



DENISE DE ASSIS PAIVA

**ESTUDO DE TESTES PARA TENDÊNCIA EM SÉRIES
TEMPORAIS**

LAVRAS – MG

2020

DENISE DE ASSIS PAIVA

ESTUDO DE TESTES PARA TENDÊNCIA EM SÉRIES TEMPORAIS

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

Profa. Dra. Thelma Sáfyadi

Orientadora

LAVRAS – MG

2020

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Paiva, Denise de Assis

Estudo de testes para tendência em séries temporais /
Denise de Assis Paiva. – Lavras : UFLA, 2020.

67 p. : il.

Dissertação (mestrado)–Universidade Federal de Lavras,
2020.

Orientadora: Profa. Dra. Thelma Sáfyadi.

Bibliografia.

1. Tendência. 2. Sazonalidade. 3. Quebras estruturais. I.
Sáfyadi, Thelma. II. Título.

DENISE DE ASSIS PAIVA

ESTUDO DE TESTES PARA TENDÊNCIA EM SÉRIES TEMPORAIS

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 07 de Fevereiro de 2020.

Prof. Dr. Ednilson Sebastião de Ávila	UFLA
Prof. Dr. Paulo Henrique Sales Guimarães	UFLA
Profa. Dra. Rejane Corrêa da Rocha	UFSJ

Profa. Dra. Thelma Sáfyadi
Orientadora

**LAVRAS – MG
2020**

*Ao meu irmão **Téo** pelo apoio incondicional em todos os momentos. Você é inspiração e luz.
Com amor, dedico.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus. A Ele devo todo este percurso e aprendizado. "De sorte que, se teus olhos forem bons, todo o teu corpo terá luz..." (MATEUS 6:22,23).

À minha orientadora, Profa. Thelma, por todo apoio e incentivo desde o momento em que ingressei na Universidade Federal de Lavras (UFLA).

À Profa. Rejane, por direcionar meu caminho na graduação, hoje sou muito realizada. Minha gratidão.

Aos meus familiares, em especial minha mãe, por me ensinar o verdadeiro significado do amor, da felicidade e da simplicidade.

Agradeço aos amigos da UFLA, em especial, Ana, Ariane, Fernanda, Mariana e Paula, a minha caminhada foi muito mais leve ao lado de vocês. Onde for sempre estarão presentes em minhas orações e em meu coração. Aos amigos distantes, principalmente a Lacívia.

Agradeço também a todos os professores do departamento de Estatística que contribuíram para meu crescimento profissional e pessoal. Aos membros da banca, Profa. Rejane, Prof. Paulo e Prof. Ednilson, pela disposição em ler este trabalho.

A todos aqueles que indiretamente contribuíram para a conclusão desta dissertação, o meu sincero agradecimento.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

*“Se não puderes ser uma estrada,
Sê apenas uma senda,
Se não puderes ser o Sol, sê uma estrela.
Não é pelo tamanho que terás êxito ou fracasso
Mas sê o melhor no que quer que sejas.”
(Pablo Neruda)*

RESUMO

A metodologia de séries temporais é uma importante ferramenta quando se utiliza dados ao longo do tempo. A série temporal pode ser composta pelas componentes tendência (T_t), sazonalidade (S_t) e o erro aleatório (a_t). Nesse sentido, este trabalho tem como objetivo estudar os testes utilizados para analisar a componente tendência, os quais foram: Pettitt, Run, Mann-Kendall, Cox-Stuart e os testes de raiz unitária (Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado e Zivot e Andrews), dado que existe discrepância entre os resultados dos testes encontrados na literatura. As quatro séries analisadas foram a temperatura máxima na cidade de Lavras, taxa de desemprego na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e o Produto Interno Bruto (PIB) nominal do Brasil. Verificou-se que os testes de raiz unitária apresentaram resultados análogos em relação à presença da tendência estocástica para todas as séries. Além disso, o ponto de mudança do teste de Pettitt divergiu de todas as quebras estruturais encontradas através do teste de Zivot e Andrews, exceto em relação à série do PIB. Portanto, constatou-se que os testes de tendência divergiram entre si, obtendo resultados similares somente em relação à série de desemprego.

Palavras-chave: Temperatura. Desemprego. Inflação. Produto Interno Bruto. Tendência estocástica.

ABSTRACT

The time series methodology is an important tool when using data over time. The time series can be composed of the components trend (T_t), seasonality (S_t) and the random error (a_t). In this sense, this work aims to study the tests used to analyze the trend component, which were: Pettitt, Run, Mann-Kendall, Cox-Stuart and the unit root tests (Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Augmented and Zivot and Andrews), given that there is a discrepancy between the test results found in the literature. The four series analyzed were the maximum temperature in the city of Lavras, the unemployment rate in the Metropolitan Region of São Paulo (RMSP), the Broad Consumer Price Index (IPCA) and the nominal Gross Domestic Product (GDP) of Brazil. It was found that the unit root tests showed similar results in relation to the presence of the stochastic trend for all series. Furthermore, the turning point of the Pettitt test diverged from all the structural breaks found through the Zivot and Andrews test, except for the GDP series. Therefore, it was found that the trend tests diverged, obtaining similar results only in relation to the unemployment series.

Keywords: Temperature. Unemployment. Inflation. Gross Domestic Product. Stochastic tendency.

LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1 – Periodograma da série de temperatura máxima na cidade de Lavras.	33
Figura 5.1 – Temperatura máxima na cidade de Lavras.	37
Figura 5.2 – FAC para a série de temperatura máxima.	38
Figura 5.3 – Série da temperatura máxima com o ponto de mudança.	39
Figura 5.4 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.	41
Figura 5.5 – Taxa de desemprego na RMSP.	42
Figura 5.6 – FAC para a série de desemprego.	43
Figura 5.7 – Série de desemprego com o ponto de mudança.	44
Figura 5.8 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.	46
Figura 5.9 – IPCA.	47
Figura 5.10 – FAC para a série de inflação.	48
Figura 5.11 – Série de inflação com o ponto de mudança.	49
Figura 5.12 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.	51
Figura 5.13 – PIB Brasil (US \$).	52
Figura 5.14 – FAC para a série PIB Brasil (US \$).	53
Figura 5.15 – Série do PIB do Brasil (US \$) com o ponto de mudança.	54
Figura 5.16 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.	56

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 – Resumo dos testes de Dickey-Fuller	28
Tabela 3.2 – Valores críticos de Zivot e Andrews.	30
Tabela 5.1 – Resultados do Teste de Fisher.	36
Tabela 5.2 – Resultados do Teste- t	36
Tabela 5.3 – Estatísticas descritivas para a série temperatura máxima (°C).	37
Tabela 5.4 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.	40
Tabela 5.5 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.	40
Tabela 5.6 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.	40
Tabela 5.7 – Estatísticas descritivas para a série de desemprego (%).	42
Tabela 5.8 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.	44
Tabela 5.9 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.	45
Tabela 5.10 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.	45
Tabela 5.11 – Estatísticas descritivas para a série de inflação (%).	47
Tabela 5.12 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.	50
Tabela 5.13 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.	50
Tabela 5.14 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.	50
Tabela 5.15 – Estatísticas descritivas para a série PIB Brasil.	52
Tabela 5.16 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.	54
Tabela 5.17 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.	55
Tabela 5.18 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.	55
Tabela 5.19 – Resumo dos testes de tendência.	56

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	12
3	REFERENCIAL TEÓRICO	16
3.1	Séries Temporais	16
3.2	Tendência estocástica e tendência determinística	17
3.3	Testes de Tendência	20
3.3.1	Teste de Pettitt	20
3.3.2	Teste de Run	21
3.3.3	Teste de Mann-Kendall	22
3.3.4	Teste de Cox-Stuart	24
3.3.5	Testes de raiz unitária	25
3.3.5.1	Dickey-Fuller	25
3.3.5.2	Dickey-Fuller Aumentado	27
3.3.5.3	Zivot e Andrews	29
3.4	Sazonalidade estocástica e sazonalidade determinística	31
3.5	Testes de Sazonalidade	31
3.5.1	Teste de Kruskal-Wallis	31
3.5.2	Teste de Fisher	32
4	MATERIAL E MÉTODOS	34
5	RESULTADOS	36
5.1	Temperatura máxima na cidade de Lavras	36
5.2	Taxa de desemprego na RMSP	41
5.3	IPCA	46
5.4	PIB brasileiro (em trilhões de dólares)	51
6	DISCUSSÃO	58
7	CONCLUSÕES	61
8	Apêndice	62
	REFERÊNCIAS	64

1 INTRODUÇÃO

A metodologia de séries temporais pode ser aplicada a diversas áreas, sendo uma ferramenta importante quando se utiliza dados ao longo do tempo e, principalmente, se estão correlacionados. Segundo Morettin e Toloí (2006), uma série temporal $Z(t)$ é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo e igualmente espaçadas.

Além disso, uma característica da análise da série é que seu estudo pode ser conduzido no domínio do tempo (modelos paramétricos) ou no domínio da frequência (modelos não paramétricos). Em muitos casos, o pesquisador está interessado em investigar o mecanismo gerador da série temporal, fazer previsões de valores futuros, descrever seu comportamento ou procurar periodicidades relevantes nos dados (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Considerando uma série temporal que seja composta por três componentes: tendência (T_t), sazonalidade (S_t) e erro aleatório (a_t), o interesse de estudo neste trabalho é analisar alguns testes que são capazes de detectar a componente tendência nas séries.

Os testes de tendência aqui estudados serão: teste de Pettitt, de Run, de Mann-Kendall, de Cox-Stuart e os testes de raiz unitária (teste de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Zivot e Andrews (ZA)). Dentre os testes citados, os quatro primeiros são testes não paramétricos e os testes de raiz unitária são paramétricos.

Na literatura encontram-se muitos autores que aplicam esses testes de tendência em diversas áreas, por exemplo, o teste de Mann-Kendall muito usado na área climatológica. Já o teste de raiz unitária é frequentemente utilizado para análise de dados financeiros.

Existem também outras áreas em que a metodologia de séries temporais pode ser empregada com a finalidade de analisar a componente tendência, como na medicina (níveis de eletrocardiograma), na epidemiologia (casos semanais de gripe), entre outros.

Com isso, existe uma importância em detectar a componente tendência, visto que, por meio dessa análise, é possível verificar se as observações apresentam um crescimento, decréscimo ou se mantém constante ao longo do tempo, além de ser possível investigar as causas dessas variações.

Desta maneira, o trabalho tem como objetivo principal comparar os testes frequentemente usados para analisar a componente tendência. Além disso, identificar características das séries em estudo, como tendência e sazonalidade, aprofundando a análise e considerando as implicações do que se está testando, dado que existe discrepância entre os resultados dos testes encontrados na literatura, motivando assim o presente estudo.

Para isto serão utilizadas quatro séries temporais, temperatura na cidade de Lavras, taxa de desemprego na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e o Produto Interno Bruto (PIB) nominal do Brasil.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Nesta seção serão apresentados alguns trabalhos que utilizaram os testes de tendência. Os trabalhos estão ordenados de acordo com essa sequência, Mann-Kendall, Run, Pettitt, Cox-Stuart e os testes de raiz unitária.

Além disso, notou-se que em grande parte dos trabalhos foram abordados os testes de Mann-Kendall e Pettitt conjuntamente.

Entre os autores que discutiram em suas pesquisas o teste de Mann-Kendall, cita-se alguns trabalhos, por exemplo, o estudo de tendências para analisar a qualidade de água de alguns rios do estado de São Paulo, chegando à conclusão de que houve diminuição na qualidade de água das bacias, sendo as principais causas o crescimento industrial e urbano (GROPPO, 2005).

Outro trabalho refere-se à precipitação pluvial máxima diária em Campinas-SP, em que não foi detectado a presença das componentes tendência e sazonalidade, sendo o teste de Mann-Kendall utilizado para a análise da tendência (BLAIN, 2011).

No trabalho de Back, Bruna e Vieira (2012) acerca da produção de uva, em que os autores tinham como objetivo avaliar a componente tendência através do teste de Mann-Kendall, apresentam-se alguns resultados: tendência de aumento da temperatura mínima anual em todas as estações do ano, na temperatura máxima anual somente no período da primavera e também tendência de aumento da chuva total anual.

Quanto ao trabalho de Denski e Back (2015), os objetivos dos autores eram avaliar a presença da tendência nos elementos meteorológicos e na evapotranspiração de referência de Urussanga-SC. Os resultados obtidos foram o aumento da temperatura média anual, sendo captado por meio do teste de Mann-Kendall.

Entre outros, Costa, Ferreira e Cordeiro (2015) utilizaram o teste de Mann-Kendall para verificar a presença de tendência na temperatura e precipitação em um município de Santa Catarina. A partir do teste concluíram que a precipitação apresentou tendência significativa, porém, a variável temperatura apresentou tendência significativa apenas em alguns meses.

Os autores Salviano, Groppo e Pellegrino (2016) usaram o teste de Mann-Kendall para analisar a precipitação e temperatura média do Brasil, tendo como objetivo calcular e regionalizar tendências temporais significativas. Os resultados a que chegaram esses autores mostraram tendências não significativas em mais de 70% do território brasileiro em todos os meses na

precipitação, mas no que diz respeito à temperatura média apresentou tendência positiva significativa em grande parte do Brasil ao longo de todo ano.

