

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
ESCOLA DE ENGENHARIA DE SÃO CARLOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS DA ENGENHARIA
AMBIENTAL

BRUNO EDUARDO TEIXEIRA

**Análise de séries temporais para a temperatura da microrregião de
Pirassununga – SP sob a ótica das mudanças climáticas**

São Carlos
2021

BRUNO EDUARDO TEIXEIRA

**Análise de séries temporais para a temperatura da microrregião de
Pirassununga – SP sob a ótica das mudanças climáticas**

Tese apresentada à Escola de Engenharia
de São Carlos, Universidade de São Paulo,
como parte dos requisitos para obtenção
do Título de Doutor em Ciências.

Área de Concentração: Ciências da
Engenharia Ambiental

Orientador: Prof. Dr. Adriano Rogério Bruno Tech

VERSÃO CORRIGIDA

São Carlos
2021

AUTORIZO A REPRODUÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO,
POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS
DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Prof. Dr. Sérgio Rodrigues Fontes da
EESC/USP com os dados inseridos pelo(a) autor(a).

T266a Teixeira, Bruno Eduardo
 Análise de séries temporais para a temperatura da
microrregião de Pirassununga - SP sob a ótica das
mudanças climáticas / Bruno Eduardo Teixeira;
orientador Adriano Rogério Bruno Tech. São Carlos,
2021.

 Tese (Doutorado) - Programa de Pós-Graduação e
Área de Concentração em Ciências da Engenharia
Ambiental -- Escola de Engenharia de São Carlos da
Universidade de São Paulo, 2021.

 1. Mudanças climáticas. 2. Variações de
Temperatura. 3. Séries temporais. 4. Raiz unitária. I.
Título.

FOLHA DE JULGAMENTO

Candidato: Engenheiro **BRUNO EDUARDO TEIXEIRA**.

Titulo da tese: "Análise de séries temporais para a temperatura da microrregião de Pirassununga -SP sob a ótica das mudanças climáticas".

Data da defesa: 23/04/2021.

Comissão Julgadora

Resultado

Prof. Associado **Adriano Rogerio Bruno Tech**

(Orientador)

(Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos/FZEA)

Aprovado

Prof. Dr. **Vandoir Bourscheidt**

(Universidade Federal de São Carlos/UFSCar)

Aprovado

Prof. Dr. **Antonio Luiz Ferrari**

(Academia da Força Aérea/AFA)

Aprovado

Profa. Dra. **Rosângela de Oliveira Colabone**

(Academia da Força Aérea/AFA)

Aprovado

Prof. Dr. **Luiz Gustavo Antonio de Souza**

(Academia da Força Aérea/AFA)

Aprovado

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Ciências da Engenharia Ambiental:

Prof. Associado **Frederico Fabio Mauad**

Presidente da Comissão de Pós-Graduação:

Prof. Titular **Murilo Araujo Romero**

AGRADECIMENTO

Esta pesquisa foi marcada por muitos desafios e amadurecimento. Em todo esse período, aprendi que o desenvolvimento do trabalho é a continuação da vida de quem o desenvolveu.

Inicialmente, gostaria de agradecer de forma especial a Deus pela saúde e força para superar as dificuldades e desafios ao longo do desenvolvimento desta tese, pois, sem a ajuda dele, nada disso teria sido possível.

Gostaria de agradecer de uma maneira muito especial à minha amada esposa Danielle, que o tempo todo esteve ao meu lado, e, em muitos momentos, dos quais não foram poucos, sempre me fez acreditar que eu terminaria esta pesquisa. Eu incentivo não me deixou desistir e, ao longo de todo esse tempo, apresentou sempre muita paciência, e também, por muitos momentos, tolerou minha ausência. Durante estes anos, sempre me demonstrou gestos de carinho, em cada sorriso e em cada abraço, muita força, e nunca deixou de proferir sempre uma palavra de incentivo. Acredito que tudo isso que passamos juntos valeu a pena. Nessa data especial colhemos juntos os frutos de todo o nosso trabalho. Minha mais absoluta gratidão. Muito obrigado!

Ao meu filho Pedro Enrico, mesmo que muito pequeno, pelo carinho e pelas lindas palavras que de dentro da sua ingenuidade sempre fortalecem a caminhada de seus pais. Muito obrigado!

Aos meus pais, por muito amor, base, incentivo e estímulo.

A minha mãe Vera Lucia “In Memoriam”, minha fortaleza, obrigado pela demonstração de sabedoria e humildade. Mãe esta que sempre me apoiou e incentivou a estudar e a sempre buscar a cada dia novos conhecimentos. Muito obrigado!

Ao meu pai Adair Antonio, pela companhia, pelas conversas, pelos conselhos, pela sabedoria, pela humildade e pela oportunidade que sempre me ofereceu de estudar.

Ao meu orientador Professor Doutor Adriano Rogério Bruno Tech, pela disponibilidade, ensinamentos, confiança e também pelas críticas e sugestões.

Gostaria de agradecer também ao professor, colega de trabalho e amigo Ferrarinho, pois em muitos momentos desafiadores desta tese, sempre acreditou em minha capacidade em desenvolvê-la, meu muito obrigado pelo apoio e pela constante demonstração de sabedoria.

Queria agradecer ao colega de trabalho e amigo, Tenente Gustavo de Souza, pelos conselhos, pela leitura crítica sobre a pesquisa, pelas valiosas recomendações e pertinentes observações.

Meu agradecimento aos amigos e colegas da Subseção de Exames e Admissão (SUSEA), Tenente Renata, Sargento André Luiz e Soldado Francisco, companheiros do trabalho diário e irmãos na amizade. Muito obrigado por fazerem parte da minha formação. Tenho certeza que essa parceria continuará presente por toda a vida.

Agradeço aos colegas do doutorado, pelo apoio demonstrado e ajuda para alcançar essa conquista.

Aos professores que, de forma direta ou indireta, contribuíram para que este trabalho se tornasse realidade, e também por dividirem não apenas seu conhecimento técnico, mas também por partilharem afetividades e serem exemplos educacionais. Obrigado e meu eterno agradecimento a todos os mestres com os quais pude conviver e que me imprimiram experiências e ensinamentos.

Aos funcionários do Centro de Recursos Hídricos e Estudos Ambientais – CRHEA, por todo apoio em todos esses anos.

Agradeço também à Universidade de São Paulo, à Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos - FZEA, à Escola de Engenharia de São Carlos – EESC, e a seus funcionários pelo ambiente criativo e amigável.

E por fim, a todos que de uma maneira direta ou indireta fizeram parte desta minha conquista, registro meu “muito obrigado”.

O Autor.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Testes de normalidade para temperaturas mínimas entre 1988 e 2018.	59
Tabela 2 – Testes de normalidade para temperaturas máximas entre 1988 e 2018.	62
Tabela 3 – Testes de normalidade para temperaturas médias entre 1988 e 2018.	64
Tabela 4 – Testes ADF para temperaturas mínimas da série histórica entre 1988 e 2018.	70
Tabela 5 – Teste 1 para Correlograma da distribuição dos valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	71
Tabela 6 – Teste 2 para Correlograma da distribuição dos valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	72
Tabela 7 – Teste 3 para Correlograma da distribuição dos valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	73
Tabela 8 – Testes ADF para temperaturas máximas da série histórica entre 1988 e 2018.	74
Tabela 9 – Testes ADF para temperaturas médias da série histórica entre 1988 e 2018.	75
Tabela 10 – Testes DF-GLS para temperaturas mínimas da série histórica entre 1988 e 2018.	78
Tabela 11 – Testes DF-GLS para temperaturas máximas da série histórica entre 1988 e 2018.	79
Tabela 12 – Testes DF-GLS para temperaturas médias da série histórica entre 1988 e 2018.	80
Tabela 13 – Testes KPSS para temperaturas mínimas da série histórica entre 1988 e 2018.	82

Tabela 14 – Testes KPSS para temperaturas máximas da série histórica entre 1988 e 2018.	83
Tabela 15 – Testes KPSS para temperaturas médias da série histórica entre 1988 e 2018.	83
Tabela 16 – Critério de informação Akaike após 1521 estimativas para os valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	85
Tabela 17 – Estrutura do modelo ARMA para os valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	86
Tabela 18 – Critério de informação Akaike após 1521 estimativas para os valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	88
Tabela 19 – Estrutura do modelo ARMA para os valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018	89
Tabela 20 – Critério de informação Akaike após 1521 estimativas para os valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	91
Tabela 21 – Estrutura do modelo ARMA para os valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018	92

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Localização da cidade de Pirassununga – SP	22
Figura 2 – Estrutura de Análise para Modelos ARIMA	38
Figura 3 – Séries de temperatura mínima, máxima e média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	52
Figura 4 – Média das temperaturas mínimas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	53
Figura 5 – Média para cada mês das temperaturas mínimas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	54
Figura 6 – Média das temperaturas máximas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	54
Figura 7 – Média para cada mês das temperaturas máximas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	55
Figura 8 – Média das temperaturas médias e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	56
Figura 9 – Média para cada mês das temperaturas médias e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	56
Figura 10 – Série de temperatura mínima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	58
Figura 11 – Histograma da série de temperatura mínima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	58
Figura 12 – Distribuição hipotética dos dados da série de temperatura mínima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	59
Figura 13 – Série de temperatura máxima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	60

Figura 14 – Histograma da série de temperatura máxima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.....	61
Figura 15 – Distribuição hipotética dos dados da série de temperatura máxima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	61
Figura 16 – Série de temperatura média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	62
Figura 17 – Histograma da série de temperatura média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	63
Figura 18 – Distribuição hipotética dos dados da série de temperatura média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	64
Figura 19 – Série dessazonalizada para a série temporal de temperaturas mínimas para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	66
Figura 20 – Série dessazonalizada para a série temporal de temperaturas máximas para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	66
Figura 21 – Série dessazonalizada para a série temporal de temperaturas médias para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	67
Figura 22 – Critério de informação Akaike para os valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	87
Figura 23 – Característica da série histórica de temperaturas mínimas de Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.	87
Figura 24 – Critério de informação Akaike para os valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	90

Figura 25 – Característica da série histórica de temperaturas máximas de Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.	90
Figura 26 – Critério de informação Akaike para os valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.	93
Figura 27 – Característica da série histórica de temperaturas médias de Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.	93

LISTA DE ABREVIATURA E SIGLAS

ACF	Função de Autocorrelação
ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AFA	Academia da Força Aérea
AIC	Critério de Informação de Akaike
AR	Autorregressivos
ARMA	Autorregressivos de Médias Móveis
ARIMA	Autorregressivos, Integrado de Médias Móveis
CV	Coefficiente de variação
GLS	Generalized Least Squares
I	Integrados
ICEA	Instituto de Controle do Espaço Aéreo
KPSS	Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin
MA	Médias Móveis
OMM	Organização Meteorológica Mundial
PACF	Função de Autocorrelação Parcial
PE	Processos Estocásticos
RB	Ruído Branco
SARIMA	Sazonal Autorregressivos, Integrado de Médias Móveis

SUMÁRIO

RESUMO.....	3
ABSTRACT	4
1. INTRODUÇÃO	17
2. REVISÃO DE LITERATURA	21
2.1. A CIDADE DE PIRASSUNUNGA	21
2.2. MUDANÇAS CLIMÁTICAS	24
2.3. TEMPERATURA.....	26
2.4. HISTÓRICA DA ESCALA TERMOMÉTRICA	29
2.5. UTILIZAÇÃO DA ESTATÍSTICA.....	31
2.6. MODELOS ARIMA E SARIMA.....	32
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	34
3.1. MATERIAL.....	34
3.2. MÉTODOS.....	35
3.2.1. ANÁLISE DA VARIABILIDADE DA TEMPERATURA	36
3.2.2. MODELOS ARIMA	37
3.2.2.1. Estacionariedade.....	39
3.2.2.1.1. Teste de Dickey-Fuller Aumentado - ADF	39
3.2.2.1.2. Teste DF-GLS	42
3.2.2.1.3. Teste KPSS	44
3.2.2.2. Identificação.....	45
3.2.2.2.1. Processos de Médias Móveis (MA)	46
3.2.2.2.2. Processos Autorregressivos (AR)	47
3.2.2.2.3. Processos autorregressivos e de médias móveis (ARMA)	48

3.2.2.2.4.	Processos autorregressivos integrados e de médias móveis (ARIMA)	48
3.2.2.2.5.	Processos SARIMA	49
3.2.2.3.	Estimação	49
3.2.2.4.	Verificação do modelo	49
4.	RESULTADOS E DISCUSSÃO	51
4.1.	CARACTERIZAÇÃO DAS SÉRIES	51
4.2.	INTRODUÇÃO AOS MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS	57
4.3.	SAZONALIDADE	65
4.4.	RAIZ UNITÁRIA	67
4.4.1.	TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO	67
4.4.1.1.	Série de Temperaturas Mínimas	68
4.4.1.2.	Série de Temperaturas Máximas	74
4.4.1.3.	Série de Temperaturas Médias	74
4.4.2.	TESTE DF-GLS	75
4.4.2.1.	Série de Temperaturas Mínimas	76
4.4.2.2.	Série de Temperaturas Máximas	78
4.4.2.3.	Série de Temperaturas Médias	79
4.4.3.	TESTE KPSS	80
4.4.3.1.	Série de Temperaturas Mínimas	80
4.4.3.2.	Série de Temperaturas Máximas	82
4.4.3.3.	Série de Temperaturas Médias	83
4.5.	ESTIMAÇÃO E VERIFICAÇÃO DOS MODELOS ARIMA E SARIMA	84
4.5.1.	Série Temperaturas Mínimas	84
4.5.2.	Série Temperaturas Máximas	88

4.5.3. Série Temperaturas Médias	91
5. CONCLUSÕES.....	94
REFERÊNCIAS.....	96
APÊNDICES.....	102

RESUMO

Teixeira, B. E. **Análise de séries temporais para a temperatura da microrregião de Pirassununga – SP sob a ótica das mudanças climáticas**. 2021. 156 f. Tese (Doutorado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2021.

Nos dias atuais é possível vivenciar um aumento das consequências do fenômeno conhecido como mudanças climáticas, que se manifesta através de fatos edafoclimáticos estranhos à anterior normalidade, tais como a presença de chuvas torrenciais, ventos fortes, enchentes que arrasam cidades, quedas de árvores entre outros. A preocupação com as mudanças climáticas é crescente em virtude dos fenômenos mencionados e com as consequências que essas mudanças podem trazer para a sociedade de maneira geral. Este trabalho teve por hipótese que: “A temperatura diária da microrregião de Pirassununga no interior do estado de São Paulo está sofrendo modificações ao longo dos anos” e, portanto, objetivou-se analisar o comportamento da temperatura na microrregião de Pirassununga – São Paulo por meio de dados históricos. Na tentativa de responder se as mudanças são significativas ao ponto de considerar que há mudança provocada e que foi provocada pelas alterações climáticas globais, analisou-se o comportamento de três variáveis de temperatura: i) média; ii) mínima; e iii) máxima. A metodologia está dividida em duas etapas: i) análise descritiva por meio de coeficiente de variabilidade; ii) estimação de modelos autorregressivo integrado de médias móveis (ARIMA) com análise de testes de raiz unitária. O método ARIMA é indicada na literatura para séries univariadas com frequência bem observada no tempo e para fenômenos naturais que é o caso deste trabalho. Após a análise dos componentes para as séries de temperatura conclui-se que dentre os modelos estimados, considerou-se que os modelos autorregressivos de médias móveis (ARMA), ou seja, integrados com ordem zero refletem as mudanças nas séries ao longo do tempo provocadas pelo componente médias-móveis. Desta forma, corrobora-se a hipótese nula e assim, este trabalho adiciona mais evidências dos efeitos das mudanças climáticas.

Palavras-chaves: Mudanças climáticas. Variações de Temperatura. Séries temporais. Raiz unitária.

ABSTRACT

Teixeira, B. E. **Analysis of time series for the temperature of the microregion of Pirassununga - SP from the perspective of climate change.** 2021. 156 p. Thesis (Doctoral Degree) – Sao Carlos School of Engineering, University of Sao Paulo, Sao Carlos, 2021.

Nowadays it is possible to experience an increase in the consequences of the phenomenon known as climate change, which manifests itself through strange edaphoclimatic facts to the previous normality, such as the presence of torrential rains, strong winds, floods that devastate cities, falls from trees, among others. The concern with climate change is growing due to the mentioned phenomena and the consequences that these changes can bring to society in general. This work had the hypothesis that: “The daily temperature of the Pirassununga microregion in the interior of the State of Sao Paulo is undergoing changes over the years” and, therefore, the objective was to analyze the temperature behavior in the microregion of Pirassununga - Sao Paulo through historical data. In an attempt to answer whether the changes are significant to the point of considering that there is a change brought about and it was caused by global climate changes, the behavior of three temperature variables was analyzed: i) average; ii) minimum; and iii) maximum. The methodology is divided into two stages: i) descriptive analysis using the coefficient of variability; ii) estimation of integrated autoregressive models of moving averages (ARIMA) with analysis of unit root tests. The ARIMA method is indicated in literature for univariate series with frequency well observed in time and for natural phenomena that is the case of this work. After analyzing the components for the temperature series, it is concluded that among the estimated models, it was considered that the autoregressive models of moving averages (ARMA), that is, zero-order-integrated reflect the changes in the series over the time caused by the moving-average component. In this way, the null hypothesis is corroborated and thus, this work adds more evidence of the effects of climate change.

Key-Words: Climate Change. Temperature Variations. Time-series. Unit Root Test.

1. INTRODUÇÃO

Nos dias atuais, é possível vivenciar um aumento das consequências do fenômeno conhecido como mudanças climáticas, que se manifesta através de fatos edafoclimáticos estranhos à anterior normalidade, tais como a presença de chuvas torrenciais, ventos fortes, enchentes que arrasam cidades, quedas de árvores entre outros. A preocupação com as mudanças climáticas é crescente em virtude dos fenômenos mencionados e das consequências que essas mudanças podem trazer para a sociedade de maneira geral (FERRARI, 2012).

Os problemas de cunho ambiental vêm aumentando no decorrer dos anos, e isso está associado a diversas questões políticas, sociais e econômicas. De maneira geral, a sociedade está cada vez mais exigente por novas demandas de conhecimentos e habilidades, e essa cobrança é fruto de uma informação limitada em que a sociedade está inserida (EVANGELISTA, 2015).

Assim, estas catástrofes ambientais acendem um sinal de alerta em toda a sociedade. Concomitante a isso, aparece na comunidade uma cobrança pela resolução dessa situação (REIS, 2008).

Segundo Ferrari (2012), o principal motivo de preocupação em relação às alterações climáticas refere-se ao fato de que estas mudanças vêm se comportando de maneira acentuada desde meados do século passado, o que gera apreensão na comunidade acadêmica pelo fato desta situação gerar consequências sociais, ambientais e econômicas.

Além disso, pode-se observar também que, nos últimos anos, ocorreram variações climáticas que têm gerado preocupações em toda a comunidade de modo geral. Em especial, na comunidade científica nacional e internacional, e governamental, tudo isso está associado às mudanças climáticas que o meio ambiente vem sofrendo devido à ação das atividades humanas (DE SOUZA e DE AZEVEDO, 2009).

Segundo De Souza e De Azevedo (2009), essas mudanças implicarão alterações de temperaturas, que podem provocar noites mais quentes, ondas

de calor excessivo e fortes eventos de chuvas, que devem ocorrer na segunda metade do século XXI.

Segundo Sentelhas, Pereira e Angelocci (2000) e Ferrari (2012), a definição do termo “mudanças climáticas” depende da escala de tempo com que se analisam os dados, e é necessário considerar que as mudanças climáticas sofrem flutuações contínuas com o passar do tempo.

Ainda segundo Ferrari (2012), verificar e definir mudanças climáticas é um fato muito complexo para vários autores, pois para isso deve-se levar em consideração vários fatores relevantes, como as técnicas de medidas, pois distribuições dos pontos de maneiras inadequadas no que diz respeito às estações meteorológicas, assim como aplicações de métodos estatísticos de maneira equivocada podem levar a erros de análise.

De acordo com Mendonça e Danni-Oliveira (2002) e Ferrari (2012), existe uma grande relação entre as características e aspectos climáticos e as atividades realizadas pelos seres humanos, sendo assim, é de extrema importância o seu estudo e conhecimento.

Sabe-se, que as mudanças climáticas ocorridas em escala global, regional ou local têm atraído o interesse de muitos pesquisadores e estudiosos nos mais diversos campos. As alterações de elementos de temperaturas e pluviosidade afetam diretamente várias atividades realizadas pelos seres humanos, em especial as relacionadas às atividades do meio ambiente. (FERRARI, 2012).

Para outros pesquisadores, a temperatura do globo terrestre sofre alterações cíclicas: hora, são referentes ao aquecimento e hora são referentes ao resfriamento. Desse modo, percebe-se que existem muitas incertezas relacionadas às mudanças relacionadas ao clima. Assim é importante que estas mudanças sejam avaliadas detalhadamente e cientificamente, em especial em níveis regionais e globais (DE SOUZA; DE AZEVEDO, 2009).

De Souza e De Azevedo (2009) reforçam, ainda, que as variações climáticas são fatores de extrema importância para a qualidade de vida das pessoas inseridas na sociedade, pois estas variações desempenham uma grande influência nas atividades exercidas pelo comércio, indústria, turismo, e, agricultura. Além disso, as mudanças de temperatura e as relacionadas às

chuvas causam impacto direto na sociedade e conseqüentemente afetam a realização de suas atividades econômicas, sociais, políticas e ambientais.

Nos últimos anos, muitos têm sido os esforços para que as diversas atividades sejam administradas de maneira integrada, e que essa integração gere dados confiáveis para a tomada de decisão.

O estudo e avaliação de atividades humanas relacionadas às mudanças climáticas de curto prazo apresentam grande importância para toda a sociedade, pois estas apresentam informações significativas para as mais diversas aéreas onde se realizaram as pesquisas (FERRARI, 2012).

Para Diedrich, Ferreira e Eckhardt (2007, p153), “a utilização de Sistemas de Informações Geográficas tem permitido a caracterização espaço-temporal de variáveis ambientais, dentre as quais se incluem as agroclimáticas”.

Silva, Guimarães e Tavares (2008), relatam em seus estudos que conhecer e saber o possível comportamento de series temporais tem atraído muito o interesse dos pesquisadores e estudiosos, pois o comportamento dessas séries climatológicas, em especial séries de temperaturas e precipitação, podem significar resultados favoráveis ou desfavoráveis para muitos mercados.

De acordo com Bardin, Pedro Junior e De Moraes (2010), a temperatura do ar é de extrema importância e seu estudo pode colaborar na melhoria para o crescimento e desenvolvimento das plantas, sendo importante também no auxílio da escolha do melhor período para plantio e semeadura.

Entender o comportamento das temperaturas mínimas, máximas e médias de uma região a partir de dados obtidos por uma estação meteorológica pode auxiliar na tomada de decisão nas mais diversas áreas de atuação como por exemplo na agricultura e agropecuária, e conseqüentemente a possibilidade de alcançar resultados mais satisfatórios nessas áreas.

Sendo assim, este trabalho visa contribuir para a sociedade e para o meio acadêmico com um estudo sobre o comportamento da temperatura em nível local, por meio de uma análise da temperatura dos últimos 30 anos, com base nas informações obtidas pela estação meteorológica localizada na Academia da Força Aérea (AFA), na cidade de Pirassununga, interior de São Paulo.

Desta forma, este trabalho tem por hipótese que, a temperatura diária da microrregião de Pirassununga no interior do estado de São Paulo está sofrendo modificações ao longo dos anos, e poderá ser refutada ou corroborada através da análise estatística proposta pela metodologia realizada nesta pesquisa.

O objetivo geral foi analisar o comportamento da temperatura na microrregião de Pirassununga – São Paulo por meio de dados históricos.

Os objetivos específicos são:

- Verificar o comportamento das temperaturas mínimas, máximas e médias para a região a partir da análise dos dados coletados;
- Avaliar a série histórica de forma a decompô-la em seus principais componentes;
- Realizar uma previsão, para o ano seguinte, das temperaturas mínimas, máximas e médias.

Esta Tese está estruturada em cinco capítulos, incluindo esta Introdução. No capítulo 2, apresenta-se a revisão bibliográfica fundamental com menção aos principais autores nas áreas dos estudos climatológicos e de temperaturas, além de outros trabalhos colhidos de periódicos indexados, nacionais e internacionais, como também de Teses e Dissertações dos principais centros de pesquisas e programas de pós-graduação sobre o tema estudado nesta pesquisa.

No capítulo 3, discute-se a metodologia adotada para o desenvolvimento da pesquisa, detalhando-se, portanto, os procedimentos adotados em cada passo de sua estrutura.

No capítulo 4, demonstram-se os resultados e discussões das condições climáticas da região localizada na cidade de Pirassununga, no interior de São Paulo. Para isto, foram utilizadas as médias obtidas pela estação meteorológica da Academia da Força Aérea (AFA). Estas informações foram retiradas do site do Instituto de Controle do Espaço Aéreo (ICEA).

Por fim, no capítulo 5, apresentam-se as conclusões da presente pesquisa referentes a uma análise de séries temporais do sistema de apoio às ciências ambientais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

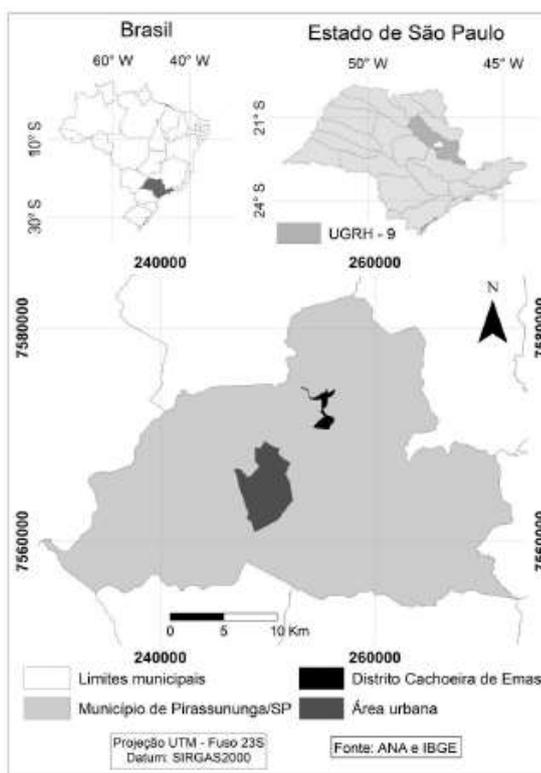
Este capítulo apresenta uma breve revisão da literatura referente aos estudos na área das Ciências Ambientais, especialmente àqueles que se referem aos conceitos de temperatura, umidade e questões climáticas, objetivando aperfeiçoar a compreensão sobre esta vertente das Ciências Ambientais e suas aplicações nas mais diversas áreas de atuação.

Sabe-se que atualmente existe uma grande preocupação por parte dos pesquisadores com relação às alterações climáticas que vêm ocorrendo no planeta. Sendo assim, para reforçar essas informações, serão apresentados, a seguir, alguns embasamentos teóricos.

2.1.A CIDADE DE PIRASSUNUNGA

Conforme os relatos de Da Silva (2019), a cidade de Pirassununga foi fundada no ano de 1822, sendo localizada no interior do estado de São Paulo, na região centro-leste do estado distante 212 km da capital São Paulo, composta por uma área de aproximadamente 727.118 km² com uma altitude média de 627 metros.

Figura 1 - Localização da cidade de Pirassununga – SP



Fonte: Da Silva (2019).

O município de Pirassununga conta com algumas instituições de Ensino Superior, e ressalta-se nesse estudo a Academia da Força Aérea e a Faculdade de Zootecnia e Engenharia de alimentos (FZEA).

A Academia da Força Aérea que possui atualmente três cursos – Curso de Formação de Oficiais Aviadores, Curso de Formação de Oficiais Intendentes da Aeronáutica e Curso de Formação de Oficiais de Infantaria da Aeronáutica.

A escolha da cidade de Pirassununga no interior do estado de São Paulo como a nova sede para a Escola de Aviação da Aeronáutica no ano de 1942, sendo a transferência do Rio de Janeiro para Pirassununga ocorre de forma gradual. Já em 1969 a Escola passa a ser chamada de Academia da Força Aérea e em 1971 ocorre a transferência definitiva (IZOLA, 1999; DEMO, 2006; NAZARETH, 2011).

Já Nazareth (2011), relata que devido ao tráfego aéreo intenso torna-se inviável a reserva de áreas destinadas ao voo no Campos dos Afonsos na cidade do Rio de Janeiro e conseqüentemente para a construção da nova Escola de Aviação da Aeronáutica, sendo assim uma comissão de aviadores

foram desseguidos para a escolha do novo local para receber essa nova estrutura.

Dentro dos vários locais pretendidos estava o interior do estado de São Paulo, entres as cidades foram cogitadas a de Campinas, Ribeirão Preto, Rio Claro e Pirassununga, sendo a cidade de Pirassununga a escolhida devido as suas características climáticas favoráveis e também por apresentar uma localização geográfica e topografia adequada (IZOLA, 1999; DEMO, 2006; NAZARETH, 2011).

Já a Faculdade de Zootecnia e Engenharia de alimentos (FZEA) da Universidade de São Paulo (USP) atualmente conta com quatro cursos de graduação – Zootecnia, Medicina Veterinária, Engenharia de Alimentos e Engenharia de Biossistema e possui também cinco cursos de pós-graduação – Biociência Animal; Engenharia de alimentos; Engenharia e Ciência de Materiais; Gestão e Inovação na Industrial Animal e Zootecnia.

Segundo Godoi (2017), a antiga Escola Prática de Agricultura e atual Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos (FZEA) pertencente à USP, escolheu a cidade de Pirassununga, pois a cidade apresenta invernos secos com temperatura média inferior a 18°C nos meses mais frios e media anual de temperatura superior a 22°C, já com relação a terra apresenta latossolo vermelho com características argilosas, possuindo alta fertilidade, sendo essas condições favoráveis para a agricultura e também pecuária, com relação as características geomorfológicas a área encontra-se na classificação D112 (Depressão do Rio Mogi Guaçu) com altitude entre 500 e 700m, sendo essas condições técnicas adequadas para atividades agropecuárias, gerando produção intensiva.

O Município conta ainda com o Distrito de Cachoeira de Emas, importante recanto turístico, com o 13º Regimento de Cavalaria Mecanizado do Exército Brasileiro além do Centro Nacional de Pesquisa e Conservação de Peixes Continentais e também com a Residência de Conservação do Departamento de Estradas de Rodagem do Estado de São Paulo (PIRASSUNUNGA, 2021)

Ressaltam-se assim alguns pontos importantes que justificam a escolha do município de Pirassununga como uma região climática com características e atividades que são grandemente beneficiadas pela análise e previsão de

temperaturas futuras devido às suas peculiaridades climáticas e diversificadas áreas de atuação para as quais são uteis as análises propostas por este trabalho.

2.2. MUDANÇAS CLIMÁTICAS

De acordo com Ferrari (2012), pode-se dizer que variabilidade climática são modificações do clima em função de condições naturais e de complexas interações do planeta, sendo estas mudanças climáticas causadas prioritariamente pelas atividades desenvolvidas por humanos:

“O clima não pode ser razoavelmente compreendido, tampouco modelado, sem uma abordagem fenomenológica, com base também na observação cotidiana sem se considerar a circulação geral da atmosfera e os fenômenos intrínsecos que presidem sua gênese”. (VECCHIA, 1997 apud FERRARI, 2012, p.4).

Conforme os estudos de Flohn (1977) e Ferrari (2012), definem-se tipos de variabilidade climática de acordo com o tempo de duração que ela pode levar. Se as mesmas apresentarem curta duração, recebem o nome de flutuação climática, já, se o tempo for considerado de séries temporais na faixa dos trinta anos, apresenta-se uma variação conhecida como variação climática. Já, o nome ou expressão “mudanças climáticas” deve ser utilizado quando temos um período de tempo mais elevado.

Conforme os relatos de Conti, (2000) apud Ferrari (2012, p.6), existe uma distinção entre os conceitos e denominações para alterações no clima conforme pode ser observado a seguir:

- mudança climática: termo mais geral que abrange toda e qualquer manifestação de inconsistência climática, independentemente de sua natureza estatística, escala temporal ou causas físicas;
- variabilidade climática: maneira pela qual os parâmetros climáticos variam no interior de um determinado período de registro expresso através de desvio padrão ou coeficiente de variação;
- tendência climática: aumento ou diminuição lenta dos valores médios da série de dados históricos de, se possível, três décadas. Essa tendência não se restringe a uma mudança linear ao longo do tempo, mas caracteriza-se apenas por um mínimo e um máximo nos pontos terminais do registro;

- descontinuidade climática: remete a inconsistência que consiste em mudança abrupta e permanente de um valor médio para outro, durante ou período de registro;
- flutuação climática: correspondente a qualquer forma de mudanças sistemática, regular ou irregular, caracterizada por, pelo menos duas máximas (ou mínimas) e uma mínima (ou máxima), observadas no período do registro;
- variação climática: é uma flutuação cujas as características, em escala temporal, são suficientemente longas para resultar em diferença apreciável entre médias (ou normais) sucessivas, geralmente observada na escala de décadas;
- oscilação climática: flutuação na qual a variável tende a mover-se gradual e suavemente entre máximas e mínimas sucessivas.
- vacilação climática: flutuação em que a variável tende a permanecer, alternadamente, em torno de dois (ou mais) valores; e a movimentação de um valor médio para outro ocorre em intervalos regulares ou irregulares;
- periodicidade climática: oscilação em que as máximas e as mínimas ocorrem em intervalos de tempo iguais, por exemplo, 26 anos.

