir que as correlações são diferentes de zero. A dispersão entre cada variável climática e o registro de incêndios pode ser observada na Figura 5. A correlação para todas as variáveis não foi significativamente diferente entre si, e no caso da evaporação e da insolação, por mais que o r seja numericamente diferente, é possível situá-los em ambos os intervalos de confiança. O valor de r da precipitação também se encontra no intervalo de confiança da umidade.

No entanto, a umidade relativa do ar resultou na maior correlação, o que proporciona algumas considerações sobre o vapor d'água presente na atmosfera: 1) Todas as variáveis utilizadas nesta pesquisa são influenciadas direta ou indiretamente pelo vapor d'água; 2) Para que isso se evidencie, é preciso ressaltar outra variável climática, que é a temperatura. Esta variável influencia e é influenciada pelo vapor d'água. Por exemplo, a saturação do ar ambiente pode ocorrer em função da temperatura do ar (VIANELLO; ALVES, 2012, p. 60), por sua vez, como o vapor d'água é um componente de efeito estufa, sua quantidade influencia a elevação da temperatura do ar, e conseqüentemente eleva a evaporação. "A evaporação exige uma fonte de energia em uma superfície que tenha suprimento de umidade" (BARRY; CHORLEY, 2013, p. 84), ao passo que a insolação possui uma variação ao longo do ano, devido ao movimento de translação terrestre e à localização latitudinal das áreas. No hemisfério Sul, a partir do equinócio de outono tem-se a diminuição gradual da duração dos dias até a data do solstício de inverno. O efeito do aumento da latitude sobre a duração dos dias é o de aumento dessa amplitude em relação ao período da primavera-verão.

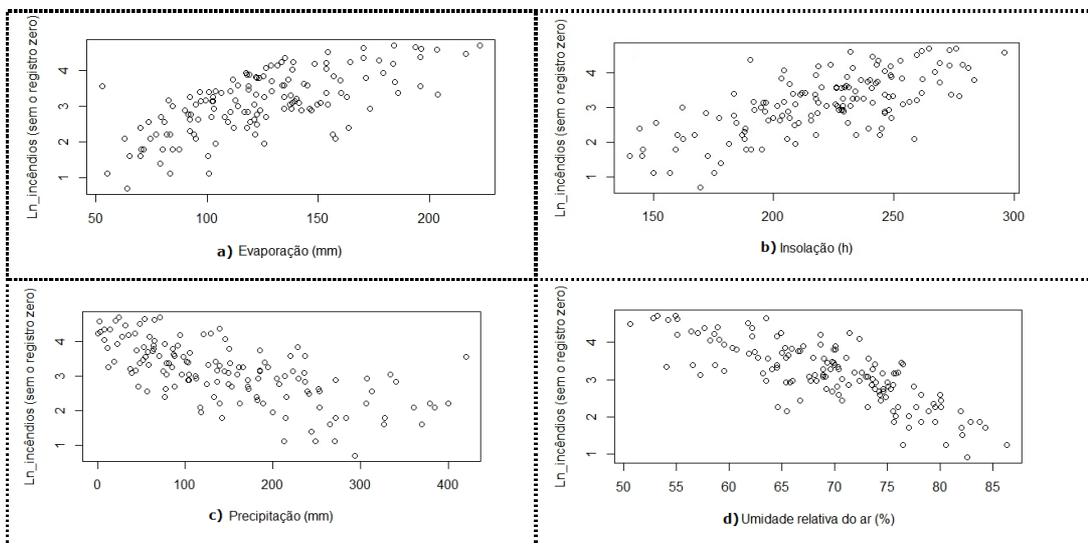


Figura 5 – Correlação das variáveis climáticas com o parâmetro logarítmico de incêndios. **a)** Evaporação (mm); **b)** Insolação (h = horas); **c)** Precipitação (mm); **d)** Umidade relativa do ar (%).

3.1 RESULTADOS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA

Ao se aplicar a regressão linear múltipla com as quatro variáveis regressoras, a seleção de variáveis por *stepwise* resultou na seleção de apenas duas variáveis climáticas – a precipitação e a umidade relativa do ar. Isso ocorreu porque a inclusão das outras duas variáveis (insolação e evaporação) não levou a aumentos significativos da explicação da variância da variável dependente pelo modelo de regressão. No modelo ajustado, todos os estimadores foram significativos.

O fato da insolação e da evaporação não comporem o modelo de regressão, mas individualmente terem expressado uma correlação alta, justifica-se por estarem explicando a variável dependente, tal como a umidade relativa do ar e a precipitação, em seus mesmos efeitos individuais. Como na regressão

múltipla são associadas em conjunto, esta associação foi menor para ambas em relação à y . Segundo o princípio da colinearidade, a correlação entre as variáveis independentes não deve ser elevada, mas pode ser que exista em algum grau, tal como ocorreu neste caso (ROGERSON, 2012, p. 226). É possível que a solução do problema da colinearidade seja retirar variáveis do modelo, desde que se saiba exatamente quais são essas variáveis (BECHELLI, 1994, p. 7). Portanto, apesar de as quatro variáveis climáticas terem relação com a ocorrência de incêndios, entende-se que a adição das quatro variáveis no modelo geraria um modelo não-parcimonioso e com efeito de multicolinearidade.