Outro teste utilizado na literatura é o de Run, também conhecido como teste de sequências. Back (2001) utilizou alguns testes de tendência como Run, Pettitt e Mann-Kendall, com o objetivo de identificar tendências anuais da temperatura e precipitação pluvial no município de Urussanga-SC. Concluiu que todos os testes podem ser utilizados na identificação de tendências de séries temporais, exceto o teste de Run, pois as séries não apresentaram a componente tendência somente por meio desse teste.

Além disso, pode-se citar também Gandra et al. (2014), que discutiram o teste de Run e também abordaram os testes de Mann-Kendall e de Cox-Stuart, com o objetivo de realizar uma previsão para a temperatura na localidade de Pelotas-RS.

Nos trabalhos de Blain (2010) e Vezzoli et al. (2012), ambos analisaram os testes de Mann-Kendall e Pettitt para discutir a temperatura máxima média do ar no estado de São Paulo e também para detectar homogeneidade, tendências e pontos de mudança em séries hidrológicas. Com o primeiro trabalho, Blain (2010) concluiu que não houve detecção de tendências climáticas consistentes nos dados anuais de temperatura máxima.

Já Uliana et al. (2015) avaliaram a significância das tendências em séries temporais de vazões e precipitações mensal e anual por meio do teste de Pettitt e, a partir disso, identificaram tendência significativa nas séries de vazões e precipitações mensais.

Além desses trabalhos, Penereiro e Meschiatti (2018) usaram os testes de Mann-Kendall e Pettitt para analisar tendências significativas em séries anuais de precipitação e temperaturas no Brasil. Os resultados obtidos mostraram ausência de tendência em relação à variável precipitação. Entretanto, foi identificada tendência de aumento nas temperaturas média, mínima e máxima.

Entre outros testes abordados na literatura, apresenta-se o teste de Cox-Stuart. Sáfadi (2004) utilizou o teste na análise de vazão de água na barragem de Furnas, sendo que através do teste detectou-se a presença da componente tendência. Além disso, como seu objetivo principal era analisar o comportamento da série, foi ajustado um modelo SARIMA levando em conta a presença de uma componente sazonal.

Já Detzel et al. (2011) analisaram a estacionariedade das afluições às usinas hidrelétricas brasileiras usando os testes: Cox-Stuart, Wilcoxon e Mann-Kendall. Por meio de seus resultados, os autores chegaram às seguintes conclusões: todos os testes indicaram tendências

semelhantes, exceto o teste de Cox-Stuart, pois demonstrou maiores discrepâncias em comparação aos outros e além disso, das 146 séries analisadas, 75 apresentaram tendência.

De acordo com Morettin e Toloí (2006), os testes de Run e Cox-Stuart devem ser utilizados com cautela e, em geral, são pouco poderosos para detectar alternativas de interesse.

Com relação aos testes de raiz unitária, tem-se o trabalho de Margarido e Anefalos (1999). Os autores tiveram como objetivo mostrar a importância dos testes de raiz unitária (RU), Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron, aplicados em trabalhos econométricos.

Em contrapartida, Margarido (2001) teve como objetivo analisar séries econômicas brasileiras, verificando a estacionariedade da série por meio de testes de raiz unitária com quebra estrutural. Concluiu que a série relativa à taxa de câmbio real apresentou mais de uma quebra estrutural no decorrer do período de janeiro de 1990 a dezembro de 1998 e por isso não seria indicado utilizar os testes de raiz com quebra estrutural desenvolvidos por PERRON (1989 e 1994).

Waheed, Alam e Ghauri (2007) utilizaram os testes de raiz unitária tradicionais e o teste de Zivot e Andrews com quebra estrutural, com a finalidade de analisar 11 séries macroeconômicas paquistanesas usando dados anuais. Os resultados obtidos mostraram que nos testes tradicionais de raiz unitária todas as variáveis são não estacionárias nos níveis.

No trabalho de Teixeira e Maia (2008), os autores utilizaram os testes de Dickey-Fuller e Zivot e Andrews para analisar a componente tendência e captar quebra estrutural em relação ao preço da arroba do boi gordo. Segundo os autores, os resultados demonstraram que a série em questão (01/1996-05/2007) apresentou uma quebra estrutural no período referente a janeiro de 2004.

Já os autores Lima, Silva e Santos (2013) utilizaram os testes de Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados e Hegy de raízes sazonais. Eles discutiram o comportamento dos preços da manga exportada do Brasil, identificando e analisando a presença das componentes tendência e sazonalidade. Posteriormente, ajustaram um modelo SARIMA para a série em estudo.

Além do mais, Poerschke e Morais (2014) analisaram o comportamento da função de demanda brasileira por arroz, sendo detectado a presença de uma raiz unitária na série através do teste ADF. O objetivo geral era testar se os modelos não lineares conseguiriam representar as relações de curto e longo prazo na demanda.

Segundo Maddala e Kim (1998), embora o teste ADF seja frequentemente utilizado, os testes de raiz unitária apresentam vários problemas, por exemplo, baixa potência.

Observa-se que na literatura é possível encontrar muitos trabalhos acerca dos testes de tendência, como mencionado anteriormente.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

Nesta seção será apresentada a teoria de séries temporais e alguns dos principais testes de tendência e sazonalidade encontrados na literatura. É importante ressaltar que o trabalho tem como foco os testes de tendência, mas para analisar essa componente é necessário antes analisar a componente sazonal, visto que uma componente influencia a outra.

3.1 Séries Temporais

Segundo Morettin e Tolo (2006), uma série temporal é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo. As séries podem ser discretas ou contínuas, sendo que para séries discretas considera-se que as observações sejam igualmente espaçadas.

As componentes da série podem estar na forma aditiva ou multiplicativa. O modelo aditivo considera a série temporal como sendo uma soma de suas componentes.

Dessa forma, uma série temporal $Z(t)$ no modelo aditivo pode ser descrita como (equação 3.1):

$$Z_t = T_t + S_t + a_t, \quad (3.1)$$

em que, T_t é a tendência, S_t é a sazonalidade e a_t é a componente aleatória (com média 0 e variância σ^2), para $t = 1, 2, \dots, N$.

E o modelo multiplicativo considera a série temporal como sendo um produto (equação 3.2):

$$Z_t = T_t \cdot S_t \cdot a_t. \quad (3.2)$$

O modelo aditivo é adequado quando a componente sazonal S_t varia de maneira independente da componente tendência T_t . Se tais componentes são dependentes, o modelo mais adequado é o multiplicativo.

Além disso, um modelo multiplicativo pode tornar-se aditivo por meio de uma transformação logarítmica nos dados. Então, caso o interesse do pesquisador seja trabalhar com um modelo aditivo, é indicada a transformação.

Um gráfico usualmente utilizado para verificar a necessidade de transformação dos dados traz no eixo das abscissas as médias das observações de subconjuntos da série original e, no eixo das ordenadas, a amplitude desses subconjuntos. Quando a amplitude independe das médias, os pontos ficam espalhados ao redor de uma reta paralela ao eixo das abscissas.

Um teste t , para testar a hipótese de que o coeficiente de inclinação da reta é zero, indicaria a necessidade de transformação quando retornar um valor- p inferior a 0,05. Diferentes inclinações desta reta indicam necessidade de diferentes transformações. A mais comum delas, a transformação logarítmica, é sugerida quando a inclinação é próxima de 0,5 (JENKINS, 1979).

3.2 Tendência estocástica e tendência determinística

Para analisar a tendência observa-se o aumento ou a diminuição gradual das observações ao longo do tempo (SÁFADI, 2004). Segundo Lamounier (2007), o primeiro passo na análise da tendência é verificar a estacionariedade da série.

Considerando t_1, t_2, \dots, t_n elementos quaisquer de um conjunto arbitrário T , as distribuições finito-dimensionais para todo $n \geq 1$ são dadas por

$$F(z_1, \dots, z_n; t_1, \dots, t_n) = P\{Z(t_1) \leq z_1, \dots, Z(t_n) \leq z_n\}.$$

Dessa forma, de acordo com Morettin e Toloi (2006), um processo estocástico $Z = \{Z(t), t \in T\}$ é dito estritamente estacionário se todas as distribuições finito-dimensionais permanecem as mesmas sob translações no tempo, ou seja,

$$F(z_1, \dots, z_n; t_1 + \tau, \dots, t_n + \tau) = F(z_1, \dots, z_n; t_1, \dots, t_n)$$

para quaisquer $t_1, t_2, \dots, t_n, \tau$ de T .

Em contrapartida, Morettin e Toloi (2006) definem que um processo estocástico $Z = \{Z(t), t \in T\}$ é dito fracamente estacionário ou estacionário de segunda ordem quando

- (i) $E\{Z(t)\} = \mu(t) = \mu$, constante, para todo $t \in T$;
- (ii) $E\{Z^2(t)\} < \infty$, para todo $t \in T$;
- (iii) $\gamma(t_1, t_2) = cov\{Z(t_1), Z(t_2)\}$ é uma função de $|t_1 - t_2|$.

Isso significa que uma série é estacionária quando se desenvolve aleatoriamente no decorrer do tempo em torno de uma média e variância constantes, ou seja, $\mu(t) = \mu$ e $var(t) = \sigma^2$. Já uma série temporal não estacionária tem média e/ou variância que são dependentes do tempo.

Uma das formas para analisar se uma série é estacionária, é por meio do gráfico da função de autocorrelação.

A seguir apresentam-se as definições de função de autocorrelação e autocorrelação parcial. A função de autocorrelação (FAC) de uma série Z_t é definida por

$$\rho_j = \frac{\text{cov}(Z_t, Z_{t-j})}{\sqrt{\text{var}(Z_t)\text{var}(Z_{t-j})}} = \frac{\gamma_j}{\gamma_0},$$

com $j = 0, \pm 1, \dots$, γ_j a função de autocovariância de lag j e γ_0 a variância de Z_t . A FAC caracteriza o desenvolvimento de Z_t ao longo do tempo, mostrando o quão forte o valor observado hoje está correlacionado com os valores observados no passado e como choques hoje afetam valores futuros.

A função de autocorrelação parcial (FACP) de Z_t , dada por ϕ_{kk} é igual a correlação parcial entre as variáveis Z_t e Z_{t-k} ajustadas às variáveis $Z_{t-1}, \dots, Z_{t-k+1}$. Ou seja, ϕ_{kk} mede a correlação remanescente entre Z_t e Z_{t-k} depois de eliminada a influência das informações *entre* elas.

Desta forma, a estacionariedade é algo muito importante para se verificar na série, pois um dos pressupostos para o ajuste de modelos da classe Box & Jenkins é que a série seja estacionária. Além disso, o termo de não estacionariedade está diretamente relacionado à presença das componentes tendência e/ou sazonalidade na série.

Na literatura, apresentam-se dois tipos de tendência: determinística e estocástica. Segundo Lima, Silva e Santos (2013), a distinção importante entre as duas é que existindo tendência estocástica, em cada período a mudança provocada pela tendência em relação ao seu nível médio será um montante aleatório e imprevisível, em vez de constante. Por exemplo, para o modelo tem-se:

$$\begin{aligned} Z_t &= Z_{t-1} + a_t \\ Z_1 &= Z_0 + a_1 \\ Z_2 &= Z_1 + a_2 = Z_0 + a_1 + a_2 \\ Z_3 &= Z_2 + a_3 = Z_0 + a_1 + a_2 + a_3 \\ &\vdots \\ Z_n &= Z_0 + \sum_{n=1}^t a_n. \end{aligned}$$

Assim, para verificar se uma série apresenta a tendência determinística ou estocástica é necessário analisar seu padrão comportamental. Caso a tendência em uma série temporal seja

uma função determinística do tempo, como o tempo ou o tempo ao quadrado, ela é chamada de tendência determinística.

A tendência linear é dada por:

$$T_t = \delta + bt, \quad t = 1, \dots, N, \quad (3.3)$$

sendo δ uma constante e bt o termo de tendência e a série pode ser escrita como:

$$Z_t = T_t + a_t. \quad (3.4)$$

Para eliminar a presença da tendência determinística na série Z_t por meio da regressão, é necessário estimar a componente T_t e, em seguida, subtrair essa componente da série, obtendo dessa forma uma estimativa da componente aleatória a_t ,

$$Z_t - \hat{\delta} - \hat{b}t = \hat{a}_t. \quad (3.5)$$

A tendência estocástica é uma mudança aleatória de uma série ao longo do tempo, podendo apresentar períodos crescentes seguidos de períodos decrescentes, sendo dada por:

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t \quad (3.6)$$

sendo a_t o erro aleatório com média 0 e variância σ^2 .

Para eliminar a presença da tendência estocástica, uma das formas é realizar diferenças sucessivas na série Z_t :

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} = a_t \quad (3.7)$$

sendo Δ o operador diferença.

Segundo Morettin e Tolo (2006), geralmente será suficiente uma ou duas diferenças para que a série torne-se estacionária. Uma série que é diferenciada uma vez é dita integrada de ordem um (denota-se $Z_t \sim I(1)$), mas, caso seja necessário duas diferenças para que a série se torne estacionária, então é dita integrada de ordem dois e assim sucessivamente ($Z_t \sim I(d)$). Pode-se representar o operador da diferença da seguinte forma:

$$\Delta^d Z_t = Z_t - Z_{t-d}$$

sendo d o expoente que representa a ordem da diferença.