Nos estudos de Confalonieri (2015), conceitua-se variabilidade climática como um sistema climático terrestre que é responsável por oscilações naturais em nível local, regional e global.

Confalonieri (2015) afirma que não se pode confundir variabilidade climática com mudanças climáticas, pois esta trata-se do aumento global de temperatura, muitas vezes causados pelo efeito estufa.

Além disso, Ferrari (2012) relata que variabilidade climática natural é um sistema não periódico e complexo que determina, portanto, as variações do clima de um determinado ano e as de anos anteriores e posteriores. Toda esta complexidade ocorre devido a variáveis intervenientes, interações dinâmicas e processo de interação entre escalas.

Diferentes pesquisadores acordam quando o assunto se refere ao clima do planeta, no que diz respeito ao fato deste apresentar uma variabilidade natural, a qual independe da interferência humana e de suas atitudes, pois mesmo se não houvesse a presença do ser humano, não se pode afirmar que haveria um valor constante de temperatura, e as estações do ano que são conhecidas ainda seriam a mesmas. Além disso, trabalhos acadêmicos têm mostrado uma grande preocupação com a análise de tendências climáticas e elementos meteorológicos, em especial a temperatura em escala global, regional ou local (FERRARI, 2012).

Nos estudos de Diedrich, Ferreira e Eckhardt (2007), os mesmos afirmam que é possível determinar o comportamento climático de uma

determinada região, através da análise do comportamento da temperatura por meio de séries históricas.

2.3.TEMPERATURA

Segundo Steidle Neto e Zolnier (2006, p.336), “a medição de temperatura é fundamental em quase todos os ramos do conhecimento humano devido à sua influência na maioria dos processos físicos, químicos e biológicos”.

A temperatura do ar é, dentre os elementos climáticos, o que promove maiores efeitos diretos e significativos sobre muitos processos fisiológicos que ocorrem em plantas e animais; portanto, seu conhecimento se torna fundamental em estudos de planejamento agrícola e em análises de adaptação de culturas a determinadas regiões com características distintas (MEDEIROS et. al, 2005, p. 247).

Sendo, portanto, de grande importância essas medições nas instalações agrícolas, onde ocorrem as mais diversas atividades como criação de animais e o cultivo de plantas (STEIDLE NETO; ZOLNIER, 2006).

Ainda nos estudos de Steidle Neto e Zolnier (2006, p.336), os autores afirmam que “a temperatura é a variável de maior importância na caracterização do ambiente meteorológico”.

Nos relatos Fritzsos, Mantovani, De Aguiar (2008), a questão de altitude, latitude e longitude, exercem forte influência nas mudanças de temperaturas do ar, as quais tendem a decrescer com a elevação da altitude. Isto ocorre, pois uma massa de ar seco tende a subir e conseqüentemente ficar sujeita à pressão cada vez menor, aumentando seu volume e diminuindo a temperatura.

Sendo assim, é possível observar a importância do estudo e conhecimento das climáticas, em especial do comportamento da temperatura do ar. Vários autores realizaram estudos desta natureza no campo científico-acadêmico.

Na pesquisa de Medeiros et al. (2005), estudaram-se as temperaturas do ar mensal e anual (máximas, médias e mínimas), através da utilização do

método estatístico de equações de regressão múltiplas para a região Nordeste do Brasil, utilizando como base 74 estações meteorológicas.

Cavalcanti, Silva e De Sousa (2006), ressaltam em sua pesquisa a importância do estudo da temperatura do ar, pois conhecer melhor a temperatura é de extrema importância para várias áreas, entre elas a área de climatologia. Desta forma montaram um modelo de estimativa de temperatura do ar das médias mensais (Mínimas, Médias e Máximas) em função de coordenadas geográficas e nesse estudo foram utilizadas 69 estações.

Bezerra Júnior e Da Silva (2007), realizaram em sua pesquisa um estudo sobre a microrregião de Seridó Oriental no Rio Grande do Norte, com o intuito de entender as componentes geoambientais, citando entre elas as condições climáticas e sua possível interferência no regime hidrográfico.

Nos relatos de Menezes et al. (2008), estudaram as possíveis influências de anomalias no Pacífico Equatorial e Atlântico Tropical em relação às estações chuvosas para as microrregiões do estado da Paraíba, através da utilização de series diárias em um período compreendido de 1963 a 1999.

Cargnelutti Filho, Maluf e Matzenauer (2008), utilizaram um período de 1945 a 1974 na tentativa de estimar a temperatura máxima média decenal e à temperatura média decenal em função da altitude, latitude e longitude referente a 41 municípios do Estado do Rio Grande do Sul.

Silva, Guimarães e Tavares (2008), realizaram a análise da temperatura média para a temperatura mensal de Uberlândia em Minas Gerais, através da utilização de séries temporais, com o intuito de realizar a previsão futura das componentes dessa série, sendo o período utilizado para análise de 1981 a 2003, a série foi analisada utilizando os testes de Cox–Stuart e de Mann-Kendall, e da análise de regressão múltipla e teste de Fisher. Modelos da classe SARIMA foram ajustados por meio do teste de Box Pierce.

A pesquisa de Bardin, Pedro Junior e De Moraes (2010), estimou as temperaturas máximas e mínimas mensais e anuais, com base em regressões múltiplas das séries históricas referentes a um período de 1961 a 1990, referentes aos municípios que compõem o Circuito das Frutas no estado de São Paulo.

Bayer, Castro e Bayer (2012), realizaram uma análise de séries temporais para vazões médias mensais, com o objetivo de prever as vazões de uma bacia hidrográfica no Rio Grande do Sul utilizando modelos ARIMA.

SCHNEIDER e DA SILVA (2014), aplicaram um método estatístico de Box Plot, para uma série histórica pluviométrica de 1980 a 2012 com objetivo de identificar padrões secos, chuvosos e habituais para a microrregião de Dourados em Mato Grosso do Sul.

Já Gama e De Jesus (2018), relataram em sua pesquisa a microrregião de Ribeira do Pombal com intuito de descrever os aspectos geomorfológicos e hidroclimáticos, utilizando dados climatológicos de uma série histórica de 1982 a 2012.

Para que todas essas análises fossem realizadas, foram necessários recursos de medição de temperaturas e suas variabilidades.

De acordo com Steidle Neto e Zolnier (2006, p.336), “quando os processos necessitam ser otimizados, sistemas de medição e controle devem ser empregados para manter a temperatura dentro de limites específicos.”

A medição de temperatura é ponto de interesse da ciência há muitos anos. O corpo humano é um péssimo termômetro, pois só consegue diferenciar o que está frio ou quente em relação à sua própria temperatura. Portanto com o passar dos tempos o homem começou a criar aparelhos que o auxiliassem nesta tarefa. Vejamos a seguir mais detalhes (GRATON E CASSIOLATO, 2010, p.1).

Assim sendo, o corpo humano só consegue diferenciar entre o que é mais quente ou mais frio, mas tudo isso em relação a sua própria temperatura, o que pode induzir facilmente a medição de temperatura, daí surgiu a necessidade de um instrumento padronizado para medição, que é conhecido como termômetro (PIRES; AFONSO; CHAVES, 2006).

Com os avanços da tecnologia, houve um grande crescimento das facilidades para o dia a dia. Conforme Graton e Cassiolato (2010), o avanço da Física e da eletrônica são evidentes, e, sem dúvida, dentre todas as áreas tecnológicas, foram as mais acentuadas em desenvolvimentos.

É graças a esse avanço e desenvolvimento que se têm grandes instrumentos tecnológicos em funcionamento, sendo hoje, praticamente,

impossível não usufruir das facilidades e benefícios que essas áreas podem proporcionar às rotinas diárias (GRATON; CASSIOLATO, 2010).

2.4. HISTÓRICA DA ESCALA TERMOMÉTRICA

Os estudos de Pires, Afonso e Chaves (2006) mostram que existem várias possibilidades de termômetros no mercado e que eles diferem pela grandeza termométrica, sendo o termômetro de mercúrio o mais comum.

A história da medição de temperatura registra que as tentativas de estabelecer uma escala para a medição de temperatura datam do século II a.C, época em que o médico grego Galeno recomendou o efeito de quente e frio. Mil e trezentos anos mais tarde (1300 anos), o físico Harme de Berna, “criou uma escala de temperaturas baseada nas latitudes terrestres, atribuindo “4 graus de frio” aos polos e “4 graus de calor” ao equador” (PIRES; AFONSO; CHAVES, 2006).

Conforme Pires, Afonso e Chaves (2006), as primeiras medições de temperatura que apresentaram alguma precisão foram obtidas por Galileu Galilei no ano de 1592, embora vários outros estudiosos são apontados como desenvolvedores de protótipos do que conhecemos hoje como termômetro.

De acordo com os relatos, Pires, Afonso e Chaves (2006) afirmam que Joachin Dalence, em 1688 foi o primeiro a garantir que eram necessários dois pontos bases para se determinar uma escala específica, sendo estes pontos definidos como o ponto de fusão do gelo e da manteiga. Já, em 1664, Renaldini (1615–1698), os pontos considerados fixos deveriam ser o ponto de fusão do gelo e de ebulição da água.

A aplicação dos termômetros no início foi bem complicada, pois existiam muitas escalas termométricas durante o século XVIII, além de problemas culturais, diferentes formas para interpretar essas escalas, havia, portanto, muita dificuldade de comparação entre elas. Na Europa, em 1778, existiam aproximadamente vinte e sete (27) escalas diferentes, mas três delas se difundiram no meio científico no decorrer dos séculos XIX e XX (PIRES; AFONSO; CHAVES, 2006).

Em 1730, o francês René-Antoine F. de Réaumur desenvolveu o que ficou conhecida como escala Réaumur ($^{\circ}\text{R}$), a qual funciona baseada na expansão do álcool, sendo os seus pontos fixos o congelamento da água e o outro ponto o da ebulição da própria água, sendo esses pontos o zero Réaumur (0°R) e o oitenta Réaumur (80°R). Esta escala fez muito sucesso no século XX, principalmente na França e em países os quais apresentavam influência francesa (PIRES; AFONSO; CHAVES, 2006).

Conforme apresentado no estudo de Pires, Afonso e Chaves (2006), em 1714 o alemão Daniel G. Fahrenheit juntamente com Röemer, desenvolveram um termômetro menor, de uso mais prático. Outra enorme contribuição para o meio científico, foi a apresentação de uma nova escala conhecida como Fahrenheit, na qual os pontos fixos utilizados foram a fusão do gelo à pressão de uma atmosfera, que corresponde a trinta e dois (32°F), e a temperatura de ebulição da água, correspondente a duzentos e doze (212°F). Os modelos de termômetros desenvolvidos por Fahrenheit revolucionaram as escalas termométricas, pois, até então, nenhuma escala havia sido aceita universalmente, e isso aconteceu devido à qualidade, precisão e reprodutibilidade dos equipamentos desenvolvidos.

Já em 1742, o sueco Anders Celsius publicou um artigo que deu origem ao que conhecemos hoje em dia como a escala Celsius ($^{\circ}\text{C}$), e o mesmo cientista como ponto fixo o ponto de ebulição da água, o zero grau (0°C), em uma das extremidades, e o ponto de congelamento a cem graus (100°C) (PIRES; AFONSO E CHAVES, 2006).

Pires, Afonso e Chaves (2006) demonstram que, no ano de 1794, adotou-se que o grau termométrico seria a centésima parte entre o ponto de fusão do gelo e o de ebulição da água, surgindo, portanto, o que foi chamado de escala centígrada e outra denominação para Celsius, até que no ano de 1948, na conferência internacional de peso e medidas, definiu-se o nome definitivo de Celsius.

No ano de 1848, Lord Kelvin estabeleceu a escala absoluta, que tem sua origem no seu zero absoluto, e esta escala apresenta-se sempre com 273,15 unidades mais altas que a temperatura Celsius, sendo sua unidade de medida o kelvin e seu símbolo o K. (PIRES; AFONSO; CHAVES, 2006).

Com a crescente busca do desenvolvimento na área de energia renovável, novos combustíveis e nanotecnologia, existem inúmeras aplicações que envolvem a medição e controle de temperatura, bem como em vários campos da atividade humana.

2.5. UTILIZAÇÃO DA ESTATÍSTICA

Segundo Steidle Neto e Zolnier (2006, p.336), “a medição de temperatura é fundamental em quase todos os ramos do conhecimento humano devido à sua influência na maioria dos processos físicos, químicos e biológicos”.

De acordo com Diedrich, Ferreira e Eckhardt (2007, p. 153):

Para o planejamento adequado de atividades agropecuárias, torna-se necessário o conhecimento do comportamento probabilístico das variáveis do clima. As previsões probabilísticas auxiliam no planejamento e condução das atividades agropastoris, diminuindo os possíveis prejuízos causados pela falta de conhecimento climáticos da região em questão.

Nos estudos de Medeiros et. al (2005), a utilização de equações lineares que apresentam variáveis e fatores geográficos facilitam muito o mapeamento de elemento do clima.

Os mapas de regionalização das informações das temperaturas médias, conhecendo-se as equações que representam as normais mensais e anual, possibilita analisar-se a abrangência geográfica dos campos homogêneos, apresentando os valores de temperatura em forma de mapas georreferenciados. MEDEIROS et. al (2005, p. 247).

Para Mendonça (2015) e Ferrari (2012), o estudo do clima no Brasil nos últimos trinta anos, tem seus dados provenientes de estações móveis e fixas distribuídas nos mais diversos pontos pré-definidos. Mais recentemente, também, estão sendo utilizados imagens de satélites, miniestações meteorológicas automáticas e sensores eletrônicos.

Uma das grandes preocupações da comunidade científica na última década diz respeito às alterações climáticas e suas consequências para a humanidade. Foi constatado que a temperatura média global

aumentou entre 0,3 e 0,6 °C desde o final do século passado. (HOUGHTON et al., 1996 apud BACK, 2001, p. 717).

Nos relatos da pesquisa de Back (2001), cita-se que registros meteorológicos são de suma importância para estudos na área de engenharia que utilizam séries históricas, visto que simulações e aplicações de teorias de probabilidade que são realizadas com hipóteses de séries históricas, são homogêneas. Isto significa que elas não apresentem tendências.

De acordo com os estudos de Galina (2002), os regimes térmicos dos municípios do interior de São Paulo analisados (Ribeirão Preto, Campinas e Presidente Prudente), apresentaram um aumento de 0,4 °C em Campinas, 0,5°C em Ribeirão Preto e 1,1 °C em Presidente Prudente, dentro de um período de estudo compreendido entre anos de 1969 a 2001, a partir da utilização do método de regressão dos mínimos quadrados.

Com a utilização de regressão e testes paramétricos, Back (2001) observou o aumento da temperatura média anual e da temperatura média do mês de janeiro para o ano de 65, sendo tudo isso para uma série histórica de 1924 a 1998.

Conforme análise de Kuinchtner (2006), a partir da utilização do método de regressão linear dos mínimos quadrados, observou-se que os fenômenos naturais se comportam como fator importante de controle de variabilidade de temperatura atmosférica.

Para Medeiros et. al (2005), é possível a elaboração de mapas de temperatura do ar, fornecendo subsídios para um melhor planejamento agropecuário, sendo isso possível através da utilização de equações de regressão para as temperaturas mínimas, medias e máximas referentes às temperaturas mensais e anuais.

2.6. MODELOS ARIMA E SARIMA

Segundo Chechi e Bayer (2012), sabendo-se que que os dados climatológicos são extremamente importantes para as mais diversas áreas da sociedade, podendo significar o sucesso ou o fracasso da atuação dessas áreas, a análise de series temporais acabam atraindo um interesse muito especial.

O estudo dessas series temporais é possível através da aplicação de modelos estatísticos dos mais variados tipos, e entre eles estão os modelos estatísticos univariados, sendo que esse modelo necessita de um vetor de valores da série climatológica para realizar sua análise (CHECHI; BAYER, 2012).

Dentro desses modelos estatísticos para a análise de séries temporais pode-se citar os modelos autorregressivos integrados de médias móveis (ARIMA) (CHECHI; BAYER, 2012; DOS SANTOS, 2015).

Essa metodologia estabelece mecanismo no qual valores futuros de uma serie possam ser previstos com base apenas em seus valores presentes e passados. As técnicas desse processo de previsão fundamentam-se na exploração da correlação temporal que pode existir entre valores exibidos pela série (DOS SANTOS, 2015).

Conforme os relatos de Chechi e Bayer (2012), o modelo ARIMA segue uma sequência de passo sugeridos por Box e Jenkins, conforme descrita a seguir: a) identificação do modelo; b) estimação dos parâmetros e c) diagnóstico do modelo.

Os modelos ARIMA são modelos estatísticos lineares para análise de séries temporais. A abreviação ARIMA em inglês significa "*Auto-Regressive Integrated Moving Average Model*", ou seja, auto-regressivo, integrado e médias móveis. Os termos auto-regressivos correspondem a defasagens da série e as médias móveis são as defasagens dos erros aleatórios (XAVIER, 2016).

De acordo com o estudo de Chechi e Bayer (2012), há a possibilidade do modelo SARIMA, ocasião essa quando o modelo apresenta sazonalidade para a temperatura.

Bandura et al (2019) destacam a aplicabilidade do Modelo ARIMA para estatística na análise de dados em série temporal, demonstrando que esta classe de modelos pode aumentar a eficiência de processos, e que é evidente a expressiva gama de aplicações do modelo ARIMA e a sua variação sazonal-SARIMA, dentro das ciências agrárias exatas e naturais, engenharias, computação e outras e que sendo a previsão um prognóstico de eventos futuros, usado para propósitos de planejamento e decisão, aumentando as probabilidades ou mesmo assegurando o êxito a partir de sua aplicabilidade.

3. MATERIAL E MÉTODOS

Neste capítulo, serão apresentados os materiais utilizados e os métodos abordados para o desenvolvimento da pesquisa.

3.1. MATERIAL

Com a finalidade de analisar o comportamento da série temporal de temperatura da cidade de Pirassununga, no interior de São Paulo, foram utilizados dados mensais e anuais da temperatura de uma série de 30 anos (1988 - 2018). Devido à ausência de informações para 1999 e março de 2000, optou-se por uma interpolação dos dados, isto é, para 1999 replicou-se a série de 1998 e para o dado de março utilizou-se o referente ao ano de 2001. Uma vez não sendo possível realizar nova medição devido a disponibilidade de dados ofertados este método foi o considerado de maior praticidade e que ocasionaria menor variabilidade na estimação das séries.

A cidade de Pirassununga apresenta, de acordo com o sistema internacional de Köppen, um clima do tipo CWa, isto é, tropical com verão chuvoso e inverno seco, com temperatura média nos meses mais frios em torno de 18 °C, e nos meses mais quentes, com temperaturas em torno de 22 °C (BATALHA; ARAGAKI; MANTOVANI, 1997; ALMEIDA, 2002; COLABONE, 2011; FERRARI, 2012).

Vargas et al. (2007) afirmam que a região de Pirassununga apresenta dois tipos diferentes de estações climáticas, sendo quente e chuvosa no período de outubro a março e outra fresca e seca no período de abril a setembro.

Nesta pesquisa foram utilizados dados fornecidos pelo Instituto de Controle do Espaço Aéreo (ICEA), órgão responsável pelo banco de dados meteorológicos da Aeronáutica, assim como Colabone (2011), em sua Tese “Nevoeiro e dinâmica atmosférica: uma contribuição ao estudo sobre ocorrências de nevoeiro no aeródromo da Academia da Força Aérea - Pirassununga/SP” e Ferrari (2012) em sua Tese “Variabilidade e tendência da temperatura e pluviosidade nos municípios de Pirassununga, Rio Claro, São

Carlos e São Simão (SP): estudo sobre mudança climática de curto prazo em escala local”.

A estação meteorológica fica alocada na Academia da Força Aérea, localizada na cidade de Pirassununga, nas coordenadas Latitude 21°59'07" S – Longitude 47°20'06" W. A altitude da região é de aproximadamente seiscentos metros (600 m). (FERRARI; VECCHIA; COLABONE, 2012; FERRARI, 2012).

Os dados utilizados para o desenvolvimento do trabalho foram retirados do site do ICEA.

A atualização do programa Eviews versão 11¹ foi escolhido por possuir uma tecnologia de software moderna com recursos de ponta, além de ser construído numa interface flexível, fácil de usar. Ele dispõe de uma interface orientada a objetos para que corporações, instituições acadêmicas, pesquisadores e agências governamentais e de pesquisa tenham acesso a poderosas ferramentas de modelagem, projeções e estatística e por permitir realização dos cálculos previstos no método utilizado para esta pesquisa. O Eviews tem a difusão de sua utilização nos meios acadêmicos o que facilita a interpretação dos resultados entre distintos pesquisadores. Também é o principal programa utilizado em consultorias que trabalham com dados estatísticos. Sua constante atualização também permite maior confiabilidade no meio acadêmico.

3.2. MÉTODOS

De forma a testar a hipótese desta Tese, serão utilizados dois procedimentos. Desta forma, o método será decomposto em:

- i) análise de variabilidade da temperatura através de estatística descritiva;
- ii) estimativa de modelo de série temporal univariada com o objetivo de decomposição da série nos principais componentes, inclusive

¹ Disponível em: <http://www.eviews.com>.

erro aleatório. Tal modelo permitirá a previsão das temperaturas máximas e mínimas.

3.2.1. ANÁLISE DA VARIABILIDADE DA TEMPERATURA

Para a análise da variabilidade da temperatura dentro do período citado acima, foram aplicados os cálculos do coeficiente de variação, média aritmética e desvio padrão, técnicas já utilizadas em outras pesquisas como Nery (2005) e Ferrari (2012), conforme sugestão da Organização Meteorológica Mundial (OMM).

Cazorla (2003) e Ferrari (2012) citam que a média aritmética é muito utilizada e é um conceito fundamental para análise de cálculos estatísticos e da ciência experimental de séries temporais por se tratar de uma medida de tendência central.

Segundo Lima (2005), Carvalho (2011), Ferrari (2012) e Rondero e Font (2015), o valor da média é representado pela soma dos n elementos dividido pela quantidade de n elementos. Representa-se a média utilizando-se a seguinte simbologia \bar{x} . Para uma série de n valores, utiliza-se a Equação 1.

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \quad (1)$$

Onde: \bar{x} é a média aritmética da série em análise, x_1, x_2 e x_n são elementos da série a ser analisada e n a quantidade de elementos que compõem a série.

Para Lunet, Severo e Barros (2006), Ferrari (2012) e Silva, Fernandes e De Almeida (2015), o desvio padrão apresenta-se como a medida de dispersão mais comum a ser utilizada em probabilidade e estatística, sendo definida como raiz quadrada da variância, fornecendo uma medida de dispersão não negativo, sendo necessário primeiramente calcular o valor da média. A Equação 2 permite calcular o desvio padrão.

$$S = \sqrt{\frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n - 1}} \quad (2)$$

Onde: S é representa o desvio padrão da série em análise, x_i representa os elementos da série a ser analisada, \bar{x} é a média aritmética e n a quantidade de elementos que compõem a série.

É importante salientar a aplicação do desvio padrão no uso da estatística, pois, em uma situação em que as médias apresentam valores iguais, o desvio padrão pode mostrar quanto os valores utilizados para chegar nessa média estão distantes ou próximos da média.

o coeficiente de variação, em boa parte dos casos, é apresentado em forma de porcentagem e sua expressão é definida como a divisão do desvio padrão pela média (FERRARI, 2012; SILVA; FERNANDES; DE ALMEIDA, 2015). A Equação 3 permite calcular o coeficiente de variação:

$$c_v = \frac{S}{\bar{x}} \quad (3)$$

3.2.2. MODELOS ARIMA

De acordo com Souza (1989), uma série temporal é um fenômeno cujo processo de observação e quantificação numérica gera uma sequência de dados distribuídos no tempo. Devido ao seu caráter temporal, uma série temporal pode apresentar certas características relacionadas com o tempo em que os seus dados ocorrem. Entre as mais comuns estão a sazonalidade e a tendência.

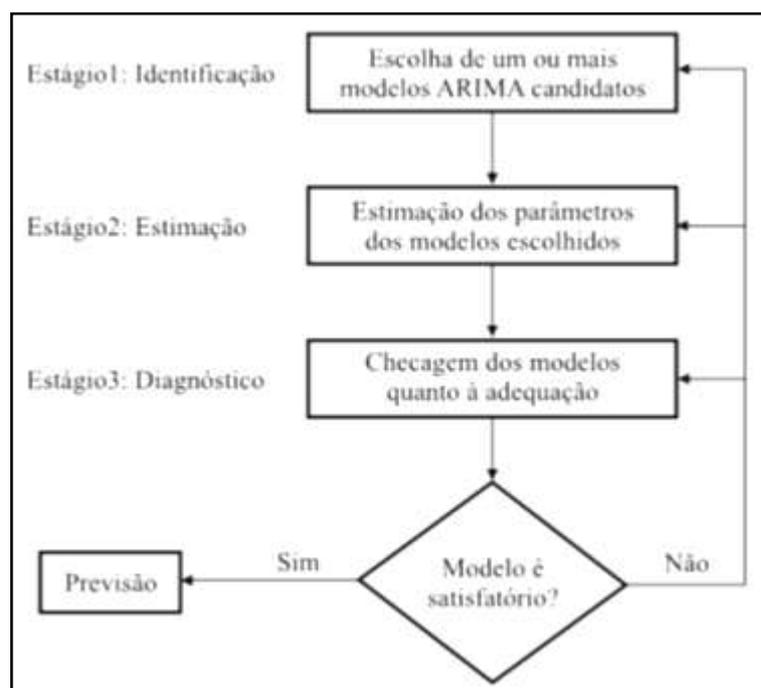
Existem duas maneiras de estudar séries temporais. A primeira é através da análise da série e a outra maneira é através da previsão a partir da série temporal. A análise de uma série temporal tem como objetivo entender o mecanismo que a originou. A previsão, por sua vez, procura construir um modelo em que seja possível prever valores futuros naquela série. Este último é bastante empregado em aplicações financeiras, devido ao lucro que essa previsão possa vir a gerar, caso a predição de valores venha a ser correta, ou o mais próximo possível da realidade.

Box e Jenkins (1976) dizem que o objetivo principal da análise de séries temporais é a realização de previsão. Para isso, eles criaram uma metodologia que permite que valores futuros de uma série possam ser previstos apenas tomando como referência valores atuais e valores passados. Tudo isso graças à correlação temporal entre os dados. Para isso, a metodologia é dividida em algumas etapas e necessita

que alguns requisitos sejam satisfeitos antes que se possa avançar para próxima etapa. Na Figura 2, tem-se uma visão geral das etapas da metodologia.

A metodologia utiliza preferencialmente o modelo ARIMA. Contudo, o modelo ARIMA pode ser ajustado para funcionar puramente como um modelo autorregressivo (AR), médias moveis (MA) ou autorregressivo de medias moveis (ARMA). Essa particularidade do funcionamento depende exclusivamente do ajuste dos parâmetros do método. Por exemplo, caso o método escolhido seja o AR, o único parâmetro ajustado deve ser a ordem do valor autorregressivo. Os parâmetros que relacionados à diferenciação e à ordem do valor de médias móveis devem estar anulados (valor igual a zero) para que não alterem a natureza do método AR. Na Figura 2 é possível observar a estrutura para modelos ARIMA.

Figura 2 – Estrutura de Análise para Modelos ARIMA



Fonte: Elaboração do autor.

Os modelos de equações simultâneas possuem baixo poder para previsão em comparação aos modelos univariados da metodologia Box e Jenkins (1976) que possuem poucos parâmetros a serem estimados e uma especificação simplificada. Uma vez que descrevem apenas um conjunto de relações entre variáveis passadas, falham ao não possuir uma teoria acerca do padrão temporal assumido por estas variáveis (GREENE, 2008).

3.2.2.1. Estacionariedade

Uma série temporal é considerada estacionária se suas propriedades estatísticas não variam ao longo do tempo, ou seja, a série possui média e variância constante, e covariância entre valores em t e $t - k$ depende apenas da defasagem, isto é, de k . Esta hipótese de estabilidade temporal permite que se use a informação disponível da variável para a predição de valores futuros da série (ENDERS, 2004).

A análise de séries temporais envolve a noção do processo gerador da série e, portanto, envolve o conceito de Processos Estocásticos – PE², uma vez que não se podem prever perfeitamente os valores que uma variável assume ao longo do tempo. Para cada valor conhecido que uma variável aleatória assume, diz-se que ocorreu a realização deste PE.

O PE mais conhecido é o PE Ruído Branco – RB (*white noise*)³ que possui como características ser um Processo Fracamente Estacionário – PFE e restrição em relação à memória do processo, ou seja, assintoticamente não correlacionado (sem memória); PE Médias Móveis – MA; PE Autorregressivo – AR; PE ARMA, PE de Wiener ou Movimento Browniano (*Brownian Motion*) (HARVEY, 1990; HAMILTON, 1995; ENDERS; 2004, MORETTIN; TOLOI, 2004).

A seguir, apresentam-se os principais testes para detecção da estacionariedade de uma série, ou seja, a presença ou ausência de raiz unitária⁴. A utilização de mais de um método de análise de estacionariedade visa fornecer maior confiabilidade na decisão de sua presença/ausência e é sugerido na literatura.

3.2.2.1.1. Teste de Dickey-Fuller Aumentado - ADF

A fim de verificar a estacionariedade de uma série temporal, Dickey e Fuller (1979) desenvolveram um arcabouço analítico capaz de testar a significância de um

² Sejam $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{P})$ um espaço de probabilidade, T um conjunto de índices $\in \mathfrak{R}$ e $X(.,.)$ uma função definida para $X(.,.): S \times T \rightarrow \mathfrak{R}$. A sequência de variáveis aleatórias ordenada $\{X(., t), t \in T\}$ é denominada um Processo Estocástico.

³ Uma sequência $\{\varepsilon_t, t \in T\}$ é denominada PERB se para $\forall t: E(\varepsilon_t) = 0; V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2; cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_s)$, para todo $t \neq s$.

⁴ Para maiores informações consultar o capítulo referente às equações em diferenças em Simon e Blume (2004) e Chiang (2005).

parâmetro do componente autorregressivo da série, ou seja, ausência de raiz unitária (Equação 4). Seja:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, t = 1, 2, \dots, \quad (4)$$

onde, $Y_0 = 0$, $\rho \in \mathfrak{R}$, e $\{e_t\}$ é uma sequência de variáveis aleatórias normalmente independentes com média zero e variância constante, isto é, $e_t \sim NID(0, \sigma^2)$.

Dickey e Fuller (1979) analisam a seguinte regra de decisão⁵:

$H_0: \rho = 1$ {há uma raiz unitária, portanto, representa um passeio aleatório⁶}

$H_a: \rho < 1$ {processo autorregressivo de 1ª ordem – AR(1)}.

Como o processo geracional do termo aleatório e, portanto, da série, não são estacionários por hipótese, um teste do tipo t de Student não pode ser aplicado para testar a significância dos parâmetros, uma vez que os valores se alteram de acordo com a especificação da equação e do tamanho da amostra. Assim, é utilizado o PE Movimento Browniano (caso contínuo), e através do Teorema Central do Limite Funcional ou Teorema de Donsker⁷ é possível criar uma função *step*, que transforma o caso contínuo em um caso discreto. Tal fato é assegurado pelo Teorema do Mapeamento Contínuo⁸. Desta forma a estatística \hat{t} pode ser construída como (Equação 5):

$$\hat{t} = \frac{[W(1)^2 - 1]/2}{\left\{ \int_0^1 W(r)^2 dr \right\}^{1/2}} \quad (5)$$

Dickey e Fuller (1979) também apresentaram o teste na presença de constante (*drift*), \hat{t}_μ e presença de tendência determinística (*trend*) e constante, \hat{t}_τ que também possui uma distribuição particular e solucionada pelos teoremas descritos

⁵ Como algumas manipulações algébricas é possível realizar uma adequação para realizar o teste contra a hipótese nula de o parâmetro ser estatisticamente nulo. Para maiores informações ver Enders (2004).

⁶ Para definição de passeio aleatório verificar Hamilton, 1995 e Enders (2004).

⁷ $S_T(r) \Rightarrow W(r)$, $r \in [0,1]$ quando $T \rightarrow \infty$. Para maiores informações ver Spanos (1986).

⁸ Para maiores informações ver Spanos (1986).

anteriormente. Assim, a distribuição pode ser visualizada por experimentos de Monte Carlo, e os valores críticos são encontrados em Dickey e Fuller (1981).

Dickey e Fuller (1979) limitaram a sua análise ao considerar apenas PE Autorregressivo de primeira ordem (ou seja, sem constante ou tendência determinística, sendo considerado um passeio aleatório). Entretanto, um modelo pode ser estacionário ou não, caso o processo geracional da série for um PE Autorregressivo de ordem p – AR(p) ou mesmo PE Médias Móveis de ordem q – MA(q). Então, tem-se uma extensão do teste de Dickey-Fuller, conhecido como Dickey-Fuller aumentado (ADF). Verifica-se que os valores críticos não se alteram, desde que os termos defasados estejam corretamente considerados no modelo em análise, permitindo o uso dos valores críticos anteriores. Sejam:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\gamma = \rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_p - 1 \quad (9)$$

E a seguinte regra de decisão:

$H_0: \gamma = 0$ {há uma raiz unitária}

$H_a: \gamma < 0$ {processo autorregressivo de ordem p – AR(p)}.

A análise dos componentes autorregressivos é realizada pelo teste tipo t de Student. Mackinnon (1991; 1996) desenvolveu um método para obter a estatística para qualquer número de observações⁹. Uma forma prática de encontrar a defasagem máxima é analisar as defasagens que resultam no menor valor dos critérios de informação Hannan-Quinn – HQ, Schwarz – SC ou Akaike – AIC e se os resíduos podem ser considerados ruídos brancos (análise de autocorrelação pelo teste Ljung-Box).