A seguir, a síntese dos resultados da regressão múltipla (Tabela 2).

Tabela 2 – Resultados da regressão múltipla com as variáveis umidade relativa do ar e precipitação.

	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	Valor p
Intercepto	8,3035	0,4665	17,79	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
Umidade relativa do ar	-0,0702	0,0074	-9,46	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
Precipitação	-0,00209	0,00057	-3,62	0,0004

O valor de r^2 ajustado equivaleu a aproximadamente 0,65, ou seja, as variáveis umidade relativa do ar e precipitação explicam 65% das variações do parâmetro y . Os demais 35% são explicados por outros fatores não incluídos neste modelo.

O valor-p das variáveis atendeu ao nível de significância utilizado no trabalho, que correspondeu a 0,05, sendo todos inferiores a esse valor. A umidade relativa do ar apresentou a maior correlação com o parâmetro y , e sendo uma correlação negativa, quanto menor o seu valor, maior a incidência da variável dependente.

A estatística F de regressão equivaleu a 129,1, tendo o valor-p menor que $2,2 \cdot 10^{-16}$, ou seja, inferior ao nível de significância adotado. Dessa forma, pode-se rejeitar H_0 , ou seja, o modelo de regressão explica parte da variância da quantidade de incêndios em Maringá.

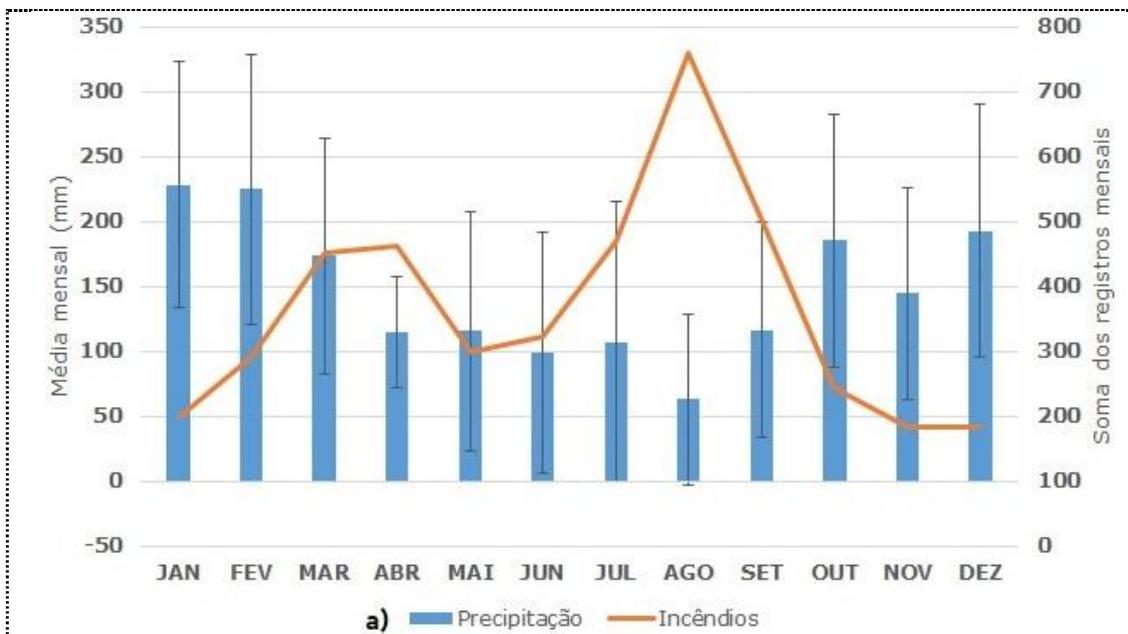
3.3 ANÁLISE DAS VARIÁVEIS CLIMÁTICAS E DO CONJUNTO AMOSTRAL DE OCORRÊNCIA DE INCÊNDIOS

A soma dos registros mensais dos incêndios, as médias e desvios padrão das variáveis climáticas referentes ao período de janeiro de 2005 a julho de 2017 consta na Figura 6. Observa-se que há meses que se destacam pela incidência de incêndios: 1º) Agosto, julho e setembro formam o maior pico dos registros; e 2º) Março e abril possuem valores menores em comparação aos totais de agosto, mas que correspondem à segunda maior elevação. Dos treze anos de série de dados, março e abril registraram, respectivamente, por oito e sete vezes, chuva abaixo da média. Esses números diminuem para a umidade relativa do ar, sendo que março esteve por três e abril por quatro vezes, abaixo da média para este elemento. Além da influência dos elementos climáticos

mencionados, outra possibilidade para o número mais alto de incêndios no mês de março é a prática da queimada no final das colheitas de verão, embora este quantitativo não esteja contemplado no banco de dados consultado, cuja investigação não se constitui como objetivo específico desta pesquisa.