Ao eliminar as componentes tendência e sazonalidade, o que resta no modelo é a componente aleatória a_t . Quando a_t tem média e variância constante, tem-se que a_t é estacionária. Além disso, a_t será um ruído branco (*RB*) se suas observações forem não correlacionadas.

3.3 Testes de Tendência

Então, sabe-se que uma série temporal Z_t pode apresentar a componente tendência, sendo determinística e/ou estocástica. A partir disso, apresentam-se alguns testes de tendência que serão utilizados no desenvolvimento da dissertação.

É importante ressaltar que quatro dos testes citados são não paramétricos, ou seja, não é necessário especificar a distribuição da população da qual provém a amostra. São eles: teste de Pettitt, de Run, de Mann-Kendall e o teste de Cox-Stuart. Os testes de raiz unitária (Dickey-Fuller, ADF e Zivot e Andrews) são testes paramétricos, sendo o teste ADF uma generalização do teste de Dickey-Fuller.

3.3.1 Teste de Pettitt

O teste de Pettitt é um teste não paramétrico que analisa se duas amostras Z_1, \dots, Z_t e Z_{t+1}, \dots, Z_N são provenientes da mesma população (PETTITT, 1979).

Com isso, as hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{cases} H_0 : \text{os dados são homogêneos (ausência de um ponto de mudança)} \\ H_1 : \text{os dados não são homogêneos (ponto de mudança)}. \end{cases}$$

Por meio da estatística $U_{t,N}$, conta-se o número de vezes que um elemento da primeira amostra é maior que um elemento da segunda, que pode ser escrita como

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + \sum_{j=1}^N \text{sinal}(Z_t - Z_j), \quad t = 2, \dots, N. \quad (3.8)$$

sendo,

$$\text{sinal}(Z_t - Z_j) = \begin{cases} +1, & \text{se } Z_t - Z_j > 0 \\ 0, & \text{se } Z_t - Z_j = 0 \\ -1, & \text{se } Z_t - Z_j < 0 \end{cases} \quad (3.9)$$

Para localizar o ponto de mudança (*point change*) de uma série e a sua significância utilizam-se as seguintes equações:

$$k_t = \max_{1 \leq t \leq N} |U_{t,N}|, \quad (3.10)$$

e

$$p \approx 2 \exp \frac{-6(k_N)^2}{N^3 + N^2} \quad (3.11)$$

sendo que a estatística k_t representa o ponto de mudança t no qual o valor de $|U_{t,N}|$ é máximo e está associado ao nível de significância p , k_N que é o valor crítico, N é o número de observações da série.

De acordo com Penereiro e Meschiatti (2018), o ponto de mudança brusca é aquele no qual o valor de t ocorre para o máximo (ou mínimo) valor de $k(t)$, obtido por meio da inversão da equação anterior, resultando na seguinte equação:

$$k_{crit} = \pm \sqrt{\frac{-\ln(p/2)(N^3 + N^2)}{6}}. \quad (3.12)$$

Além disso, a rejeição da condição de estacionariedade é interpretada como uma quebra e não uma tendência (NIEL et al., 1998). Isso significa que o teste de Pettitt não garante que uma série apresente a componente tendência, mas sim um ponto de mudança, ou seja, a localização de uma ruptura na série.

3.3.2 Teste de Run

O teste de Run é conhecido também como teste de sequências de Wald-Wolfowitz e averigua se uma série de dados foi gerada aleatoriamente (MORETTIN; TOLOI, 2006).

As hipóteses são:

$$\begin{cases} H_0 : \text{a sequência foi gerada de forma aleatória (não apresenta tendência)} \\ H_1 : \text{a sequência não foi gerada de forma aleatória (apresenta tendência)}. \end{cases}$$

A estatística T_1 utiliza os valores acima e abaixo da mediana. Primeiramente, considera-se N o número de observações de uma série. Em seguida, ordena-se esses valores e atribui-se o símbolo A quando o valor da observação for maior ou igual a mediana, $A \geq m$, e o símbolo B caso o valor seja menor que a mediana, $B < m$. O número total de observações é $N =$

$(n_1 \text{ pontos } A) + (n_2 \text{ pontos } B)$, sendo a estatística T_1 igual ao número de sequências ou número de runs.

O valor de T_1 é obtido contando-se o número de sequências iguais, ou seja, a quantidade de oscilações no conjunto de dados entre os valores A e B . Por exemplo, suponha que o número de observações seja igual a 20. Entre essas observações, os 5 primeiros valores foram iguais a A , os próximos 6 iguais a B e os demais valores iguais a A novamente. Então, obteve-se 3 sequências (ABA), ou seja, o número de sequências (ou runs) é igual a 3.

Segundo Morettin e Toloi (2006), no caso de poucas sequências, rejeita-se a hipótese nula H_0 , mas, para valores de n_1 ou $n_2 > 20$, utiliza-se a distribuição normal, isto é, $T_1 \sim N(\mu, \sigma^2)$, em que

$$\mu = \frac{2n_1n_2}{N} + 1, \quad (3.13)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - N)}{N^2(N - 1)}}. \quad (3.14)$$

Por meio dos cálculos da μ e σ , pode-se encontrar o valor da estatística Z dada por:

$$Z = \frac{T_1 - \mu}{\sigma}. \quad (3.15)$$

Analisando o valor de Z , rejeita-se H_0 se $|Z| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$, sendo α o nível de significância adotado.

3.3.3 Teste de Mann-Kendall

De acordo com Goossens e Berger (1986, apud Back (2001)), o teste de Mann-Kendall (Mann (1945)) é o mais apropriado para analisar mudanças climáticas em séries climatológicas, sendo um método utilizado para determinar se uma série de dados possui uma tendência temporal de alteração estatisticamente significativa.

A partir disso, dada uma série $Z_t = \{Z_1, Z_2, \dots, Z_i, \dots, Z_N\}$, as hipóteses do teste são:

$$\begin{cases} H_0 : \text{não existe tendência na série de dados} \\ H_1 : \text{existe tendência na série de dados.} \end{cases}$$

A estatística S é dada por:

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sinal}(Z_j - Z_i) \quad (3.16)$$

em que Z_i representa os valores da série, i e j são os índices de tempo e N é o número de elementos da série. Analisa-se o sinal $(Z_j - Z_i)$, par a par, de todos os valores da série Z_i em relação aos valores que são futuros Z_j , sendo

$$\text{sinal}(Z_j - Z_i) = \begin{cases} +1, & \text{se } Z_j - Z_i > 0 \\ 0, & \text{se } Z_j - Z_i = 0 \\ -1, & \text{se } Z_j - Z_i < 0 \end{cases} \quad (3.17)$$

Para obter o valor da estatística S pode-se proceder fixando os valores de i em cada linha e variando apenas os valores em relação a j :

$$S = \begin{cases} \sum_{j=2}^N \text{sinal}(Z_j - Z_1) = \text{sinal}(Z_2 - Z_1) + \dots + \text{sinal}(Z_N - Z_1) \\ \sum_{j=3}^N \text{sinal}(Z_j - Z_2) = \text{sinal}(Z_3 - Z_2) + \dots + \text{sinal}(Z_N - Z_2) \\ \sum_{j=4}^N \text{sinal}(Z_j - Z_3) = \text{sinal}(Z_4 - Z_3) + \dots + \text{sinal}(Z_N - Z_3) \\ \vdots \\ \sum_{j=i+1}^N \text{sinal}(Z_j - Z_i) = \text{sinal}(Z_N - Z_{N-1}). \end{cases}$$

Segundo Moreira e Naghettini (2016), para dados sem elementos vinculados (valores iguais), a estatística de teste apresenta média $E(S)$ e variância $Var(S)$ dadas por:

$$E[S] = 0, \quad (3.18)$$

$$Var[S] = \frac{N(N-1)(2N+5)}{18}. \quad (3.19)$$

Caso ocorra pontos vinculados, a variância é corrigida pela seguinte expressão

$$Var[S] = \frac{N(N-1)(2N+5) - \sum_{t=1}^N t(t-1)(2t+5)}{18} \quad (3.20)$$

em que t é o número de pontos vinculados de índices $t = 1$ a N .

Segundo Barbieri et al. (2017), quando o número de observações N da série é grande, a distribuição de S tende para a distribuição normal.

Obtidos os valores da média e da variância, considerando as condições estabelecidas, o valor da estatística Z é dado por:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{se } S > 0 \\ 0, & \text{se } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{se } S < 0. \end{cases} \quad (3.21)$$

Rejeita-se a hipótese nula H_0 , se $|Z| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$. Caso haja a rejeição de H_0 , analisa-se o sinal da estatística Z , concluindo se a tendência é positiva ($Z > 0$) ou negativa ($Z < 0$).

Além do mais, de acordo com Penereiro e Orlando (2013), utilizam-se os testes de Mann-Kendall e de Pettitt combinados, isto é, realizando análises em conjunto para que se possa identificar e localizar quando uma possível tendência na série temporal passou a existir.

3.3.4 Teste de Cox-Stuart

O teste de Cox-Stuart, conhecido também como teste do sinal, é usado para verificação de séries monótonas, isto é, crescentes ou decrescentes (AMARAL, 2014).

A aplicação do teste do sinal considera N observações agrupadas em pares (Z_1, Z_{c+1}) , ..., (Z_{N-c}, Z_N) . Caso o número de observações seja par, $c = \frac{N}{2}$, mas se o número de observações for ímpar, $c = \frac{N+1}{2}$. A cada par (Z_i, Z_{i+c}) , associa-se o sinal $+$ para $(Z_i < Z_{i+c})$ e o sinal $-$ para $(Z_i > Z_{i+c})$, eliminando-se os empates. Ou seja, para cada par compara-se o valor da primeira observação com o valor da segunda observação, atribuindo o símbolo de acordo com o sinal correspondente.

As hipóteses são:

$$\begin{cases} H_0 : P(Z_i < Z_{i+c}) = P(Z_i > Z_{i+c}), \forall i, & \text{não existe tendência} \\ H_1 : P(Z_i < Z_{i+c}) \neq P(Z_i > Z_{i+c}), \forall i, & \text{existe tendência.} \end{cases}$$

Posteriormente, adota-se n igual ao número de pares em que $Z_i \neq Z_{i+c}$. Logo, para um valor de $n \leq 20$ a regra de decisão baseia-se na distribuição binomial e, para $n > 20$, utiliza-se a aproximação da normal (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Segundo Wackerly, Mendenhall e Scheaffer (2014), considerando M o número de diferenças positivas, ou seja, o número de pares com sinal +, a estatística Z do teste aproximando a distribuição normal é dada por:

$$Z = \frac{M - np}{\sqrt{npq}} \quad (3.22)$$

em que $p = q = \frac{1}{2}$.

Desta forma, rejeita-se H_0 se $|Z| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$.

3.3.5 Testes de raiz unitária

3.3.5.1 Dickey-Fuller

Existem vários testes para verificar a presença de raiz unitária, dentre eles tem-se o teste de Dickey-Fuller (DF) proposto por Dickey e Fuller (1979) e o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que é uma extensão do teste DF, também proposto por Dickey e Fuller (1981).

De acordo com Alves (2008), o objetivo dos testes de raiz unitária é essencialmente detectar se uma dada série foi suficientemente diferenciada para se tornar estacionária.

Conforme Gujarati e Porter (2011), os termos não estacionariedade, passeio aleatório, raiz unitária e tendência estocástica podem ser tratados como sinônimos. Então, pode-se afirmar que uma série contendo uma raiz unitária torna-se estacionária por diferenciação (ENDERS, 2008).

Considere a série Z_t caracterizada pelo seguinte processo

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + a_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (3.23)$$

em que $a_t \sim RB(0, \sigma^2)$. Quando o valor de $\rho = 1$, a equação 3.23, torna-se um modelo de passeio aleatório (sem deslocamento) e, então, o processo apresenta uma raiz unitária e a série é dita não estacionária. Caso $|\rho| < 1$, a série temporal Z_t é dita estacionária e conseqüentemente não apresenta raiz unitária. Logo, testa-se $\rho = 1$ ou diferente de 1.

Segundo Maddala e Kim (1998) não se pode, no entanto, usar o teste t usual para testar $\rho = 1$ na equação 3.23 porque, sob a hipótese nula, $Z_t \sim I(1)$ e, portanto, a estatística- t não possui uma distribuição normal assintótica. Por isso, faz-se necessário reformular essa equação:

$$Z_t - Z_{t-1} = \rho Z_{t-1} - Z_{t-1} + a_t = (\rho - 1)Z_{t-1} + a_t \quad (3.24)$$

reescrevendo a equação 3.24, tem-se que

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + a_t \quad (3.25)$$

em que $\delta = (\rho - 1)$.

Então, utilizando a equação 3.25, Dickey e Fuller (1979) consideraram três diferentes equações de regressão que podem ser usadas para testar a presença de uma raiz unitária. Além disso, conforme Enders (2008), a diferença entre as três regressões diz respeito à presença dos elementos determinísticos β_1 e β_2 :

Z_t é um passeio aleatório:

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + a_t$$

Z_t é um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \delta Z_{t-1} + a_t \quad (3.26)$$

Z_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Z_{t-1} + a_t \quad (3.27)$$

em que β_1 e β_2 são constantes e t é a variável tendência.