⁹ Especificamente para o teste ADF deve se utilizar os valores fornecidos em Mackinnon (1991).

Dada as especificações em 3.7, 3.8 e 3.9, além dos testes individuais, Dickey e Fuller (1981) forneceram um método para realizar o teste conjunto para três coeficientes. O teste para análise conjunta é do tipo F de Snedecor (Equação 10) e as estatísticas $\Phi_i, i = 1,2,3$:

$$\Phi_i = \frac{(SQR_{restrito} - SQR_{irrestrito})/r}{SQR_{irrestrito}/(T-k)} \quad (10)$$

onde,

SQR – Soma dos Quadrados dos Resíduos restritos e sem a imposição de restrição;

T – número de observações

r – número de restrições

k – número de parâmetros estimados no modelo irrestrito.

3.2.2.1.2. Teste DF-GLS

A abordagem ADF possui críticas principalmente ao seu baixo poder do teste, ou seja, possui maior probabilidade em acometer um erro do tipo II (não se rejeita a hipótese nula, quando ela é falsa) na presença de termos determinísticos.

Uma versão mais eficiente para a análise de presença de raiz unitária em uma série temporal é proposta por Elliott, Rothenberg e Stock (1996). O teste conhecido como DF-GLS tem uma abordagem igual ao teste ADF, mas se diferencia na estimação ao transformar a série por um procedimento de Mínimos Quadrados Generalizados (*Generalized Least Squares* – GLS) antes de realizar o teste sobre os parâmetros, é, portanto, considerado mais potente que o antecessor. Argumenta-se que a extração dos termos determinísticos aumenta o poder do teste (ELLIOTT; ROTHENBERG; STOCK, 1996).

Sejam:

$$y_t = d_t + u_t, \quad (11)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad (12)$$

onde, $t = 1, \dots, T$, d_t é um componente determinístico e v_t é uma sequência estacionária com uma função espectral estritamente positiva.

Assim o interesse é testar a hipótese nula de que $\alpha = 1$ contra a hipótese de que $|\alpha| < 1$.

Se a distribuição dos dados é conhecida, o Lema de Neyman-Pearson fornece o melhor teste contra qualquer ponto alternativo $\bar{\alpha}$. O poder do teste de ótimo em $\bar{\alpha}$ plotado contra a $\bar{\alpha}$ define o poder do envelope que está no limite superior para a função poder para qualquer teste baseado na mesma função de verossimilhança (ELLIOTT; ROTHENBERG; STOCK, 1996).

Desta forma, os autores derivam o limite superior da função poder do teste assintótica sob a hipótese nula de que $\alpha = 1$.

Quando d_t é conhecido, u_t é observável e $-2 \ln L(\alpha)$:

$$L(\alpha) = [\Delta u - (\alpha - 1)u_{-1}]' \Sigma^{-1} [\Delta u - (\alpha - 1)u_{-1}] \quad (13)$$

onde, $\Delta u = (u_1, u_2 - u_1, \dots, u_T - u_{T-1})'$, $u_{-1} = (0, u_1, \dots, u_{T-1})'$, Σ é uma matriz não-singular de variância e covariância para v_1, \dots, v_T . Pelo Lema de Neyman-Pearson, o teste mais poderoso da hipótese nula, de que $\alpha = 1$ contra a alternativa $\alpha = \bar{\alpha}$, é rejeitado para pequenos valores da estatística da razão de verossimilhança $L(\bar{\alpha}) - L(1)$.

Realizando uma nova parametrização escrevendo $c = T(\alpha - 1)$ e $\bar{c} = T(\bar{\alpha} - 1)$, tem-se a estatística da razão de verossimilhança (equação 14):

$$L(\bar{\alpha}) - L(1) = \bar{c}^2 T^{-2} u_{-1}' \Sigma^{-1} u_{-1} - 2\bar{c} T^{-1} u_{-1}' \Sigma^{-1} \Delta u \quad (14)$$

Bueno (2008) destaca que o valor de c decorre de experimentos de Monte Carlo de forma a maximizar o poder do teste $\alpha = 1$ contra a alternativa $\alpha = \bar{\alpha}$, quando se fixa o poder em 50%. Quanto maior a distância entre α e $\bar{\alpha}$ maior o poder do teste.

Quando d_t não é conhecido, este pode ser modelado de forma que seja uma combinação linear de um conjunto de regressores não aleatórios de forma que $d_t = \beta' z_t$, onde β é um vetor q -dimensional de parâmetros desconhecidos e z_t , um vetor q -dimensional de dados observados.

Definindo um vetor coluna T -dimensional y_a e $T \times q$ uma matriz Z_a , tem-se:

$$y_a = (y_1, y_2 - ay_1, \dots, y_T - ay_{T-1})' \quad (15)$$

$$Z_\alpha = (z_1, z_2 - az_1, \dots, z_T - az_{T-1})', \quad (16)$$

Seguem-se:

$$L(\alpha, \beta) = (y_\alpha - Z_\alpha)' \Sigma^{-1} (y_\alpha - Z_\alpha \beta) \quad (17)$$

$$L_T^* = \min_{\beta} L(\alpha, \beta) - \min_{\beta} L(1, \beta) \quad (18)$$

onde, a estatística do teste é a diferença (ponderada) da soma dos quadrados do resíduo de duas regressões de GLS, uma com a imposição de $\alpha = \bar{\alpha}$ e outra com $\alpha = 1$.

O valor de c é determinado:

$$c = \begin{cases} -7 & \text{modelo com constante} \\ -13,5 & \text{modelo com constante e tendência determinística} \end{cases}$$

Portanto, uma vez encontrado o valor de $\bar{\alpha}$ que minimiza a função de verossimilhança e expurgado os termos determinísticos, procede-se pelo teste ADF, descrito anteriormente, com as mesmas regras de decisão.

3.2.2.1.3. Teste KPSS

O teste KPSS, desenvolvido pelos autores Kwiatkowski et. al (1992), também realiza uma crítica ao poder do teste ADF na presença de termos determinísticos. Entretanto, a hipótese do teste é inversa ao teste ADF e DF-GLS, uma vez que a hipótese nula do teste é que a série é estacionária contra a presença de uma raiz unitária, com uma modificação, o teste não ocorre sobre os parâmetros, mas sobre a variância do termo estocástico:

Sejam:

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (20)$$

onde r_t é um passeio aleatório, $u_t \sim \text{iid}(0, \sigma_u^2)$, r_0 é tratado como fixo e pode ser interpretado como um intercepto. Assim a hipótese nula é $\sigma_u^2 = 0$ e, portanto, y_t é

tendência-estacionário. No caso em que $\xi = 0$ tem-se que o processo é estacionário em torno do nível r_0 .

Seja $e_t, t = 1, 2, \dots, T$, o resíduo da regressão de y na presença de intercepto e tendência, $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ é a estimativa da variância do erro desta regressão (SQR/T), defina-se a soma parcial dos resíduos da regressão por (equação 21):

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i, t = 1, 2, \dots, T \quad (21)$$

Então o teste multiplicado de Lagrange, KPSS (equação 22):

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (22)$$

Desta forma, se y_t é um processo estacionário, então S_t possuirá uma raiz unitária, portanto o numerador em 3.23 é um estimador da variância de S_t com um limite assintótico. O termo no denominador assegura que a distribuição é livre de resíduos. Em caso contrário, onde y_t não é um processo estacionário, o numerador cresce sem limites, aumentando o valor da estatística.

Os valores críticos dos testes podem ser encontrados no artigo de Kwiatkowski et al. (1992), com $\eta, \eta_\mu, \eta_\tau$ representando o modelo sem termos determinísticos, modelo com constante, e modelo com constante e tendência, respectivamente.

3.2.2.2. Identificação

Uma vez analisada a presença ou ausência de raiz(es) unitária(s) da etapa de estacionariedade, passa-se à identificação. Essa etapa é considerada crítica, pois é nela em que o modelo para predição será escolhido. Essa seleção de modelo pode ser feita através da análise das funções de autocorrelação (ACF) e de autocorrelação parcial (PACF). No caso deste trabalho, os modelos foram previamente estabelecidos como o modelo AR e o modelo ARMA.

3.2.2.2.1. Processos de Médias Móveis (MA)

Considere o seguinte processo estocástico

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1} \quad (23)$$

Onde μ e θ são constantes quaisquer, e o termo ε_t representa um processo de ruído branco. O processo acima é um processo de médias móveis de primeira ordem, ou simplesmente um MA(1). A esperança de Y é dada por:

$$E(Y_t) = E(\mu) + E(\varepsilon_t) + E(\theta\varepsilon_{t-1}) = \mu \quad (24)$$

A variância de Y é dada por

$$\gamma_0 = E(Y_t - \mu)^2 = E(\varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1})^2 = \sigma^2 + \theta^2\sigma^2 \quad (25)$$

E a primeira autocovariância será

$$\gamma_1 = E(Y_t - \mu)(Y_{t-1} - \mu) = \theta\sigma^2 \quad (26)$$

As autocovariâncias mais altas são todas iguais a zero. Como a média e as autocovariâncias não dependem do tempo t , o processo é covariância-estacionário. A j -ésima autocorrelação é definida como a j -ésima autocovariância dividida pela variância. Ou seja:

$$\rho_j = \frac{\gamma_j}{\gamma_0} \quad (27)$$

Então, a primeira autocorrelação para o processo MA(1) é dada por

$$\rho_1 = \frac{\theta}{(1+\theta^2)} \quad (28)$$

As demais autocorrelações são todas iguais a zero.

Um processo MA(2) é dado por:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (29)$$

Portanto, tem-se $E(Y_t) = \mu$, $\gamma_0 = (1 + \theta_1 + \theta_2)\sigma^2$, $\gamma_1 = (\theta_1 + \theta_1\theta_2)\sigma^2$, $\gamma_2 = \theta_2\sigma^2$, e as demais autocovariâncias são zero.

As equações deste tópico foram baseadas nos estudos e relatos de Morettin e Toloi (2004) e De Mattos (2018), para maiores informações consultar os autores.

3.2.2.2. Processos Autorregressivos (AR)

Considere o seguinte processo estocástico

$$Y_t = c + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Onde c e ϕ são constantes quaisquer, e o termo ε_t representa um processo de ruído branco. O processo acima é um processo autorregressivo de primeira ordem, ou simplesmente AR(1). Da análise de equações em diferenças de primeira ordem, sabe-se que a condição de estabilidade de trajetória é que $|\phi| < 1$. Se $|\phi| \geq 1$, então temos os ε_t 's se acumulando nos Y_t 's ao invés de seu efeito sobre Y_t desaparecer suavemente ao longo do tempo. Isto também se aplica às covariâncias.

Resolvendo para Y_t com o uso de operadores *lag*, temos:

$$(1 - \phi L)Y_t = c + \varepsilon_t \quad (31)$$

$$Y_t = \frac{c + \varepsilon_t}{1 - \phi L} = \sum_{i=0}^{\infty} \phi^i (c + \varepsilon_{t-i}) \quad (32)$$

$$Y_t = c + \varepsilon_t + \phi(c + \varepsilon_{t-1}) + \phi^2(c + \varepsilon_{t-2}) + \dots \quad (33)$$

Ou alternativamente:

$$Y_t = \frac{c}{(1-\phi)} + \varepsilon_t + \phi\varepsilon_{t-1} + \phi^2\varepsilon_{t-2} + \dots \quad (34)$$

Ou seja, um processo AR(1) estacionário pode ser transformado num processo MA(∞).

As equações deste tópico foram baseadas nos estudos e relatos de Morettin e Tolo (2004) e De Mattos (2018), para maiores informações consultar os autores.

3.2.2.2.3. Processos autorregressivos e de médias móveis (ARMA)

Um processo ARMA(p,q) tem a seguinte forma

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (35)$$

A estacionariedade do processo ARMA depende somente dos parâmetros autorregressivos ϕ 's. O processo é estacionário quando as raízes do polinômio $1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_p z^p = 0$ estão fora do círculo unitário. Sendo esse o caso, o processo pode ser transformado num MA(∞).

As equações deste tópico foram baseadas nos estudos e relatos de Morettin e Tolo (2004) e De Mattos (2018), para maiores informações consultar os autores.

3.2.2.2.4. Processos autorregressivos integrados e de médias móveis (ARIMA)

Um processo ARIMA (p,d,q) onde o termo "I" de ARIMA quer dizer "integrado". Dado uma série Y_t verificada com não estacionária aplica-se a transformação de Box-Cox e/ou mais "d" diferenças para se achar:

$$W_t = \Delta^d Y_t = (1 - B)^d Y_t \text{ (série estacionária)} \quad (36)$$

Após este procedimento segue-se para as indicações do modelo ARMA.

As equações deste tópico foram baseadas nos estudos e relatos de Morettin e Tolo (2004) e De Mattos (2018), para maiores informações consultar os autores.

3.2.2.2.5. Processos SARIMA

Os processos SARIMA são complementares aos modelos ARIMA, sendo que neste caso verifica-se também a presença de componentes autorregressivos, médias móveis e integrados sazonais conforme proposto por Box, Jenkins e Reinsel (1994) ou SARIMA(p,d,q)(P,D,Q). Basicamente, o modelo é formado pela inclusão de termos sazonais nos modelos ARIMA(p,d,q). Usamos como notação, letras maiúsculas para a parte sazonal do modelo enquanto letras minúsculas representam a parte não sazonal do modelo. A parte AR do modelo simplesmente consiste das diferenças regulares e sazonais, enquanto a parte MA envolve dois parâmetros.

3.2.2.3. Estimação

Nessa etapa, serão determinados os parâmetros que serão utilizados para os modelos adotados. Conforme Morettin e Tolo (2004), esse valor será fixado nos modelos AR e ARMA, variando, assim, apenas o valor do parâmetro q .

Para um modelo ARMA(p,q) as condições a serem atendidas são:

- $\phi(B)$ atende a condição de estacionariedade; e
- $\theta(B)$ atende a condição de invertibilidade;

Na presença de não-linearidade nos parâmetros da parte média móvel usa-se então um algoritmo iterativo (Eviews usa Marquardt).

3.2.2.4. Verificação do modelo

Nessa etapa, é necessário verificar a adequação do modelo encontrado com os dados utilizados. Para isso, pode-se aplicar alguns testes estatísticos, verificar se o conjunto de todas as correlações dos resíduos pode ser considerado estatisticamente igual a zero.

O teste adotado será realizado através do cálculo da estatística $Q(K)$ de Ljung-Box ou através da estatística Q de Box-Pierce.

Teste Q

$$H_0: \rho_1 = \dots = \rho_j = 0$$

H_1 : ao menos um $\rho_j \neq 0$ ($1 \leq j \leq J$)

$$Q = T \sum_{k=1}^K \hat{r}_k^2 \sim \chi_{K-p-q}^2 \quad (37)$$

Se $Pr(Q) \geq \alpha$ (nível de significância) não se rejeita H_0 ; do contrário, rejeito H_0 .

Ljung desenvolveu um teste que verifica se os resíduos presentes na série são ruídos brancos ou não. Se o valor da estatística qui-quadrado tabelado (no intervalo de confiança) for maior que o valor $Q(K)$, onde K é o valor do *lag* do resíduo, aceita-se a hipótese que os resíduos dos dados, em seu conjunto, são estatisticamente iguais a zero. Com isso, o modelo adequa-se aos dados.

$$Q_{LB}(J) = T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{r}_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2 \quad (38)$$

Onde $m = J - p - q$ (J = número de lags testados menos número de termos AR e MA).

Outros Diagnósticos podem ser realizados, tais como:

- i. Comparação de Modelos ARIMA para uma mesma série
 - R^2
 - R^2 ajustado
 - Critérios de Akaike (AIC)
 - Critérios de Schwarz (SC)
- ii. Teste de Normalidade dos erros: Jarque-Bera.
 - O teste de Jarque-Bera tem como hipótese nula a normalidade. Assim, se o p-valor for menor do que 5% (ou 10%), $p < 0,05$ ($p < 0,10$), então o autor rejeita a normalidade. Já se $p > 0,05$, aceita-se a normalidade.

As equações deste tópico foram baseadas nos estudos e relatos de Morettin e Tolo (2004) e De Mattos (2018), para maiores informações consultar os autores.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo destina-se à análise estatística das distintas séries temporais de forma a atender os objetivos propostos na presente Tese.

4.1. CARACTERIZAÇÃO DAS SÉRIES

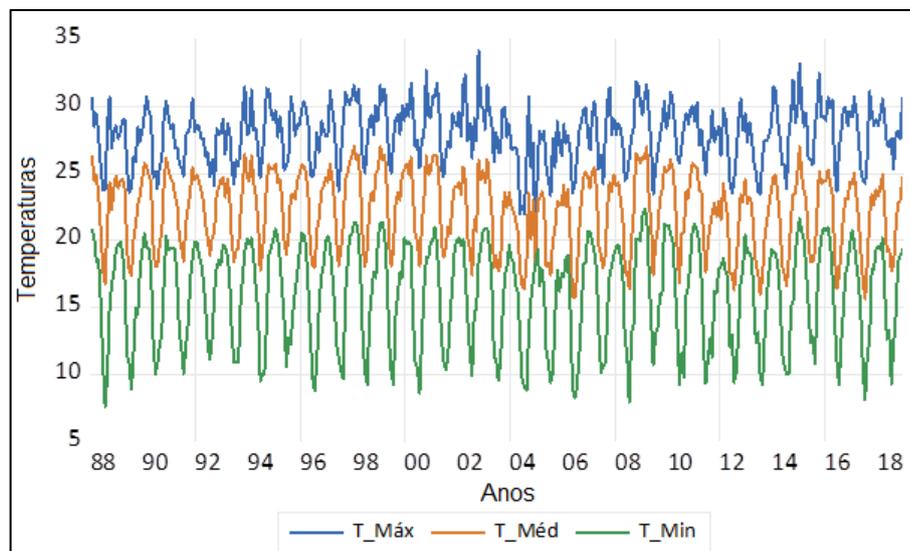
Com a finalidade de analisar o comportamento da série temporal de temperatura da cidade de Pirassununga, no interior de São Paulo, foram utilizados dados mensais e anuais da temperatura de uma série de 30 anos (1988 - 2018), conforme descrito no capítulo 4.

A cidade de Pirassununga apresenta, de acordo com o sistema internacional de Köppen, um clima do tipo C_{Wa}, isto é, tropical com verão chuvoso e inverno seco, com temperatura média nos meses mais frios em torno de 18°C, e nos meses mais quentes, com temperaturas em torno de 22°C (BATALHA; ARAGAKI; MANTOVANI, 1997; ALMEIDA, 2002; COLABONE, 2011; FERRARI, 2012).

A Figura 3 ilustra a série temporal para temperaturas mínima, máxima e média, observadas entre 1988 e 2018. O comportamento gráfico apresenta um padrão de repetição que se assemelha a um comportamento sazonal e que será testado hipoteticamente nas subseções em sequência. De qualquer forma, tal comportamento mostra que há oscilações ano após ano.

Uma vez que a presente tese busca responder se as mudanças são significativas a ponto de considerarmos que há mudança provocada pelas alterações climáticas globais, segue-se com análises estatísticas do comportamento das três variáveis. Ou seja, não apenas consideramos que há alteração no valor médio, mas também nas temperaturas mínimas e máximas que podem ter comportamento diferente a ponto de não serem captadas oscilações devido a uma suavização pela média aritmética.

Figura 3 – Séries de temperatura mínima, máxima e média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



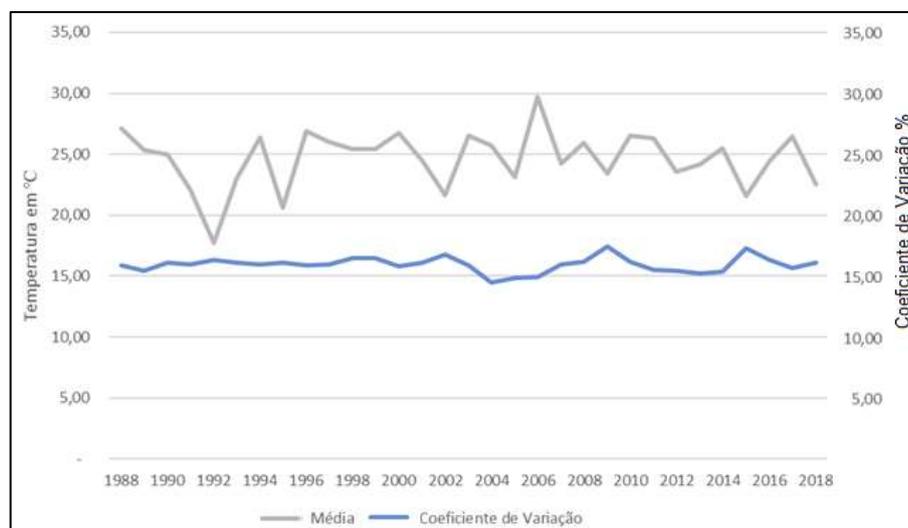
Fonte: Elaboração do autor.

De forma a entender o comportamento para cada mês e verificar se há alteração histórica ao longo da série, utilizou-se o método descrito como análise do coeficiente de variação (CV).

Sabe-se que o CV é uma ferramenta simples e que, apesar de não fazermos nenhuma hipótese *a priori*, será útil como primeiro passo da análise ao permitir verificar alteração para cada mês da série o que poderá fornecer elementos distintivos durante a análise de séries temporais.

A partir da Figura 4, é possível observar que há uma mudança comportamental na série histórica. O coeficiente de variação situa-se próximo a 15%, com picos nos anos de 2009 e 2015.

Figura 4 – Média das temperaturas mínimas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

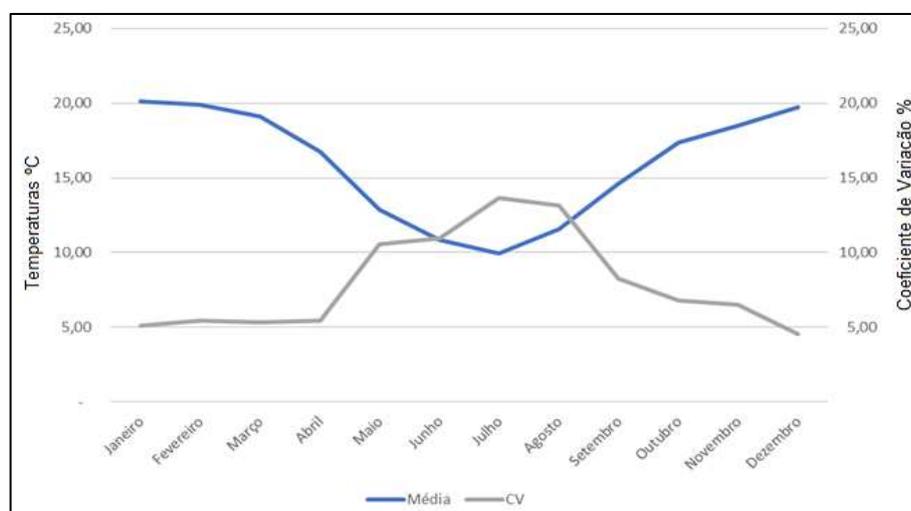


Fonte: Elaboração do autor.

Entretanto, outra análise pode ser realizada ao se pensar não em termos de variação anual, mas, justamente, em variação para cada mês típico. Uma vez que as mudanças edafoclimáticas estão relacionadas com a incidência solar, a qual é cíclica, espera-se que de um ano para outro cada mês tenha um comportamento similar. Exclui-se os casos de efeitos El Niño, La Niña e outros, uma vez que serão influenciados pelas mudanças climáticas e que, portanto, terão maior oscilação devido ao evento climático mencionado que está sendo influenciado pelo aumento das temperaturas médias globais.

A Figura 5 apresenta justamente os meses entre Maio e Novembro que apresentaram CV superior a 5%. Ressalta-se que o mês de julho apresentou um CV de quase 15 % entre 1988 e 2018.

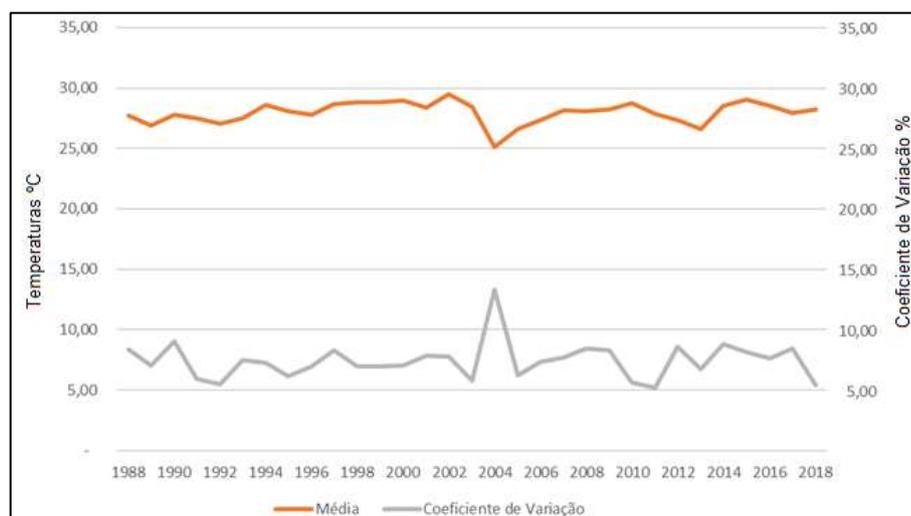
Figura 5 – Média para cada mês das temperaturas mínimas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A partir da Figura 6 é possível observar que há uma mudança comportamental na série histórica, especialmente em 2004. Entretanto, ao compará-la com a Figura 4, verifica-se que o CV é bem inferior, sugerindo que grande parte das variações das temperaturas no período foram provenientes das temperaturas mínimas e não máximas.

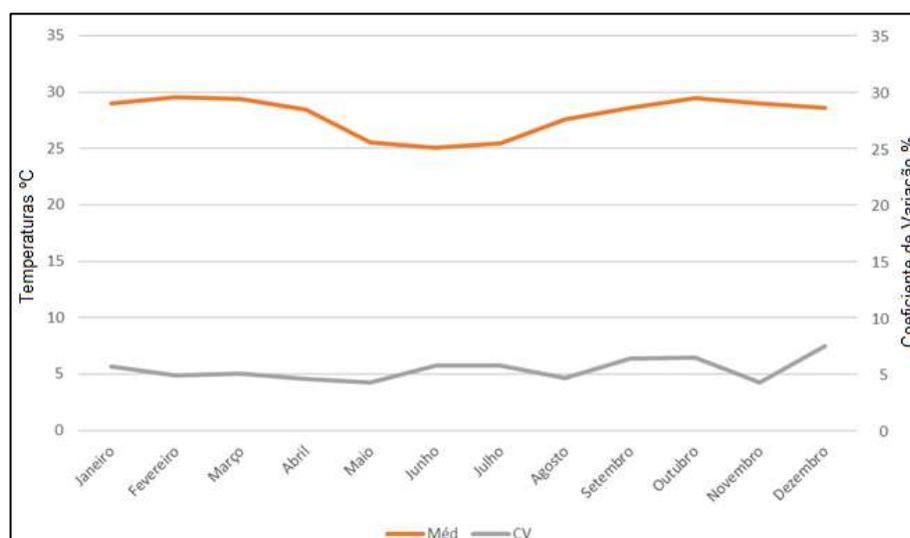
Figura 6 – Média das temperaturas máximas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 7 apresenta, justamente, que nos meses de setembro, outubro e dezembro houve alterações no CV superior a 5%, porém pouco expressivas se comparadas à Figura 4. Ressalta-se que o mês de julho apresentou um CV de quase 15 % entre 1988 e 2018.

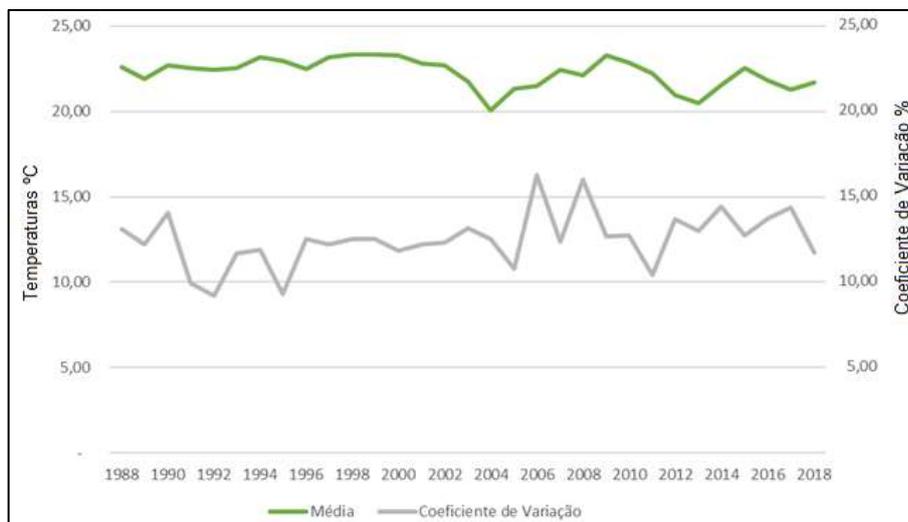
Figura 7 – Média para cada mês das temperaturas máximas e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A partir da Figura 8, é possível observar que há uma mudança comportamental na série histórica, justamente como previsto na hipótese de alterações climáticas. Em outras palavras, tais alterações podem ser estatisticamente significativas ao longo do tempo e qualquer modelo de previsão deverá incluir estas considerações. Nas próximas subseções utilizaremos o modelo ARIMA e SARIMA justamente para verificar a coesão das informações seguindo parâmetros estatísticos aceitáveis na literatura.

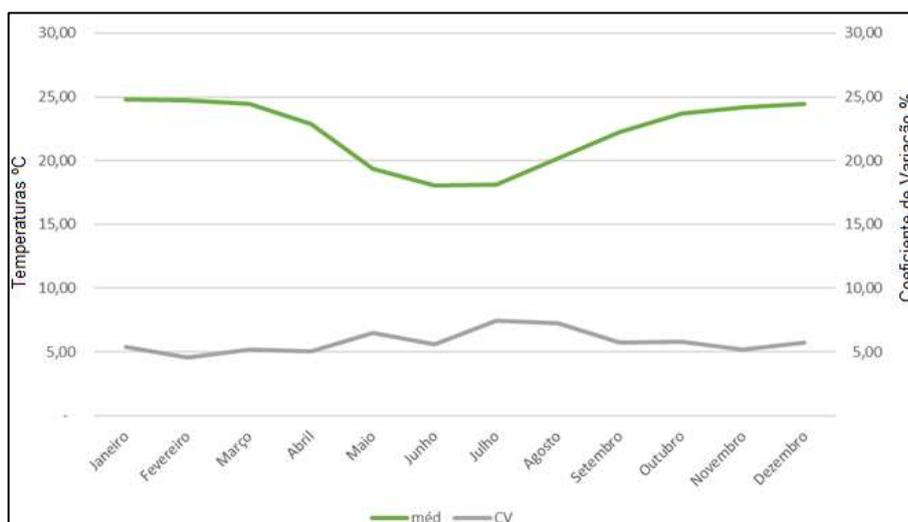
Figura 8 – Média das temperaturas médias e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 9 apresenta, justamente, o fato de que nos meses de maio a outubro e especificamente no mês de dezembro houve alterações no CV superior a 5%. Ressalta-se que o mês de julho apresentou um CV de quase 7,5% entre 1988 e 2018.

Figura 9 – Média para cada mês das temperaturas médias e o respectivo coeficiente de variação para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

As informações analisadas nesta seção são importantes como primeiro mecanismo de aproximação para o entendimento do comportamento das séries.

Entretanto, para uma análise criteriosa, a literatura sugere a análise das séries como um modelo estatístico que possui escopo de análise próprio e que passa desde a análise da normalidade da distribuição das informações até a análise gráfica das variáveis.

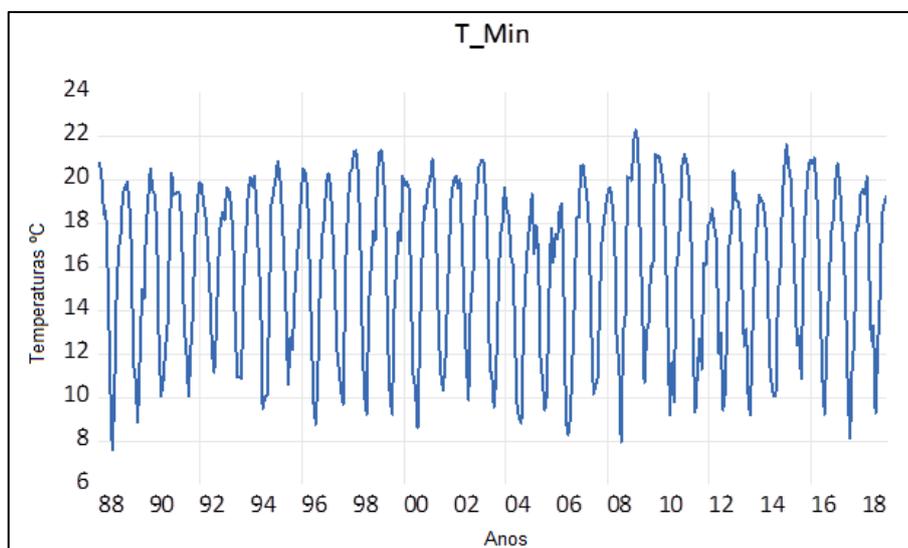
Desta forma, a seção a seguir apresenta uma introdução aos modelos de análise subsequentes.