No conjunto amostral, portanto, somando-se todos os registros, o mês com o maior número de incêndios foi agosto, seguido de setembro e de julho, ou seja, meses representativos do inverno do calendário civil. O mês de setembro destacou-se pela umidade em elevação, em comparação ao mês de agosto. Os meses com a menor quantidade de registros de incêndios foram novembro, dezembro e janeiro, respectivamente, ou seja, representativos da primavera e do verão. Totalizou-se 4367 registros de incêndios no período, sendo o ano de 2007 o de maior ocorrência. Neste ano, a pluviosidade foi de 1537,4 mm e 66,7% de umidade relativa média, sendo respectivamente o 5º ano menos chuvoso e o 4º ano menos úmido na série de dados de 2005 a 2017. Ainda em 2007, os meses de junho, agosto e setembro tiveram 91,7 mm, 49 mm e 84,9 mm, respectivamente abaixo da média para a precipitação; 9,6%, 1,1% e 8%, respectivamente abaixo da média para a umidade relativa do ar, médias estimadas também para o período de 2005 a 2017. Além disso, foram os meses do ano em que mais houve o registro de incêndios – 79 em junho e em agosto, e 89 em setembro.

Observa-se que em geral, quanto menor a precipitação, maior o número de incêndios registrados (Figura 6a). Para o mês de agosto, houve a intensificação desta relação, sendo também a época em que a umidade relativa do ar atingiu seu menor valor médio (Figura 6b). Logo, embora nem sempre na maior ocorrência de registro de incêndios, tenha se verificado valores de umidade mais baixos, durante o pico do total de registros ocorrido em agosto, as duas variáveis em análise tiveram grandes reduções das médias em relação aos meses anteriores - 44,1 mm e 8,4%.



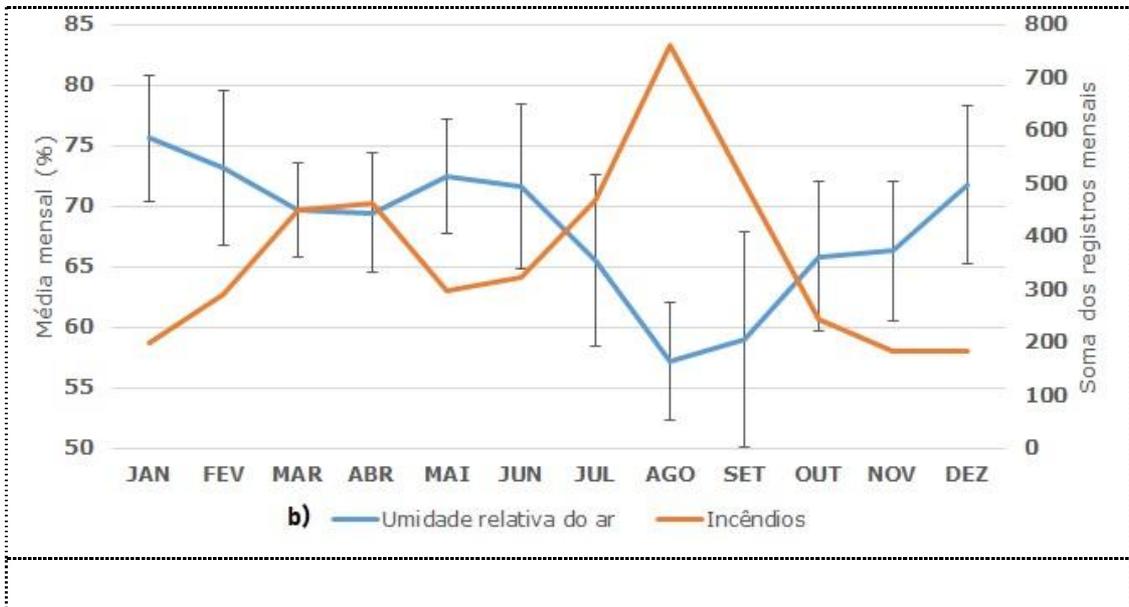


Figura 6 – Série histórica de registros de incêndios e as variáveis climáticas e seus respectivos desvios padrão (2005 a 2017). **a)** Precipitação (mm); **b)** Umidade relativa do ar (%).

A aparente sazonalidade na série temporal desses registros de incêndios, posteriormente investigada, levantou também a necessidade de caracterizar a sazonalidade climática da área. Isso foi possível a partir da comparação dos dados de Maringá com outras duas áreas do país climatologicamente distintas, Porto Alegre-RS e Canarana-MT, denominadas como localidades A e C, respectivamente, cujas referências de localização se encontram na Figura 7. Ao se considerar os dados de precipitação de 2002 a 2019, é possível ressaltar a existência de um período com menos chuva e menos úmido em Maringá no inverno, mas que não configura um clima tropical típico, por não haver uma sazonalidade marcante. Para ilustrar essa condição, na Figura 7 constam esses municípios de latitudes e climas diferentes, estando os dados de Maringá representados como localidade B – clima tropical de transição. Não há sazonalidade para o município a 30°S (A), com clima subtropical e há sazonalidade para o município localizado a 13°S (C), com clima tropical típico. Ao se observar o padrão de repetição da localidade C, nota-se a alternância a cada 6 meses dos valores de correlação (positivos e negativos). Portanto, aplicando-se a função de autocorrelação (acf) para um lapso de até 48 meses, observa-se nitidamente quatro ciclos de alternância dos valores de correlação, o que indica um forte padrão sazonal (de 12 meses) das chuvas nesse clima.