Em cada caso, as hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{cases} H_0 : \delta = 0, \text{ existe pelo menos uma raiz dentro do círculo unitário} \\ H_1 : \delta < 0, \text{ não existem raízes dentro do círculo unitário.} \end{cases}$$

Se a hipótese nula for rejeitada sendo Z_t um passeio aleatório, significa que é estacionária com média zero. No caso em que Z_t é um passeio aleatório com deslocamento, considera-se a série estacionária com média diferente de zero. Se Z_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística, testa-se $\delta < 0$ (nenhuma tendência estocástica) e $\beta_2 \neq 0$ (a existência de uma tendência determinística).

Dessa forma, para obter o valor da estatística do teste (τ), deve-se iniciar estimando uma das equações: 3.25 ou 3.26 ou 3.27, pelo método dos MQO. Posteriormente, divide-se o coeficiente estimado de Z_{t-1} em cada caso pelo seu erro padrão para obter a estatística τ como segue

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{s(\hat{\delta})} \quad (3.28)$$

em que

$$s(\hat{\delta}) = \frac{S}{\left(\sum_{t=2}^n Z_{t-1}^2 \right)^{1/2}} \quad (3.29)$$

e

$$S^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=2}^n \left(\Delta Z_t - \hat{\delta} Z_{t-1} \right)^2 \quad (3.30)$$

é o estimador de σ^2 na regressão da equação 3.25.

De acordo com Morettin e Tolo (2006), se o valor calculado τ for menor que o valor crítico nas estatísticas de Dickey-Fuller, rejeita-se a hipótese nula. Mas, caso o valor da estatística τ seja maior que o valor crítico, não se rejeita a hipótese nula de que $\delta = 0$ e, portanto, existe pelo menos uma raiz dentro do círculo unitário.

Dickey e Fuller (1979) computaram os valores fundamentais da estatística τ segundo as simulações de Monte Carlo. Por esse motivo, a estatística ou teste de τ é conhecida como teste de Dickey-Fuller. Além disso, em seu estudo de Monte Carlo, descobriram que os valores críticos para $\delta = 0$ dependem da forma da regressão e do tamanho da amostra (ENDERS, 2008).

Ademais, segundo Margarido (2001), antes de escolher o tipo de teste de raiz unitária mais adequado, torna-se de fundamental importância para o pesquisador fazer a visualização gráfica da série analisada.

3.3.5.2 Dickey-Fuller Aumentado

No teste de DF assume-se que os erros são não correlacionados, ou seja, que a covariância entre a_t e a_{t-k} para todo $k > 0$ é nula. Assim, faz-se necessário verificar se os resíduos da regressão são autocorrelacionados após a aplicação do teste. Se essa hipótese não for atendida, aumenta-se a amplitude do teste de DF com a inclusão de um número maior de defasagens das diferenças.

Nesse sentido, Dickey e Fuller (1981) desenvolveram outro teste conhecido como teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O ADF é realizado por meio da extensão das 3 equações (3.25, 3.26 e 3.27) adicionando os valores defasados da variável dependente ΔZ_t , sendo:

Z_t é um passeio aleatório:

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.31)$$

Z_t é um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

Z_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.33)$$

em que $\varepsilon_t \sim RB$ e $\Delta Z_{t-i} = Z_{t-i} - Z_{t-i-1}$.

Segundo Enders (2008), Dickey e Fuller forneceram três estatísticas F adicionais (chamadas ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3) para testar a articulação das hipóteses sobre os coeficientes. Na Tabela 3.1 apresenta-se como o processo é realizado, sendo os valores críticos baseados em uma amostra de 100 observações.

Tabela 3.1 – Resumo dos testes de Dickey-Fuller

Modelo	Hipótese	Estatística do teste	Valores críticos a 95% e 99%
$\Delta Z_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Z_{t-1} + a_t$	$\delta = 0$	τ_τ	-3,45 e -4,04
	$\delta = \beta_2 = 0$	ϕ_3	6,49 e 8,73
	$\beta_1 = \delta = \beta_2 = 0$	ϕ_2	4,88 e 6,5
$\Delta Z_t = \beta_1 + \delta Z_{t-1} + a_t$	$\delta = 0$	τ_μ	-2,89 e -3,51
	$\beta_1 = \delta = 0$	ϕ_1	4,71 e 6,7
$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + a_t$	$\delta = 0$	τ	-1,95 e -2,6

Fonte: Enders (2008).

Ainda, conforme Enders (2008), as estatísticas ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3 são construídas da mesma maneira que os testes F , sendo

$$\phi_i = \frac{[SSR(\text{restrito}) - SSR(\text{irrestrito})]/r}{SSR(\text{irrestrito})/(T-k)} \quad (3.34)$$

em que $SSR(\text{restrito})$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito, $SSR(\text{irrestrito})$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo irrestrito (isto é, o modelo completo), r é o número de restrições, T é o número de observações utilizadas e k é o número de parâmetros estimados no modelo irrestrito.

Compara-se o valor calculado de ϕ_i com o valor apropriado informado no Dickey e Fuller (1981), que permite determinar o nível de significância no qual a restrição é vinculativa. As hipóteses testadas são:

$$\begin{cases} H_0 : \text{os dados são gerados pelo modelo restrito} \\ H_1 : \text{os dados são gerados pelo modelo irrestrito.} \end{cases}$$

Se o valor calculado de ϕ_i for maior que o referido por Dickey e Fuller, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que a restrição é vinculativa.

De acordo com Burke (1994, apud Maddala e Kim (1998)), o objetivo do teste ADF é utilizar o menor número de defasagens que garanta a não correlação dos resíduos, então escolhe-se o valor de m que minimiza a estatística de critério de informação de Akaike (AIC). Segundo esse critério, o melhor modelo ajustado é aquele que apresenta o menor valor.

As hipóteses e a estatística para o teste de ADF são as mesmas utilizadas no teste de Dickey-Fuller.

3.3.5.3 Zivot e Andrews

Além dos testes tradicionais de raiz unitária (DF e ADF), na literatura existem muitos outros testes, como o de Zivot e Andrews.

A principal diferença entre os testes ADF e Zivot e Andrews é em relação à presença da quebra estrutural. Zivot e Andrews (1992) desenvolveram o teste de raiz unitária com possibilidade de quebra, sendo que o teste considera apenas a possibilidade de quebra estrutural na hipótese alternativa (H_1) (BLACK, 2016).

De acordo com Shikida, Paiva e Junior (2016) o teste de Zivot e Andrews verifica a relação entre raiz unitária e quebra estrutural, permitindo a estimação endógena da quebra estrutural.

Além disso, o ponto de quebra estrutural é estimado e não fixado, como no teste de Perron (TEIXEIRA; MAIA, 2008).

Segundo Waheed, Alam e Ghauri (2007) para testar a hipótese de raiz unitária, Zivot e Andrews usaram as seguintes equações correspondentes aos três modelos:

Z_t com uma mudança no nível:

$$Z_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \alpha Z_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.35)$$

Z_t com mudança na inclinação:

$$Z_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \alpha Z_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.36)$$

Z_t com mudança no nível e na inclinação:

$$Z_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \alpha Z_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

em que DU é uma variável *dummy* de indicador para uma mudança média que ocorre a cada possível data de interrupção (TB), enquanto DT é uma variável de mudança de tendência correspondente, sendo que

$$\begin{cases} DU_t = 1, \text{ se } t > TB \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad \begin{cases} DT_t = t - TB, \text{ se } t > TB \\ 0, \text{ caso contrário.} \end{cases}$$

Em cada equação, as hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = 0, \text{ presença de raiz unitária} \\ H_1 : \alpha < 0, \text{ estacionariedade com mudança estrutural para algum ponto.} \end{cases}$$

Então, a partir das 3 equações (3.35, 3.36 e 3.37), rejeita-se a hipótese nula H_0 se a estatística calculada for menor que o valor crítico nas estatísticas de Zivot e Andrews (TEIXEIRA; MAIA, 2008).

Além disso, segundo Margarido (2001) os testes de raiz unitária convencionais do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) não são indicados diante da presença de quebras estruturais, pois conduzem a resultados viesados em relação à estacionariedade ou não das séries.

Na Tabela 3.2 são apresentados os valores críticos do teste de Zivot e Andrews para verificação nas análises.

Tabela 3.2 – Valores críticos de Zivot e Andrews.

	1%	5%	10%
t	-5,57	-5,08	-4,82

3.4 Sazonalidade estocástica e sazonalidade determinística

Além de analisar a existência da componente tendência numa série, é importante analisar também a sazonalidade. Segundo Morettin e Toloí (2006), empiricamente considera-se como sazonais os fenômenos que ocorrem regularmente de ano para ano, como o aumento de vendas no comércio na época do Natal.

Desta forma, o que caracteriza as séries sazonais são as relações entre as observações para meses consecutivos em um ano e entre as observações para o mesmo mês em anos sucessivos.

Ademais, assim como a componente tendência, a sazonalidade pode ser determinística e/ou estocástica, o que as diferencia é a forma de estimação.

A sazonalidade determinística pode ser estimada através dos métodos de regressão, por exemplo, tomando como informação os meses anteriores, ao passo que, a sazonalidade estocástica pode ser estimada através do método de médias móveis, ou seja, quando a componente sazonal de uma série temporal varia com o tempo (MORETTIN; TOLOI, 2006).

3.5 Testes de Sazonalidade

De acordo com Morettin e Toloí (2006), as componentes T_t e S_t são, em geral, bastante relacionadas e a influência da tendência sobre a componente sazonal pode ser muito forte.

Além da componente tendência, uma série temporal pode apresentar também a componente sazonal, por isso antes de aplicar os testes de tendência é necessário analisar a existência da sazonalidade. A sazonalidade mostra flutuações ocorridas em períodos (menores que um ano), podendo ser mensal, trimestral, diária, etc.

Assim como tem-se testes para detectar a presença da tendência, tem-se testes para verificar a presença da componente sazonal. A seguir apresentam-se alguns deles.

3.5.1 Teste de Kruskal-Wallis

De acordo com Morettin e Toloí (2006), para verificar a presença da componente sazonal pode-se utilizar o teste não paramétrico de Kruskal-Wallis, sendo esse teste voltado para análise da sazonalidade determinística. As hipóteses do teste são:

$$\begin{cases} H_0 : \text{n\~ao existe sazonalidade} \\ H_1 : \text{existe sazonalidade.} \end{cases}$$

Tem-se que as observa\~oes s\~ao dadas por

$$Z_{ij}, \quad j = 1, \dots, k, i = 1, \dots, n_j, N = \sum_{j=1}^k n_j \quad (3.38)$$

em que k \~e o n\~umero de amostras de tamanho n_j . Ordena-se todas as N observa\~oes das k amostras e considera-se $R_{.j}$ a soma dos postos associados a j -\~esima amostra,

$$R_{.j} = \sum_{i=1}^{n_j} R_{ij}, \quad j = 1, \dots, k, \quad (3.39)$$

no qual a hip\~otese H_0 \~e rejeitada se a estat\~istica dada por

$$T_1 = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_{.j}^2}{n_j} - 3(N+1) \quad (3.40)$$

for maior ou igual ao valor cr\~itico T_{lc} , no qual T_{lc} \~e tal que $P_H(T_1 \geq T_{lc}) = \alpha$, α \~e o n\~ivel de signific\~ancia do teste.

Para n_j (tamanho da amostra) suficientemente grande, ou $k \geq 4$, sob H_0 , a distribui\~ao de T_1 pode ser aproximada por uma vari\~avel X^2 com $k - 1$ graus de liberdade, sendo k o n\~umero de amostras de tamanho n_j .

3.5.2 Teste de Fisher

Segundo [Morais \(2012\)](#), o Teste de Fisher \~e utilizado para verificar a presen\~ca da sazonalidade e foi proposto inicialmente para testar o maior per\~odo. As hip\~oteses testadas s\~ao:

$$\begin{cases} H_0 : \text{n\~ao existe sazonalidade} \\ H_1 : \text{existe sazonalidade.} \end{cases}$$

A estat\~istica do teste \~e dada por:

$$g = \frac{\max[I_p]}{N/2} \sum_{p=1} I_p \quad (3.41)$$

em que I_p é o valor do periodograma no período p e N é o número de observações da série. Enquanto a estatística do Teste de Fisher é dada por:

$$z_\alpha = 1 - \left(\frac{\alpha}{n}\right)^{1/(n-1)} \quad (3.42)$$

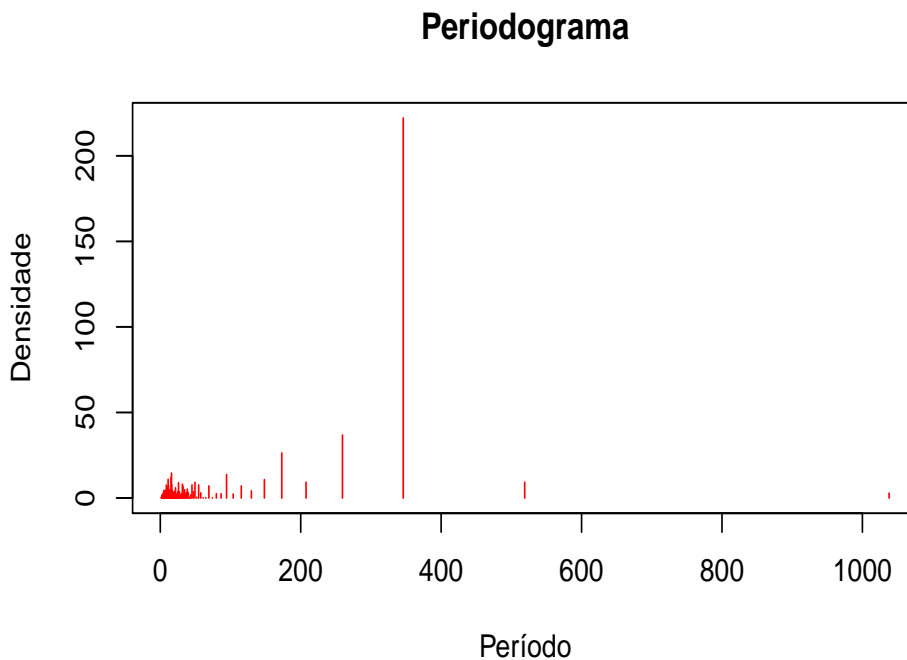
em que α é o nível de significância do teste e $n = \frac{N}{2}$.