4.2.INTRODUÇÃO AOS MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS

De forma a permitir maior compreensão dos modelos que serão estudados, optou-se por dividir a análise em três subgrupos distintos, uma vez que cada grupo possuirá uma variável, sendo cada subgrupo uma série temporal univariada. Logo poderemos entender o comportamento das mudanças climáticas não apenas nas alterações do valor médio, mas também, nos valores mínimos e máximos. Este fato é interessante, visto que se verifica no caso de alterações climáticas justamente a criação de ondas de calor ou de frio.

Na Figura 10, em seu eixo vertical tem-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius e em seu eixo horizontal a unidade de tempo entre 1988 e 2018. A Figura 10 apresenta ainda, de maneira isolada, a série temporal univariada para a temperatura mínima no município de Pirassununga – SP. Com as diferenciações é possível observar que a série se mostra sem tendência e sem constante.

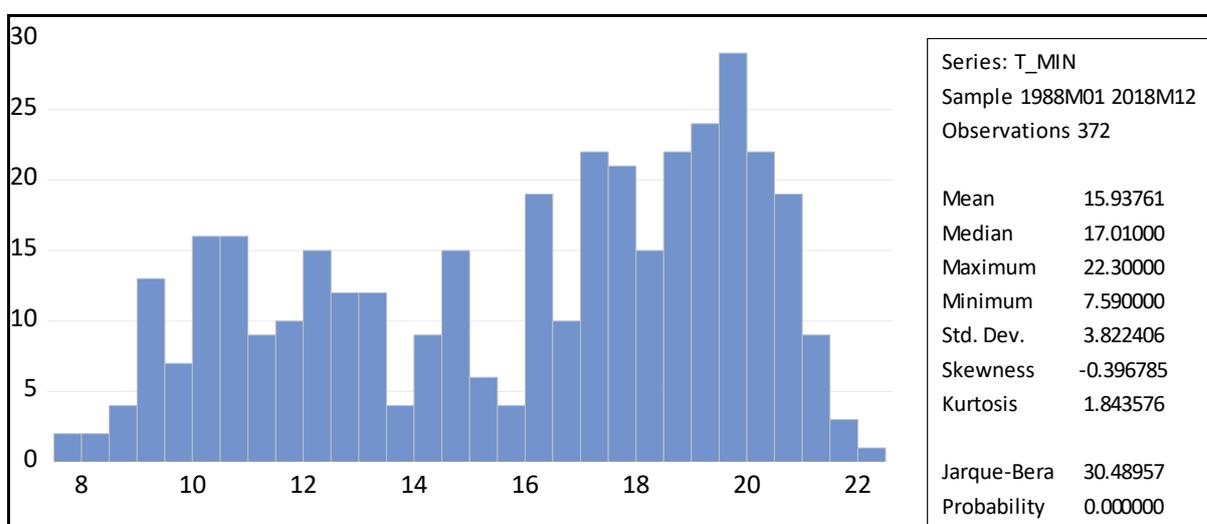
Figura 10 – Série de temperatura mínima no município de Pirassununga
– SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

De forma a analisar a dispersão dos dados, elaborou-se um histograma e as respectivas estatísticas de curtose, assimetria e o teste de Jarque-Bera para verificar a normalidade da distribuição dos dados. A Figura 11 apresenta o histograma da série temporal univariada para a temperatura mínima no município de Pirassununga, onde em seu eixo vertical tem-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius e em seu eixo horizontal frequência absoluta para cada temperatura.

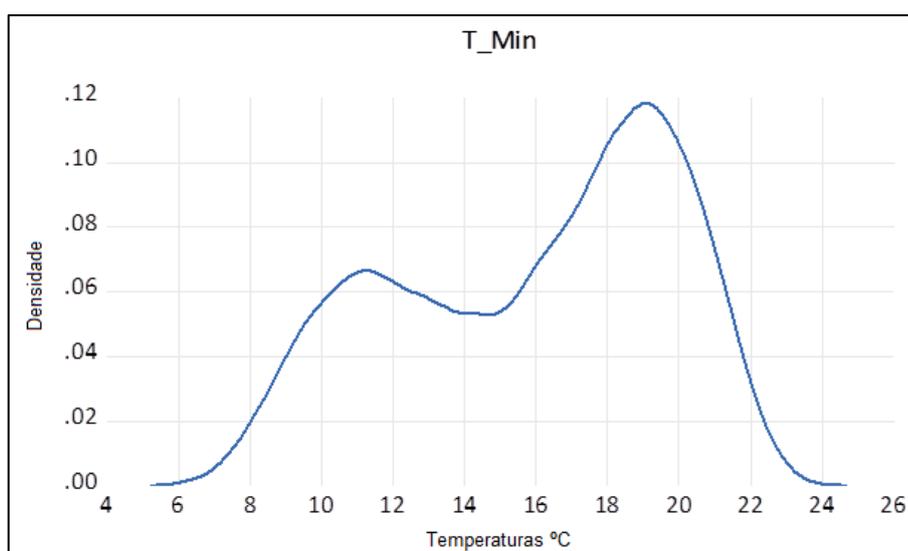
Figura 11 – Histograma da série de temperatura mínima no município de Pirassununga –
SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 12 apresenta a função densidade de probabilidade da distribuição dos dados, na tentativa de verificar se estes assemelham-se à uma distribuição normal para a série temporal univariada em relação a temperatura mínima no município de Pirassununga. Tal prerrogativa auxiliará na estimação dos testes e equações de séries temporais que serão explanadas.

Figura 12 – Distribuição hipotética dos dados da série de temperatura mínima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Tabela 1 apresenta o teste de normalidade da série temporal univariada para a temperatura mínima no município de Pirassununga em consonância à Figura 12 já apresentada. Verifica-se que os dados não se aproximam de uma distribuição normal devido a um valor -p inferior a 0,05. Tais fatores podem ser explicados pela presença de raiz unitária ou componentes de séries temporais.

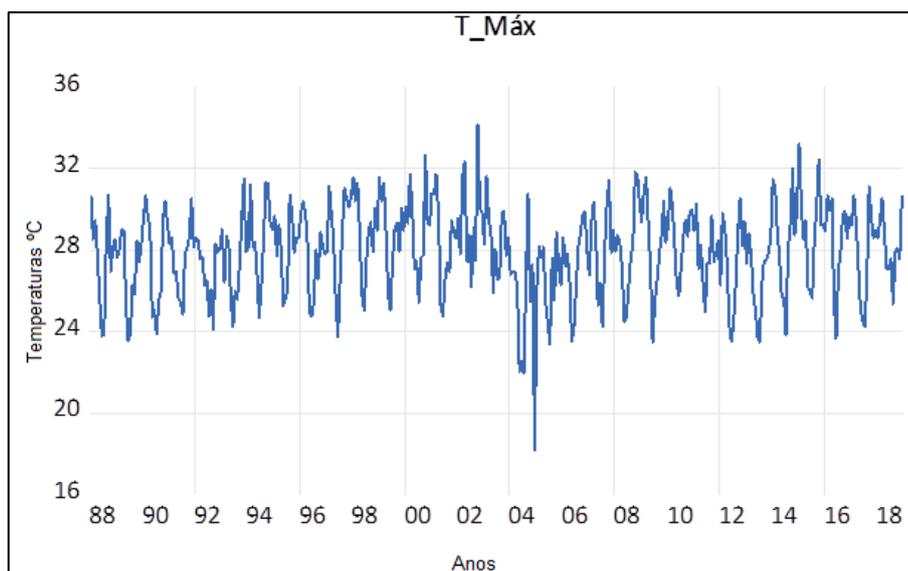
Tabela 1 – Testes de normalidade para temperaturas mínimas entre 1988 e 2018.

Método	Valor	Probabilidade
Liliefors	0.117084	Menor 5%
Cramer-von Mises	1.527626	Menor 5%
Watson	1.437776	Menor 5%
Anderson-Darling (A2)	9.219829	Menor 5%

Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 13, em seu eixo vertical apresentam-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius, e em seu eixo horizontal a unidade de tempo entre 1988 e 2018, a Figura 13 apresenta ainda, de maneira isolada, a série temporal univariada para a temperatura máxima no município de Pirassununga – SP. Com as diferenciações é possível observar que a série se mostra sem tendência e sem constante.

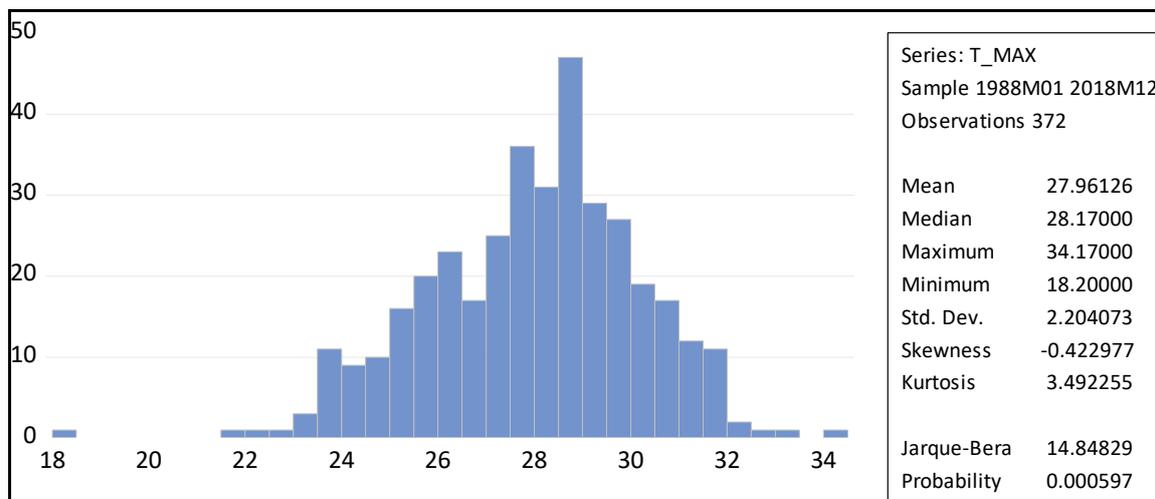
Figura 13 – Série de temperatura máxima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

De forma a analisar a dispersão dos dados, elaborou-se um histograma e as respectivas estatísticas de curtose, assimetria e o teste de Jarque-Bera para verificar a normalidade da distribuição dos dados. A Figura 14 apresenta o histograma da série temporal univariada para a temperatura máxima no município de Pirassununga, onde em seu eixo vertical apresentam-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius e em seu eixo horizontal frequência absoluta para cada temperatura.

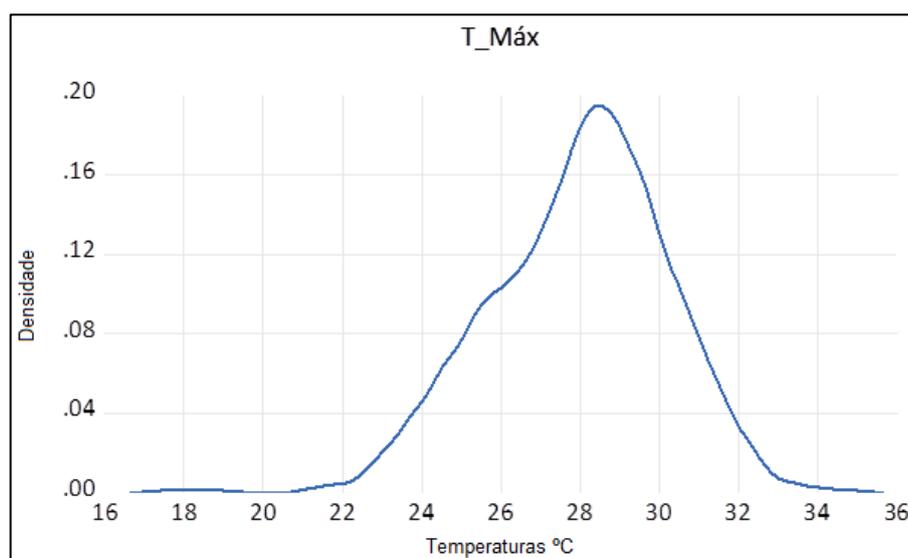
Figura 14 – Histograma da série de temperatura máxima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 15 apresenta a função densidade de probabilidade da distribuição dos dados na tentativa de verificar se estes assemelham-se à uma distribuição normal para a série temporal univariada para a temperatura máxima no município de Pirassununga. Tal prerrogativa auxiliará na estimação dos testes e equações de séries temporais que serão explanadas.

Figura 15 – Distribuição hipotética dos dados da série de temperatura máxima no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Tabela 2 apresenta o teste de normalidade da série temporal univariada para a temperatura mínima no município de Pirassununga em consonância à Figura 15 já apresentada. Verifica-se que a distribuição se assemelha a uma distribuição normal. Entretanto, o teste Jarque-Bera identifica que não há normalidade nos dados. Isto pode ser reflexo da presença de raiz unitária ou componentes de séries temporais.

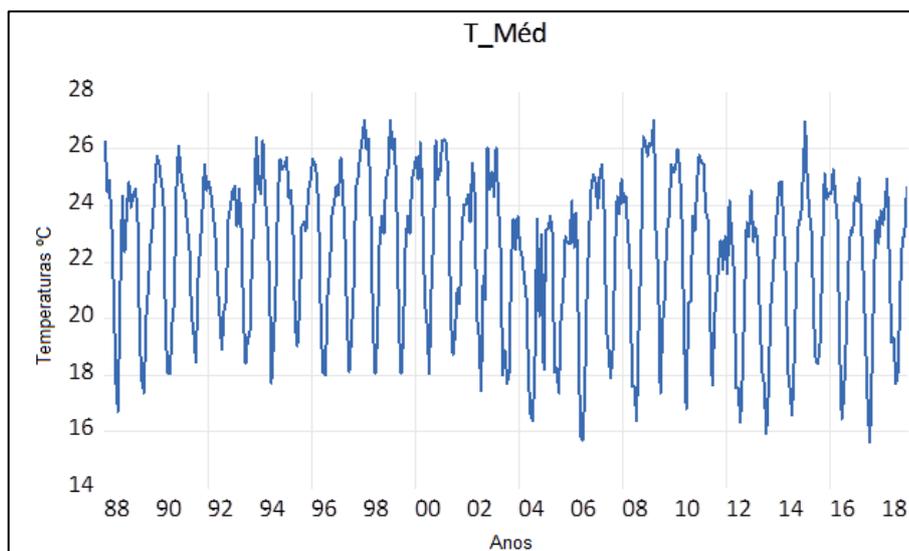
Tabela 2 – Testes de normalidade para temperaturas máximas entre 1988 e 2018.

Método	Valor	Probabilidade
Liliefors	0.058626	Menor 5%
Cramer-von Mises	0.241549	Menor 5%
Watson	0.204938	Menor 5%
Anderson-Darling (A2)	1.274952	Menor 5%

Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 16, em seu eixo vertical apresentam-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius, e em seu eixo horizontal a unidade de tempo entre 1988 e 2018. A Figura 16 apresenta ainda, de maneira isolada, a série temporal univariada para a temperatura média no município de Pirassununga – SP. Com as diferenciações é possível observar que a série se mostra sem tendência e sem constante.

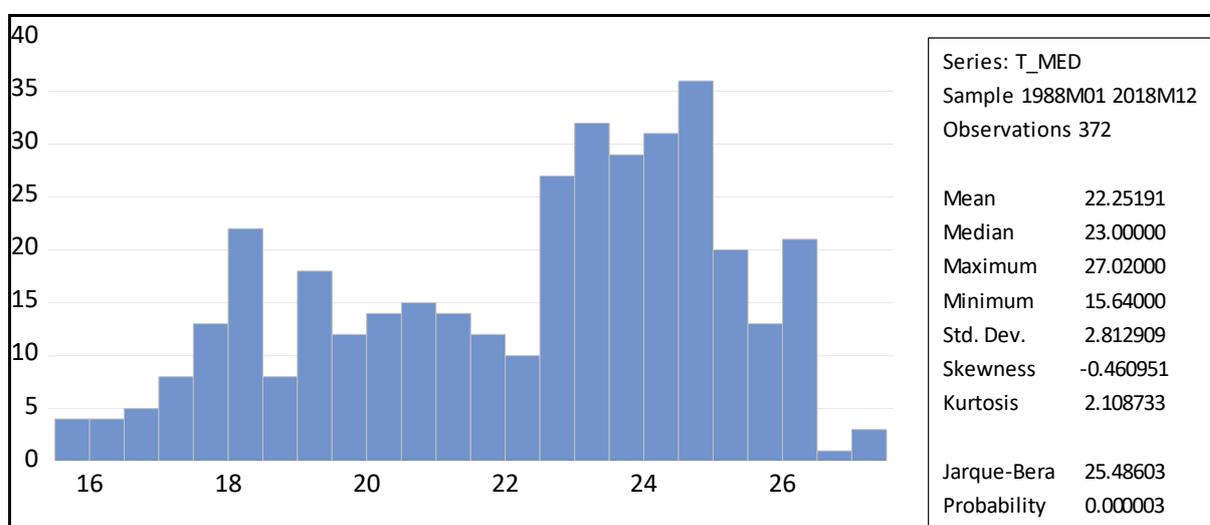
Figura 16 – Série de temperatura média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

De forma a analisar a dispersão dos dados, elaborou-se um histograma e as respectivas estatísticas de curtose, assimetria e o teste de Jarque-Bera para verificar a normalidade da distribuição dos dados. A Figura 17 apresenta o histograma da série temporal univariada para a temperatura média no município de Pirassununga, onde em seu eixo vertical tem-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius e em seu eixo horizontal a frequência absoluta para cada temperatura.

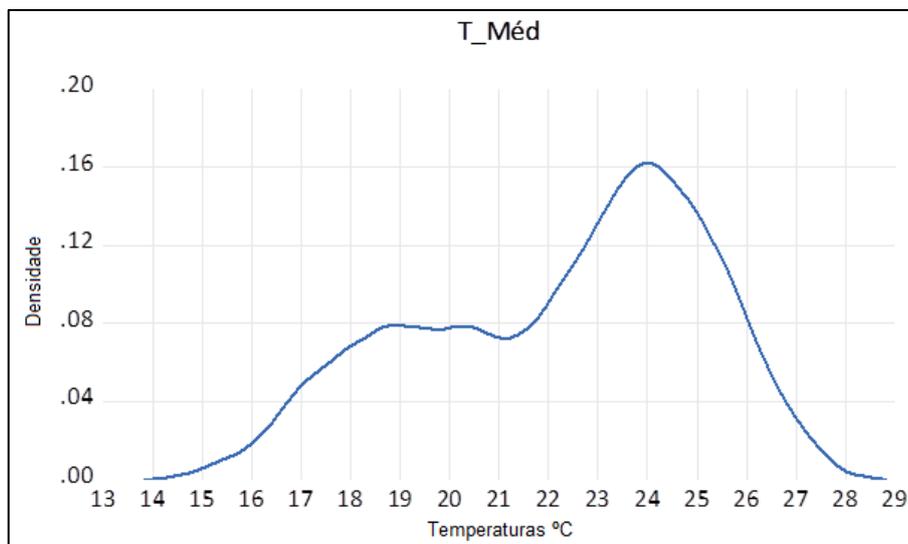
Figura 17 – Histograma da série de temperatura média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 18 apresenta a função densidade de probabilidade da distribuição dos dados na tentativa de verificar se estes assemelham-se à uma distribuição normal da série temporal univariada para a temperatura média no município de Pirassununga. Tal prerrogativa auxiliar na estimação dos testes e equações de séries temporais que serão explanadas.

Figura 18 – Distribuição hipotética dos dados da série de temperatura média no município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Tabela 3 apresenta o teste de normalidade da série temporal univariada para a temperatura média no município de Pirassununga em consonância à Figura 18 já apresentada. Verifica-se que os dados não se aproximam de uma distribuição normal. Ou seja, a presença do vale nos dados pode indicar uma mistura de duas distribuições. Uma vez que o objetivo não foi verificar a distribuição hipotética que representa estes dados e sim detectar um possível problema na estimação, considerou-se que a não normalidade não trará um problema inicial na estimação, uma vez que o modelo ARIMA irá corrigir eventuais problemas ao decompor a série e diante dos testes sugeridos na metodologia e que serão aplicados.

Tabela 3 – Testes de normalidade para temperaturas médias entre 1988 e 2018.

Método	Valor	Probabilidade
Liliefors	0.120679	Menor 5%
Cramer-von Mises	1.259383	Menor 5%
Watson	1.150034	Menor 5%
Anderson-Darling (A2)	7.086713	Menor 5%

Fonte: Elaboração do autor.

4.3. SAZONALIDADE

De forma a verificar a sazonalidade, utilizou-se modelos estatístico de forma a retirar a presença deste tipo de variação ao longo da série.

Conforme descrito na Metodologia, Vargas et al. (2007) afirma que a região de Pirassununga apresenta dois tipos diferentes de estações climáticas, sendo quente e chuvosa no período de outubro a março e fresca e seca no período de abril a setembro.

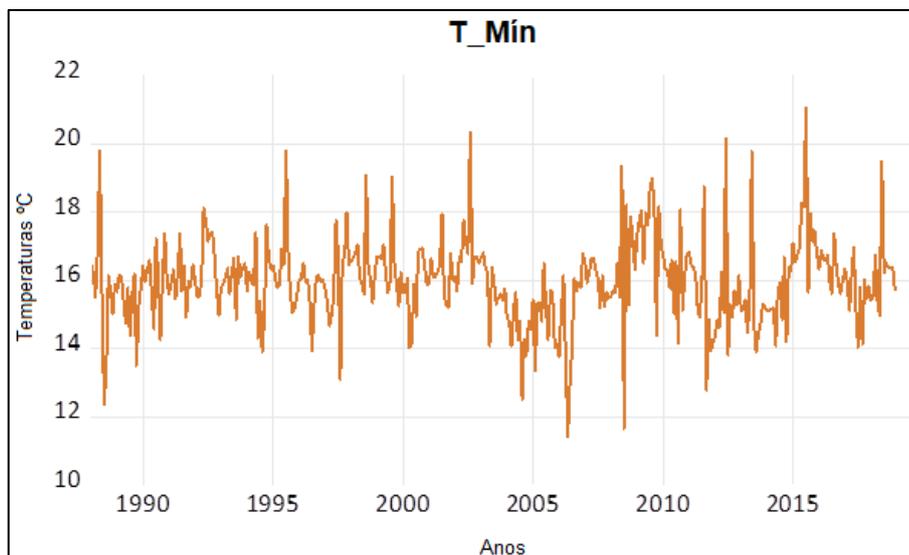
Nesta pesquisa foram utilizados os dados fornecidos pelo Instituto de Controle do Espaço Aéreo (ICEA), órgão responsável pelo banco de dados meteorológicos da Aeronáutica, assim como nas pesquisas de Colabone (2011), em sua tese “Nevoeiro e dinâmica atmosférica: uma contribuição ao estudo sobre ocorrências de nevoeiro no aeródromo da Academia da Força Aérea - Pirassununga/SP” e Ferrari (2012) em sua tese “Variabilidade e tendência da temperatura e pluviosidade nos municípios de Pirassununga, Rio Claro, São Carlos e São Simão (SP): estudo sobre mudança climática de curto prazo em escala local”.

A estação meteorológica fica localizada na Academia da Força Aérea, sendo a mesma localizada na cidade de Pirassununga. A estação fica localizadas nas seguintes coordenadas (Latitude 21°59'07”S – Longitude 47°20'06”W) sendo a altitude da região de aproximadamente seiscentos metros (600 m). (FERRARI; VECCHIA; COLABONE, 2012; FERRARI, 2012).

Tais fatos podem corroborar a presença de sazonalidade, o que será analisado a seguir.

A Figura 19 demonstra, portanto, a presença de uma série sem sazonalidade para a temperatura mínima do município de Pirassununga entre os anos de 1988 a 2018, onde em seu eixo vertical tem-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius e em seu eixo horizontal frequência absoluta para cada temperatura. Verifica-se que na tentativa de retirar a sazonalidade da série a mesma continua mostrando que não há uma tendência ou constante.

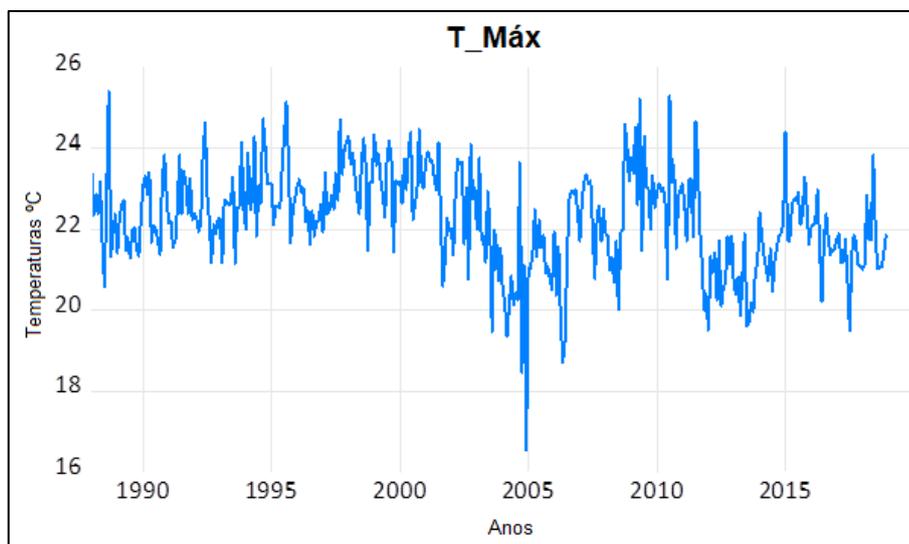
Figura 19 – Série dessazonalizada para a série temporal de temperaturas mínimas para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 20 demonstra a presença de uma série sem sazonalidade para a temperatura máxima do município de Pirassununga entre os anos de 1988 a 2018, onde em seu eixo vertical apresentam-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius e em seu eixo horizontal a frequência absoluta para cada temperatura. Verifica-se que na tentativa de retirar a sazonalidade da série a mesma continua mostrando que não há uma tendência ou constante.

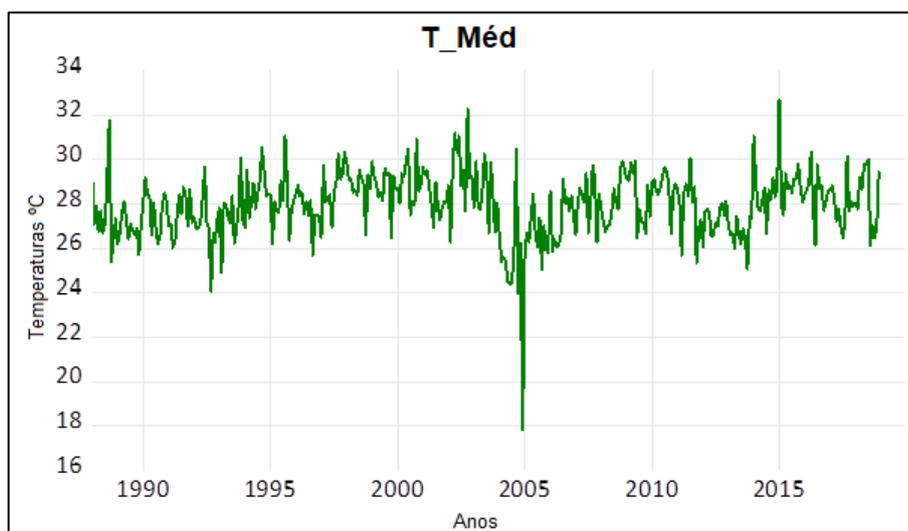
Figura 20 – Série dessazonalizada para a série temporal de temperaturas máximas para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 21 demonstra a presença de uma série sem sazonalidade para a temperatura média do município de Pirassununga entre os anos de 1988 a 2018, onde em seu eixo vertical apresentam-se os valores de temperatura medidas em graus Celsius e em seu eixo horizontal a frequência absoluta para cada temperatura. Verifica-se que na tentativa de retirar a sazonalidade da série a mesma continua mostrando que não há uma tendência ou constante.

Figura 21 – Série dessazonalizada para a série temporal de temperaturas médias para o município de Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

4.4. RAIZ UNITÁRIA

A seguir serão apresentados os testes estatísticos para analisar a presença ou ausência de raiz unitária temporal nas séries sob análise, uma vez que as regressões seriam consideradas espúrias se analisadas sem este cuidado prévio.

4.4.1. TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO

A fim de verificar a estacionariedade de uma série temporal, Dickey e Fuller (1979) desenvolveram um arcabouço analítico capaz de testar a significância de um parâmetro do componente autorregressivo da série, ou seja, ausência de raiz unitária.

Para realizar o teste ADF, devemos verificar em seis etapas:

- i) Presença de constante;
- ii) Presença de constante e tendência linear;
- iii) Ausência de constante e tendência linear;
- iv) Diferença e presença de constante;
- v) Diferença e presença de constante e tendência linear;
- vi) Diferença e ausência de constante e tendência linear; e

A seguir, apresentam-se os testes apenas para as séries de temperaturas mínimas, máximas e médias.

4.4.1.1. Série de Temperaturas Mínimas

$H_0: \gamma = 0$ (presença de raiz unitária, não estacionária)

$H_a: \gamma < 0$ (ausência de raiz unitária, estacionária)

Para o primeiro teste do ADF (Tabela 4) foi atendido o item i citado no tópico 4.4.1 com a presença de uma constante. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$, isto é, evita-se cometer o erro tipo I, isto é, rejeitar hipótese nula (H_0) dado que ela é verdadeira ao assumir um valor muito baixo (ex. 1%). Mas, com a respectiva implicação no valor em β evita-se cometer o erro do tipo II, isto é, aceitar a hipótese nula (H_0) dado que ela é falsa ao assumir um valor muito alto (ex. 10%).

Verificou-se a significância estatística de \hat{t}_τ

Na Tabela 4 (teste 1) verificou-se que os valores críticos calculados por MacKinnon (1996). Tem-se que $\hat{t}_\tau = -4,168043$. A 5% de significância, $VC = -2,869442 > \hat{t}_\tau = -4,168043$, portanto se rejeita a hipótese nula (H_0) de $\gamma = 0$, onde γ representa o parâmetro estimado, e neste caso, considera-se ausência de raiz unitária.

Para o segundo teste do ADF (Tabela 4) foi atendido o item ii citado no tópico 4.4.1 com a presença de uma constante e de tendência linear. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se a significância estatística de \hat{t}_τ

No teste 2 (Tabela 4), verificou-se que os valores críticos calculados por MacKinnon (1996). Tem-se que $\hat{\tau} = -4,164244$. A 5% de significância, $VC = -3,422497 > \hat{\tau} = -4,164244$, portanto se rejeita a hipótese nula de $\gamma = 0$ e, neste caso, considera-se ausência de raiz unitária.

Para o terceiro teste do ADF (Tabela 4) foi atendido o item iii citado no tópico 4.4.1 com a ausência de uma constante e ausência de uma tendência linear. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se a significância estatística de $\hat{\tau}$

No teste 3 (Tabela 4), verificou-se que os valores críticos calculados por MacKinnon (1996). Tem-se que $\hat{\tau} = -0,009977$. A 5% de significância, $VC = -1,941716 < \hat{\tau} = -0,009977$, portanto não se rejeita a hipótese nula de $\gamma = 0$ e, neste caso, considera-se presença de raiz unitária.

Para o quarto teste do ADF (Tabela 4) foi atendido o item iv citado no tópico 4.4.1 com a diferença e presença de uma constante. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se a significância estatística de $\hat{\tau}$

No teste 4 (Tabela 4), verificou-se que os valores críticos calculados por MacKinnon (1996). Tem-se que $\hat{\tau} = -5,664150$. A 5% de significância, $VC = -2,869442 > \hat{\tau} = -5,664150$, portanto se rejeita a hipótese nula de $\gamma = 0$ e neste caso considera-se ausência de raiz unitária.

Para o quinto teste do ADF (Tabela 4) foi atendido o item v citado no tópico 4.4.1 com diferença e presença de uma constante e presença de uma tendência linear. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se a significância estatística de $\hat{\tau}$

No teste 5 (Tabela 4), verificou-se que os valores críticos calculados por MacKinnon (1996). Tem-se que $\hat{\tau} = -5,655976$. A 5% de significância, $VC = -3,422497 > \hat{\tau} = -5,655976$, portanto se rejeita a hipótese nula de $\gamma = 0$ e neste caso considera-se ausência de raiz unitária.

Para o sexto teste do ADF (Tabela 4) foi atendido o item vi citado no tópico 4.4.1 diferença e ausência de uma constante e ausência de uma tendência linear.

Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se a significância estatística de \hat{t}_τ

No teste 6 (Tabela 4), verificou-se que os valores críticos calculados por MacKinnon (1996). Tem-se que $\hat{t}_\tau = -5,671280$. A 5% de significância, $VC = -1,941716 > \hat{t}_\tau = -5,671280$, portanto não se rejeita a hipótese nula de $\gamma = 0$ e neste caso considera-se ausência de raiz unitária.

Tabela 4 – Testes ADF para temperaturas mínimas da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	\hat{t}_τ	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	-2.869442	-4.168043	Ausência de Raiz
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	-3.422497	-4.164244	Ausência de Raiz
Teste 3	Sem Presença de Constante e Tendência linear	-1.941716	-0.009977	Presença de Raiz
Teste 4	Presença de Constante e uma diferença	-2.869442	-5.664150	Ausência de Raiz
Teste 5	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-3.422497	-5.655976	Ausência de Raiz
Teste 6	Sem Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-1.941716	-5.671280	Ausência de Raiz

Fonte: Elaboração do autor.

Neste sentido, pode-se concluir que, para a série de temperaturas mínimas, a melhor alternativa seria considerar que a série tem constante, ou constante e tendência devido que os testes para ausência destes parâmetros indicariam: raiz unitária.

Observou-se que após a aplicação da diferença os testes não apresentaram mais indicativo de raiz unitária, para os modelos ARIMA, a melhor alternativa seria trabalhar com a série com uma diferença.