Não é possível fazer o mesmo enquadramento para Maringá e para a localidade A. Na localidade A, a distribuição das chuvas é mais regular ao longo do ano, padrão característico da precipitação em parte da Região Sul do Brasil, mas não vislumbrado na mesma intensidade para a localidade B. Dessa forma, ao se observar os valores de autocorrelação da série temporal, observa-se que não possuem um padrão senoidal típico de séries sazonais. Por fim, em Maringá a distribuição das chuvas é intermediária em relação à dinâmica das outras duas localidades. Sua localização latitudinal aliada aos sistemas atmosféricos ingressantes na área, resulta em temperaturas médias amenas ao longo do ano. Em comparação aos municípios dos estados da Região Sudeste, com os quais

faz fronteira, em Maringá há o ingresso mais frequente de sistemas polares, tendo em vista a “diminuição de incursões de frentes frias em direção ao equador” (CAVALCANTI; KOUSKY, 2009, p. 138), mas que chegam à área menos intensos do que como chegaram nos dois outros estados da Região Sul, nos quais a frente polar normalmente “mantém-se em frontogênese, mesmo no verão” (IBGE, 1977, p. 41). Maringá também possui pluviosidade alta ao longo do ano, com chuvas frontais e aquelas formadas pela umidade advinda da Amazônia que não influenciam os outros dois estados do Sul do Brasil, sobressaindo o aquecimento e a convergência de umidade “mais ao norte da região Sul, nas proximidades da ZCAS” (GRIMM, 2009, p. 270), Zona de Convergência do Atlântico Sul. Portanto, suas características climáticas não se enquadram nas mesmas características das localidades A e C.

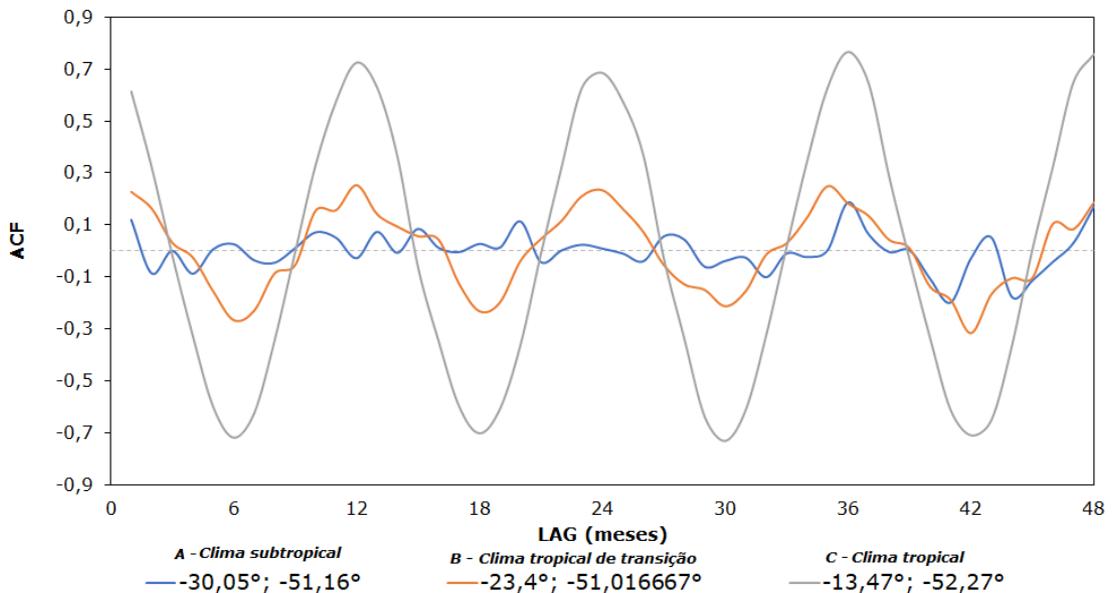


Figura 7 – Função de autocorrelação (acf) aplicada para a série mensal de precipitação de três localidades brasileiras (2002 a 2019). Fonte dos dados: INMET/BDMEP.

Logo, quando se fala na existência de um período mais seco em Maringá, não é uma referência ao clima tropical típico, mas não se pode desconsiderar a variabilidade climática da série de dados que demonstra a ocorrência de períodos de estiagem. Silveira (2003, p. 37) estimou a “probabilidade de intervalos maiores de estiagem”, e ao exemplificar o ano de 1999, informou um período de 63 dias sem chuva, de julho a setembro. Tratando-se de anos mais recentes, 2019 e 2020 acumulam valores de precipitação e de umidade relativa do ar abaixo da média, conforme dados da ECPM disponibilizados pelo INMET (2020).

Outro extremo climático associado à incidência de incêndios é a geada. No município, esta incidência (1980 a 2019), desde às comuns (junho, julho – 88,5%) até as tardias (agosto, setembro – 11,5%), possui na acentuada condição de baixa umidade relativa do ar e diminuição das chuvas, circunstâncias favoráveis aos incêndios. No período de 2005 a 2017, a ECPM registrou 11 eventos de geada, sendo 4 no mês de junho, 5 no mês de julho e 2 no mês de agosto, reafirmando que o inverno se trata de uma época de

atenção, no qual os cuidados e a fiscalização de práticas de queimadas e de incêndios devem ser redobrados.