Caso $g > z_\alpha$, rejeita-se H_0 , concluindo dessa forma que existe sazonalidade correspondente ao período p .

O periodograma refere-se a um gráfico no qual é possível perceber a presença de picos que podem indicar sazonalidade se estiverem entre os 12 primeiros períodos.

A seguir encontra-se um exemplo de um gráfico do periodograma (FIGURA 3.1).

Figura 3.1 – Periodograma da série de temperatura máxima na cidade de Lavras.



Fonte: Resultados da pesquisa.

4 MATERIAL E MÉTODOS

Para a análise foram utilizados quatro bancos de dados:

- temperatura máxima na cidade de Lavras-MG disponível no *site* do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET, 2019), constituindo de 1038 observações diárias no período de 01/01/2017 a 04/11/2019;
- taxa de desemprego na Região Metropolitana de São Paulo no período de dezembro de 1984 a junho de 2019, totalizando 415 observações mensais, disponível no *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2019);
- Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo disponível no *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2019), constituindo de 478 observações mensais no período de janeiro de 1980 a outubro de 2019;
- Produto Interno Bruto nominal brasileiro (em dólares) no período de 31/12/1960 a 31/12/18, disponível em Ferreira, Speranza e Costa (2018)¹, perfazendo 59 observações.

Primeiramente, foram analisadas graficamente as séries e as funções de autocorrelação, por meio do *software* R (R Core Team, 2019). Na sequência, verificou-se se a série necessitava de alguma transformação por meio do *software* GRETL (2012). Após, fez-se também uma análise descritiva.

Por questões metodológicas, verificou-se primeiro a presença da sazonalidade na série, para depois proceder com a análise da componente tendência.

Então, analisou-se a presença da componente sazonal, utilizando os testes de Kruskal-Wallis e Fisher. Conforme Morettin e Tolo (2006), os testes de tendência são realizados na ausência da sazonalidade, uma vez que, tendo um modelo multiplicativo, é necessário removê-la antes.

Continuando, procedeu-se com a análise dos 4 bancos de dados por meio dos testes de tendência. Os testes de Pettitt, Run, Mann-Kendall, Cox-Stuart e os testes de raiz unitária (Dickey-Fuller, ADF e Zivot e Andrews) foram aplicados a todas as séries em estudo, com o intuito de verificar quais testes conseguiram detectar a presença ou não da componente tendência, com os respectivos valores das estatísticas e os valores-*p*. A partir desses valores, concluiu-se acerca da estacionariedade ou não das séries.

¹ Disponível no pacote BETS do *software* R por meio da Fundação Getúlio Vargas.

As análises foram realizadas no *software* R, por meio dos respectivos pacotes: *trend* (Pohlert (2018)) para os testes de Pettitt, Mann-Kendall e Cox-Stuart, *randtests* (Caeiro e Mateus (2014)) para o teste de Run e *urca* (Pfaff (2008)) para os testes de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado e Zivot e Andrews.

As referências para as funções dos pacotes citados são, respectivamente: `pettitt.test` (PETTITT, 1979), `mk.test` (HIPEL; MCLEOD, 1994), `cs.test` (COX; STUART, 1955), `runs.test` (WALD; WOLFOWITZ, 1940), `ur.df` (DICKEY; FULLER, 1979) e (DICKEY; FULLER, 1981), `ur.za` (ZIVOT; ANDREWS, 1992).

No apêndice encontram-se as rotinas utilizadas no *software* R para os testes empregados no trabalho.

5 RESULTADOS

Para iniciar a análise em relação às 4 séries temporais por meio dos testes de tendência, foi necessário antes analisar a componente sazonal conforme mencionado anteriormente.

Na Tabela 5.1 são apresentados os resultados mediante o Teste de Fisher.

Tabela 5.1 – Resultados do Teste de Fisher.

Série	valor-p
Temperatura	> 0,05
Desemprego	< 0,001
Inflação	< 0,001
PIB	0,0016

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por meio da aplicação do teste de Fisher, observou-se que as séries em estudo não apresentaram a componente sazonal, exceto a série de temperatura (TABELA 5.1).

Além do mais, todos os modelos que caracterizavam as séries estudadas foram aditivos, conforme o teste-*t* aplicado para verificar a necessidade de transformação (TABELA 5.2).

Tabela 5.2 – Resultados do Teste-*t*.

Série	valor-p
Temperatura	0,088
Desemprego	0,198
Inflação	0,075
PIB	0,408

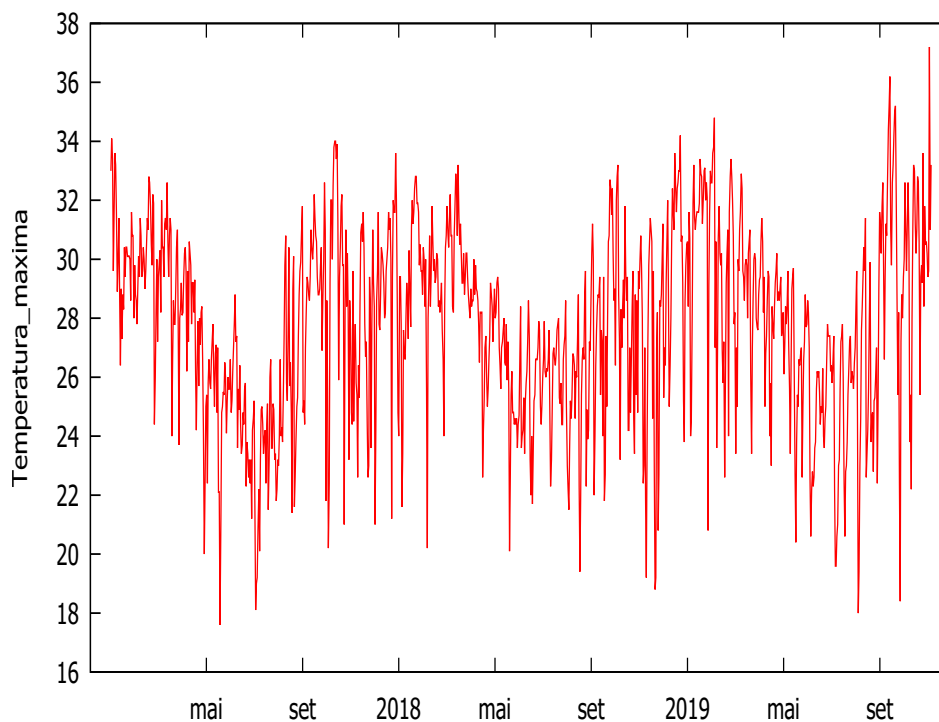
Fonte: Resultados da pesquisa.

Com base nessas informações, os testes de tendência foram aplicados nas quatro séries estudadas e os resultados obtidos para cada série estão descritos a seguir.

5.1 Temperatura máxima na cidade de Lavras

A série de temperatura máxima da cidade de Lavras-MG foi a primeira a ser analisada. Na Figura 5.1 tem-se o gráfico da série.

Figura 5.1 – Temperatura máxima na cidade de Lavras.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Verificou-se por meio da análise do gráfico (Figura 5.1) que o valor das observações crescem e decrescem ao longo do tempo, sugerindo que a componente sazonalidade está presente no modelo.

A seguir, são apresentadas as estatísticas descritivas dessa série conforme mostrado na Tabela 5.3.

Tabela 5.3 – Estatísticas descritivas para a série temperatura máxima (°C).

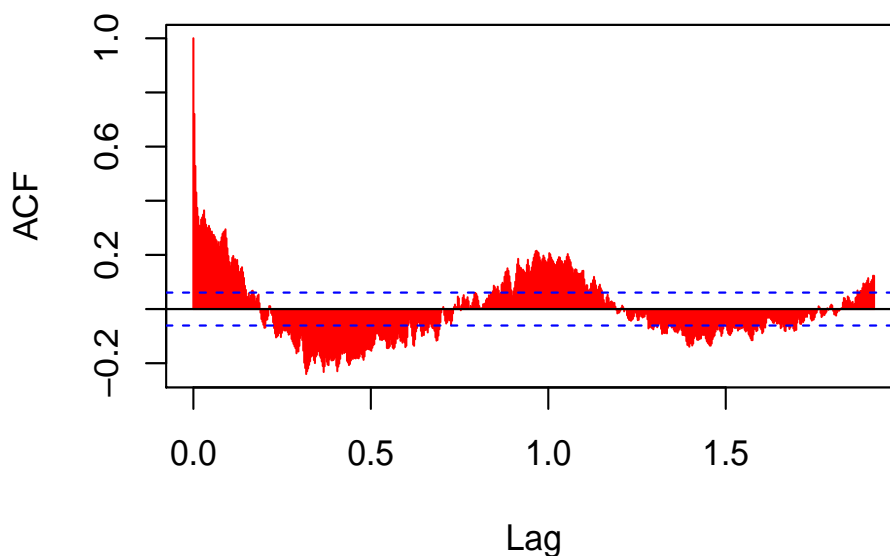
Média	27,74
Mediana	28,2
Mínimo	17,6
Máximo	37,2
Desvio padrão	3,26
CV	0,12
Curtose	-0,26

Fonte: Resultados da pesquisa.

Verificou-se por meio das estatísticas descritivas (Tabela 5.3) que o valor da média está relativamente próximo da mediana, indicando uma possível simetria. Além disso, os valores de temperatura encontram-se no intervalo de 17,6 e 37,2.

Analisando a FAC na Figura 5.2, observou-se um comportamento sazonal indicando a não estacionariedade.

Figura 5.2 – FAC para a série de temperatura máxima.



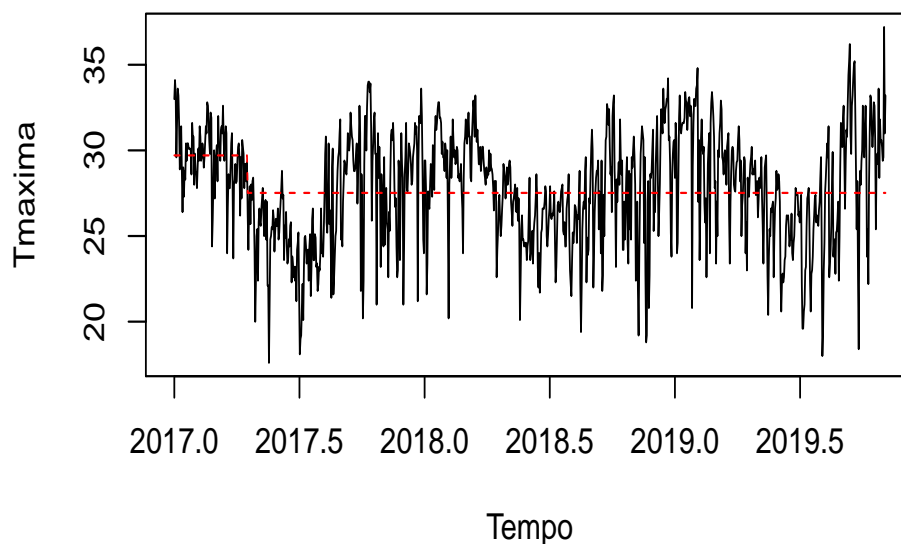
Fonte: Resultados da pesquisa.

Posteriormente, utilizando os testes de tendência, aplicou-se o teste de Pettitt. O ponto de mudança encontrado por meio do teste está relacionado à tendência central de uma série.

Com isso, o teste apresentou o valor da estatística $U = 41231$ e o valor- $p < 0,001$, logo os dados não são homogêneos.

Desta maneira, existe um indicativo das amostras não serem provenientes da mesma população. Além disso, o teste apresentou um ponto de mudança, $k = 107$, sendo referente ao dia 17/04/2017 com o valor da temperatura igual a $29,3^{\circ}\text{C}$, como pode ser observado na Figura 5.3.

Figura 5.3 – Série da temperatura máxima com o ponto de mudança.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Além disso, o valor do ponto de mudança foi relativamente próximo ao valor da mediana, $28,2^{\circ}\text{C}$ (TABELA 5.3). Comparando também as estatísticas descritivas antes e após o ponto de mudança, concluiu-se que antes da quebra o valor da mediana foi igual a $29,8^{\circ}\text{C}$, mais uma vez um valor próximo ao valor obtido por meio do teste de Pettitt.