As tabelas completas dos testes de ADF realizadas para as séries de temperaturas mínimas encontram-se nos Apêndices de A à F.

As tabelas a seguir apresentam os correlogramas e correlogramas parciais, corroborando esta consideração.

Para a Tabela 5 é apresentado o Teste 1 para o correlograma sem a presença de uma diferença. Nesse correlograma é possível observar que a maioria dos valores estão fora do limite indicando, portanto, que a série não é aleatória e apresenta um modelo sem tendência e que ela pode possuir sazonalidade, autocorrelação serial ou médias móveis.

Tabela 5 – Teste 1 para Correlograma da distribuição dos valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

Date: 07/05/20 Time: 12:03
 Sample: 1988M01 2018M12
 Included observations: 372

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.797	0.797	238.35	0.000
		2	0.436	-0.548	309.84	0.000
		3	-0.025	-0.497	310.08	0.000
		4	-0.432	-0.211	380.78	0.000
		5	-0.709	-0.218	571.28	0.000
		6	-0.793	-0.199	810.58	0.000
		7	-0.703	-0.283	999.00	0.000
		8	-0.422	0.005	1067.0	0.000
		9	-0.018	0.184	1067.2	0.000
		10	0.422	0.305	1135.5	0.000
		11	0.758	0.270	1356.8	0.000
		12	0.890	0.217	1662.6	0.000
		13	0.747	-0.033	1878.8	0.000
		14	0.399	-0.101	1940.6	0.000
		15	-0.036	-0.010	1941.1	0.000
		16	-0.442	-0.068	2017.4	0.000
		17	-0.704	0.046	2211.5	0.000
		18	-0.784	0.024	2453.0	0.000
		19	-0.686	-0.109	2638.6	0.000
		20	-0.422	-0.146	2709.0	0.000
		21	-0.026	0.003	2709.2	0.000
		22	0.394	0.034	2771.0	0.000
		23	0.729	0.104	2982.9	0.000
		24	0.842	-0.057	3266.3	0.000
		25	0.709	-0.040	3467.7	0.000
		26	0.370	-0.043	3522.6	0.000
		27	-0.046	0.015	3523.5	0.000
		28	-0.442	-0.081	3602.4	0.000
		29	-0.690	0.039	3795.7	0.000
		30	-0.768	0.038	4036.0	0.000
		31	-0.674	-0.115	4221.4	0.000
		32	-0.414	-0.069	4291.5	0.000
		33	-0.033	-0.043	4291.9	0.000
		34	0.368	-0.033	4347.8	0.000
		35	0.693	0.057	4545.9	0.000
		36	0.806	-0.036	4815.1	0.000

Fonte: Elaboração do autor.

Para a Tabela 6 é apresentado o Teste 2 para o correlograma com a presença de uma diferença e é possível observar que a maioria dos valores estão fora do limite, indicando, portanto, que a série não é aleatória e que a mesma possui sazonalidade.

Tabela 6 – Teste 2 para Correlograma da distribuição dos valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

Date: 07/05/20 Time: 12:04
Sample (adjusted): 1988M02 2018M12
Included observations: 371 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.399	0.399	59.500	0.000
		2	0.255	0.115	83.973	0.000
		3	-0.130	-0.321	90.335	0.000
		4	-0.317	-0.264	128.14	0.000
		5	-0.466	-0.247	210.20	0.000
		6	-0.437	-0.190	282.75	0.000
		7	-0.482	-0.402	371.23	0.000
		8	-0.323	-0.415	411.03	0.000
		9	-0.101	-0.390	414.96	0.000
		10	0.260	-0.240	440.83	0.000
		11	0.507	-0.132	539.77	0.000
		12	0.687	0.148	721.75	0.000
		13	0.517	0.191	825.08	0.000
		14	0.219	0.050	843.65	0.000
		15	-0.061	0.076	845.08	0.000
		16	-0.346	-0.081	891.70	0.000
		17	-0.449	-0.089	970.44	0.000
		18	-0.444	0.048	1047.8	0.000
		19	-0.430	0.070	1120.6	0.000
		20	-0.340	-0.064	1166.2	0.000
		21	-0.062	-0.033	1167.8	0.000
		22	0.203	-0.110	1184.1	0.000
		23	0.553	0.052	1305.7	0.000
		24	0.615	0.032	1456.3	0.000
		25	0.521	0.041	1564.7	0.000
		26	0.193	-0.027	1579.7	0.000
		27	-0.043	0.042	1580.5	0.000
		28	-0.352	-0.085	1630.3	0.000
		29	-0.417	-0.067	1700.8	0.000
		30	-0.436	0.068	1778.0	0.000
		31	-0.424	0.016	1851.2	0.000
		32	-0.309	0.018	1890.2	0.000
		33	-0.064	-0.022	1891.9	0.000
		34	0.184	-0.125	1905.9	0.000
		35	0.530	0.007	2021.6	0.000
		36	0.607	0.025	2173.8	0.000

Fonte: Elaboração do autor.

Para a Tabela 7 é apresentado o Teste 3 para o correlograma com a presença de duas diferenças e é possível observar que alguns dos valores estão fora do limite indicando, portanto, que a série passa a ser aleatória, e a mudança de sinal

da correlação parcial indicar uma defasagem adicional desnecessária. Isto indica, porém não é conclusivo, que a série pode apresentar no máximo uma raiz unitária.

Tabela 7 – Teste 3 para Correlograma da distribuição dos valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

Date: 07/05/20 Time: 12:04
Sample (adjusted): 1988M03 2018M12
Included observations: 370 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.381	-0.381	54.169	0.000
		2	0.201	0.066	69.336	0.000
		3	-0.166	-0.082	79.684	0.000
		4	-0.031	-0.152	80.055	0.000
		5	-0.146	-0.220	88.147	0.000
		6	0.062	-0.069	89.588	0.000
		7	-0.169	-0.208	100.39	0.000
		8	-0.053	-0.327	101.44	0.000
		9	-0.117	-0.431	106.66	0.000
		10	0.095	-0.398	110.11	0.000
		11	0.056	-0.469	111.31	0.000
		12	0.291	-0.364	143.82	0.000
		13	0.107	-0.165	148.20	0.000
		14	-0.017	-0.163	148.31	0.000
		15	0.004	0.003	148.31	0.000
		16	-0.151	0.004	157.15	0.000
		17	-0.089	-0.128	160.23	0.000
		18	-0.007	-0.130	160.24	0.000
		19	-0.063	0.012	161.80	0.000
		20	-0.158	-0.026	171.57	0.000
		21	0.011	0.045	171.62	0.000
		22	-0.071	-0.114	173.61	0.000
		23	0.240	-0.081	196.39	0.000
		24	0.129	-0.078	202.97	0.000
		25	0.195	-0.005	218.12	0.000
		26	-0.077	-0.067	220.47	0.000
		27	0.059	0.060	221.86	0.000
		28	-0.201	0.032	238.16	0.000
		29	-0.038	-0.098	238.74	0.000
		30	-0.025	-0.035	238.99	0.000
		31	-0.086	-0.034	241.99	0.000
		32	-0.108	0.009	246.72	0.000
		33	-0.003	0.106	246.72	0.000
		34	-0.082	-0.036	249.49	0.000
		35	0.224	-0.048	270.10	0.000
		36	0.156	-0.027	280.19	0.000

Fonte: Elaboração do autor.

Já os testes de correlograma para temperaturas máximas encontram-se nos apêndices de S e T e os de temperaturas médias U e V. Os testes demonstram características muito próximas das análises apresentadas para os testes realizados e demonstrados nessa alínea para as temperaturas mínimas

4.4.1.2. Série de Temperaturas Máximas

Para a série de temperaturas máximas adotou-se a mesma sequência de testes conforme apresentado para a série de temperaturas mínimas demonstradas no item anterior.

As informações compiladas para a série de temperaturas máximas podem ser observadas na Tabela 8.

Tabela 8 – Testes ADF para temperaturas máximas da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	$\hat{\tau}$	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	-2.869351	-2.464539	Presença de Raiz
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	-3.422356	-2.489238	Presença de Raiz
Teste 3	Sem Presença de Constante e Tendência linear	-1.941706	0.084608	Presença de Raiz
Teste 4	Presença de Constante e uma diferença	-2.869351	-16.31581	Ausência de Raiz
Teste 5	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-3.422356	-16.29053	Ausência de Raiz
Teste 6	Sem Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-1.941706	-16.33788	Ausência de Raiz

Fonte: Elaboração do autor.

As tabelas completas dos testes de ADF realizadas para as séries de temperaturas máximas encontram-se nos Apêndices de G à L.

4.4.1.3. Série de Temperaturas Médias

Para a série de temperaturas médias adotou se a mesma sequência de testes conforme apresentado para a série de temperaturas mínimas e máximas demonstradas nos itens anteriores.

As informações compiladas para a série de temperaturas médias podem ser observadas na Tabela 9.

Tabela 9 – Testes ADF para temperaturas médias da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	\hat{t}_τ	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	-2.869374	-2.119222	Presença de Raiz
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	-3.422391	-2.461587	Presença de Raiz
Teste 3	Sem Presença de Constante e Tendência linear	-1.941706	-0.312182	Presença de Raiz
Teste 4	Presença de Constante e uma diferença	-2.869351	-18.23522	Ausência de Raiz
Teste 5	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-3.422356	-18.20785	Ausência de Raiz
Teste 6	Sem Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-1.941706	-18.25830	Ausência de Raiz

Fonte: Elaboração do autor.

As tabelas completas dos testes de ADF realizadas para as séries de temperaturas máximas encontram-se nos Apêndices de M à R.

4.4.2. TESTE DF-GLS

A abordagem ADF possui críticas principalmente ao baixo poder do teste, ou seja, possui maior probabilidade em acometer um erro do tipo II (não se rejeita a hipótese nula, quando ela é falsa) na presença de termos determinísticos.

Uma versão mais eficiente para a análise de presença de raiz unitária em uma série temporal é proposta por Elliott, Rothenberg e Stock (1996). O teste conhecido como DF-GLS tem uma abordagem igual ao teste ADF, mas se diferencia na estimação ao transformar a série por um procedimento de Mínimos Quadrados Generalizados (*Generalized Least Squares* – GLS) antes de realizar o teste sobre os parâmetros, portanto, é considerado mais potente que o antecessor. Argumenta-se

que a extração dos termos determinísticos aumenta o poder do teste (ELLIOTT; ROTHENBERG; STOCK, 1996).

A seguir, apresentam-se os resultados para o teste DF-GLS para série temperaturas mínimas, máximas e médias.

4.4.2.1. Série de Temperaturas Mínimas

Para o primeiro teste do DF-GLS (Tabela 10) foi realizado com a presença de uma constante. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se que os valores apresentados na Tabela 10 para o teste estão na área de aceitação da hipótese-nula de presença de raiz unitária.

i) Constante: $-0,725184 > -1,941716$ a 5%

No caso i) como o valor de τ_μ é maior que o valor crítico ($-1,941716$) não se rejeita a hipótese de ausência de raiz unitária.

Para o segundo teste do DF-GLS (Tabela 10) foi realizado com a presença de uma constante e uma tendência linear. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se que os valores apresentados na Tabela 10 para o teste estão na área de aceitação da hipótese-nula de presença de raiz unitária.

ii) Constante e tendência linear: $-1,947705 > -2,898800$ a 5%

No caso ii) como o valor τ_μ é maior que o valor crítico ($-2,898800$) não se rejeita a hipótese de ausência de raiz unitária.

Para o terceiro teste do DF-GLS (Tabela 10) foi realizado com uma diferença e a presença de uma constante. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se que os valores apresentados na Tabela 10 para o teste estão na área de aceitação da hipótese-nula de presença de raiz unitária.

iii) Diferença e Constante: $-0,737055 > -1,941716$ a 5%

No caso iii) como o valor τ_μ é maior que o valor crítico ($-1,941716$) não se rejeita a hipótese de ausência de raiz unitária.

Para o quarto teste do DF-GLS (Tabela 10) foi realizado com uma diferença e a presença de uma constante e uma tendência linear. Conforme sugerido por MacKinnon adota-se como significância o valor de 5%.

Verificou-se que os valores apresentados na Tabela 10 para o teste estão na área de aceitação da hipótese-nula de presença de raiz unitária.

iv) Diferença, Constante e tendência linear: $-1,893799 > -2,898800$ a 5%

No caso iv) como o valor τ_μ é maior que o valor crítico ($-2,898800$) não se rejeita a hipótese de ausência de raiz unitária.

Para o quinto teste do DF-GLS (Tabela 10) foi realizado com duas diferenças e a presença de uma constante. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se que os valores apresentados na Tabela 10 para o teste estão na área de aceitação da hipótese-nula de presença de raiz unitária.

v) 2 Diferenças e Constante: $-0,304621 > -1,941724$ a 5%

No caso v) como o valor τ_μ é maior que o valor crítico ($-1,941724$) não se rejeita a hipótese de ausência de raiz unitária.

Para o sexto teste do DF-GLS (Tabela 10) foi realizado com duas diferenças e a presença de uma constante e uma tendência linear. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Verificou-se que os valores apresentados na Tabela 10 para o teste estão na área de aceitação da hipótese-nula de presença de raiz unitária.

vi) 2 Diferenças, constante e tendência linear: $-2,199520 > -2,899400$ a 5%

No caso vi) como o valor τ_μ é maior que o valor crítico ($-2,899400$) não se rejeita a hipótese de ausência de raiz unitária.

Tabela 10 – Testes DF-GLS para temperaturas mínimas da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	τ_{μ}	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	-1.941716	-0.725184	Presença de Raiz
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	-2.898800	-1.947705	Presença de Raiz
Teste 3	Presença de Constante e uma diferença	-1.941716	-0.737055	Presença de Raiz
Teste 4	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-2.898800	-1.893799	Presença de Raiz
Teste 5	Presença de Constante e duas diferenças	-1.941724	-0.304621	Presença de Raiz
Teste 6	Presença de Constante e Tendência linear com duas diferenças	-2.899400	-2.199520	Presença de Raiz

Fonte: Elaboração do autor.

Conclui-se a partir desse teste que há presença de raiz unitária, mas não há como verificar a presença de constante ou tendência isoladamente.

As tabelas completas dos testes de DF-GLS realizadas para as séries de temperaturas mínimas encontram-se nos Apêndices de W à BB.

4.4.2.2. Série de Temperaturas Máximas

Para a série de temperatura máxima adotou-se a mesma sequência de testes para o DF-GLS, conforme apresentado para a série de temperaturas mínimas demonstradas no item anterior.

As informações compiladas para a série de temperaturas máximas podem ser observadas na Tabela 11.

Tabela 11 – Testes DF-GLS para temperaturas máximas da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	τ_{μ}	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	-1.941706	-0.991008	Presença de Raiz
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	-2.898800	-1.810276	Presença de Raiz
Teste 3	Presença de Constante e uma diferença	-1.941721	-0.244032	Presença de Raiz
Teste 4	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-2.898800	-1.410504	Presença de Raiz
Teste 5	Presença de Constante e duas diferenças	-1.941724	-0.208855	Presença de Raiz
Teste 6	Presença de Constante e Tendência linear com duas diferenças	-2.899400	-3.677245	Ausência de Raiz

Fonte: Elaboração do autor.

As tabelas completas dos testes de DF-GLS realizadas para as séries de temperaturas máximas encontram-se nos Apêndices de CC à HH.

4.4.2.3. Série de Temperaturas Médias

Para a série de temperaturas médias adotou-se a mesma sequência de testes para o DF-GLS, conforme apresentado para a série de temperaturas mínimas e máximas demonstradas nos ítems anteriores.

As informações compiladas para a série de temperaturas médias podem ser observadas na Tabela 12.

Tabela 12 – Testes DF-GLS para temperaturas médias da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	τ_{μ}	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	-1.941706	-0.204531	Presença de Raiz
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	-2.898800	-1.796661	Presença de Raiz
Teste 3	Presença de Constante e uma diferença	-1.941714	-0.338554	Presença de Raiz
Teste 4	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	-2.898600	-1.549255	Presença de Raiz
Teste 5	Presença de Constante e duas diferenças	-1.941724	-0.154043	Presença de Raiz
Teste 6	Presença de Constante e Tendência linear com duas diferenças	-2.899400	-3.424232	Ausência de Raiz

Fonte: Elaboração do autor.

A tabelas completas dos testes de DF-GLS realizadas para as séries de temperaturas médias encontram-se nos Apêndices de II à NN.

4.4.3. TESTE KPSS

O teste KPSS, desenvolvido pelos autores Kwiatkowski et al. (1992), também realiza uma crítica ao poder do teste ADF na presença de termos determinísticos. Entretanto a hipótese do teste é inversa ao teste ADF e DF-GLS, uma vez que a hipótese nula do teste é que a série é estacionária contra a presença de uma raiz unitária, com uma modificação, o teste não ocorre sobre os parâmetros, mas sobre a variância do termo estocástico.

4.4.3.1. Série de Temperaturas Mínimas

Para o primeiro teste do KPSS (Tabela 13) foi realizado com a presença de uma constante. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Para a série de temperaturas mínimas, apresentada na Tabela 13, conclui-se que, como η_μ é menor que o valor crítico (5% de significância), não se rejeita hipótese nula de B estacionário, portanto, reflete a ausência de raiz unitária;

- Constante: $0,037262 < 0,463000$ a 5%

Para o segundo teste do KPSS (Tabela 13) foi realizado com a presença de uma constante e uma tendência linear. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Para a série de temperaturas mínimas apresentada na Tabela 13, conclui-se como η_τ é menor que o valor crítico (5% de significância) não se rejeita hipótese nula de B estacionário, portanto, reflete a ausência de raiz unitária;

- Constante e tendência linear: $0,033900 < 0,146000$ a 5%

Para o terceiro teste do KPSS (Tabela 13) foi realizado com uma diferença e presença de uma constante. Conforme a literatura a respeito do princípio da parcimônia adota-se como significância o valor de $\alpha = 5\%$.

Para a série de temperaturas mínimas apresentada na Tabela 13, conclui-se como η_μ é menor que o valor crítico (5% de significância) não se rejeita hipótese nula de B estacionário, portanto, reflete a ausência de raiz unitária;

- Diferença e constante: $0,110313 < 0,463000$ a 5%

Para o quarto teste do KPSS (Tabela 13) foi realizado com uma diferença a presença de uma constante e tendência linear. Conforme sugerido por MacKinnon adota-se como significância o valor de 5%.

Para a série de temperaturas mínimas apresentada na Tabela 13, conclui-se como η_τ é menor que o valor crítico (5% de significância) não se rejeita hipótese nula de B estacionário, portanto, reflete a ausência de raiz unitária;

- Diferença, constante e tendência linear: $0,063160 < 0,146000$ a 5%

Tabela 13 – Testes KPSS para temperaturas mínimas da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	η_μ	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	0.463000	0.037262	Estacionária
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	0.146000	0.033900	Estacionária
Teste 3	Presença de Constante e uma diferença	0.463000	0.110313	Estacionária
Teste 4	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	0.146000	0.063160	Estacionária

Fonte: Elaboração do autor.

Conclui-se a partir desse teste que há ausência de raiz unitária, mas não há como verificar a presença de constante ou tendência isoladamente.

As tabelas completas dos testes de KPSS realizadas para as séries de temperaturas mínimas encontram-se nos Apêndices de OO à RR.

4.4.3.2. Série de Temperaturas Máximas

Para a série de temperaturas máximas adotou-se a mesma sequência de testes para o KPSS, conforme apresentado para a série de temperaturas mínimas demonstradas no item anterior.

As informações compiladas para a série de temperaturas máximas podem ser observadas na Tabela 14.

Tabela 14 – Testes KPSS para temperaturas máximas da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	η_{μ}	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	0.463000	0.124690	Estacionária
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	0.146000	0.105462	Estacionária
Teste 3	Presença de Constante e uma diferença	0.463000	0.299723	Estacionária
Teste 4	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	0.146000	0.165612	Não Estacionária

Fonte: Elaboração do autor.

As tabelas completas dos testes de KPSS realizadas para as séries de temperaturas máximas encontram-se nos Apêndices de SS à VV.

4.4.3.3. Série de Temperaturas Médias

Para a série de temperaturas médias adotou-se a mesma sequência de testes para o KPSS, conforme apresentado para a série de temperaturas mínimas e máximas demonstradas nos itens anteriores.

As informações compiladas para a série de temperaturas médias podem ser observadas na Tabela 15.

Tabela 15 – Testes KPSS para temperaturas médias da série histórica entre 1988 e 2018.

Nome do teste	Exogeneidade	Valor Crítico a 5%	η_{μ}	Raiz Unitária
Teste 1	Presença de Constante	0.463000	0.458839	Estacionária
Teste 2	Presença de Constante e Tendência linear	0.146000	0.063942	Estacionária
Teste 3	Presença de Constante e uma diferença	0.463000	0.257001	Estacionária
Teste 4	Presença de Constante e Tendência linear com uma diferença	0.146000	0.144275	Estacionária

Fonte: Elaboração do autor.

As tabelas completas dos testes de KPSS realizadas para as séries de temperaturas máximas encontram-se nos Apêndices de WW à ZZ.

4.5. ESTIMAÇÃO E VERIFICAÇÃO DOS MODELOS ARIMA E SARIMA

Nessa etapa, serão determinados os parâmetros que serão utilizados para os modelos adotados. Para a seleção do melhor valor para o parâmetro p , foram utilizados a abordagem de Yule-Walker e o algoritmo de Burg. Esse valor será fixado nos modelos AR e ARMA, variando, assim, apenas o valor do parâmetro q .

Sabe-se que a classe de modelos ARIMA possuem características próprias e a estimação ocorre conjuntamente. Assim, apesar de verificar-se presença de raiz unitária nos testes selecionados, a identificação do modelo pelo programa Eviews® indicou ausência de raiz unitária seguindo o critério de informação de Akaike.

Nessa etapa, é necessário verificar a adequação do modelo encontrado com os dados utilizados. Para isso, pode-se aplicar alguns testes estatísticos, verificar se o conjunto de todas as correlações dos resíduos pode ser considerado estatisticamente igual a zero.

O teste adotado será realizado através do cálculo da estatística $Q(K)$ de Ljung-Box ou através da estatística Q de Box-Pierce.

Ljung desenvolveu um teste que verifica se os resíduos presentes na série são ruídos brancos ou não. Se o valor da estatística qui-quadrado tabelado (no intervalo de confiança) for maior que o valor $Q(K)$, onde K é o valor do *lag* do resíduo, aceita-se a hipótese que os resíduos dos dados, em seu conjunto, são estatisticamente iguais a zero. Com isso, o modelo adequa-se aos dados.

4.5.1. Série Temperaturas Mínimas

No caso, na estimativa para série de temperaturas mínimas, o critério de informação de Akaike após 1521 estimativas de modelos selecionou o modelo ARMA (9,9)(0,0), conforme pode ser analisado na Tabela 16, sendo, uma parte auto regressiva (AR), indicando que a série de interesse é regressada em seus próprios valores defasados e uma parte de média móvel (MA) indicando erro de regressão, que na verdade é uma combinação linear dos erros, ou seja, os valores da série ocorreram em um mesma época em vários momentos do passado. Verifica-se que através do

critério de informação de Akaike¹⁰ o modelo que melhor ajusta-se não possui componentes sazonais, nem autorregressivos, nem médias móveis.

Tabela 16 – Critério de informação Akaike após 1521 estimativas para os valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

Automatic ARIMA Forecasting	
Selected dependent variable: T_MIN	
Date: 02/26/21 Time: 16:39	
Sample: 1988M01 2018M12	
Included observations: 372	
Forecast length: 12	
Model maximums: (12,12)1(2,2)	
Regressors: C	
<hr/>	
Number of estimated ARMA models: 1521	
Number of non-converged estimations: 10	
Selected ARMA model: (9,9)(0,0)	
AIC value: 3.10883845713	

Fonte: Elaboração do autor.

Na Tabela 17 é possível observar a estrutura do modelo ARMA (9,9)(0,0), selecionado. Isto é a presença de componente autorregressivo de até 9 defasagens e componentes médias-móveis com até 9 defasagens. Ressalta-se ausência de componentes sazonais.

¹⁰ O Critério de Informação de Akaike (AIC) admite a existência de um modelo “real” que descreve os dados que é desconhecido, e tenta escolher dentre um grupo de modelos avaliados, o que minimiza a divergência de Kullback-Leibler (K-L). O valor de K-L para um modelo com parâmetros, em relação ao modelo “real”. Esta divergência está relacionada à informação perdida por se usar um modelo aproximado e não o “real”. O modelo com menor valor de AIC é considerado o modelo de melhor ajuste. (BOZDONGAN, 1987).

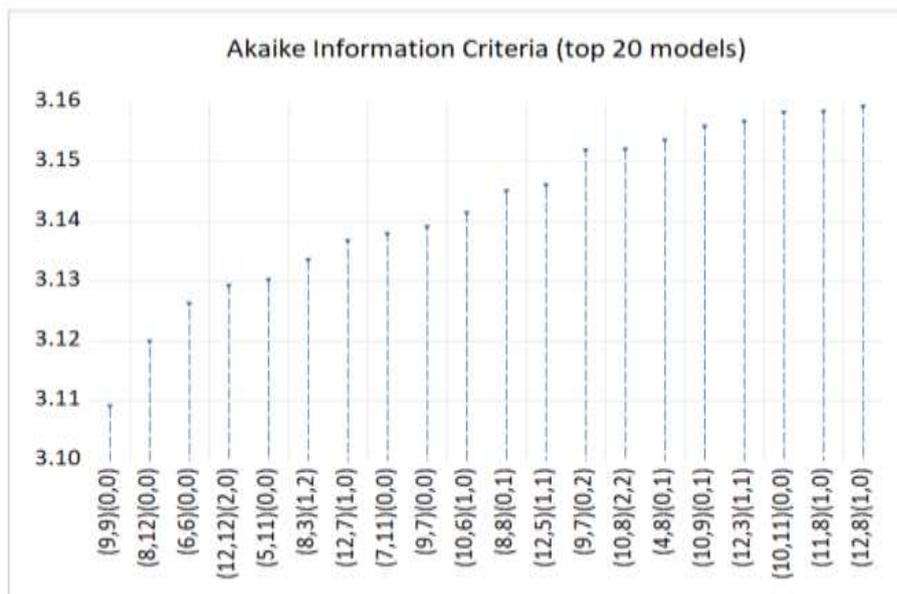
Tabela 17 – Estrutura do modelo ARMA para os valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

Dependent Variable: T_MIN				
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Date: 02/26/21 Time: 16:39				
Sample: 1988M01 2018M12				
Included observations: 372				
Convergence not achieved after 500 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.94749	0.161900	98.50228	0.0000
AR(1)	0.620926	0.005140	120.7977	0.0000
AR(2)	0.664070	0.000440	1510.785	0.0000
AR(3)	-0.890131	0.004756	-187.1740	0.0000
AR(4)	-0.119127	0.000316	-377.1952	0.0000
AR(5)	-0.021060	0.000175	-120.2580	0.0000
AR(6)	0.892195	0.002014	443.0520	0.0000
AR(7)	-0.653995	0.006178	-105.8633	0.0000
AR(8)	-0.756750	0.005969	-126.7894	0.0000
AR(9)	0.863879	0.006008	143.7993	0.0000
MA(1)	-0.382665	2.847626	-0.134380	0.8932
MA(2)	-0.626070	0.533410	-1.173712	0.2413
MA(3)	0.718846	2.419618	0.297091	0.7666
MA(4)	0.297749	0.632737	0.470574	0.6382
MA(5)	0.202217	0.203132	0.995499	0.3202
MA(6)	-0.776447	0.210951	-3.680694	0.0003
MA(7)	0.489901	2.838097	0.172616	0.8631
MA(8)	0.764992	0.847588	0.902552	0.3674
MA(9)	-0.571607	1.841732	-0.310364	0.7565
SIGMASQ	1.105299	3.634398	0.304122	0.7612
R-squared	0.924147	Mean dependent var	15.93761	
Adjusted R-squared	0.920052	S.D. dependent var	3.822406	
S.E. of regression	1.080787	Akaike info criterion	3.108313	
Sum squared resid	411.1711	Schwarz criterion	3.319006	
Log likelihood	-558.1463	Hannan-Quinn criter.	3.191985	
F-statistic	225.7121	Durbin-Watson stat	1.959275	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.87	.87+.50i	.87-.50i	.50-.86i
	.50+.86i	-.50-.86i	-.50+.86i	-.99-.11i
	-.99+.11i			
Inverted MA Roots	.86-.50i	.86+.50i	.63	.49-.83i
	.49+.83i	-.50+.86i	-.50-.86i	-.98+.11i
	-.98-.11i			

Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 22 pode-se observar os vinte melhores modelos a partir do critério de informação de Akaike para a série de temperaturas mínimas após as 1521 estimativas, sendo o modelo ARMA (9,9)(0,0), o selecionado por apresentar a melhor estimativa entre todos os modelos propostos.

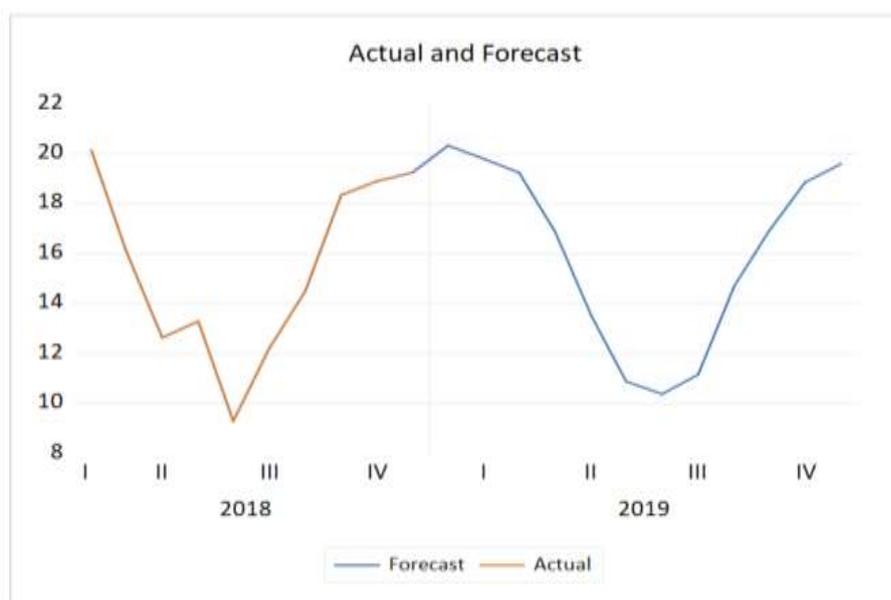
Figura 22 – Critério de informação Akaike para os valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 23, é possível analisar as características da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.

Figura 23 – Característica da série histórica de temperaturas mínimas de Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.



Fonte: Elaboração do autor.

4.5.2. Série Temperaturas Máximas

No caso, na estimativa para série de temperaturas máximas, o critério de informação de Akaike, após 1521 estimativas de modelos, selecionou o modelo ARMA (8,7)(0,0), conforme pode ser analisado na Tabela 18, sendo, uma parte auto regressiva (AR), indicando que a série de interesse é regressada em seus próprios valores defasados e uma parte de média móvel (MA) indicando erro de regressão, que na verdade é uma combinação linear dos erros, ou seja, os valores da série ocorreram em um mesma época em vários momentos do passado. Verifica-se que através do critério de informação de Akaike o modelo que melhor ajusta-se não possui componentes sazonais, nem autorregressivos, nem médias móveis.

Tabela 18 – Critério de informação Akaike após 1521 estimativas para os valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

Automatic ARIMA Forecasting	
Selected dependent variable: T_MAX	
Date: 02/26/21 Time: 18:38	
Sample: 1988M01 2018M12	
Included observations: 372	
Forecast length: 12	
Model maximums: (12,12)1(2,2)	
Regressors: C	
<hr/>	
Number of estimated ARMA models: 1521	
Number of non-converged estimations: 5	
Selected ARMA model: (8,7)(0,0)	
AIC value: 3.63253653245	

Fonte: Elaboração do autor.

Na Tabela 19 é possível observar a estrutura do modelo ARMA (8,7)(0,0), selecionado. Isto é, a presença de componente autorregressivo de até 8 defasagens e componentes médias-móveis com até 7 defasagens. Ressalta-se ausência de componentes sazonais.