Anterior ao início dos registros da ECPM, em 1963 houve uma prolongada estiagem na Região Centro-Sul do Brasil (cerca de 8 meses), agravada por geadas fortes em agosto do mesmo ano, levando à muitas perdas materiais no setor agrícola (RIBEIRO, 1984, p. 25-26). Segundo Ribeiro (1984, p. 25-26), posteriormente, entre o final de agosto e o início de setembro, após a sequência estiagem-geada-estiagem, houve a formação de condições propícias ao fogo, reflexos do baixo teor de umidade, de temperaturas elevadas e do método de limpeza de terrenos agrícolas com base nas queimadas. Com isso, de acordo com o mesmo autor, cerca de 21.000 km² do Estado do Paraná foram devastados pelo fogo, havendo muito mais do que prejuízos econômicos.

Como mencionado anteriormente, o fato de o mês de março registrar número elevado de incêndios (Figura 6), pode estar relacionado à variabilidade dos valores de precipitação (Figura 6a), e à natureza proposital do fogo, principalmente para a limpeza de terreno agrícola. Climatologicamente, para a série histórica da ECPM, de 1980 a 2019, março possui média pluviométrica de 155,1 mm, já para o conjunto amostral utilizado, de 2005 a 2017, a média pluviométrica reduziu-se para 69,6 mm. Isso consiste em um problema, à medida em que nos últimos anos, tenha ocorrido a variabilidade das chuvas, neste caso com redução também no total anual, gerando condições mais propensas à propagação de incêndios ambientais na área.

Comumente, fortes eventos de El Niño tendem ao aumento das chuvas em Maringá (MINAKI; MONTANHER, 2019), e quando isso acontece, diminui-se os riscos relacionados à ocorrência de incêndios. Por outro lado, identificando os anos de La Niña que podem ter um efeito contrário, mas não na mesma intensidade que o El Niño (MINAKI; MONTANHER, 2019), observa-se que de 2005 a 2017, ocorreram mais La Niña do que El Niño, embora este último El Niño em 2015/2016, tenha incidido com intensidade forte – Southern Oscillation Index (SOI) máximo: -2,2; Monthly Niño 3.4 Index anomalia máxima: 2,67 (CPC/NOAA, 2020a; CPC/NOAA, 2020b).

Todos esses eventos (geada, estiagem, La Niña mais intenso) resultam em anomalias que influenciam a série histórica das variáveis climáticas. Como é comum não aparecerem nas representações dos dados médios, possuem um caráter mais discricionário em termos de análise. Para o fator incêndios, anos com estiagem e menos úmidos, relacionados, portanto, aos baixos valores de precipitação e de umidade relativa do ar, são as anomalias diretamente associadas.

Frente à essa variabilidade do conjunto amostral de dados, ao se aplicar a função de autocorrelação (acf), concluiu-se que a correlação mais alta é com a defasagem temporal de até 1 mês (valor $\rho = 1,49 \cdot 10^{-8}$), indicando que, em um mês que tenha ocorrido muitos registros de incêndios, há tendência dessa condição se repetir no mês seguinte. De praxe, essa situação se constitui em agravante às condições meteorológicas, cujas anomalias negativas se acentuam, e ao planejamento econômico e infraestrutural de uma área. Outro desdobramento crítico dessa questão, muitas vezes pormenorizado, é a compreensão dos processos de desenvolvimento locais ou regionais que estão por trás dessas ocorrências. Na Figura 8 destacam-se ainda os *lags* 9 (valor $\rho = 0,0221$), 25 (valor $\rho = 0,0003$) e 36 (valor $\rho = 7,61 \cdot 10^{-5}$). Esses intervalos

com valores p muito baixos, significam que há correlação mais acentuada entre o registro de ocorrências e a série temporal. Com esses outros destaques, torna-se difícil estabelecer um padrão de ocorrência temporal associado à interação da climatologia da área, mas que remete à uma sazonalidade pouco expressiva.