Considerando a análise por meio do teste de Run, obteve-se a estatística $T_1 = 189$ sequências ou runs. A partir da estatística de T_1 , tem-se a estatística Z com o valor igual a $-20,107$ e com um valor- $p < 0,001$. Desta maneira, mais uma vez rejeitou-se a hipótese H_0 , que considera a sequência gerada de forma aleatória, ou seja, por meio do teste a série apresentou a componente tendência.

Já com relação ao teste de Mann-Kendall, tem-se o valor da estatística $Z = 0,015331$ e o valor- $p = 0,9878$. Assim, como o valor- $p > 0,05$, não se rejeitou H_0 , ou seja, a série não apresentou a componente tendência mediante esse teste.

Para o teste de Cox-Stuart, obteve-se a estatística $Z = 5,0535$ e seu valor- $p < 0,001$. Portanto, a série apresentou a componente tendência.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado foi usado para verificar a estacionariedade da série de temperatura. Logo, considerou-se o modelo completo do teste ADF (TABELA 5.4).

Tabela 5.4 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
β_1	7,5135	0,6562	11,449	< 0,001
β_2	< 0,001	< 0,001	0,551	0,582
δ	-0,2733	0,02320	-11,781	< 0,001
α	-0,0206	0,0311	-0,662	0,508

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por meio da Tabela 5.4, observando o parâmetro δ , rejeitou-se a hipótese de raiz unitária na série de temperatura, considerando $\alpha = 5\%$ de acordo com os valores críticos de Dickey-Fuller ¹.

Além disso, como não foi utilizado o teste sequencial de Dickey-Fuller, os valores dos ϕ_i s não foram interpretados, não sendo o objetivo desta análise.

Visto que a série foi considerada estacionária, utilizou-se a distribuição t de Student. Dessa forma, concluiu-se por meio da Tabela 5.4 que o parâmetro β_2 foi não significativo, indicando que a série não apresentou tendência determinística.

Finalizando a análise da série de temperatura na cidade de Lavras, o último teste utilizado de Zivot e Andrews obteve os resultados apresentados a seguir.

Na Tabela 5.5 observou-se que todos os parâmetros do modelo foram significativos.

Tabela 5.5 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
μ	10,218856	0,789636	12,941	< 0,001
α	0,674755	0,022999	29,339	< 0,001
β	-0,013254	0,002596	-5,106	< 0,001
θ	1,819276	0,362093	5,024	< 0,001
γ	0,013111	0,002612	5,019	< 0,001

Fonte: Resultados da pesquisa.

Além disso, na Tabela 5.6 encontram-se o valor da estatística t e o valor crítico, respectivamente. Verificou-se que o valor da estatística t foi menor que o valor crítico de t , considerando $t = 5\%$, então, rejeitou-se a hipótese nula que considera a presença de raiz unitária na série.

Tabela 5.6 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.

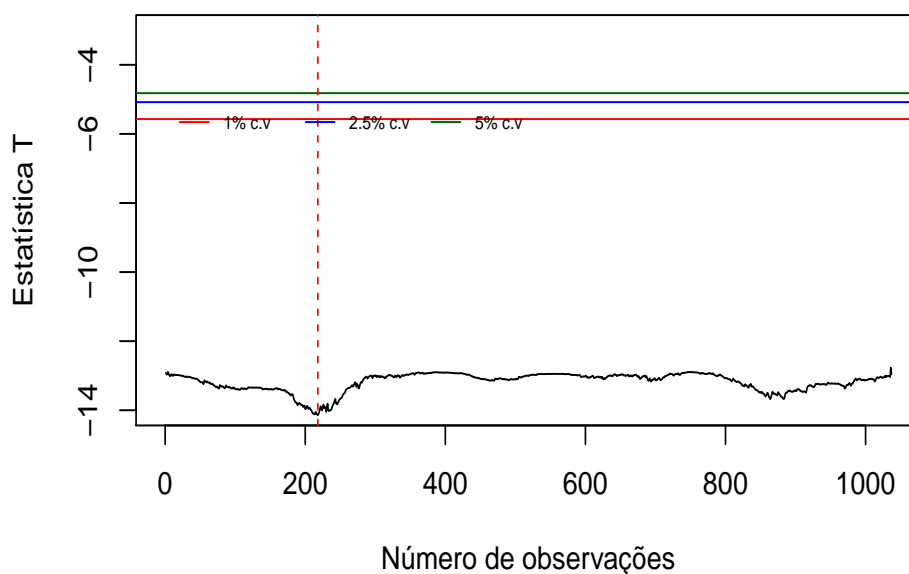
	t
Estatística	-14,1418
Valor crítico (5%)	-5,08

Fonte: Resultados da pesquisa.

¹ Valores críticos τ de Dickey-Fuller: 1% : -3,96; 5% : -3,41; 10% : -3,12.

O ponto de quebra estrutural obtido através do teste de Zivot e Andrews está relacionado ao máximo ou mínimo da função. Este ponto localizou-se na posição 218 referindo-se à data 06/08/2017 (FIGURA 5.4). A temperatura máxima desse dia foi igual a $23,8^{\circ}\text{C}$, divergindo dessa forma do valor referido pelo teste de Pettitt.

Figura 5.4 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.



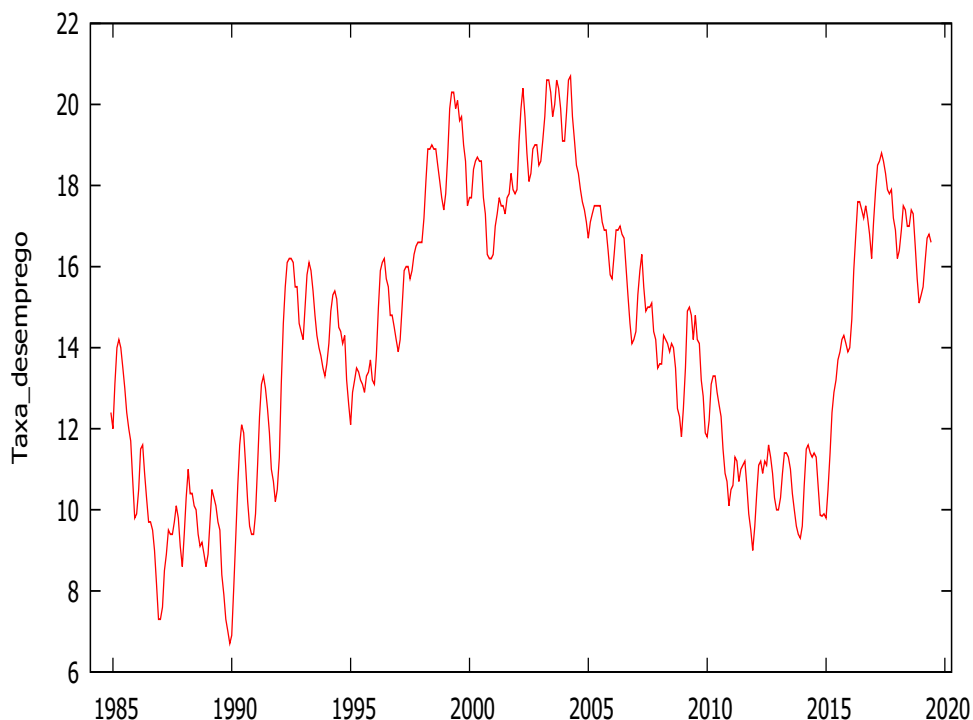
Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com os testes estudados, constatou-se que no período observado a temperatura na cidade de Lavras divergiu em relação à presença ou não da componente tendência.

5.2 Taxa de desemprego na RMSP

A segunda série analisada foi a taxa de desemprego na Região Metropolitana de São Paulo (FIGURA 5.5).

Figura 5.5 – Taxa de desemprego na RMSP.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Através da Figura 5.5 observou-se que o valor das observações aumentam e diminuem ao longo do tempo, apresentando uma oscilação que pode ser indícios da presença da componente tendência.

A seguir, são apresentadas as estatísticas descritivas dessa série na Tabela 5.7.

Tabela 5.7 – Estatísticas descritivas para a série de desemprego (%).

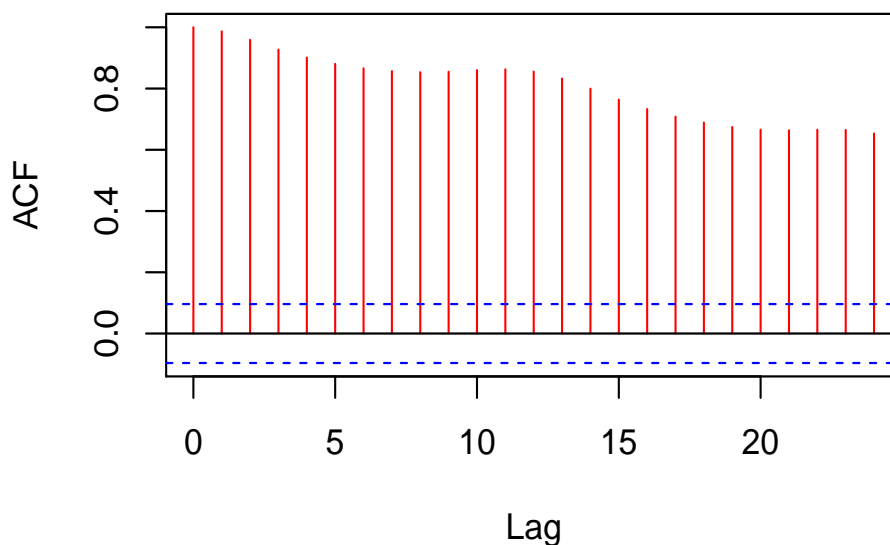
Média	14,24
Mediana	14,2
Mínimo	6,7
Máximo	20,7
Desvio padrão	3,39
CV	0,25
Curtose	-1,03

Fonte: Resultados da pesquisa.

Verificou-se mediante a Tabela 5.7 que os dados indicaram uma possível simetria, visto que os valores da média e mediana são relativamente próximos. Tem-se também os valores mínimo e máximo em relação a taxa de desemprego, sendo o valor mínimo referente a dezembro de 1989 e o valor máximo a abril de 2004.

Por meio da análise da Figura 5.6, observou-se através da FAC que a série é não estacionária.

Figura 5.6 – FAC para a série de desemprego.

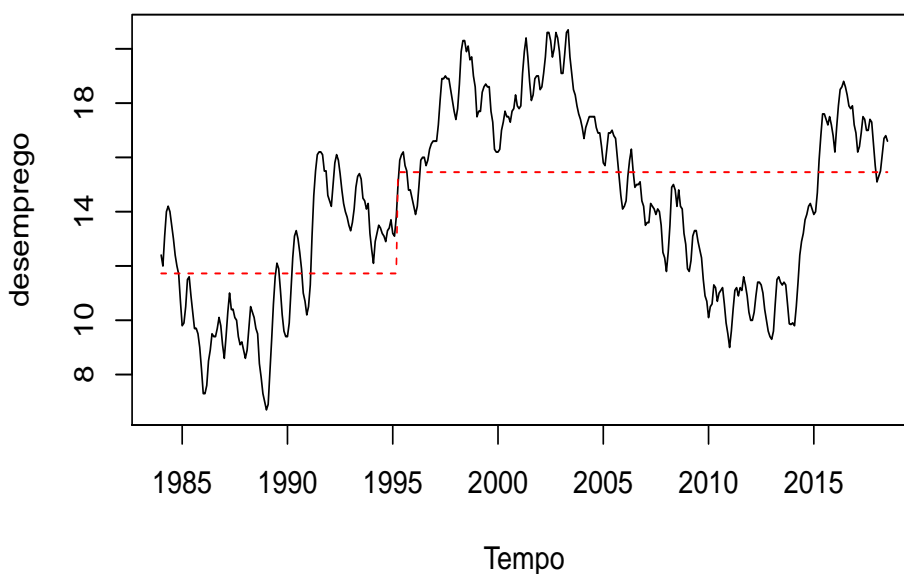


Fonte: Resultados da pesquisa.

Novamente, iniciou-se as análises dos testes de tendência com o teste de Pettitt, que apresentou o valor da estatística $U = 24273$ e o valor- $p < 0,001$. Como o valor- $p < 0,05$, rejeitou-se a hipótese nula que considera a série estacionária.

Além do mais, a série apresentou uma mudança de ruptura no tempo $k = 135$, que pode ser observado na Figura 5.7, referente a fevereiro de 1996 (valor igual a 13,8%).

Figura 5.7 – Série de desemprego com o ponto de mudança.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Notou-se mais uma vez que o valor referido por meio do teste de Pettitt é próximo ao valor da mediana, 14,2%.

Considerando que por meio do teste de Run a estatística $T_1 = 20$, tem-se a estatística Z com o valor igual a $-18,26$. Desta maneira, rejeitou-se a hipótese nula que considera que a sequência foi gerada aleatoriamente.

Quanto ao teste de Mann-Kendall, tem-se o valor da estatística $Z = 5,23$. Então, mais uma vez um teste confirmou a presença da componente tendência.

Para o teste de Cox-Stuart obteve-se a estatística $Z = 5,92$ e seu valor- $p < 0,001$. Portanto, concluiu-se que a série é não estacionária.

O penúltimo teste utilizado em relação à série desemprego foi o teste de Dickey-Fuller Aumentado. Na Tabela 5.8 tem-se a estimativa, erro padrão, t e valor- p dos parâmetros.