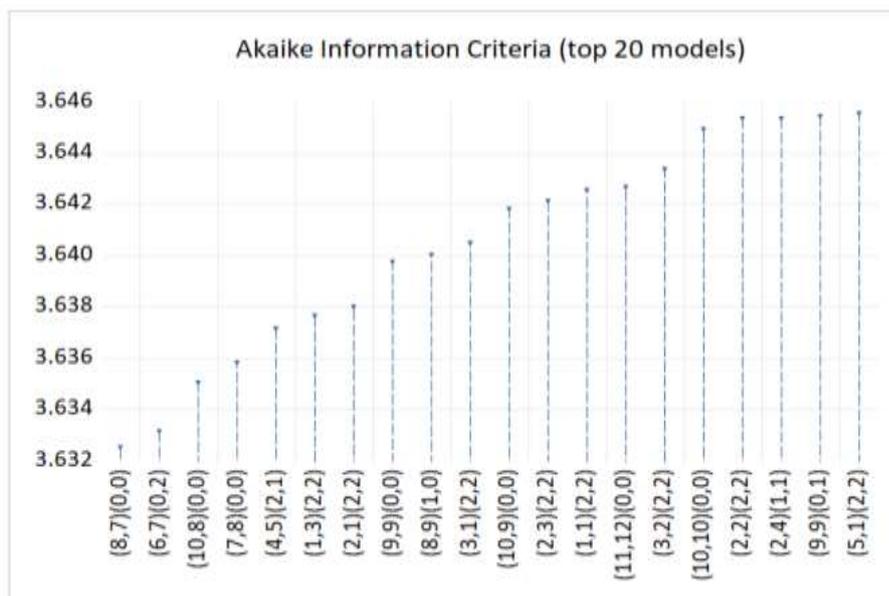
Tabela 19 – Estrutura do modelo ARMA para os valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018

Dependent Variable: T_MAX				
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Date: 02/26/21 Time: 18:38				
Sample: 1988M01 2018M12				
Included observations: 372				
Convergence not achieved after 500 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.96880	0.250543	111.6327	0.0000
AR(1)	2.052812	0.007626	269.1878	0.0000
AR(2)	-1.180006	0.003829	-308.1449	0.0000
AR(3)	-0.834942	0.000628	-1330.556	0.0000
AR(4)	0.979976	0.000129	7578.028	0.0000
AR(5)	0.934311	0.005872	159.1061	0.0000
AR(6)	-2.053074	0.002435	-843.2432	0.0000
AR(7)	1.145552	0.004322	265.0350	0.0000
AR(8)	-0.101073	0.001042	-96.98732	0.0000
MA(1)	-1.810422	3.192019	-0.567172	0.5710
MA(2)	0.847430	5.125130	0.165348	0.8688
MA(3)	0.921831	1.235619	0.746048	0.4561
MA(4)	-0.737587	4.085216	-0.180545	0.8568
MA(5)	-1.026570	2.281362	-0.449981	0.6530
MA(6)	1.810963	5.020204	0.360735	0.7185
MA(7)	-0.813502	3.410453	-0.238532	0.8116
SIGMASQ	1.904883	2.913959	0.653710	0.5137
R-squared	0.606825	Mean dependent var	27.96126	
Adjusted R-squared	0.589105	S.D. dependent var	2.204073	
S.E. of regression	1.412835	Akaike info criterion	3.632147	
Sum squared resid	708.6166	Schwarz criterion	3.811236	
Log likelihood	-658.5794	Hannan-Quinn criter.	3.703268	
F-statistic	34.24417	Durbin-Watson stat	1.995234	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.94	.87+.50i	.87-.50i	.50-.87i
	.50+.87i	.11	-.86+.51i	-.86-.51i
Inverted MA Roots	.86-.51i	.86+.51i	.81	.50+.87i
	.50-.87i	-.86-.51i	-.86+.51i	

Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 24 pode-se observar os vinte melhores modelos a partir do critério de informação de Akaike para a série de temperaturas máximas após as 1521 estimativas, sendo o modelo ARMA (8,7)(0,0), o selecionado por apresentar a melhor estimativa entre todos os modelos propostos.

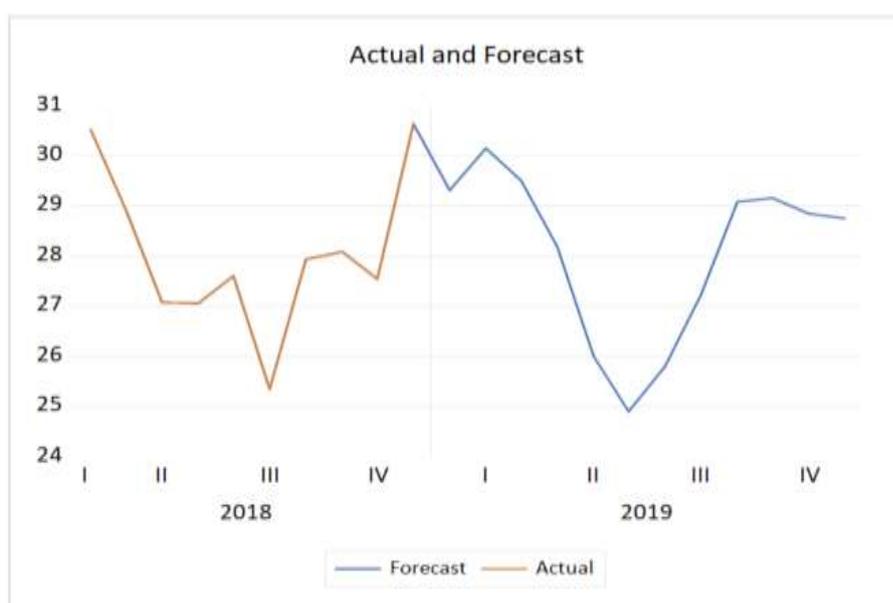
Figura 24 – Critério de informação Akaike para os valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 25, é possível analisar as características da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.

Figura 25 – Característica da série histórica de temperaturas máximas de Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.



Fonte: Elaboração do autor.

4.5.3. Série Temperaturas Médias

No caso, na estimativa para série de temperaturas médias, o critério de informação de Akaike, após 1521 estimativas de modelos, selecionou o modelo ARMA (10,6)(0,1), conforme pode ser analisado na Tabela 20, sendo, uma parte auto regressiva (AR), indicando que a série de interesse é regressada em seus próprios valores defasados e uma parte de média móvel (MA) indicando erro de regressão, que na verdade é uma combinação linear dos erros, ou seja, os valores da série ocorreram em um mesma época em vários momentos do passado. Verifica-se que através do critério de informação de Akaike o modelo que melhor se ajusta possui componentes sazonais, autorregressivo de ordem 1 - SAR(1), mas ausência de componente médias móveis.

Tabela 20 – Critério de informação Akaike após 1521 estimativas para os valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.

Automatic ARIMA Forecasting	
Selected dependent variable: T_MED	
Date: 02/26/21 Time: 18:57	
Sample: 1988M01 2018M12	
Included observations: 372	
Forecast length: 12	
Model maximums: (12,12)1(2,2)	
Regressors: C	
<hr/>	
Number of estimated ARMA models: 1521	
Number of non-converged estimations: 3	
Selected ARMA model: (10,6)(0,1)	
AIC value: 3.04381914283	

Fonte: Elaboração do autor.

Na Tabela 21 é possível observar a estrutura do modelo ARMA (10,6)(0,1), selecionado. Isto é, a presença de componente autorregressivo de até 10 defasagens e componentes médias-móveis com até 6 defasagens, além de um componente média móvel sazonal.

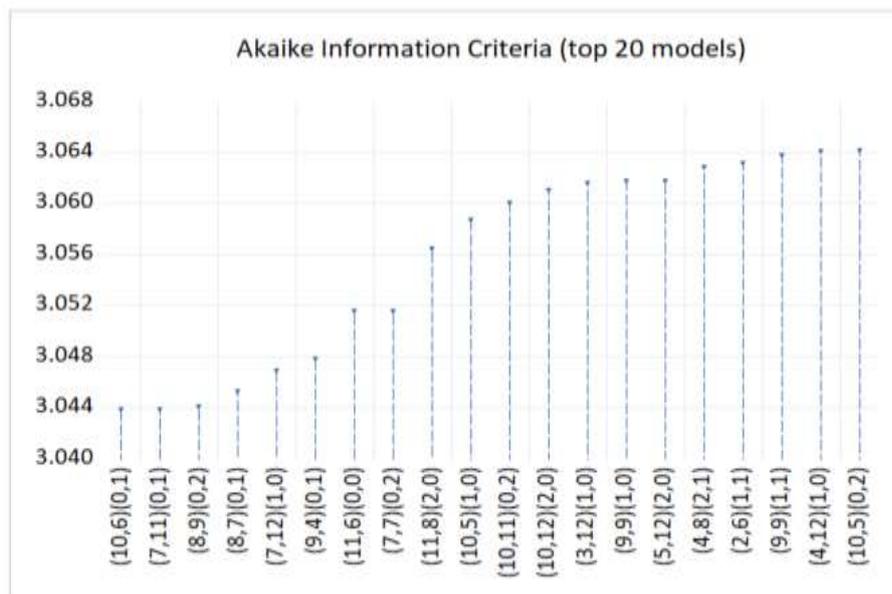
Tabela 21 – Estrutura do modelo ARMA para os valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018

Dependent Variable: T_MED				
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Date: 02/26/21 Time: 18:57				
Sample: 1988M01 2018M12				
Included observations: 372				
Convergence not achieved after 500 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.26065	0.205205	108.4798	0.0000
AR(1)	1.171543	0.002139	547.6120	0.0000
AR(2)	0.371345	0.001363	272.4884	0.0000
AR(3)	-1.984125	0.002725	-728.1452	0.0000
AR(4)	1.159966	0.001639	707.7450	0.0000
AR(5)	0.823871	0.001056	780.0620	0.0000
AR(6)	-1.488091	0.000981	-1516.617	0.0000
AR(7)	0.475002	0.003635	130.6621	0.0000
AR(8)	0.167077	0.001812	92.20423	0.0000
AR(9)	-0.216237	9.69E-05	-2231.263	0.0000
AR(10)	0.200383	0.001191	168.1843	0.0000
MA(1)	-0.807213	2.473559	-0.326337	0.7444
MA(2)	-0.488158	3.408405	-0.143222	0.8862
MA(3)	1.665519	6.309076	0.263988	0.7919
MA(4)	-0.488158	2.605072	-0.187388	0.8515
MA(5)	-0.807213	5.287775	-0.152656	0.8788
MA(6)	1.000000	7.574705	0.132018	0.8950
SMA(12)	0.095300	0.063029	1.511984	0.1314
SIGMASQ	1.030527	5.469806	0.188403	0.8507
R-squared	0.869408	Mean dependent var	22.25191	
Adjusted R-squared	0.862749	S.D. dependent var	2.812909	
S.E. of regression	1.042110	Akaike info criterion	3.042561	
Sum squared resid	383.3559	Schwarz criterion	3.242720	
Log likelihood	-546.9164	Hannan-Quinn criter.	3.122050	
F-statistic	130.5597	Durbin-Watson stat	2.007596	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.87-.50i	.87+.50i	.84	.50+.87i
	.50-.87i	.09-.58i	.09+.58i	-.72
	-.93-.30i	-.93+.30i		
Inverted MA Roots	.86-.50i	.86+.50i	.79-.21i	.79+.21i
	.58-.58i	.58+.58i	.50-.87i	.50+.87i
	.21+.79i	.21-.79i	-.21+.79i	-.21-.79i
	-.58+.58i	-.58-.58i	-.79-.21i	-.79+.21i
	-.96-.29i	-.96+.29i		
Estimated MA process is noninvertible				

Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 26 pode-se observar os vinte melhores modelos a partir do critério de informação de Akaike para a série de temperaturas médias após as 1521 estimativas, sendo o modelo ARMA (10,6)(0,1), o selecionado por apresentar a melhor estimação entre todos os modelos propostos.

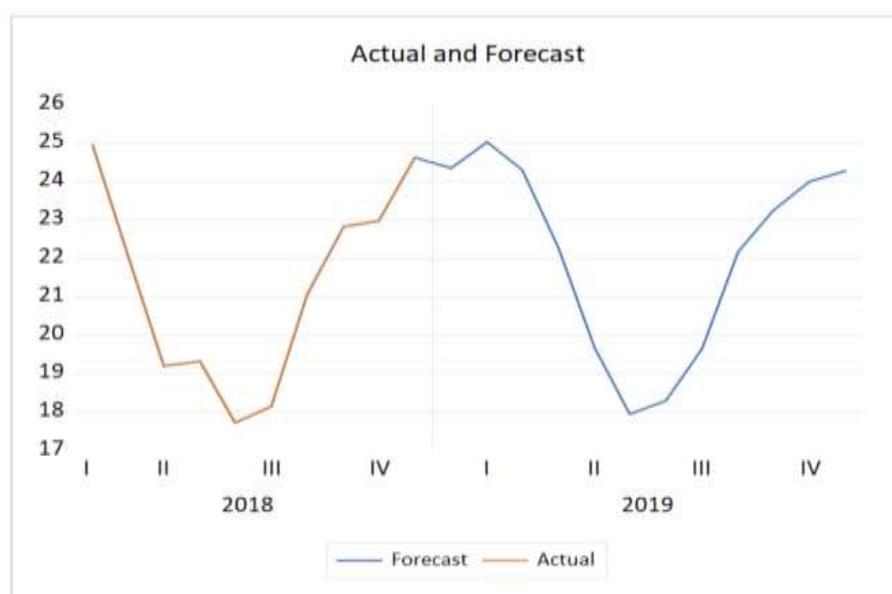
Figura 26 – Critério de informação Akaike para os valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga – SP entre 1988 e 2018.



Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 27, é possível analisar as características da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.

Figura 27 – Característica da série histórica de temperaturas médias de Pirassununga para o ano de 2018 e uma previsão do comportamento da temperatura para o ano de 2019.



Fonte: Elaboração do autor.

5. CONCLUSÕES

Este trabalho teve por hipótese que: “A temperatura diária da microrregião de Pirassununga no interior do estado de São Paulo está sofrendo modificações ao longo dos anos” e, portanto, objetivou analisar o comportamento da temperatura na microrregião de Pirassununga – São Paulo por meio de dados históricos.

Na tentativa de responder se as mudanças são significativas a ponto de considerarmos que há mudança provocada pelas alterações climáticas globais, analisou-se o comportamento de três variáveis de temperatura: i) média; ii) mínima; e iii) máxima. Ou seja, não apenas consideramos que há alteração no valor médio, mas também nas temperaturas mínimas e máximas que podem ter comportamento diferente a ponto de não serem captadas oscilações devido a uma suavização pela média aritmética.

De forma a entender o comportamento para cada mês e verificar se há alteração histórica ao longo da série, utilizou-se o método descrito como análise do coeficiente de variação (CV). Apesar de ser uma ferramenta simples, verificou-se significativa alteração entre as séries analisadas. Portanto a hipótese nula de alteração foi corroborada por este índice.

Entretanto, para maior confiabilidade da interpretação, seguiu-se para uma análise estatística de séries temporais, utilizando o método Box Jenkins para séries univariadas de estimação. Pelo procedimento proposto, há a possibilidade de não estimação, quando da presença de raiz unitária ou estimação, como suas derivações conseguintes as quais podem apresentar componentes médias móveis e autorregressivos.

A presença de componentes autorregressivos faz sentido em séries temporais devido à relação de frequência dos eventos naturais, isto é, na ausência de interferência adicional, espera-se que todo mês tenha temperatura típica com pequenas alterações ao longo da série. Isto é possível ser analisado pela presença dos componentes autorregressivos significativos. Entretanto o método também permite analisar a presença de médias móveis, isto é, justamente componentes que permitem analisar se há alteração da média ao longo da série, o que reforça a corroboração ou não da hipótese nula.

As séries estimadas inicialmente foram submetidas a uma análise de raiz unitária, uma vez que a presença de uma raiz unitária temporal pode fazer com que

as estatísticas sejam invalidadas ou de baixo teor de significância para a análise. Neste sentido, vários testes foram analisados para verificar a presença das raízes. Apesar de os testes mostrarem a presença de raiz unitária e a possibilidade de trabalhar com a série defasada em um tempo (-1), o modelo Box Jenkins, aplicado com o auxílio do programa Eviews®, demonstrou que a presença de componentes autorregressivos e médias móveis expurgam o efeito da raiz unitária, logo verificou-se apenas modelos ARMA e não ARIMA (integrados com ordem diferente de 0).

Assim, a presença de raízes unitárias pode ser constatada pelos componentes calculados pelo procedimento Box Jenkins. Neste sentido, a possibilidade de estimação descartou que a série possa ser um passeio aleatório puro, o que já era esperado para uma série de temperatura, mas a presença de médias móveis nas três séries pode ser um indicativo da interferência das mudanças climáticas.

Desta forma, corrobora-se a hipótese nula que: “A temperatura diária da microrregião de Pirassununga no interior do estado de São Paulo está sofrendo modificações ao longo dos anos”. Neste sentido, este trabalho adiciona mais evidências dos efeitos das mudanças climáticas.

As possíveis consequências desta constatação poderão ser analisadas por engenheiros agrônomos que venham a analisar a alteração da produtividade das plantas na região ao longo do tempo. Assim, este trabalho poderá embasar análises na região que venham a trabalhar com estimação de modelos estatísticos para análise de produtividade ou modelos de causa e efeito.

Sugere-se que no futuro seja utilizado um modelo multivariado de forma a testar a influência de outras variáveis diretas que podem explicar as variações na série e que não necessariamente são envolvidas com as mudanças climáticas.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, Daniela de. **Espécies de abelhas (Hymenoptera, apoidea) e tipificação dos méis por elas produzidos em área de cerrado do município de Pirassununga, estado de São Paulo**. 2002. Dissertação (Mestrado em Entomologia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002. doi:10.11606/D.11.2002.tde-09012003-075838. Acesso em: 2020-01-31.
- BACK, Álvaro José. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v. 36, n. 5, p. 717-726, 2001.
- BANDURA, E.; BUENO, J. C. M.; JADOSKI, G. S.; JUNIOR, G. F. R.; aplicações do modelo ARIMA para estatística na análise de dados em série temporal. **Pesquisa Aplicada & Agrotecnologia**, Guarapuava-PR, v.12, n.3, p.145-150, Set-Dez., 2019. DOI: 10.5935/PAeT.V12.N3.15
- BATALHA, Marco Antonio; ARAGAKI, Sônia; MANTOVANI, Waldir. Variações fenológicas das espécies do cerrado em Emas - Pirassununga, SP. **Acta Bot. Bras.**, Feira de Santana, v. 11, n. 1, p. 61-78, 1997.
- BARDIN, Ludmila; PEDRO JÚNIOR, Mário J.; DE MORAES, Jener FL. Estimativa das temperaturas máximas e mínimas do ar para a região do Circuito das Frutas, SP. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 6, p. 618-624, 2010.
- BAYER, Débora Missio; CASTRO, NM dos R.; BAYER, Fábio Mariano. Modelagem e previsão de vazões médias mensais do rio Potiribu utilizando modelos de séries temporais. **Revista brasileira de recursos hídricos**, v. 17, n. 2, p. 229-239, 2012.
- BEZERRA JÚNIOR, José Gilberto Olimpio; DA SILVA, Nubelia Moreira. CARACTERIZAÇÃO GEOAMBIENTAL DA MICRORREGIÃO DO SERIDÓ ORIENTAL DO RIO GRANDE DO NORTE. **HOLOS**, [S.l.], v. 2, p. 78-91, mar. 2007. ISSN 1807-1600. Disponível em: <<http://www2.ifrn.edu.br/ojs/index.php/HOLOS/article/view/102/104>>. Acesso em: 10 maio 2021. doi:<https://doi.org/10.15628/holos.2007.102>.
- BOZDONGAN. H. Model selection and Akaike's Information Criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. **Psychometrika**. v.52, n.3, 345-370, Sep. 1987.
- BOX, G.; JENKINS, G. **Time series analysis, forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, p. 575, 1976.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARGNELUTTI FILHO, Alberto; MALUF, Jaime Ricardo Tavares; MATZENAUER, Ronaldo. Coordenadas geográficas na estimativa das temperaturas máxima e média decendiais do ar no Estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, v. 38, n. 9, p. 2448-2456, 2008.

CARVALHO, José Ivanildo Felisberto de. **Média aritmética nos livros didáticos dos anos finais do ensino fundamental**. 2011. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Educação Matemática e Tecnológica, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2011.

CAVALCANTI, Enilson P.; SILVA, Vicente de PR; DE SOUSA, Francisco de AS. Programa computacional para a estimativa da temperatura do ar para a região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 10, n. 1, p. 140-147, 2006.

CAZORLA, Irene Mauricio. Média aritmética: um conceito prosaico e complexo. **Anais do IX Seminário de Estatística Aplicada**, 2003.

CHECHI, Leonardo; BAYER, Fábio M. Modelos univariados de séries temporais para previsão das temperaturas médias mensais de Erechim, RS. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 16, n. 12, p. 1321-1329, 2012.

CHIANG, Mung. **Geometric programming for communication systems**. Now Publishers Inc, 2005.

COLABONE, Rosângela de Oliveira. **Nevoeiro e dinâmica atmosférica: uma contribuição ao estudo sobre ocorrências de nevoeiro no aeródromo da Academia da Força Aérea - Pirassununga/SP**. 2011. Tese Doutorado. Universidade de São Paulo, São Carlos, 2011.

CONFALONIERI, Ulisses EC. Variabilidade climática, vulnerabilidade social e saúde no Brasil. **Terra livre**, v. 1, n. 20, p. 193-204, 2015.

DA SILVA, Josmila Fernandes et al. **Zoneamento Geoambiental para o uso sustentável de aquíferos no município de Pirassununga-SP**. Revista Brasileira de Geografia Física, v. 12, n. 04, p. 1277-1290, 2019.

DE MATTOS, Rogério Silva. **Tendências e Raízes Unitárias**. 2018.

DEMO, Mauriceia Aparecida de Oliveira. **A formação de oficiais e as políticas educacionais da Academia da Força Aérea Brasileira**. 2006.

DE SOUZA, Werônica Meira; DE AZEVEDO, Pedro Vieira. Avaliação de tendências das temperaturas em Recife-PE: mudanças climáticas ou variabilidade?. **Engenharia Ambiental: Pesquisa e Tecnologia**, v. 6, n. 3, 2009.

DICKEY, D.A FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p.1057-1072, July 1981.

DICKEY, D.A; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 4, n. 366, p. 427-431, June 1979.

DIEDRICH, Vianeil L.; FERREIRA, Everaldo R.; ECKHARDT, Rafael R. Espacialização das estimativas das temperaturas máximas, médias e mínimas anuais para o Vale do Taquari-RS-Brasil, pelo método de regressão linear. **SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO**, v. 13, 2007.

DOS SANTOS, Fábio Sandro. **Modelos de Séries Temporais Aplicados a Dados de Precipitação da Região do Cariri Paraibano**. 2015.

ELLIOTT, Graham, Thomas J. ROTHENBERG, and James H. STOCK. "**Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root**." *Econometrica* 64, no. 4 (1996): 813-36. Accessed March 11, 2021. doi:10.2307/2171846.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons Inc. 2004. 460p.

EVANGELISTA, Dilson Henrique Ramos. **Educação estatística crítica na formação do engenheiro ambiental**. Tese de Doutorado. Universidade Estadual Paulista. Rio Claro, 2015.

FERRARI, Antônio Luiz. **Variabilidade e tendência da temperatura e pluviosidade nos municípios de Pirassununga, Rio Claro, São Carlos e São Simão (SP)**: estudo sobre mudança climática de curto prazo em escala local. 2012. Tese Doutorado. Universidade de São Paulo, São Carlos, 2012.

FERRARI, Antonio Luiz; VECCHIA, Francisco Arthur da Silva; COLABONE, Rosângela de Oliveira. TENDÊNCIA E VARIABILIDADE ANUAIS DA TEMPERATURA E DA PLUVIOSIDADE EM PIRASSUNUNGA-SP. **Revista Brasileira de Climatologia**, v.10, n.1, 2012.

FLOHN, H. **Some aspects of man made climate modification and desertification**. *Applied Sciences and Development*, n.10, p. 44-57, 1977.

FRITZSONS, Elenice; MANTOVANI, Luiz Eduardo; DE AGUIAR, Ananda Virgínia. Relação entre altitude e temperatura: uma contribuição ao zoneamento climático no estado do Paraná. **Revista de Estudos Ambientais**, v. 10, n. 1, p. 49-64, 2008.

GAMA, Dráuzio Correia; DE JESUS, Janisson Batista. Aspecto geomorfológico, hidroclimático e ambiental da microrregião de Ribeira do Pombal, Bahia, Brasil. **Geoambiente On-Line**, n. 32, 2018.

GALINA, Márcia Helena. **Mudanças climáticas de curto prazo: tendência dos regimes térmicos e hídricos e do balanço hídrico nos municípios de Ribeirão Preto, Campinas e Presidente Prudente (SP) no período de 1969-2001**. Dissertação de Mestrado. Universidade Estadual Paulista. Rio Claro, 2002.

GODOI, Fabricio Ribeiro dos Santos. **Territórios universitários: o Campus em Pirassununga**. 2017. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

GRATON, Marco A.; CASSIOLATO, César. Medição da Temperatura. **Mecatrônica Atual**, Ano, v. 9, 2010.

GREENE, William H. A abordagem econométrica para análise de eficiência. **A medição da eficiência produtiva e do crescimento da produtividade**, v. 1, n. 1, pág. 92-250, 2008.

HAMILTON, James D. State-space models. **Handbook of econometrics**, v. 4, p. 3039-3080, 1994.

HARVEY, Andrew C. **The econometric analysis of time series**. Mit Press, 1990.

IZOLA, D. T. **Ninho das águias**: Academia da Força Aérea. São Paulo: FATEC-SP, Lenda de Pesquisa Educativa. Departamento de Mecânica. USP-EESC. Laboratório de Aeronaves, 1999. 109p.

KUINCHTNER, Angélica. **Variabilidade da temperatura atmosférica superficial no planalto meridional-riograndense**. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Instituto de Geociências. Porto Alegre, 2006.

KWIATKOWSKI, Denis et al. Testando a hipótese nula de estacionariedade contra a alternativa de uma raiz unitária: Quão certos temos de que as séries de tempo econômicas têm uma raiz unitária?. **Journal of econometrics**, v. 54, n. 1-3, pág. 159-178, 1992.

LIMA, Rosana Catarina Rodrigues de. **Introduzindo o conceito de Média Aritmética na 4ª série do Ensino Fundamental, usando o ambiente computacional**. 2005. 272 f. Dissertação (Mestrado em Educação) - Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo, 2005.

LUNET, Nuno; SEVERO, Milton; BARROS, Henrique. Desvio padrão ou erro padrão. **Arquivos de Medicina**, 2006, 20.1-2: 55-59.

MACKINNON, James G. Valores críticos para testes de cointegração. In: Eds.), **Relacionamento Econômico de Longo Prazo: Leituras em Cointegração**. 1991.

MACKINNON, James G. Funções de distribuição numérica para raiz unitária e testes de cointegração. **Jornal de econometria aplicada**, v. 11, n. 6, pág. 601-618, 1996.

MEDEIROS, Salomão de S. et al. Estimativa e espacialização das temperaturas do ar mínimas, médias e máximas na Região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 9, n. 2, p. 247-255, 2005.

MENDONÇA, Francisco. Aquecimento global e saúde: uma perspectiva geográfica—notas introdutórias. **Terra Livre**, v. 1, n. 20, p. 205-221, 2015.

MENDONÇA, Francisco de A.; DANNI-OLIVEIRA, Inês M. **Dinâmica atmosférica e tipos climáticos predominantes da bacia do rio Tibagi. A bacia do rio Tibagi** (ME Medri, E. Bianchini, OA Shibatta & JA Pimenta, eds.). Londrina, ME Medri, p. 63-66, 2002.

MENEZES, Hudson Ellen Alencar et al. A relação entre a temperatura da superfície dos oceanos tropicais e a duração dos veranicos no estado da Paraíba. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 23, n. 2, p. 152-161, 2008.

MORETTIN, Pedro Alberto; TOLOI, Clélia M. de Castro. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo, ABE, 2004.

NAZARETH, Luciane Maris Urvaneja et al. **Avaliação do ensino de língua inglesa: um estudo na academia da Força Aérea**. 2011.

NERY, Jonas Teixeira. DINÂMICA CLIMÁTICA DA REGIÃO SUL DO BRASIL. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 1, n.1, 2005.

PIRASSUNUNGA. **Prefeitura A Cidade**. Disponível em: <http://pirassununga.sp.gov.br/a-cidade/>. Acesso em: 07 maio 2021.

PIRES, Denise Prazeres Lopes; AFONSO, Júlio Carlos; CHAVES, Francisco Artur Braun. Do termoscópio ao termômetro digital: quatro séculos de termometria. **Química Nova**, v. 29, n. 6, p. 1393-1400, 2006.

REIS, Marília Freitas de Campos Tozoni. Pesquisa-ação em educação ambiental. **Pesquisa em educação ambiental**, 2008.

RONDERO, Carlos; FONT, Vicenç. Articulación de la complejidad matemática de la media aritmética. **Enseñanza de las ciencias: revista de investigación y experiencias didácticas**, v. 33, n. 2, p. 29-49, 2015.

SCHNEIDER, Heverton; DA SILVA, Charlei Aparecido. O uso do modelo box plot na identificação de anos-padrão secos, chuvosos e habituais na microrregião de Dourados, Mato Grosso do Sul. **Revista do Departamento de Geografia**, v. 27, p. 131-146, 2014.

SENTELHAS, Paulo Cesar; PEREIRA, Antonio Roberto; ANGELOCCI, Luiz Roberto. **Meteorologia agrícola**. ESALQ-Depto de Física e Meteorologia, 2000.

SILVA, Jorge Luiz de Castro; FERNANDES, Maria Wilda; DE ALMEIDA, Rosa Livia Freitas. **Estatística e Probabilidade**. 3. ed. Fortaleza: EdUECE, 2015.

SILVA, Maria IS; GUIMARÃES, Ednaldo C.; TAVARES, Marcelo. Previsão da temperatura média mensal de Uberlândia, MG, com modelos de séries

temporais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 12, n. 5, p. 480-485, 2008.

SIMON, Carl P.; BLUME, Lawrence; DOERING, Claus Ivo. **Matemática para economistas**. Bookman, 2004.

SPANOS, Aris. **Statistical foundations of econometric modelling**. Cambridge University Press, 1986.

SOUZA, R. C. Modelos Estruturais para Previsão de Séries Temporais: Abordagens Clássica e Bayesiana. **17º Colóquio Brasileiro de Matemática**. Rio de Janeiro, 1989.

STEIDLE NETO, Antonio J.; ZOLNIER, Sérgio. Avaliação de circuito eletrônico para medição de temperatura em instalações agrícolas por meio da porta paralela de um computador. **Engenharia Agrícola**, v. 26, n. 2, p. 335-343, 2006.

VARGAS, Flávia Carolina et al. Monitoramento populacional de capivaras (*Hydrochaeris hydrochaeris* Linnaeus, 1766) em Pirassununga, SP, Brasil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 37, n. 4, p. 1104-1108, 2007.