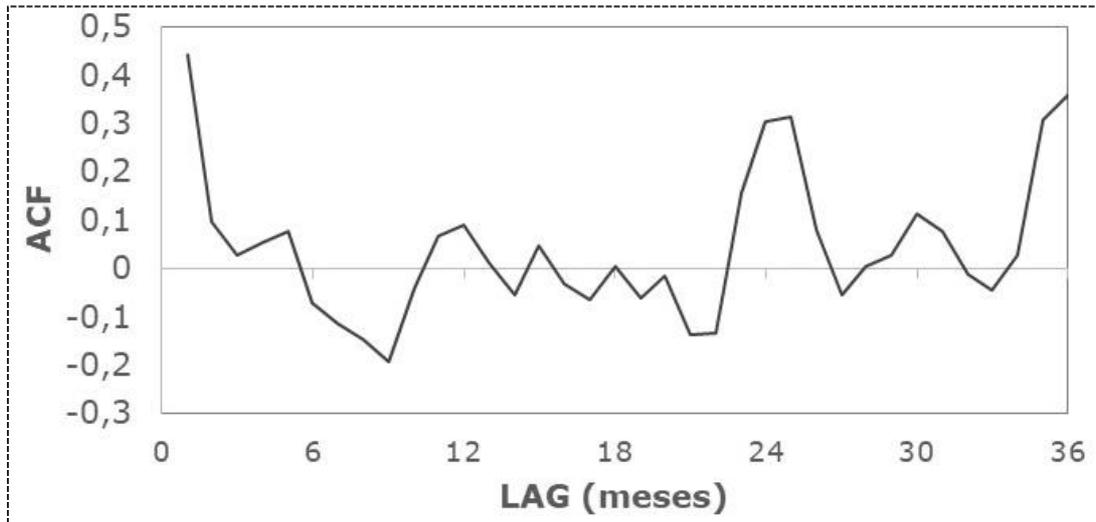


Figura 8 – Função autocorrelação (acf) aplicada para a série mensal de registros de incêndios em Maringá-PR.

A ausência da sazonalidade marcante não confirma um padrão repetitivo dessas ocorrências na série de 139 meses, mas não exclui outras conclusões que foram feitas nesta pesquisa, desde que não sejam compreendidas como fortes padrões temporais. Em outras palavras, o que é numericamente observado atualmente não é fortemente correlacionado com os valores do passado.

4. CONCLUSÕES

Ao se investigar as possíveis influências de quatro variáveis climáticas sobre o número de registros de incêndios em Maringá, chegou-se à conclusão de que duas delas – precipitação e umidade relativa do ar – estão mais associadas à essas ocorrências. Esta condição explicativa não obsta a influência de outras variáveis, menos determinantes.

Quanto à correlação de Pearson, a menor associação observada foi de -0,654 entre o fator precipitação e o logarítmico do registro de incêndios, enquanto a maior associação foi de -0,789 para a umidade relativa do ar. Essas variáveis explicam respectivamente 42,78% e 62,37% da variância do logaritmo do registro de incêndios. Quanto à regressão linear múltipla, o modelo gerado abrangeu apenas as variáveis precipitação e umidade relativa do ar, sendo que ambas explicaram 65% do registro de incêndios. Observou-se um pequeno ganho de explicação com o modelo de regressão múltipla principalmente pelo fato de que as variáveis climáticas possuem forte associação entre si.

Com a aplicação da acf não se concluiu pela sazonalidade marcante no número de ocorrências de registros de incêndios, considerando a variabilidade

temporal da série histórica utilizada. No entanto, mesmo com essa conclusão, meses do inverno se destacaram com registros altos.

A execução das metodologias produziu resultados satisfatórios para uma abordagem geográfica multidisciplinar. Há muitas outras técnicas possíveis na exploração da temática, como as apresentadas na Introdução. São necessários muitos investimentos em recursos humanos e técnicos para estas pesquisas, incluindo o fortalecimento de bancos de dados no país para que as pesquisas sejam mais compatíveis com a realidade.

REFERÊNCIAS

BARRY, R. G.; CHORLEY, R. J. *Atmosfera, tempo e clima*. Tradução: Ronaldo Cataldo Costa; revisão técnica: Francisco Eliseu Aquino. 9. ed. Porto Alegre: Bookman, 2013. 512 p.

BATISTA, A. C.; OLIVEIRA, D. S.; SOARES, R. V. *Zoneamento de risco de incêndios florestais para o estado do Paraná*. Curitiba: FUPEF, 2002. 86 p.

BATISTA, A. C. Detecção de incêndios florestais por satélites. *Floresta*, Curitiba-PR, v. 34, n. 2, p. 237-241, 2004. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.5380/rf.v34i2.2402>>. Acesso em: 10 abr. 2020.

BEHELLI, A. P. P. *Aplicação do método Bootstrap em diagnósticos de colinearidade: resultados experimentais*. 124 f. 1994. Dissertação (Mestrado em Estatística), Instituto de Matemática Estatística e Ciência da Computação, UNICAMP, Campinas-SP. Disponível em: <http://repositorio.unicamp.br/bitstream/REPOSIP/307176/1/Bechelli_AnaPaula_Pellegrino_M.pdf>. Acesso em: 29 maio 2020.

BLAIM, G. C. Dry months in the agricultural region of Ribeirão Preto, state of São Paulo-Brazil: an study based on the extreme value theory. *Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v. 34, n. 5, p. 992-1000, set./out. 2014. Disponível em: <<http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S010069162014000500018&script=sciarttext>>. Acesso em: 14 maio 2020.

BRASIL. Lei nº 9.605, de 12 de fevereiro de 1998. Dispõe sobre as sanções penais e administrativas derivadas de condutas e atividades lesivas ao meio ambiente, e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9605.htm>. Acesso em: 8 maio 2020.

_____. Decreto nº 2.661, de 8 de julho de 1998. Regulamenta o parágrafo único do art. 27 da Lei nº 4.771, de 15 de setembro de 1965 (código florestal), mediante o estabelecimento de normas de precaução relativas ao emprego do fogo em práticas agropastoris e florestais, e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/D2661.htm>. Acesso em: 8 maio 2020.