Tabela 5.8 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
β_1	0,2747	0,0953	2,88	0,0041
β_2	0,0002	0,0002	0,80	0,4257
δ	-0,0211	0,0067	-3,16	0,0017
α	0,5656	0,0408	13,88	< 0,001

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 5.8, analisando o parâmetro δ , observou-se que é maior que o valor crítico² e isto implica em não rejeitar a hipótese nula. Então, a série apresentou a tendência estocástica.

Visto que a série de desemprego apresentou a tendência estocástica através do teste ADF, tem-se que a série é integrada de ordem um ($I(1)$), isto é, para que a série se torne estacionária é necessário que seja aplicada uma diferença na série original.

Para finalizar a análise da série de desemprego, utilizou-se o teste de Zivot e Andrews. Verificou-se por meio da Tabela 5.9 que todos os parâmetros do modelo foram significativos a 5%, exceto o parâmetro γ .

Tabela 5.9 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
μ	0,2615105	0,0884076	2,958	0,003280
α	0,9631522	0,0086092	112,154	< 0,001
β	0,0020911	0,0005841	3,580	< 0,001
c_1	0,6570308	0,0477914	13,748	< 0,001
c_2	0,1126565	0,0514084	2,191	0,028997
c_3	-0,5123106	0,0513100	-9,985	< 0,001
c_4	0,2171197	0,0474357	4,577	< 0,001
θ	-0,3303429	0,0890183	-3,711	< 0,001
γ	-0,0014498	0,0008292	-1,748	0,081150

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 5.10 é apresentado o valor da estatística t e o valor crítico. Observou-se que o valor da estatística t foi maior que o valor crítico, então, a hipótese nula que considera a presença de raiz unitária na série não foi rejeitada. Além disso, dado que o parâmetro γ foi não significativo, isto significa que o ponto de quebra estrutural se justifica pela mudança no intercepto e não na inclinação.

Tabela 5.10 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.

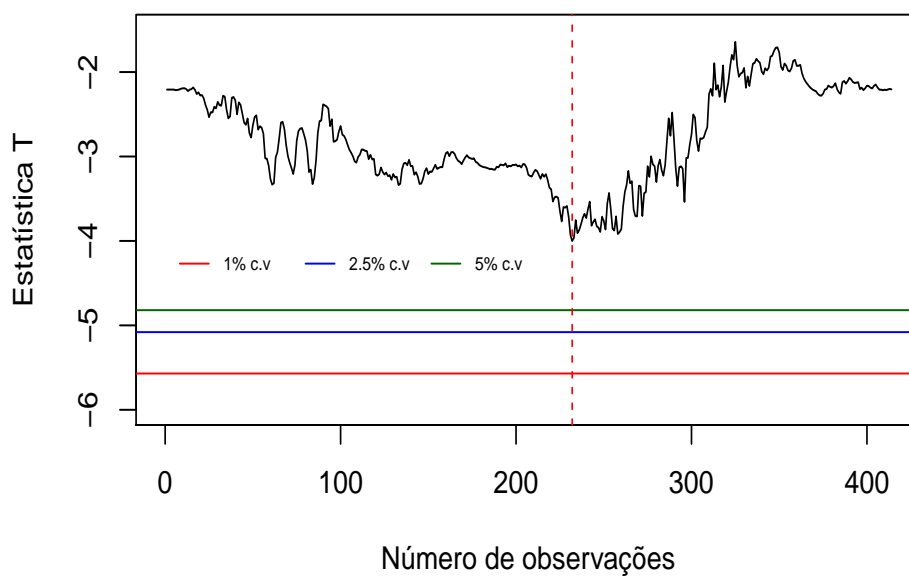
	t
Estatística	-4
Valor crítico (5%)	-5,08

Fonte: Resultados da pesquisa.

O ponto de quebra estrutural obtido através do teste de Zivot e Andrews é um ponto de mínimo e encontra-se na posição 232 (FIGURA 5.8). O ponto refere-se ao mês de março de 2004 com valor igual a 20,6, divergindo mais uma vez do valor referido pelo teste de Pettitt.

² Valores críticos τ de Dickey-Fuller: 1% : -3,98; 5% : -3,42; 10% : -3,13.

Figura 5.8 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.



Fonte: Resultados da pesquisa.

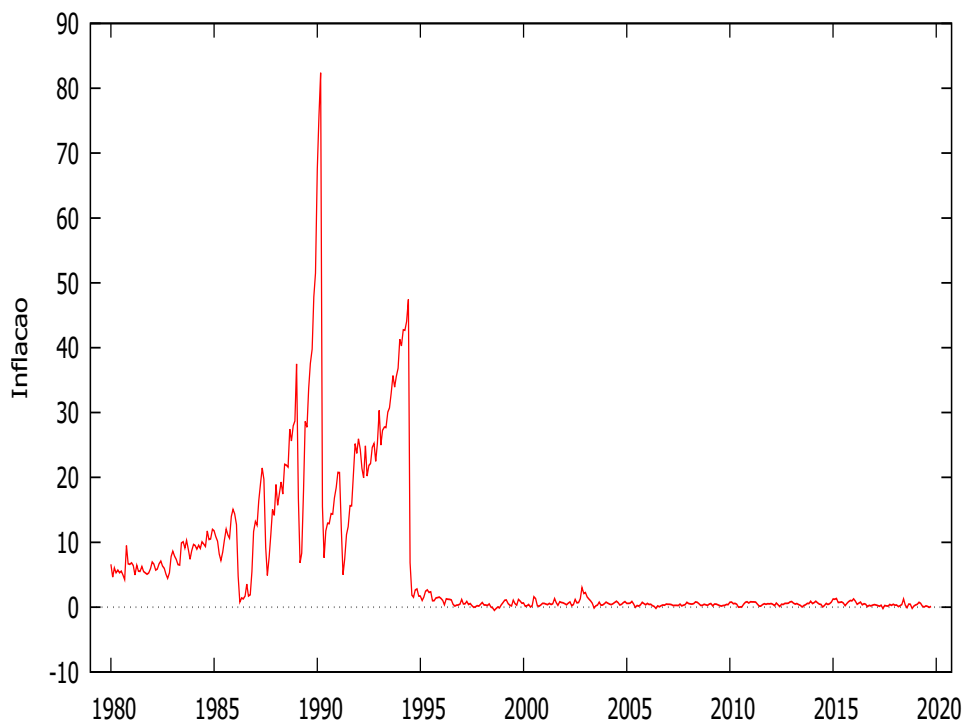
Além disso, o ponto encontrado não tem sentido prático, visto que, nesse mês específico não houve nenhum choque em relação à taxa de desemprego no Brasil.

Verificou-se no período observado que a série de dados sobre a taxa de desemprego apresentou a componente tendência, sendo confirmado por todos os testes.

5.3 IPCA

A próxima série analisada foi a série de inflação, referindo-se ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (FIGURA 5.9).

Figura 5.9 – IPCA.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Por meio da Figura 5.9, observou-se que os valores da série crescem e decrescem ao longo do tempo, mas a partir de julho de 1994 há um decaimento (devido ao Plano Real) e, depois disso, se mantêm estáveis.

Notou-se também a presença de picos na série, isto é, possíveis intervenções. De acordo com Morettin e Toloí (2006), intervenções são eventos quaisquer conhecidos *a priori* que alteram o comportamento da série.

A seguir, são apresentadas as estatísticas descritivas dessa série (TABELA 5.11).

Tabela 5.11 – Estatísticas descritivas para a série de inflação (%).

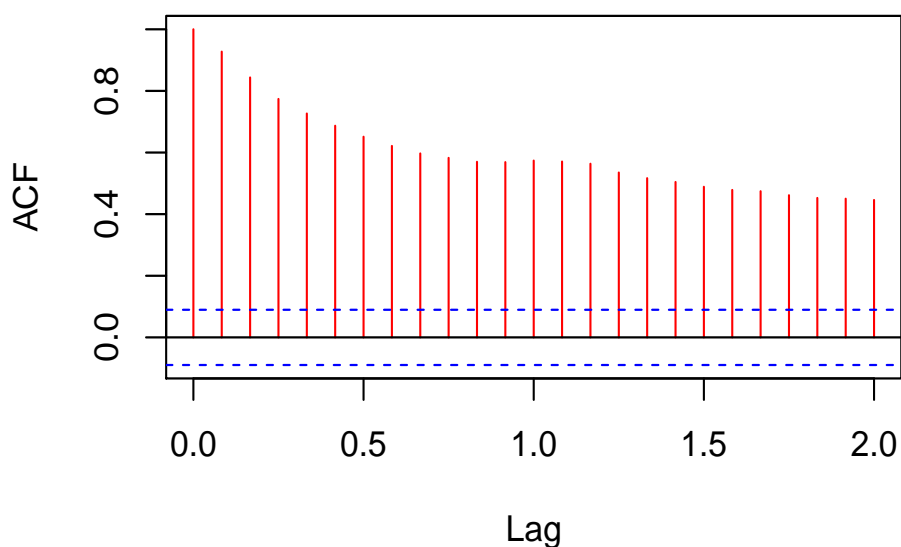
Média	6,36
Mediana	0,78
Mínimo	-0,51
Máximo	82,39
Desvio padrão	11,17
CV	1,75
Curtose	10,67

Fonte: Resultados da pesquisa.

Explorando a Tabela 5.11, tem-se que a mediana apresentou um valor distante da média, isto é, acusando uma possível assimetria dos dados. Além disso, o valor da curtose foi igual a 10,67, indicando não normalidade.

Analisando a FAC da série de inflação, as observações decaem lentamente para zero, o que caracteriza uma série não estacionária (FIGURA 5.10).

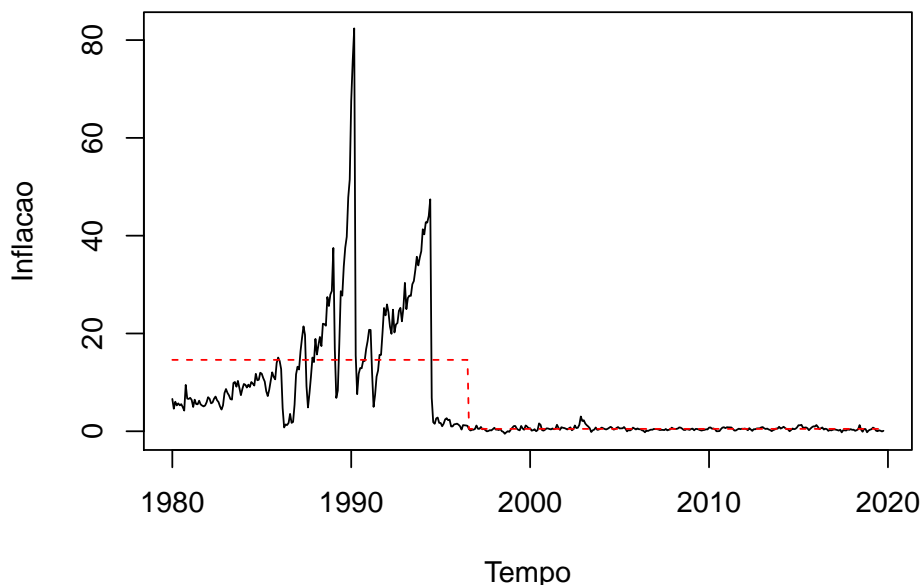
Figura 5.10 – FAC para a série de inflação.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Posteriormente, aplicou-se o teste de Pettitt, sendo o valor da estatística $U = 54674$ e o valor- $p < 0,001$. O ponto de mudança da série aconteceu no tempo $k = 199$, referente a julho de 1996, como pode ser observado na Figura 5.11. A taxa de inflação nesse mês foi igual a 1,11%.

Figura 5.11 – Série de inflação com o ponto de mudança.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Além disso, o ponto de quebra encontrado não tem significado prático, em razão ao fato de a implantação do plano real ter acontecido no ano de 1994 e ter como objetivo a estabilização da inflação e reformas econômicas.

Já pelo teste de Run obteve-se a estatística $T_1 = 54$ runs. A partir da estatística T_1 tem-se a estatística Z com o valor igual a $-17,033$ e com um valor- $p < 0,001$. Desta maneira, a sequência não foi gerada de forma aleatória.

Em relação ao teste de Mann-Kendall, com o valor- $p < 0,05$, rejeitou-se a hipótese nula que considera a série livre da componente tendência, validando os testes anteriores.

Para o teste de Cox-Stuart obteve-se a estatística $Z = 12,73$. Portanto, pode-se concluir que a série é não estacionária, possuindo média e/ou variância não constantes ao longo do tempo.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado foi usado para verificar a estacionariedade da série de inflação (TABELA 5.12).

Tabela 5.12 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
β_1	1,69	0,488	3,47	< 0,001
β_2	-0,0043	0,0016	-2,72	0,0068
δ	-0,106	0,0196	-5,4	< 0,001
α	0,1305	0,0456	2,86	0,0044

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como pode ser observado na Tabela 5.12 o valor da estatística δ foi menor que o valor crítico³. Portanto, a série não apresentou raiz unitária. Além disso, como a série é estacionária, verificou-se por meio do teste t de Student que a série apresentou a tendência determinística, pois o parâmetro β_2 foi significativo.

Finalizando a análise da série de inflação através do teste de Zivot e Andrews, tem-se as estimativas, erro padrão, t e valor- p presentes na Tabela 5.17. Observou-se que todos os parâmetros do modelo foram significativos a 5%, exceto o parâmetro μ .