XAVIER, Jorge Manuel Nunes. **Análise e previsão de séries temporais com modelos ARIMA e análise espectral singular**. 2016. Dissertação de Mestrado.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Teste 1 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MIN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 15 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.168043	0.0009
Test critical values: 1% level	-3.448518	
5% level	-2.869442	
10% level	-2.571047	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 12:06

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MIN(-1)	-0.422902	0.101463	-4.168043	0.0000
D(T MIN(-1))	-0.233963	0.105685	-2.213785	0.0275
D(T MIN(-2))	-0.090589	0.106194	-0.853055	0.3942
D(T MIN(-3))	-0.161510	0.106302	-1.519349	0.1296
D(T MIN(-4))	-0.120832	0.106487	-1.134714	0.2573
D(T MIN(-5))	-0.075403	0.104418	-0.722125	0.4707
D(T MIN(-6))	0.030661	0.100028	0.306529	0.7594
D(T MIN(-7))	-0.119066	0.093355	-1.275416	0.2030
D(T MIN(-8))	-0.227896	0.086502	-2.634577	0.0088
D(T MIN(-9))	-0.260544	0.082131	-3.172299	0.0017
D(T MIN(-10))	-0.118898	0.080629	-1.474636	0.1412
D(T MIN(-11))	0.015172	0.076113	0.199328	0.8421
D(T MIN(-12))	0.301624	0.070560	4.274707	0.0000
D(T MIN(-13))	0.366618	0.064583	5.676685	0.0000
D(T MIN(-14))	0.275022	0.061251	4.490062	0.0000
D(T MIN(-15))	0.230062	0.053180	4.326138	0.0000
C	6.746214	1.617516	4.170724	0.0000
R-squared	0.776067	Mean dependent var		0.006601
Adjusted R-squared	0.765498	S.D. dependent var		2.418238
S.E. of regression	1.171041	Akaike info criterion		3.200238
Sum squared resid	464.8831	Schwarz criterion		3.385277
Log likelihood	-552.6423	Hannan-Quinn criter.		3.273844
F-statistic	73.42801	Durbin-Watson stat		2.019453
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE B – Teste 2 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MIN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 15 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.164244	0.0056
Test critical values:		
1% level	-3.984047	
5% level	-3.422497	
10% level	-3.134120	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 12:07

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MIN(-1)	-0.423228	0.101634	-4.164244	0.0000
D(T MIN(-1))	-0.233660	0.105858	-2.207302	0.0280
D(T MIN(-2))	-0.090280	0.106368	-0.848748	0.3966
D(T MIN(-3))	-0.161233	0.106473	-1.514312	0.1309
D(T MIN(-4))	-0.120604	0.106652	-1.130813	0.2589
D(T MIN(-5))	-0.075236	0.104575	-0.719444	0.4724
D(T MIN(-6))	0.030886	0.100184	0.308289	0.7581
D(T MIN(-7))	-0.118885	0.093498	-1.271533	0.2044
D(T MIN(-8))	-0.227794	0.086630	-2.629512	0.0089
D(T MIN(-9))	-0.260457	0.082252	-3.166572	0.0017
D(T MIN(-10))	-0.118830	0.080747	-1.471640	0.1420
D(T MIN(-11))	0.015256	0.076226	0.200144	0.8415
D(T MIN(-12))	0.301671	0.070663	4.269162	0.0000
D(T MIN(-13))	0.366616	0.064676	5.668460	0.0000
D(T MIN(-14))	0.275061	0.061341	4.484163	0.0000
D(T MIN(-15))	0.230066	0.053256	4.319958	0.0000
C	6.768650	1.626995	4.160215	0.0000
@TREND("1988M01")	-8.92E-05	0.000605	-0.147357	0.8829
R-squared	0.776082	Mean dependent var		0.006601
Adjusted R-squared	0.764820	S.D. dependent var		2.418238
S.E. of regression	1.172734	Akaike info criterion		3.205792
Sum squared resid	464.8532	Schwarz criterion		3.401715
Log likelihood	-552.6309	Hannan-Quinn criter.		3.283727
F-statistic	68.91056	Durbin-Watson stat		2.019543
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE C – Teste 3 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MIN has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 15 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.009977	0.6788
Test critical values: 1% level	-2.571474	
5% level	-1.941716	
10% level	-1.616103	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 12:07

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MIN(-1)	-3.98E-05	0.003987	-0.009977	0.9920
D(T MIN(-1))	-0.617200	0.053455	-11.54622	0.0000
D(T MIN(-2))	-0.454745	0.061886	-7.348060	0.0000
D(T MIN(-3))	-0.518471	0.064550	-8.032044	0.0000
D(T MIN(-4))	-0.463152	0.069461	-6.667785	0.0000
D(T MIN(-5))	-0.390696	0.073745	-5.297939	0.0000
D(T MIN(-6))	-0.252662	0.075172	-3.361103	0.0009
D(T MIN(-7))	-0.370052	0.073071	-5.064304	0.0000
D(T MIN(-8))	-0.439026	0.071814	-6.113398	0.0000
D(T MIN(-9))	-0.431706	0.072838	-5.926919	0.0000
D(T MIN(-10))	-0.257266	0.075238	-3.419379	0.0007
D(T MIN(-11))	-0.092053	0.073347	-1.255037	0.2103
D(T MIN(-12))	0.220574	0.069447	3.176131	0.0016
D(T MIN(-13))	0.301139	0.064138	4.695149	0.0000
D(T MIN(-14))	0.217336	0.061091	3.557581	0.0004
D(T MIN(-15))	0.190295	0.053564	3.552646	0.0004
R-squared	0.764577	Mean dependent var		0.006601
Adjusted R-squared	0.754191	S.D. dependent var		2.418238
S.E. of regression	1.198942	Akaike info criterion		3.244659
Sum squared resid	488.7374	Schwarz criterion		3.418813
Log likelihood	-561.5494	Hannan-Quinn criter.		3.313935
Durbin-Watson stat	1.995309			

APÊNDICE D – Teste 4 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.664150	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.448518	
5% level	-2.869442	
10% level	-2.571047	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN,2)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 12:08

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MIN(-1))	-4.358972	0.769572	-5.664150	0.0000
D(T MIN(-1),2)	2.741664	0.751513	3.648194	0.0003
D(T MIN(-2),2)	2.286778	0.721264	3.170517	0.0017
D(T MIN(-3),2)	1.768188	0.678268	2.606917	0.0095
D(T MIN(-4),2)	1.304929	0.622078	2.097692	0.0367
D(T MIN(-5),2)	0.914122	0.558972	1.635363	0.1029
D(T MIN(-6),2)	0.661342	0.493664	1.339659	0.1813
D(T MIN(-7),2)	0.291230	0.430428	0.676606	0.4991
D(T MIN(-8),2)	-0.147899	0.370015	-0.399711	0.6896
D(T MIN(-9),2)	-0.579773	0.311563	-1.860852	0.0636
D(T MIN(-10),2)	-0.837155	0.251724	-3.325686	0.0010
D(T MIN(-11),2)	-0.929278	0.195408	-4.755573	0.0000
D(T MIN(-12),2)	-0.708752	0.144481	-4.905519	0.0000
D(T MIN(-13),2)	-0.407662	0.099270	-4.106576	0.0001
D(T MIN(-14),2)	-0.190338	0.053563	-3.553501	0.0004
C	0.009304	0.063557	0.146381	0.8837
R-squared	0.806669	Mean dependent var		0.007135
Adjusted R-squared	0.798140	S.D. dependent var		2.668454
S.E. of regression	1.198905	Akaike info criterion		3.244597
Sum squared resid	488.7067	Schwarz criterion		3.418751
Log likelihood	-561.5382	Hannan-Quinn criter.		3.313872
F-statistic	94.57634	Durbin-Watson stat		1.995308
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE E – Teste 5 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	<u>-5.655976</u>	<u>0.0000</u>
Test critical values:		
1% level	-3.984047	
5% level	-3.422497	
10% level	-3.134120	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN,2)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 12:08

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MIN(-1))	-4.359094	0.770706	-5.655976	0.0000
D(T MIN(-1),2)	2.741790	0.752620	3.642992	0.0003
D(T MIN(-2),2)	2.286915	0.722328	3.166037	0.0017
D(T MIN(-3),2)	1.768327	0.679269	2.603279	0.0096
D(T MIN(-4),2)	1.305054	0.622996	2.094802	0.0369
D(T MIN(-5),2)	0.914218	0.559796	1.633127	0.1034
D(T MIN(-6),2)	0.661440	0.494393	1.337884	0.1818
D(T MIN(-7),2)	0.291323	0.431063	0.675825	0.4996
D(T MIN(-8),2)	-0.147829	0.370561	-0.398934	0.6902
D(T MIN(-9),2)	-0.579721	0.312023	-1.857944	0.0640
D(T MIN(-10),2)	-0.837117	0.252095	-3.320644	0.0010
D(T MIN(-11),2)	-0.929239	0.195696	-4.748368	0.0000
D(T MIN(-12),2)	-0.708719	0.144694	-4.898053	0.0000
D(T MIN(-13),2)	-0.407649	0.099417	-4.100412	0.0001
D(T MIN(-14),2)	-0.190327	0.053642	-3.548072	0.0004
C	0.015965	0.135703	0.117649	0.9064
@TREND("1988M01")	-3.44E-05	0.000619	-0.055585	0.9557
R-squared	0.806671	Mean dependent var		0.007135
Adjusted R-squared	0.797546	S.D. dependent var		2.668454
S.E. of regression	1.200666	Akaike info criterion		3.250205
Sum squared resid	488.7023	Schwarz criterion		3.435244
Log likelihood	-561.5366	Hannan-Quinn criter.		3.323811
F-statistic	88.40554	Durbin-Watson stat		1.995334
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE F – Teste 6 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.671280	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.571474	
5% level	-1.941716	
10% level	-1.616103	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN,2)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 12:08

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MIN(-1))	-4.358045	0.768441	-5.671280	0.0000
D(T MIN(-1),2)	2.740804	0.750411	3.652405	0.0003
D(T MIN(-2),2)	2.286018	0.720209	3.174102	0.0016
D(T MIN(-3),2)	1.767508	0.677278	2.609723	0.0095
D(T MIN(-4),2)	1.304320	0.621171	2.099775	0.0365
D(T MIN(-5),2)	0.913588	0.558157	1.636793	0.1026
D(T MIN(-6),2)	0.660894	0.492946	1.340703	0.1809
D(T MIN(-7),2)	0.290816	0.429800	0.676632	0.4991
D(T MIN(-8),2)	-0.148235	0.369477	-0.401203	0.6885
D(T MIN(-9),2)	-0.579967	0.311113	-1.864165	0.0632
D(T MIN(-10),2)	-0.837253	0.251362	-3.330867	0.0010
D(T MIN(-11),2)	-0.929320	0.195127	-4.762631	0.0000
D(T MIN(-12),2)	-0.708756	0.144273	-4.912594	0.0000
D(T MIN(-13),2)	-0.407625	0.099128	-4.112125	0.0000
D(T MIN(-14),2)	-0.190294	0.053486	-3.557855	0.0004
R-squared	0.806657	Mean dependent var		0.007135
Adjusted R-squared	0.798719	S.D. dependent var		2.668454
S.E. of regression	1.197183	Akaike info criterion		3.239042
Sum squared resid	488.7375	Schwarz criterion		3.402311
Log likelihood	-561.5494	Hannan-Quinn criter.		3.303988
Durbin-Watson stat	1.995307			

APÊNDICE G – Teste 1 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MAX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.464539	0.1251
Test critical values:		
1% level	-3.448312	
5% level	-2.869351	
10% level	-2.570999	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(T MAX)
 Method: Least Squares
 Date: 02/27/21 Time: 15:32
 Sample (adjusted): 1989M01 2018M12
 Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MAX(-1)	-0.233284	0.094656	-2.464539	0.0142
D(T MAX(-1))	-0.401030	0.100163	-4.003765	0.0001
D(T MAX(-2))	-0.261884	0.095463	-2.743321	0.0064
D(T MAX(-3))	-0.410890	0.086748	-4.736589	0.0000
D(T MAX(-4))	-0.455997	0.080887	-5.637438	0.0000
D(T MAX(-5))	-0.453162	0.077791	-5.825405	0.0000
D(T MAX(-6))	-0.406564	0.073752	-5.512563	0.0000
D(T MAX(-7))	-0.371332	0.067664	-5.487863	0.0000
D(T MAX(-8))	-0.490500	0.060286	-8.136251	0.0000
D(T MAX(-9))	-0.542159	0.055671	-9.738588	0.0000
D(T MAX(-10))	-0.446794	0.056822	-7.863074	0.0000
D(T MAX(-11))	-0.228233	0.051671	-4.417023	0.0000
C	6.535799	2.647894	2.468301	0.0141
R-squared	0.467536	Mean dependent var		0.005861
Adjusted R-squared	0.449123	S.D. dependent var		2.070300
S.E. of regression	1.536600	Akaike info criterion		3.732464
Sum squared resid	819.3150	Schwarz criterion		3.872795
Log likelihood	-658.8435	Hannan-Quinn criter.		3.788262
F-statistic	25.39064	Durbin-Watson stat		1.963885
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE H – Teste 2 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MAX has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.489238	0.3334
Test critical values: 1% level	-3.983755	
5% level	-3.422356	
10% level	-3.134036	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(T MAX)
 Method: Least Squares
 Date: 02/27/21 Time: 15:34
 Sample (adjusted): 1989M01 2018M12
 Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MAX(-1)	-0.237919	0.095579	-2.489238	0.0133
D(T MAX(-1))	-0.396674	0.100960	-3.929004	0.0001
D(T MAX(-2))	-0.257858	0.096184	-2.680883	0.0077
D(T MAX(-3))	-0.407346	0.087370	-4.662316	0.0000
D(T MAX(-4))	-0.452690	0.081468	-5.556638	0.0000
D(T MAX(-5))	-0.450125	0.078308	-5.748101	0.0000
D(T MAX(-6))	-0.403924	0.074180	-5.445197	0.0000
D(T MAX(-7))	-0.369135	0.068002	-5.428326	0.0000
D(T MAX(-8))	-0.488817	0.060528	-8.075903	0.0000
D(T MAX(-9))	-0.540957	0.055833	-9.688896	0.0000
D(T MAX(-10))	-0.445904	0.056942	-7.830848	0.0000
D(T MAX(-11))	-0.227808	0.051748	-4.402273	0.0000
C	6.608943	2.658370	2.486088	0.0134
@TREND("1988M01")	0.000295	0.000787	0.374372	0.7084
R-squared	0.467752	Mean dependent var		0.005861
Adjusted R-squared	0.447754	S.D. dependent var		2.070300
S.E. of regression	1.538507	Akaike info criterion		3.737614
Sum squared resid	818.9833	Schwarz criterion		3.888741
Log likelihood	-658.7706	Hannan-Quinn criter.		3.797705
F-statistic	23.39022	Durbin-Watson stat		1.964157
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE I – Teste 3 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MAX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.084608	0.7090
Test critical values:		
1% level	-2.571401	
5% level	-1.941706	
10% level	-1.616109	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MAX)

Method: Least Squares

Date: 02/27/21 Time: 15:35

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MAX(-1)	0.000247	0.002916	0.084608	0.9326
D(T MAX(-1))	-0.612690	0.052141	-11.75074	0.0000
D(T MAX(-2))	-0.454265	0.055523	-8.181555	0.0000
D(T MAX(-3))	-0.585011	0.050855	-11.50351	0.0000
D(T MAX(-4))	-0.610130	0.051789	-11.78113	0.0000
D(T MAX(-5))	-0.588472	0.055595	-10.58504	0.0000
D(T MAX(-6))	-0.522543	0.057262	-9.125539	0.0000
D(T MAX(-7))	-0.468269	0.055502	-8.436912	0.0000
D(T MAX(-8))	-0.569088	0.051566	-11.03621	0.0000
D(T MAX(-9))	-0.600731	0.050728	-11.84223	0.0000
D(T MAX(-10))	-0.486939	0.054841	-8.879075	0.0000
D(T MAX(-11))	-0.249639	0.051310	-4.865327	0.0000
R-squared	0.458188	Mean dependent var		0.005861
Adjusted R-squared	0.441061	S.D. dependent var		2.070300
S.E. of regression	1.547802	Akaike info criterion		3.744314
Sum squared resid	833.7003	Schwarz criterion		3.873850
Log likelihood	-661.9765	Hannan-Quinn criter.		3.795820
Durbin-Watson stat	1.971290			

APÊNDICE J – Teste 4 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.31581	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.448312	
5% level	-2.869351	
10% level	-2.570999	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MAX,2)

Method: Least Squares

Date: 02/27/21 Time: 15:35

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MAX(-1))	-6.746673	0.413505	-16.31581	0.0000
D(T MAX(-1),2)	5.134190	0.380169	13.50504	0.0000
D(T MAX(-2),2)	4.680101	0.341716	13.69586	0.0000
D(T MAX(-3),2)	4.095269	0.310166	13.20347	0.0000
D(T MAX(-4),2)	3.485296	0.277930	12.54020	0.0000
D(T MAX(-5),2)	2.896927	0.239534	12.09401	0.0000
D(T MAX(-6),2)	2.374469	0.197995	11.99255	0.0000
D(T MAX(-7),2)	1.906277	0.158153	12.05338	0.0000
D(T MAX(-8),2)	1.337248	0.123784	10.80306	0.0000
D(T MAX(-9),2)	0.736551	0.091459	8.053343	0.0000
D(T MAX(-10),2)	0.249626	0.051307	4.865343	0.0000
C	0.013014	0.081581	0.159526	0.8733
R-squared	0.765676	Mean dependent var		0.007472
Adjusted R-squared	0.758269	S.D. dependent var		3.148024
S.E. of regression	1.547761	Akaike info criterion		3.744261
Sum squared resid	833.6564	Schwarz criterion		3.873798
Log likelihood	-661.9670	Hannan-Quinn criter.		3.795767
F-statistic	103.3749	Durbin-Watson stat		1.971316
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE K – Teste 5 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.29053	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.983755	
5% level	-3.422356	
10% level	-3.134036	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(T MAX,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/27/21 Time: 15:36
 Sample (adjusted): 1989M01 2018M12
 Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MAX(-1))	-6.746407	0.414131	-16.29053	0.0000
D(T MAX(-1),2)	5.133946	0.380743	13.48400	0.0000
D(T MAX(-2),2)	4.679885	0.342232	13.67459	0.0000
D(T MAX(-3),2)	4.095066	0.310636	13.18284	0.0000
D(T MAX(-4),2)	3.485128	0.278348	12.52077	0.0000
D(T MAX(-5),2)	2.896807	0.239889	12.07561	0.0000
D(T MAX(-6),2)	2.374396	0.198285	11.97468	0.0000
D(T MAX(-7),2)	1.906242	0.158381	12.03577	0.0000
D(T MAX(-8),2)	1.337230	0.123962	10.78738	0.0000
D(T MAX(-9),2)	0.736539	0.091591	8.041625	0.0000
D(T MAX(-10),2)	0.249626	0.051381	4.858366	0.0000
C	0.005180	0.171334	0.030232	0.9759
@TREND("1988M01")	4.09E-05	0.000786	0.052022	0.9585
R-squared	0.765678	Mean dependent var		0.007472
Adjusted R-squared	0.757575	S.D. dependent var		3.148024
S.E. of regression	1.549984	Akaike info criterion		3.749809
Sum squared resid	833.6499	Schwarz criterion		3.890140
Log likelihood	-661.9656	Hannan-Quinn criter.		3.805607
F-statistic	94.48894	Durbin-Watson stat		1.971372
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE L – Teste 6 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.33788	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.571401	
5% level	-1.941706	
10% level	-1.616109	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(T MAX,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/28/21 Time: 20:23
 Sample (adjusted): 1989M01 2018M12
 Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MAX(-1))	-6.746144	0.412914	-16.33788	0.0000
D(T MAX(-1),2)	5.133697	0.379625	13.52308	0.0000
D(T MAX(-2),2)	4.679666	0.341228	13.71419	0.0000
D(T MAX(-3),2)	4.094845	0.309721	13.22106	0.0000
D(T MAX(-4),2)	3.484883	0.277529	12.55681	0.0000
D(T MAX(-5),2)	2.896598	0.239191	12.11000	0.0000
D(T MAX(-6),2)	2.374222	0.197713	12.00844	0.0000
D(T MAX(-7),2)	1.906084	0.157927	12.06938	0.0000
D(T MAX(-8),2)	1.337106	0.123608	10.81731	0.0000
D(T MAX(-9),2)	0.736469	0.091330	8.063838	0.0000
D(T MAX(-10),2)	0.249605	0.051235	4.871749	0.0000
R-squared	0.765659	Mean dependent var		0.007472
Adjusted R-squared	0.758944	S.D. dependent var		3.148024
S.E. of regression	1.545599	Akaike info criterion		3.738779
Sum squared resid	833.7174	Schwarz criterion		3.857521
Log likelihood	-661.9802	Hannan-Quinn criter.		3.785993
Durbin-Watson stat	1.971243			

APÊNDICE M – Teste 1 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MED has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.119222	0.2373
Test critical values: 1% level	-3.448363	
5% level	-2.869374	
10% level	-2.571011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(T MED)
 Method: Least Squares
 Date: 02/27/21 Time: 15:39
 Sample (adjusted): 1989M02 2018M12
 Included observations: 359 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MED(-1)	-0.152553	0.071985	-2.119222	0.0348
D(T MED(-1))	-0.343032	0.085249	-4.023877	0.0001
D(T MED(-2))	-0.179236	0.085413	-2.098463	0.0366
D(T MED(-3))	-0.427479	0.080107	-5.336370	0.0000
D(T MED(-4))	-0.385749	0.074907	-5.149737	0.0000
D(T MED(-5))	-0.408282	0.070317	-5.806334	0.0000
D(T MED(-6))	-0.405585	0.068575	-5.914463	0.0000
D(T MED(-7))	-0.341664	0.064978	-5.258146	0.0000
D(T MED(-8))	-0.481897	0.060369	-7.982498	0.0000
D(T MED(-9))	-0.503151	0.059052	-8.520500	0.0000
D(T MED(-10))	-0.409733	0.056947	-7.195019	0.0000
D(T MED(-11))	-0.177965	0.058190	-3.058321	0.0024
D(T MED(-12))	0.131055	0.052506	2.495992	0.0130
C	3.387006	1.603262	2.112572	0.0354
R-squared	0.661775	Mean dependent var		0.001894
Adjusted R-squared	0.649030	S.D. dependent var		1.938740
S.E. of regression	1.148563	Akaike info criterion		3.153116
Sum squared resid	455.1229	Schwarz criterion		3.304555
Log likelihood	-551.9844	Hannan-Quinn criter.		3.213338
F-statistic	51.92536	Durbin-Watson stat		2.029824
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE N – Teste 2 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MED has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.461587	0.3472
Test critical values:		
1% level	-3.983828	
5% level	-3.422391	
10% level	-3.134057	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MED)

Method: Least Squares

Date: 02/27/21 Time: 15:40

Sample (adjusted): 1989M02 2018M12

Included observations: 359 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MED(-1)	-0.198111	0.080481	-2.461587	0.0143
D(T MED(-1))	-0.301469	0.091326	-3.301010	0.0011
D(T MED(-2))	-0.140636	0.090659	-1.551255	0.1218
D(T MED(-3))	-0.392004	0.084834	-4.620820	0.0000
D(T MED(-4))	-0.354237	0.078901	-4.489627	0.0000
D(T MED(-5))	-0.380919	0.073529	-5.180552	0.0000
D(T MED(-6))	-0.382247	0.070970	-5.386025	0.0000
D(T MED(-7))	-0.322229	0.066725	-4.829202	0.0000
D(T MED(-8))	-0.465428	0.061714	-7.541677	0.0000
D(T MED(-9))	-0.490215	0.059886	-8.185844	0.0000
D(T MED(-10))	-0.401475	0.057273	-7.009808	0.0000
D(T MED(-11))	-0.172990	0.058274	-2.968544	0.0032
D(T MED(-12))	0.134084	0.052516	2.553195	0.0111
C	4.559417	1.851958	2.461944	0.0143
@TREND("1988M01")	-0.000825	0.000654	-1.261531	0.2080
R-squared	0.663332	Mean dependent var		0.001894
Adjusted R-squared	0.649630	S.D. dependent var		1.938740
S.E. of regression	1.147580	Akaike info criterion		3.154072
Sum squared resid	453.0270	Schwarz criterion		3.316328
Log likelihood	-551.1559	Hannan-Quinn criter.		3.218595
F-statistic	48.41274	Durbin-Watson stat		2.032043
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE O – Teste 3 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MED has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.312182	0.5727
Test critical values:		
1% level	-2.571401	
5% level	-1.941706	
10% level	-1.616109	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MED)

Method: Least Squares

Date: 02/27/21 Time: 15:40

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T MED(-1)	-0.000859	0.002752	-0.312182	0.7551
D(T MED(-1))	-0.517868	0.051881	-9.981764	0.0000
D(T MED(-2))	-0.373174	0.052369	-7.125855	0.0000
D(T MED(-3))	-0.617695	0.044251	-13.95895	0.0000
D(T MED(-4))	-0.567726	0.045575	-12.45698	0.0000
D(T MED(-5))	-0.568154	0.048080	-11.81673	0.0000
D(T MED(-6))	-0.553779	0.047935	-11.55277	0.0000
D(T MED(-7))	-0.474489	0.048059	-9.873115	0.0000
D(T MED(-8))	-0.605428	0.045379	-13.34153	0.0000
D(T MED(-9))	-0.624626	0.044420	-14.06173	0.0000
D(T MED(-10))	-0.488275	0.051798	-9.426468	0.0000
D(T MED(-11))	-0.255355	0.051042	-5.002869	0.0000
R-squared	0.650688	Mean dependent var		-0.000611
Adjusted R-squared	0.639647	S.D. dependent var		1.936622
S.E. of regression	1.162543	Akaike info criterion		3.171862
Sum squared resid	470.3243	Schwarz criterion		3.301399
Log likelihood	-558.9352	Hannan-Quinn criter.		3.223368
Durbin-Watson stat	1.923081			

APÊNDICE P – Teste 4 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.23522	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.448312	
5% level	-2.869351	
10% level	-2.570999	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MED,2)

Method: Least Squares

Date: 02/27/21 Time: 15:41

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MED(-1))	-6.650928	0.364730	-18.23522	0.0000
D(T MED(-1),2)	5.132317	0.327465	15.67288	0.0000
D(T MED(-2),2)	4.758459	0.288168	16.51277	0.0000
D(T MED(-3),2)	4.140155	0.261790	15.81482	0.0000
D(T MED(-4),2)	3.571900	0.234383	15.23961	0.0000
D(T MED(-5),2)	3.003263	0.202364	14.84093	0.0000
D(T MED(-6),2)	2.449076	0.170600	14.35566	0.0000
D(T MED(-7),2)	1.974272	0.138599	14.24448	0.0000
D(T MED(-8),2)	1.368588	0.110725	12.36021	0.0000
D(T MED(-9),2)	0.743770	0.086456	8.602902	0.0000
D(T MED(-10),2)	0.255385	0.051048	5.002883	0.0000
C	-0.014770	0.061285	-0.241012	0.8097
R-squared	0.772037	Mean dependent var		0.001944
Adjusted R-squared	0.764831	S.D. dependent var		2.397416
S.E. of regression	1.162609	Akaike info criterion		3.171975
Sum squared resid	470.3775	Schwarz criterion		3.301512
Log likelihood	-558.9555	Hannan-Quinn criter.		3.223481
F-statistic	107.1419	Durbin-Watson stat		1.923090
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE Q – Teste 5 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.20785	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.983755	
5% level	-3.422356	
10% level	-3.134036	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(T MED,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/27/21 Time: 15:41
 Sample (adjusted): 1989M01 2018M12
 Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MED(-1))	-6.651296	0.365298	-18.20785	0.0000
D(T MED(-1),2)	5.132647	0.327975	15.64950	0.0000
D(T MED(-2),2)	4.758747	0.288617	16.48811	0.0000
D(T MED(-3),2)	4.140439	0.262203	15.79099	0.0000
D(T MED(-4),2)	3.572144	0.234750	15.21681	0.0000
D(T MED(-5),2)	3.003440	0.202673	14.81917	0.0000
D(T MED(-6),2)	2.449211	0.170858	14.33479	0.0000
D(T MED(-7),2)	1.974363	0.138805	14.22398	0.0000
D(T MED(-8),2)	1.368658	0.110889	12.34255	0.0000
D(T MED(-9),2)	0.743831	0.086585	8.590770	0.0000
D(T MED(-10),2)	0.255407	0.051122	4.996037	0.0000
C	-0.007542	0.128706	-0.058596	0.9533
@TREND("1988M01")	-3.78E-05	0.000591	-0.063897	0.9491
R-squared	0.772039	Mean dependent var		0.001944
Adjusted R-squared	0.764156	S.D. dependent var		2.397416
S.E. of regression	1.164276	Akaike info criterion		3.177519
Sum squared resid	470.3719	Schwarz criterion		3.317850
Log likelihood	-558.9534	Hannan-Quinn criter.		3.233317
F-statistic	97.93266	Durbin-Watson stat		1.923035
Prob(F-statistic)	0.000000			

APÊNDICE R – Teste 6 ADF da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.25830	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.571401	
5% level	-1.941706	
10% level	-1.616109	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(T MED,2)

Method: Least Squares

Date: 02/28/21 Time: 20:23

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(T MED(-1))	-6.649640	0.364198	-18.25830	0.0000
D(T MED(-1),2)	5.131157	0.326987	15.69222	0.0000
D(T MED(-2),2)	4.757403	0.287746	16.53334	0.0000
D(T MED(-3),2)	4.139230	0.261408	15.83437	0.0000
D(T MED(-4),2)	3.571117	0.234044	15.25834	0.0000
D(T MED(-5),2)	3.002556	0.202069	14.85906	0.0000
D(T MED(-6),2)	2.448445	0.170350	14.37306	0.0000
D(T MED(-7),2)	1.973789	0.138397	14.26174	0.0000
D(T MED(-8),2)	1.368227	0.110566	12.37479	0.0000
D(T MED(-9),2)	0.743472	0.086330	8.611961	0.0000
D(T MED(-10),2)	0.255211	0.050974	5.006734	0.0000
R-squared	0.771999	Mean dependent var		0.001944
Adjusted R-squared	0.765466	S.D. dependent var		2.397416
S.E. of regression	1.161039	Akaike info criterion		3.166587
Sum squared resid	470.4560	Schwarz criterion		3.285329
Log likelihood	-558.9856	Hannan-Quinn criter.		3.213801
Durbin-Watson stat	1.923068			

APÊNDICE S – Teste 1 Correlograma da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Date: 07/05/20 Time: 12:05

Sample: 1988M01 2018M12

Included observations: 372

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.553	0.553	114.55	0.000
		2	0.248	-0.083	137.63	0.000
		3	-0.063	-0.240	139.13	0.000
		4	-0.154	-0.001	148.15	0.000
		5	-0.132	0.032	154.79	0.000
		6	-0.095	-0.055	158.21	0.000
		7	-0.111	-0.113	162.93	0.000
		8	-0.163	-0.108	173.14	0.000
		9	-0.079	0.114	175.51	0.000
		10	0.171	0.298	186.72	0.000
		11	0.457	0.318	267.21	0.000
		12	0.590	0.224	401.70	0.000
		13	0.421	-0.043	470.31	0.000
		14	0.174	-0.015	482.03	0.000
		15	-0.098	-0.098	485.78	0.000
		16	-0.189	-0.047	499.76	0.000
		17	-0.179	-0.031	512.31	0.000
		18	-0.156	-0.058	521.91	0.000
		19	-0.188	-0.076	535.89	0.000
		20	-0.233	-0.101	557.26	0.000
		21	-0.157	-0.065	566.97	0.000
		22	0.084	0.056	569.77	0.000
		23	0.368	0.126	623.82	0.000
		24	0.488	0.069	718.89	0.000
		25	0.366	-0.015	772.65	0.000
		26	0.088	-0.094	775.77	0.000
		27	-0.137	-0.024	783.33	0.000
		28	-0.243	-0.050	807.13	0.000
		29	-0.212	-0.001	825.33	0.000
		30	-0.222	-0.093	845.45	0.000
		31	-0.241	-0.027	869.06	0.000
		32	-0.250	0.028	894.56	0.000
		33	-0.167	-0.015	906.00	0.000
		34	0.054	-0.002	907.21	0.000
		35	0.325	0.082	950.77	0.000
		36	0.445	0.066	1032.9	0.000

APÊNDICE T – Teste 2 Correlograma da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Date: 07/05/20 Time: 12:05

Sample (adjusted): 1988M02 2018M12

Included observations: 371 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.152	-0.152	8.6252	0.003
		2	0.004	-0.020	8.6312	0.013
		3	-0.244	-0.252	31.010	0.000
		4	-0.120	-0.216	36.469	0.000
		5	-0.018	-0.107	36.593	0.000
		6	0.061	-0.049	38.026	0.000
		7	0.033	-0.068	38.429	0.000
		8	-0.161	-0.262	48.342	0.000
		9	-0.182	-0.366	60.988	0.000
		10	-0.042	-0.335	61.659	0.000
		11	0.174	-0.210	73.264	0.000
		12	0.341	0.074	118.21	0.000
		13	0.088	0.039	121.19	0.000
		14	0.025	0.107	121.42	0.000
		15	-0.206	0.027	137.95	0.000
		16	-0.100	0.011	141.87	0.000
		17	-0.007	0.035	141.90	0.000
		18	0.060	0.039	143.33	0.000
		19	0.009	0.060	143.36	0.000
		20	-0.138	0.024	150.91	0.000
		21	-0.193	-0.098	165.64	0.000
		22	-0.050	-0.148	166.63	0.000
		23	0.187	-0.075	180.58	0.000
		24	0.269	0.010	209.40	0.000
		25	0.176	0.090	221.86	0.000
		26	-0.061	0.015	223.33	0.000
		27	-0.134	0.029	230.50	0.000
		28	-0.143	-0.030	238.80	0.000
		29	0.048	0.043	239.72	0.000
		30	0.016	-0.022	239.82	0.000
		31	-0.016	-0.069	239.93	0.000
		32	-0.113	-0.024	245.11	0.000
		33	-0.161	-0.035	255.72	0.000
		34	-0.059	-0.110	257.14	0.000
		35	0.174	-0.073	269.65	0.000
		36	0.264	0.000	298.37	0.000

APÊNDICE U – Teste 1 Correlograma da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Date: 07/05/20 Time: 12:05

Sample: 1988M01 2018M12

Included observations: 372

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.757	0.757	214.82	0.000
		2	0.405	-0.392	276.56	0.000
		3	-0.016	-0.405	276.66	0.000
		4	-0.319	-0.038	315.05	0.000
		5	-0.502	-0.140	410.58	0.000
		6	-0.552	-0.179	526.33	0.000
		7	-0.486	-0.088	616.26	0.000
		8	-0.320	-0.016	655.36	0.000
		9	-0.021	0.270	655.53	0.000
		10	0.359	0.409	704.97	0.000
		11	0.692	0.343	889.66	0.000
		12	0.831	0.209	1156.8	0.000
		13	0.679	-0.118	1335.7	0.000
		14	0.350	-0.070	1383.4	0.000
		15	-0.042	-0.061	1384.1	0.000
		16	-0.337	0.020	1428.3	0.000
		17	-0.512	-0.017	1531.1	0.000
		18	-0.557	-0.047	1652.9	0.000
		19	-0.493	-0.027	1748.8	0.000
		20	-0.340	-0.130	1794.5	0.000
		21	-0.048	0.017	1795.4	0.000
		22	0.319	0.111	1835.8	0.000
		23	0.650	0.128	2004.4	0.000
		24	0.773	0.015	2243.2	0.000
		25	0.646	-0.015	2410.5	0.000
		26	0.318	-0.074	2451.3	0.000
		27	-0.045	0.047	2452.1	0.000
		28	-0.356	-0.080	2503.4	0.000
		29	-0.513	0.043	2610.1	0.000
		30	-0.574	-0.098	2743.9	0.000
		31	-0.515	-0.042	2852.0	0.000
		32	-0.351	0.021	2902.5	0.000
		33	-0.070	-0.052	2904.5	0.000
		34	0.275	-0.061	2935.6	0.000
		35	0.581	-0.002	3075.0	0.000
		36	0.707	0.004	3281.8	0.000

APÊNDICE V – Teste 2 Correlograma da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Date: 07/05/20 Time: 12:06

Sample (adjusted): 1988M02 2018M12

Included observations: 371 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.234	0.234	20.548	0.000
		2	0.145	0.095	28.453	0.000
		3	-0.242	-0.315	50.514	0.000
		4	-0.236	-0.150	71.455	0.000
		5	-0.269	-0.124	98.907	0.000
		6	-0.242	-0.213	121.09	0.000
		7	-0.221	-0.237	139.59	0.000
		8	-0.291	-0.418	171.96	0.000
		9	-0.169	-0.439	182.84	0.000
		10	0.094	-0.315	186.21	0.000
		11	0.404	-0.140	249.06	0.000
		12	0.610	0.212	392.62	0.000
		13	0.369	0.134	445.38	0.000
		14	0.130	0.090	451.94	0.000
		15	-0.198	-0.022	467.11	0.000
		16	-0.231	-0.003	487.90	0.000
		17	-0.264	-0.000	515.17	0.000
		18	-0.227	-0.026	535.40	0.000
		19	-0.199	0.091	550.97	0.000
		20	-0.296	-0.040	585.43	0.000
		21	-0.165	-0.117	596.14	0.000
		22	0.069	-0.118	598.05	0.000
		23	0.434	0.000	672.81	0.000
		24	0.518	0.027	779.76	0.000
		25	0.422	0.102	850.88	0.000
		26	0.078	-0.020	853.29	0.000
		27	-0.108	0.075	857.96	0.000
		28	-0.303	-0.074	895.06	0.000
		29	-0.193	0.051	910.12	0.000
		30	-0.248	-0.013	935.13	0.000
		31	-0.228	-0.060	956.30	0.000
		32	-0.255	0.024	982.85	0.000
		33	-0.146	0.019	991.55	0.000
		34	0.075	-0.041	993.84	0.000
		35	0.381	-0.024	1053.6	0.000
		36	0.529	0.066	1169.3	0.000