_____. Lei nº 12.651, de 25 de maio de 2012. Dispõe sobre a proteção da vegetação nativa, altera três legislações federais e revoga duas legislações federais, uma medida provisória e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12651.htm>. Acesso em: 8 maio 2020.

_____. Decreto nº 9.992, de 28 de agosto de 2019. Determina a suspensão da permissão do emprego do fogo de que trata o Decreto nº 2.661, de 8 de julho de 1998, no território nacional pelo prazo de sessenta dias. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato20192022/2019/Decreto/D9992.htm>. Acesso em: 8 maio 2020.

_____. Decreto nº 9.997, de 30 de agosto de 2019. Altera o Decreto nº 9.992, de 28 de agosto de 2019, que determina a suspensão da permissão do emprego do fogo de que trata o Decreto nº 2.661, de 8 de julho de 1998, no território nacional pelo prazo de sessenta dias. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2019-2022/2019/Decreto/D9997.htm#art1>. Acesso em: 8 maio 2020.

_____. Câmara dos Deputados. Projeto de Lei nº 11.276/2018. Disponível em: <<https://www.camara.leg.br/proposicoesWeb/fichadetramitacao?idProposicao=2190265>>. Acesso em: 8 maio 2020.

CPC/NOAA. Monthly Niño-3.4 index. 2020a. Disponível em: <https://origin.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/detrend.nino34.ascii.txt>. Acesso em: 15 maio 2020.

_____. Sea level press anomaly. 2020b. Disponível em: <<https://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/soi>>. Acesso em: 15 maio 2020.

GRIMM, A. M. Clima da Região Sul do Brasil. In: CAVALCANTI, I. F. de A.; FERREIRA, N. J.; SILVA, M. G. A. J. da; DIAS, M. A. F. da (Org.). *Tempo e clima no Brasil*. São Paulo: Oficina de Textos, 2009. p. 259- 275.

HELSEL, D. R.; HIRSCH, R. M. Multiple Linear Regression. In: Statistical methods in water resources. Techniques of Water-Resources Investigations of the United States Geological Survey. *Hydrologic Analysis and Interpretation*, 2002, p. 295-320. Disponível em: <<http://water.usgs.gov/pubs/twri/twri4a3/>>. Acesso em: 23 nov. 2020.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Geografia do Brasil. Região Sul. v. 5. Rio de Janeiro: 1977. 534 p. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv81436_v5.pdf>. Acesso em: 31 jul. 2020.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Divisão do Brasil em mesorregiões e microrregiões geográficas*. Rio de Janeiro: IBGE, 1990. 135 p. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/monografias/GEBIS%20-%20RJ/DRB/Divisao%20regional_v01.pdf>. Acesso em: 14 maio 2020.

_____. Cidades. Panorama Maringá. 2019. Disponível em: <<https://cidades.ibge.gov.br/brasil/pr/maringa/panorama>>. Acesso em: 14 maio 2020.

INMET. BDMEP. Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep>>. Acesso em: 7 abr. 2020.

_____. Índice de Inflamabilidade de Nesterov (Grau de perigo). Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=aplicacoes/indiceInflamabilidadeU>>. Acesso em: 25 mar. 2020.

INPE. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Portal do Programa de Queimadas do INPE. Risco de Fogo/Meteorologia. Disponível em:

<<http://queimadas.dgi.inpe.br/queimadas/portal/risco-de-fogo-meteorologia>>. Acesso em: 22 abr. 2020.

LÚCIO, A. D.; COUTO, M. R. M.; TREVISAN, J. N.; MARTINS, G. A. K.; LOPES, S. J. Excesso de zeros nas variáveis observadas: estudo de caso em experimento com brócolis. *Bragantia*, Campinas, v. 69, n. 4, dez. 2010. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000400032>>. Acesso em: 2 abr. 2020.

MBANZE, A. A.; BATISTA, A. C.; TETTO, A. F.; ROMERO, A. M.; MUDEKWE, J. Desempenho dos índices de Nesterov e Fórmula de Monte Alegre no Distrito de Lichinga, norte de Moçambique. *Ciência Florestal*, Santa Maria-RS, v. 27, n. 2, abr/jun 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.5902/1980509827753>>. Acesso em: 31 mar. 2020.

MENDONÇA, F. de A. *O clima e o planejamento urbano das cidades de porte médio e pequeno: proposições metodológicas para estudo e sua aplicação à cidade de Londrina/PR*. 300 f. 1994. Tese (Doutorado) – Programa de Pós Graduação em Geografia Física, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1994.

MINAKI, C; MONTANHER, O. C. Influência do El Niño-Oscilação Sul na precipitação em Maringá, no período de 1980 a 2016. *Caminhos de Geografia*, Uberlândia-MG, v. 20, n. 69, p. 266-281, mar. 2019. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.14393/RCG206941220>>. Acesso em: 29 jul. 2019.

MORETTIN, P. A.; BUSSAB, W. de. *Estatística básica*. 8. ed. São Paulo: Saraiva, 2013. p. 418-424.

OLIVEIRA, D. dos S. de; BATISTA, A. C.; SOARES, R. V.; GRODZKI, L.; VOSGERAU, J. Zoneamento de risco de incêndios florestais para o estado do Paraná. *Floresta*, Curitiba-PR, v. 32, n. 2, p. 217-221, mai./ago. 2004. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.5380/ufpr.v34i2.2399>>. Acesso em: 22 abr. 2020.

PARANÁ. SYSBM-CCB. Sistema de Registro de Ocorrências e Estatísticas do Corpo de Bombeiros. 2020. Disponível em: <<http://www.bombeiroscascavel.com.br/registroccb/imprensa.php>>. Acesso em: 2 mar. 2020.

PEREIRA, Allan Arantes. *Uso de geotecnologia para detecção e análise de queimadas e focos de calor em unidades de conservação no norte de Minas Gerais*. 91 f. 2009. Lavras-MG: UFLA. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009. Disponível em: <<http://repositorio.ufla.br/jspui/handle/1/2269>>. Acesso em: 7 maio 2020.

R Core Team (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>. Acesso em: 10 jan. 2020.

RIBEIRO, A. G. Seca, geada e incêndios em 1963: Uma catástrofe no Paraná e a memória dos universitários de Maringá, vinte anos depois. *Boletim de Geografia*, Maringá-PR, ano 2, n. 2, p. 24-30, jan. 1984. Disponível em: <<https://doi.org/10.4025/bolgeogr.v2i2.12924>>. Acesso em: 10 maio 2020.

ROGERSON, P. A. *Métodos estatísticos para geografia: um guia para o estudante*. Tradução técnica: Paulo Fernando Braga Carvalho, José Irineu Rangel Rigotti. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2012. 348 p.

ROZA, W. S. S. da; RIBEIRO, S. R. A. Detecção e estimativa de área queimada entre o limite do Parque Estadual de Vila Velha-PR e sua zona de amortecimento mediante sensoriamento remoto. *Sociedade e Território*, Natal, v. 25, n. 1, p. 102-118, jan./jun. 2013. Disponível em: <<https://periodicos.ufrn.br/sociedadeeterritorio/article/download/3519/2832/>>. Acesso em: 8 maio 2020.

SAMPAIO, O. B. *Análise da eficiência de quatro índices, na previsão de incêndios florestais para a região de Agudos-SP*. 157 f. 1999. Tese (Doutorado em Ciências Florestais). Disponível em: <<http://hdl.handle.net/1884/25618>>. Acesso em: 13 abr. 2020.

SANTOS, W. de S.; SOUTO, P. C.; SOUTO, J. S. Estimativa de risco de incêndios florestais em unidades de conservação no bioma caatinga no estado da Paraíba, Brasil. *Nativa*, Sinop-MT, v. 5, n. 6, p. 440-445, nov./dez. 2017. Disponível em: <<http://www.ufmt.br/nativa>>. Acesso em: 1 ago. 2019.

SETZER, A. W.; PEREIRA, M. C.; PEREIRA JÚNIOR, A. C. Satellite studies of biomass burning in Amazonia-some practical aspects. *Remote Sensing Reviews*, v. 10, p. 91-103, jul. 1994. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/47446499_Satellite_studies_of_biomass_burning_in_Amazonia-some_practical_aspects>. Acesso em: 8 maio 2020.

SILVEIRA, L. M. da. *Análise rítmica dos tipos de tempo no Norte do Paraná, aplicada ao clima local de Maringá-PR*. 2003. 505 f. Tese (Doutorado em Geografia Física) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, 2003.

SOARES, R. V. *Incêndios Florestais – controle e uso do fogo*. Curitiba: FUPEF, 1985. 213 p.

SOARES, R. V.; SANTOS, J. F. Perfil dos incêndios florestais no Brasil de 1994 a 1997. *Floresta (UFPR)*, Curitiba, PR, v. 32, n. 2, p. 219-232, 2002. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.5380/rf.v32i2.2287>>. Acesso em: 22 abr. 2020.

TORRES, F. T. P.; RIBEIRO, G. A.; MARTINS, S. V.; LIMA, G. S. Determinação do período mais propício às ocorrências de incêndios em vegetação na área urbana de Juiz de Fora, MG. *Revista Árvore*, Viçosa-MG, v. 34, n. 2, p. 297-303, 2010. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S0100-67622010000200012>>. Acesso em: 25 mar. 2020.

VIANELLO, R. L.; ALVES, A. R. *Meteorologia básica e aplicações*. 2. ed. Viçosa-MG: Ed. UFV, 2012. 460 p.

VOSGERAU, J. L.; BATISTA, A. C.; SOARES, R. V., GRODZKI, L. Avaliação dos registros de incêndios florestais do estado do Paraná no período de 1991 a 2001. *Floresta*, Curitiba-PR, v. 36, n. 1, jan./abr. 2006. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.5380/rf.v36i1.5608>>. Acesso em: 10 abr. 2020.

YAMAMURA, K. Transformation using $(x + 0.5)$ to stabilize the variance of populations. *Journal of Researches on Population Ecology*, v. 42, p. 229-234, 1999. Disponível em: <<https://esj-journals.onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1007/s101440050026>>. Acesso em: 12 abr. 2020.