APÊNDICE W – Teste 1 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MIN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 15 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.725184
Test critical values: 1% level	-2.571474
5% level	-1.941716
10% level	-1.616103

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 16:54
 Sample (adjusted): 1989M05 2018M12
 Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.010719	0.014782	-0.725184	0.4688
D(GLSRESID(-1))	-0.607851	0.054810	-11.09020	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.446043	0.062869	-7.094845	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.509851	0.065479	-7.786425	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.454857	0.070254	-6.474453	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-0.383105	0.074353	-5.152506	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-0.245932	0.075621	-3.252177	0.0013
D(GLSRESID(-7))	-0.363882	0.073467	-4.953027	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-0.434077	0.072041	-6.025395	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-0.428089	0.072909	-5.871544	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-0.254246	0.075271	-3.377741	0.0008
D(GLSRESID(-11))	-0.089618	0.073355	-1.221704	0.2227
D(GLSRESID(-12))	0.222429	0.069434	3.203470	0.0015
D(GLSRESID(-13))	0.302597	0.064115	4.719622	0.0000
D(GLSRESID(-14))	0.218760	0.061073	3.581952	0.0004
D(GLSRESID(-15))	0.191514	0.053549	3.576397	0.0004
R-squared	0.764940	Mean dependent var		0.006601
Adjusted R-squared	0.754570	S.D. dependent var		2.418238
S.E. of regression	1.198016	Akaike info criterion		3.243114
Sum squared resid	487.9828	Schwarz criterion		3.417268
Log likelihood	-561.2743	Hannan-Quinn criter.		3.312390
Durbin-Watson stat	1.995802			

APÊNDICE X – Teste 2 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MIN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 15 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.947705
Test critical values: 1% level	-3.475600
5% level	-2.898800
10% level	-2.585400

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 16:54
 Sample (adjusted): 1989M05 2018M12
 Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.055905	0.028703	-1.947705	0.0523
D(GLSRESID(-1))	-0.567479	0.057909	-9.799465	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.408022	0.064502	-6.325705	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.473410	0.066242	-7.146713	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.420849	0.070114	-6.002341	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-0.352601	0.073636	-4.788448	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-0.218156	0.074678	-2.921293	0.0037
D(GLSRESID(-7))	-0.339742	0.072490	-4.686728	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-0.414478	0.070895	-5.846387	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-0.412498	0.071630	-5.758729	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-0.242344	0.073971	-3.276227	0.0012
D(GLSRESID(-11))	-0.080681	0.072178	-1.117809	0.2644
D(GLSRESID(-12))	0.228621	0.068440	3.340443	0.0009
D(GLSRESID(-13))	0.307309	0.063392	4.847778	0.0000
D(GLSRESID(-14))	0.223508	0.060591	3.688801	0.0003
D(GLSRESID(-15))	0.194592	0.053275	3.652582	0.0003
R-squared	0.766345	Mean dependent var		0.020920
Adjusted R-squared	0.756037	S.D. dependent var		2.418238
S.E. of regression	1.194431	Akaike info criterion		3.237120
Sum squared resid	485.0665	Schwarz criterion		3.411274
Log likelihood	-560.2073	Hannan-Quinn criter.		3.306396
Durbin-Watson stat	1.998254			

APÊNDICE Y – Teste 3 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.737055
Test critical values: 1% level	-2.571474
5% level	-1.941716
10% level	-1.616103

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 16:55

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.090717	0.123081	-0.737055	0.4616
D(GLSRESID(-1))	-1.417114	0.130877	-10.82785	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.685168	0.145363	-11.59282	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-1.946801	0.154554	-12.59627	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-2.084996	0.155437	-13.41377	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-2.115978	0.151183	-13.99612	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-1.999089	0.143928	-13.88948	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-2.014751	0.133913	-15.04518	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-2.105335	0.129010	-16.31918	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-2.183013	0.129840	-16.81311	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-2.069782	0.128397	-16.12022	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-1.804373	0.122943	-14.67650	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-1.258875	0.110794	-11.36234	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-0.702060	0.087969	-7.980748	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-0.300442	0.052023	-5.775182	0.0000
R-squared	0.788757	Mean dependent var		0.007135
Adjusted R-squared	0.780085	S.D. dependent var		2.668454
S.E. of regression	1.251375	Akaike info criterion		3.327584
Sum squared resid	533.9850	Schwarz criterion		3.490853
Log likelihood	-577.3099	Hannan-Quinn criter.		3.392530
Durbin-Watson stat	2.046985			

APÊNDICE Z – Teste 4 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.893799
Test critical values: 1% level	-3.475600
5% level	-2.898800
10% level	-2.585400

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 16:55

Sample (adjusted): 1989M05 2018M12

Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.439416	0.232029	-1.893799	0.0591
D(GLSRESID(-1))	-1.077786	0.231134	-4.663042	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.361928	0.231649	-5.879267	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-1.644939	0.227955	-7.216085	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-1.809568	0.217612	-8.315570	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-1.869358	0.203309	-9.194667	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-1.783095	0.186517	-9.559945	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-1.827645	0.168525	-10.84494	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-1.946309	0.155271	-12.53491	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-2.053071	0.147422	-13.92650	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-1.970072	0.138686	-14.20522	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-1.734086	0.127913	-13.55675	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-1.215074	0.112549	-10.79598	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-0.678679	0.088340	-7.682559	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-0.292029	0.051968	-5.619416	0.0000
R-squared	0.790227	Mean dependent var		0.004764
Adjusted R-squared	0.781615	S.D. dependent var		2.668454
S.E. of regression	1.247013	Akaike info criterion		3.320601
Sum squared resid	530.2691	Schwarz criterion		3.483870
Log likelihood	-576.0669	Hannan-Quinn criter.		3.385547
Durbin-Watson stat	2.041048			

APÊNDICE AA – Teste 5 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN,2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 16 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.304621
Test critical values: 1% level	-2.571529
5% level	-1.941724
10% level	-1.616098

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 16:56

Sample (adjusted): 1989M08 2018M12

Included observations: 353 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.024847	0.081566	-0.304621	0.7608
D(GLSRESID(-1))	-2.213719	0.096681	-22.89705	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-3.311691	0.147760	-22.41262	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-4.236619	0.209928	-20.18129	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-4.877742	0.265254	-18.38898	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-5.188025	0.300361	-17.27261	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-5.166696	0.313337	-16.48926	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-5.102057	0.309919	-16.46256	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-5.121982	0.302414	-16.93697	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-5.224948	0.301142	-17.35045	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-5.206671	0.306833	-16.96909	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-4.904026	0.308494	-15.89668	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-4.107921	0.293347	-14.00364	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-2.982513	0.254821	-11.70435	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-1.846477	0.194090	-9.513500	0.0000
D(GLSRESID(-15))	-0.839466	0.123682	-6.787286	0.0000
D(GLSRESID(-16))	-0.215403	0.053379	-4.035336	0.0001
R-squared	0.901886	Mean dependent var		0.002720
Adjusted R-squared	0.897214	S.D. dependent var		4.448073
S.E. of regression	1.426062	Akaike info criterion		3.594671
Sum squared resid	683.3073	Schwarz criterion		3.780875
Log likelihood	-617.4594	Hannan-Quinn criter.		3.668763
Durbin-Watson stat	2.066376			

APÊNDICE BB – Teste 6 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN,2) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 16 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-2.199520
Test critical values: 1% level	-3.475300
5% level	-2.899400
10% level	-2.586450

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 16:56
 Sample (adjusted): 1989M08 2018M12
 Included observations: 353 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.364243	0.165601	-2.199520	0.0285
D(GLSRESID(-1))	-1.867669	0.168397	-11.09086	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-2.956641	0.193709	-15.26332	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-3.877345	0.236273	-16.41045	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-4.522423	0.279798	-16.16317	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-4.847050	0.308360	-15.71882	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-4.849876	0.317572	-15.27174	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-4.814019	0.311907	-15.43417	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-4.863209	0.302754	-16.06322	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-4.994639	0.299961	-16.65099	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-5.003586	0.304410	-16.43701	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-4.729210	0.305509	-15.47979	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-3.964397	0.290501	-13.64674	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-2.873415	0.252587	-11.37595	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-1.773895	0.192697	-9.205621	0.0000
D(GLSRESID(-15))	-0.799954	0.123068	-6.500105	0.0000
D(GLSRESID(-16))	-0.202097	0.053297	-3.791903	0.0002
R-squared	0.900861	Mean dependent var	-0.000771	
Adjusted R-squared	0.896140	S.D. dependent var	4.448073	
S.E. of regression	1.433494	Akaike info criterion	3.605067	
Sum squared resid	690.4477	Schwarz criterion	3.791270	
Log likelihood	-619.2942	Hannan-Quinn criter.	3.679159	
Durbin-Watson stat	2.054261			

APÊNDICE CC – Teste 1 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MAX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.991008
Test critical values: 1% level	-2.571401
5% level	-1.941706
10% level	-1.616109

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 16:58

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.032387	0.032680	-0.991008	0.3224
D(GLSRESID(-1))	-0.583301	0.059731	-9.765421	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.427688	0.061426	-6.962652	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.560738	0.056254	-9.967941	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.588649	0.055975	-10.51634	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-0.570005	0.058459	-9.750486	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-0.506765	0.059279	-8.548781	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-0.455006	0.056966	-7.987356	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-0.558371	0.052578	-10.61982	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-0.592858	0.051250	-11.56806	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-0.481648	0.055010	-8.755669	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-0.246760	0.051317	-4.808551	0.0000
R-squared	0.459701	Mean dependent var		0.005861
Adjusted R-squared	0.442623	S.D. dependent var		2.070300
S.E. of regression	1.545638	Akaike info criterion		3.741516
Sum squared resid	831.3712	Schwarz criterion		3.871053
Log likelihood	-661.4729	Hannan-Quinn criter.		3.793022
Durbin-Watson stat	1.970560			

APÊNDICE DD – Teste 2 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MAX has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.810276
Test critical values: 1% level	-3.476000
5% level	-2.898000
10% level	-2.584000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 16:59

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.095735	0.052884	-1.810276	0.0711
D(GLSRESID(-1))	-0.526643	0.069845	-7.540195	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.376398	0.069473	-5.417922	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.514144	0.063594	-8.084810	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.547864	0.061613	-8.892059	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-0.534467	0.062422	-8.562125	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-0.476486	0.062030	-7.681577	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-0.429772	0.058911	-7.295315	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-0.537692	0.053965	-9.963688	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-0.577376	0.051957	-11.11266	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-0.471377	0.055152	-8.546929	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-0.241383	0.051245	-4.710395	0.0000
R-squared	0.462422	Mean dependent var		0.012908
Adjusted R-squared	0.445430	S.D. dependent var		2.070300
S.E. of regression	1.541741	Akaike info criterion		3.736467
Sum squared resid	827.1843	Schwarz criterion		3.866004
Log likelihood	-660.5641	Hannan-Quinn criter.		3.787974
Durbin-Watson stat	1.967651			

APÊNDICE EE – Teste 3 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 16 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.244032
Test critical values: 1% level	-2.571511
5% level	-1.941721
10% level	-1.616099

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:01

Sample (adjusted): 1989M07 2018M12

Included observations: 354 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.011970	0.049052	-0.244032	0.8074
D(GLSRESID(-1))	-1.485402	0.072162	-20.58414	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.745779	0.106507	-16.39121	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-2.066480	0.138777	-14.89063	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-2.314394	0.169463	-13.65720	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-2.452773	0.194837	-12.58882	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-2.445562	0.208306	-11.74024	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-2.365925	0.210729	-11.22733	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-2.387138	0.208502	-11.44902	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-2.423549	0.208713	-11.61185	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-2.341153	0.209829	-11.15745	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-2.024485	0.205245	-9.863747	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-1.487320	0.190716	-7.798598	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-1.033637	0.164206	-6.294762	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-0.609589	0.131358	-4.640664	0.0000
D(GLSRESID(-15))	-0.340778	0.096095	-3.546248	0.0004
D(GLSRESID(-16))	-0.143434	0.053940	-2.659126	0.0082
R-squared	0.744431	Mean dependent var		0.013757
Adjusted R-squared	0.732297	S.D. dependent var		3.164748
S.E. of regression	1.637441	Akaike info criterion		3.870978
Sum squared resid	903.5687	Schwarz criterion		4.056791
Log likelihood	-668.1630	Hannan-Quinn criter.		3.944907
Durbin-Watson stat	2.033641			

APÊNDICE FF – Teste 4 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.410504
Test critical values: 1% level	-3.475600
5% level	-2.898800
10% level	-2.585400

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 16:59
 Sample (adjusted): 1989M05 2018M12
 Included observations: 356 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.130782	0.092720	-1.410504	0.1593
D(GLSRESID(-1))	-1.319100	0.104043	-12.67842	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.494870	0.123471	-12.10710	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-1.705814	0.139464	-12.23123	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-1.826289	0.148792	-12.27414	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-1.850867	0.151279	-12.23482	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-1.796213	0.151739	-11.83755	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-1.720321	0.151998	-11.31807	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-1.756010	0.149619	-11.73654	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-1.794915	0.144614	-12.41173	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-1.709460	0.139065	-12.29257	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-1.402182	0.130845	-10.71634	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-0.897981	0.114879	-7.816735	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-0.510057	0.089444	-5.702541	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-0.164351	0.052793	-3.113121	0.0020
R-squared	0.732612	Mean dependent var	-0.000132	
Adjusted R-squared	0.721635	S.D. dependent var	3.163501	
S.E. of regression	1.669074	Akaike info criterion	3.903636	
Sum squared resid	949.9604	Schwarz criterion	4.066906	
Log likelihood	-679.8473	Hannan-Quinn criter.	3.968582	
Durbin-Watson stat	2.025756			

APÊNDICE GG – Teste 5 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX,2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 16 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-0.208855
Test critical values: 1% level	-2.571529
5% level	-1.941724
10% level	-1.616098

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 17:01
 Sample (adjusted): 1989M08 2018M12
 Included observations: 353 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.007950	0.038066	-0.208855	0.8347
D(GLSRESID(-1))	-2.158820	0.065659	-32.87945	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-3.136163	0.130375	-24.05490	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-3.966593	0.201196	-19.71511	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-4.580258	0.265852	-17.22861	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-4.934878	0.315725	-15.63032	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-5.012161	0.345871	-14.49140	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-4.904971	0.360921	-13.59015	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-4.821156	0.366407	-13.15794	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-4.778416	0.366508	-13.03770	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-4.633559	0.360083	-12.86802	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-4.193660	0.343345	-12.21414	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-3.368834	0.312388	-10.78415	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-2.411641	0.262105	-9.201056	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-1.451161	0.196716	-7.376932	0.0000
D(GLSRESID(-15))	-0.697869	0.123982	-5.628794	0.0000
D(GLSRESID(-16))	-0.214114	0.053268	-4.019561	0.0001
R-squared	0.887876	Mean dependent var		0.004391
Adjusted R-squared	0.882537	S.D. dependent var		5.625783
S.E. of regression	1.928121	Akaike info criterion		4.197930
Sum squared resid	1249.131	Schwarz criterion		4.384133
Log likelihood	-723.9346	Hannan-Quinn criter.		4.272022
Durbin-Watson stat	2.061800			

APÊNDICE HH – Teste 6 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX,2) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 16 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.677245
Test critical values: 1% level	-3.475300
5% level	-2.899400
10% level	-2.586450

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 17:00
 Sample (adjusted): 1989M08 2018M12
 Included observations: 353 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.279337	0.075964	-3.677245	0.0003
D(GLSRESID(-1))	-1.877477	0.085355	-21.99609	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-2.837495	0.132144	-21.47279	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-3.651294	0.195128	-18.71230	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-4.255800	0.256402	-16.59816	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-4.610619	0.305008	-15.11639	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-4.698508	0.335088	-14.02171	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-4.609148	0.350698	-13.14278	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-4.547069	0.357062	-12.73466	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-4.527882	0.358202	-12.64058	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-4.408490	0.352961	-12.49001	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-3.997514	0.337540	-11.84308	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-3.206206	0.307999	-10.40980	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-2.288056	0.259198	-8.827430	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-1.368430	0.195168	-7.011562	0.0000
D(GLSRESID(-15))	-0.652575	0.123451	-5.286099	0.0000
D(GLSRESID(-16))	-0.198522	0.053270	-3.726743	0.0002
R-squared	0.886138	Mean dependent var		0.012463
Adjusted R-squared	0.880715	S.D. dependent var		5.625783
S.E. of regression	1.943010	Akaike info criterion		4.213314
Sum squared resid	1268.496	Schwarz criterion		4.399518
Log likelihood	-726.6499	Hannan-Quinn criter.		4.287406
Durbin-Watson stat	2.044443			

APÊNDICE II – Teste 1 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MED has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.204531
Test critical values: 1% level	-2.571401
5% level	-1.941706
10% level	-1.616109

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:02

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.003463	0.016932	-0.204531	0.8381
D(GLSRESID(-1))	-0.515232	0.054228	-9.501166	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.370789	0.054310	-6.827226	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.615455	0.046182	-13.32686	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.565691	0.047076	-12.01662	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-0.566463	0.049149	-11.52531	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-0.552315	0.048725	-11.33541	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-0.473085	0.048669	-9.720489	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-0.604289	0.045806	-13.19241	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-0.623856	0.044639	-13.97559	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-0.487567	0.051914	-9.391885	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-0.254738	0.051096	-4.985496	0.0000
R-squared	0.650632	Mean dependent var	-0.000611	
Adjusted R-squared	0.639589	S.D. dependent var	1.936622	
S.E. of regression	1.162636	Akaike info criterion	3.172022	
Sum squared resid	470.3994	Schwarz criterion	3.301559	
Log likelihood	-558.9639	Hannan-Quinn criter.	3.223528	
Durbin-Watson stat	1.922991			

APÊNDICE JJ – Teste 2 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MED has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.796661
Test critical values: 1% level	-3.476000
5% level	-2.898000
10% level	-2.584000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:02

Sample (adjusted): 1989M01 2018M12

Included observations: 360 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.065184	0.036281	-1.796661	0.0733
D(GLSRESID(-1))	-0.460387	0.060121	-7.657642	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.320715	0.059095	-5.427152	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.569327	0.051322	-11.09332	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-0.525825	0.050715	-10.36821	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-0.531925	0.051509	-10.32688	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-0.522574	0.050405	-10.36761	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-0.448615	0.049713	-9.024037	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-0.584172	0.046517	-12.55811	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-0.609133	0.044904	-13.56529	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-0.478205	0.051758	-9.239165	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-0.249778	0.050890	-4.908207	0.0000
R-squared	0.652481	Mean dependent var		0.012476
Adjusted R-squared	0.641497	S.D. dependent var		1.936622
S.E. of regression	1.159555	Akaike info criterion		3.166715
Sum squared resid	467.9099	Schwarz criterion		3.296252
Log likelihood	-558.0088	Hannan-Quinn criter.		3.218222
Durbin-Watson stat	1.920836			

APÊNDICE KK – Teste 3 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.338554
Test critical values: 1% level	-2.571456
5% level	-1.941714
10% level	-1.616104

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:04

Sample (adjusted): 1989M04 2018M12

Included observations: 357 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.014605	0.043138	-0.338554	0.7352
D(GLSRESID(-1))	-1.329705	0.066820	-19.89975	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.371877	0.090421	-15.17217	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-1.517813	0.095729	-15.85526	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-1.516989	0.095565	-15.87384	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-1.509655	0.092598	-16.30334	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-1.517248	0.092661	-16.37424	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-1.451900	0.094956	-15.29029	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-1.501460	0.090434	-16.60275	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-1.559318	0.089281	-17.46533	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-1.495123	0.090674	-16.48905	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-1.213567	0.088339	-13.73757	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-0.673256	0.080402	-8.373626	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-0.256510	0.051470	-4.983682	0.0000
R-squared	0.748075	Mean dependent var		0.004034
Adjusted R-squared	0.738527	S.D. dependent var		2.404398
S.E. of regression	1.229476	Akaike info criterion		3.289479
Sum squared resid	518.4824	Schwarz criterion		3.441547
Log likelihood	-573.1720	Hannan-Quinn criter.		3.349963
Durbin-Watson stat	2.063122			

APÊNDICE LL – Teste 4 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.549255
Test critical values: 1% level	-3.475700
5% level	-2.898600
10% level	-2.585050

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:03

Sample (adjusted): 1989M04 2018M12

Included observations: 357 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.128671	0.083053	-1.549255	0.1222
D(GLSRESID(-1))	-1.214441	0.094429	-12.86091	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-1.258511	0.109059	-11.53977	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-1.411690	0.110461	-12.77997	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-1.419692	0.107532	-13.20251	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-1.422002	0.102361	-13.89203	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-1.439312	0.099786	-14.42394	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-1.382423	0.099858	-13.84389	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-1.441771	0.093994	-15.33904	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-1.509867	0.091359	-16.52681	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-1.455262	0.091525	-15.90022	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-1.183665	0.088448	-13.38255	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-0.652998	0.080233	-8.138740	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-0.247000	0.051405	-4.804975	0.0000
R-squared	0.747296	Mean dependent var	-0.002884	
Adjusted R-squared	0.737718	S.D. dependent var	2.404398	
S.E. of regression	1.231375	Akaike info criterion	3.292567	
Sum squared resid	520.0860	Schwarz criterion	3.444635	
Log likelihood	-573.7232	Hannan-Quinn criter.	3.353051	
Durbin-Watson stat	2.056746			

APÊNDICE MM – Teste 5 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED,2) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 16 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.154043
Test critical values: 1% level	-2.571529
5% level	-1.941724
10% level	-1.616098

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:03

Sample (adjusted): 1989M08 2018M12

Included observations: 353 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.006022	0.039092	-0.154043	0.8777
D(GLSRESID(-1))	-2.092460	0.065733	-31.83278	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-2.949503	0.125662	-23.47163	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-3.715974	0.187956	-19.77049	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-4.226495	0.242688	-17.41534	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-4.487258	0.277821	-16.15164	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-4.554291	0.290122	-15.69786	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-4.481613	0.291408	-15.37916	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-4.476068	0.289369	-15.46838	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-4.535989	0.289704	-15.65734	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-4.514433	0.291029	-15.51197	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-4.203561	0.288197	-14.58571	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-3.425674	0.275376	-12.43997	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-2.441577	0.239587	-10.19076	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-1.475760	0.183383	-8.047401	0.0000
D(GLSRESID(-15))	-0.743824	0.118708	-6.266019	0.0000
D(GLSRESID(-16))	-0.239499	0.052502	-4.561747	0.0000
R-squared	0.888760	Mean dependent var		0.001388
Adjusted R-squared	0.883463	S.D. dependent var		4.100807
S.E. of regression	1.399915	Akaike info criterion		3.557660
Sum squared resid	658.4799	Schwarz criterion		3.743864
Log likelihood	-610.9270	Hannan-Quinn criter.		3.631753
Durbin-Watson stat	2.050183			

APÊNDICE NN – Teste 6 DF-GLS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED,2) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 16 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.424232
Test critical values: 1% level	-3.475300
5% level	-2.899400
10% level	-2.586450

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:03

Sample (adjusted): 1989M08 2018M12

Included observations: 353 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.273710	0.079933	-3.424232	0.0007
D(GLSRESID(-1))	-1.808897	0.088904	-20.34659	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-2.639342	0.130559	-20.21574	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-3.380296	0.184380	-18.33327	0.0000
D(GLSRESID(-4))	-3.875453	0.235312	-16.46939	0.0000
D(GLSRESID(-5))	-4.136498	0.269118	-15.37060	0.0000
D(GLSRESID(-6))	-4.218593	0.281356	-14.99380	0.0000
D(GLSRESID(-7))	-4.168438	0.283093	-14.72460	0.0000
D(GLSRESID(-8))	-4.187420	0.281700	-14.86482	0.0000
D(GLSRESID(-9))	-4.269561	0.282699	-15.10287	0.0000
D(GLSRESID(-10))	-4.269278	0.284809	-14.98995	0.0000
D(GLSRESID(-11))	-3.981928	0.282922	-14.07428	0.0000
D(GLSRESID(-12))	-3.232260	0.271181	-11.91919	0.0000
D(GLSRESID(-13))	-2.287585	0.236692	-9.664826	0.0000
D(GLSRESID(-14))	-1.368801	0.181816	-7.528507	0.0000
D(GLSRESID(-15))	-0.683119	0.118223	-5.778217	0.0000
D(GLSRESID(-16))	-0.217909	0.052583	-4.144128	0.0000
R-squared	0.886130	Mean dependent var		0.007786
Adjusted R-squared	0.880707	S.D. dependent var		4.100807
S.E. of regression	1.416369	Akaike info criterion		3.581030
Sum squared resid	674.0498	Schwarz criterion		3.767234
Log likelihood	-615.0518	Hannan-Quinn criter.		3.655123
Durbin-Watson stat	2.029730			

APÊNDICE OO – Teste 1 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MIN is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 28 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.037262
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	14.57151
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	12.50302

KPSS Test Equation

Dependent Variable: T MIN

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:04

Sample: 1988M01 2018M12

Included observations: 372

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.93761	0.198183	80.41884	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		15.93761
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		3.822406
S.E. of regression	3.822406	Akaike info criterion		5.522322
Sum squared resid	5420.602	Schwarz criterion		5.532856
Log likelihood	-1026.152	Hannan-Quinn criter.		5.526505
Durbin-Watson stat	0.399176			

APÊNDICE PP – Teste 2 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MIN is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 28 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.033900
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	14.57087
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	12.49213

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: T MIN
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 17:05
 Sample: 1988M01 2018M12
 Included observations: 372

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.98142	0.396093	40.34766	0.0000
@TREND("1988M01")	-0.000236	0.001848	-0.127795	0.8984
R-squared	0.000044	Mean dependent var		15.93761
Adjusted R-squared	-0.002658	S.D. dependent var		3.822406
S.E. of regression	3.827483	Akaike info criterion		5.527654
Sum squared resid	5420.363	Schwarz criterion		5.548723
Log likelihood	-1026.144	Hannan-Quinn criter.		5.536021
F-statistic	0.016332	Durbin-Watson stat		0.399194
Prob(F-statistic)	0.898380			

APÊNDICE QQ – Teste 3 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN) is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 44 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.110313
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	5.832261
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.769403

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:05

Sample (adjusted): 1988M02 2018M12

Included observations: 371 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004043	0.125550	-0.032203	0.9743
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.004043
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		2.418269
S.E. of regression	2.418269	Akaike info criterion		4.606673
Sum squared resid	2163.769	Schwarz criterion		4.617228
Log likelihood	-853.5378	Hannan-Quinn criter.		4.610865
Durbin-Watson stat	1.202044			

APÊNDICE RR – Teste 4 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas mínimas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MIN) is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 44 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.063160
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	5.830800
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.768354

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(T MIN)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:06

Sample (adjusted): 1988M02 2018M12

Included observations: 371 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.070423	0.251918	-0.279545	0.7800
@TREND("1988M01")	0.000357	0.001174	0.304054	0.7613
R-squared	0.000250	Mean dependent var	-0.004043	
Adjusted R-squared	-0.002459	S.D. dependent var	2.418269	
S.E. of regression	2.421240	Akaike info criterion	4.611813	
Sum squared resid	2163.227	Schwarz criterion	4.632925	
Log likelihood	-853.4913	Hannan-Quinn criter.	4.620198	
F-statistic	0.092449	Durbin-Watson stat	1.202344	
Prob(F-statistic)	0.761258			

APÊNDICE SS – Teste 1 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MAX is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.124690
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	4.844879
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	10.02619

KPSS Test Equation

Dependent Variable: T MAX

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:07

Sample: 1988M01 2018M12

Included observations: 372

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.96126	0.114276	244.6822	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	27.96126	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	2.204073	
S.E. of regression	2.204073	Akaike info criterion	4.421176	
Sum squared resid	1802.295	Schwarz criterion	4.431710	
Log likelihood	-821.3387	Hannan-Quinn criter.	4.425359	
Durbin-Watson stat	0.886738			

APÊNDICE TT – Teste 2 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MAX is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.105462
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	4.832503
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9.812058

KPSS Test Equation

Dependent Variable: T MAX

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:07

Sample: 1988M01 2018M12

Included observations: 372

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.76909	0.228108	121.7367	0.0000
@TREND("1988M01")	0.001036	0.001064	0.973432	0.3310
R-squared	0.002554	Mean dependent var		27.96126
Adjusted R-squared	-0.000141	S.D. dependent var		2.204073
S.E. of regression	2.204229	Akaike info criterion		4.423994
Sum squared resid	1797.691	Schwarz criterion		4.445064
Log likelihood	-820.8629	Hannan-Quinn criter.		4.432361
F-statistic	0.947569	Durbin-Watson stat		0.889009
Prob(F-statistic)	0.330975			

APÊNDICE UU – Teste 3 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX) is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 108 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.299723
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	4.307716
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.107653

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(T MAX)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:07

Sample (adjusted): 1988M02 2018M12

Included observations: 371 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.09E-05	0.107900	0.000749	0.9994
R-squared	0.000000	Mean dependent var		8.09E-05
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		2.078307
S.E. of regression	2.078307	Akaike info criterion		4.303676
Sum squared resid	1598.162	Schwarz criterion		4.314231
Log likelihood	-797.3318	Hannan-Quinn criter.		4.307868
Durbin-Watson stat	2.294949			

APÊNDICE VV – Teste 4 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas máximas para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MAX) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 108 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.165612
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	4.307094
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.105704

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: D(T MAX)
 Method: Least Squares
 Date: 07/05/20 Time: 17:07
 Sample (adjusted): 1988M02 2018M12
 Included observations: 371 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.043231	0.216515	-0.199669	0.8418
@TREND("1988M01")	0.000233	0.001009	0.230834	0.8176
R-squared	0.000144	Mean dependent var		8.09E-05
Adjusted R-squared	-0.002565	S.D. dependent var		2.078307
S.E. of regression	2.080971	Akaike info criterion		4.308922
Sum squared resid	1597.932	Schwarz criterion		4.330034
Log likelihood	-797.3050	Hannan-Quinn criter.		4.317307
F-statistic	0.053284	Durbin-Watson stat		2.295279
Prob(F-statistic)	0.817572			

APÊNDICE WW – Teste 1 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: T MED is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
<u>Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic</u>	<u>0.458839</u>
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	7.891189
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	15.30593

KPSS Test Equation

Dependent Variable: T MED

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:09

Sample: 1988M01 2018M12

Included observations: 372

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.25191	0.145843	152.5749	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	22.25191	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	2.812909	
S.E. of regression	2.812909	Akaike info criterion	4.909000	
Sum squared resid	2935.522	Schwarz criterion	4.919535	
Log likelihood	-912.0740	Hannan-Quinn criter.	4.913184	
Durbin-Watson stat	0.478896			

APÊNDICE XX – Teste 2 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018

Null Hypothesis: T MED is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 19 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.063942
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	7.739292
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	12.31609

KPSS Test Equation

Dependent Variable: T MED

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:11

Sample: 1988M01 2018M12

Included observations: 372

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.92515	0.288672	79.41588	0.0000
@TREND("1988M01")	-0.003629	0.001347	-2.694788	0.0074
R-squared	0.019249	Mean dependent var		22.25191
Adjusted R-squared	0.016598	S.D. dependent var		2.812909
S.E. of regression	2.789467	Akaike info criterion		4.894940
Sum squared resid	2879.017	Schwarz criterion		4.916009
Log likelihood	-908.4588	Hannan-Quinn criter.		4.903307
F-statistic	7.261884	Durbin-Watson stat		0.488293
Prob(F-statistic)	0.007364			

APÊNDICE YY – Teste 3 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED) is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 58 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.257001
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.789226
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.188361

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(T MED)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:10

Sample (adjusted): 1988M02 2018M12

Included observations: 371 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004474	0.101199	-0.044214	0.9648
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.004474
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.949222
S.E. of regression	1.949222	Akaike info criterion		4.175430
Sum squared resid	1405.803	Schwarz criterion		4.185985
Log likelihood	-773.5422	Hannan-Quinn criter.		4.179622
Durbin-Watson stat	1.527055			

APÊNDICE ZZ – Teste 4 KPSS da distribuição de valores da série histórica de temperaturas médias para Pirassununga-SP entre 1988 e 2018.

Null Hypothesis: D(T MED) is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 58 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.144275
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.788335
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.190312

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(T MED)

Method: Least Squares

Date: 07/05/20 Time: 17:10

Sample (adjusted): 1988M02 2018M12

Included observations: 371 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.056313	0.203058	-0.277323	0.7817
@TREND("1988M01")	0.000279	0.000946	0.294583	0.7685
R-squared	0.000235	Mean dependent var		-0.004474
Adjusted R-squared	-0.002474	S.D. dependent var		1.949222
S.E. of regression	1.951632	Akaike info criterion		4.180585
Sum squared resid	1405.472	Schwarz criterion		4.201697
Log likelihood	-773.4986	Hannan-Quinn criter.		4.188970
F-statistic	0.086779	Durbin-Watson stat		1.527413
Prob(F-statistic)	0.768478			