Tabela 5.13 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
μ	0,148052	0,595458	0,249	0,804
α	0,699882	0,028276	24,752	< 0,001
β	0,055994	0,007665	7,305	< 0,001
c_1	0,194623	0,042839	4,543	< 0,001
θ	-9,922002	1,104389	-8,984	< 0,001
γ	-0,055143	0,008174	-6,746	< 0,001

Fonte: Resultados da pesquisa.

Através da Tabela 5.14 tem-se o valor da estatística t e o valor crítico do teste. Verificou-se que o valor da estatística t foi menor que o valor crítico de t , considerando $t = 5\%$. Portanto, rejeitou-se a hipótese da presença de raiz unitária na série.

Tabela 5.14 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.

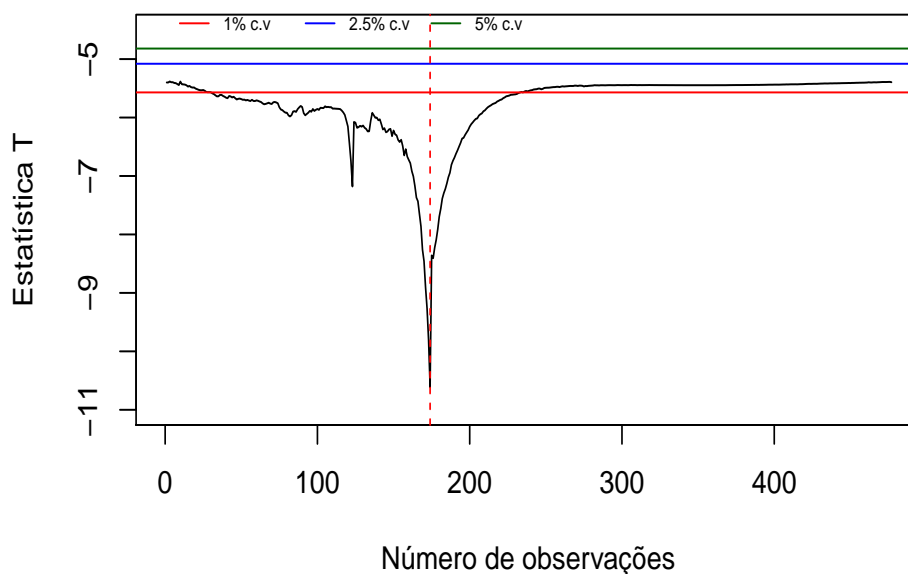
	t
Estatística	-10,6139
Valor crítico (5%)	-5,08

Fonte: Resultados da pesquisa.

A seguir é apresentado o ponto de quebra estrutural obtido através do teste de Zivot e Andrews, referente a junho de 1994 na posição 174 (FIGURA 5.12).

³ Valores críticos τ de Dickey-Fuller: 1% : -3,98; 5% : -3,42; 10% : -3,13.

Figura 5.12 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Notou-se mais uma vez que a data referida pelo teste de Zivot e Andrews divergiu da data de Pettitt (julho de 1996) .

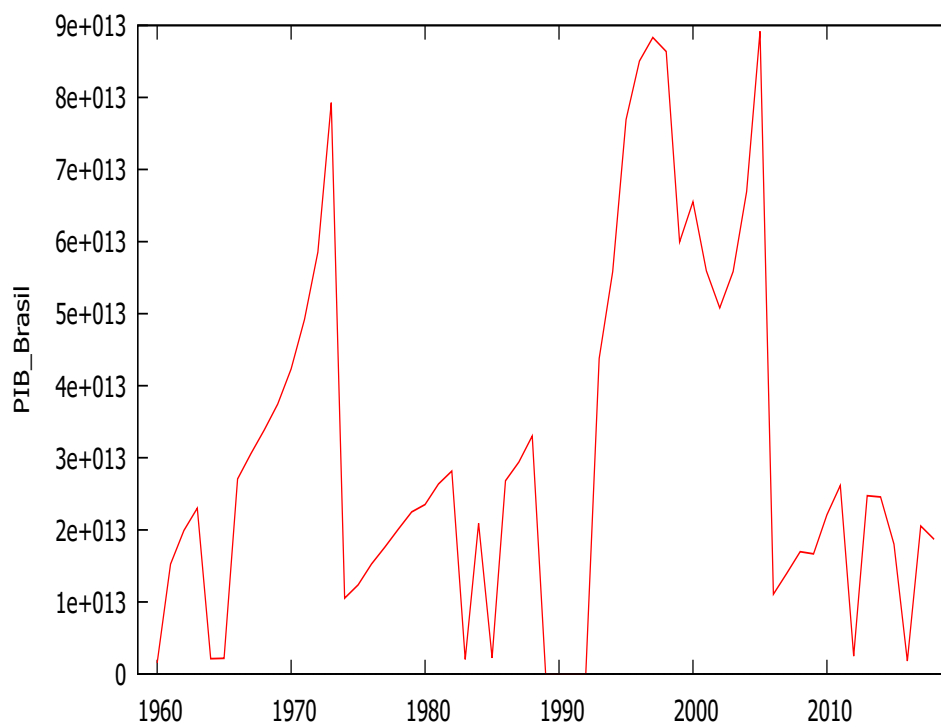
Diferentemente do resultado obtido pelo teste de Pettitt em relação à quebra estrutural, a quebra encontrada por meio do teste de Zivot e Andrews tem significado prático, conforme a data da implantação do plano real (FIGUEIREDO; MARQUES, 2009).

Verificou-se no período observado que a inflação manteve-se estável em parte do tempo, porém, por meio dos testes de tendência constatou-se a presença da componente tendência na série.

5.4 PIB brasileiro (em trilhões de dólares)

A última série analisada refere-se aos dados do PIB nominal brasileiro (FIGURA 5.13).

Figura 5.13 – PIB Brasil (US \$).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Observou-se por meio da Figura 5.13 que a série apresentou um comportamento não estacionário, visto que os valores apresentaram um crescimento e decréscimo ao longo do tempo. Além disso, diferente de séries climáticas, as séries macroeconômicas têm efeitos de políticas, de crise econômica, então observou-se alguns picos na série devido a esses fatores. Por exemplo, o pico da década de 70 está relacionado à época do "milagre econômico", momento em que a economia cresceu a taxas muito elevadas.

Na Tabela 5.15 são apresentadas as estatísticas descritivas dessa série.

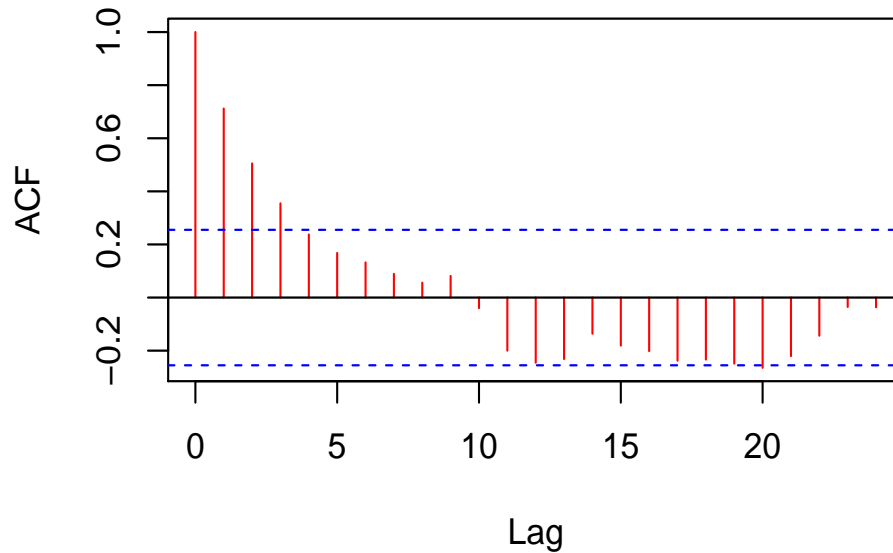
Tabela 5.15 – Estatísticas descritivas para a série PIB Brasil.

Média	$3,0699 e^{13}$
Mediana	$2,3502 e^{13}$
Mínimo	60286
Máximo	$8,9163 e^{13}$
Desvio padrão	$2,5445 e^{13}$
CV	0,82884
Curtose	-0,22419

Fonte: Resultados da pesquisa.

Analisando a FAC (Figura 5.14) da série do PIB brasileiro, observou-se mais uma vez o comportamento de uma série não estacionária.

Figura 5.14 – FAC para a série PIB Brasil (US \$).

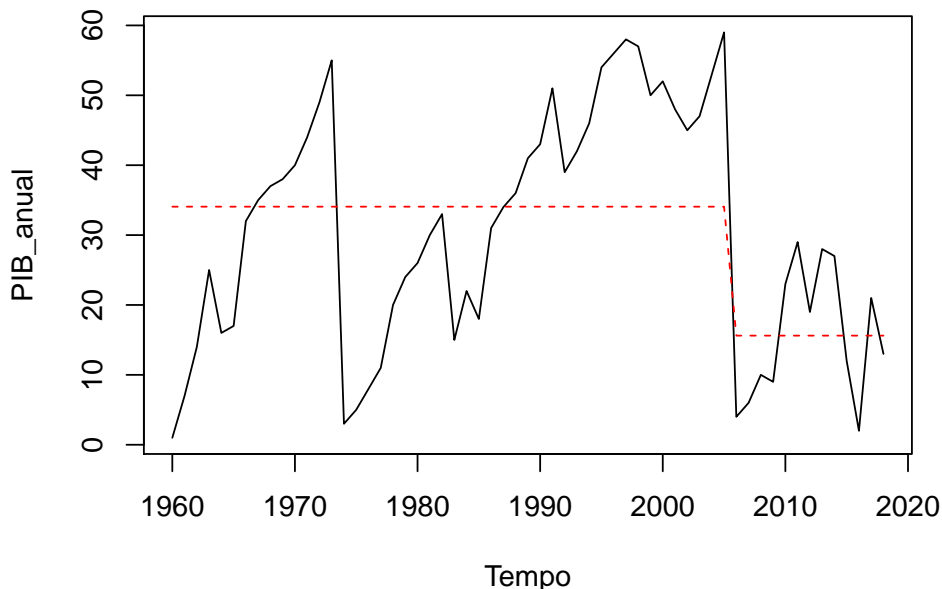


Fonte: Resultados da pesquisa.

Após essas análises, iniciou-se a verificação através dos testes de tendência. O primeiro teste analisado, teste de Pettitt, apresentou o valor da estatística $U = 374$ e o valor- $p = 0,03597$. Considerando o nível de significância a 5%, rejeitou-se a hipótese nula.

Além disso, o teste apresentou um ponto de mudança, $k = 46$, sendo referente ao ano de 2005 (31/12/2005) com valor aproximado a 89,2 trilhões de dólares (FIGURA 5.15).

Figura 5.15 – Série do PIB do Brasil (US \$) com o ponto de mudança.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Considerando a análise por meio do teste de Run obteve-se a estatística $T_1 = 7$ runs. A partir da estatística de T_1 tem-se a estatística Z com o valor igual a $-6,0938$. Desta maneira, rejeitou-se a hipótese que considera a sequência gerada de forma aleatória.

Em relação ao teste de Mann-Kendall tem-se o valor da estatística $Z = 1,4256$ e o valor- $p = 0,154$. Desta forma, a série não apresentou a componente tendência por meio desse teste.

Para o teste de Cox-Stuart, obteve-se a estatística $Z = 0,52615$ e valor- $p = 0,5988$. Portanto, mais uma vez a série não apresentou a componente tendência. Logo, concluiu-se através desse teste que a série é estacionária e, além disso, obteve o mesmo resultado que o teste de Mann-Kendall.

Para a série do PIB do Brasil (US \$) foi utilizado o teste ADF. Na Tabela 5.16 tem-se estimativa, erro padrão, t e valor- p para os parâmetros.

Tabela 5.16 – Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
β_1	10,3292	4,2714	2,42	0,0191
β_2	-0,0587	0,0960	-0,61	0,5435
δ	-0,2746	0,0998	-2,75	0,0081
α	-0,0081	0,1358	-0,06	0,9529

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por meio da Tabela 5.16, verificou-se que a série apresentou raiz unitária, ou seja, tem-se uma série não estacionária ⁴.

Finalizando a análise da série do PIB do Brasil utilizando o teste de Zivot e Andrews, a seguir tem-se estimativas, erro padrão, t e valor- p presentes na Tabela 5.17. Observou-se que todos os parâmetros do modelo foram significativos a 5%, exceto o parâmetro γ .

Tabela 5.17 – Z_t com mudança no intercepto e na inclinação.

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor-p
μ	9,1471	3,5063	2,609	0,011782
α	0,4725	0,1046	4,517	< 0,001
β	0,4091	0,1453	2,815	0,006834
θ	-28,0910	7,2986	-3,849	< 0,001
γ	0,5467	0,7820	0,699	0,487540

Fonte: Resultados da pesquisa.

Analisando a Tabela 5.18 tem-se o valor da estatística t e crítico. Constatou-se que o valor da estatística t foi maior que o valor crítico de t , considerando $t = 5\%$. Portanto, a série apresentou raiz unitária.

Tabela 5.18 – Resultados do teste de Zivot e Andrews.

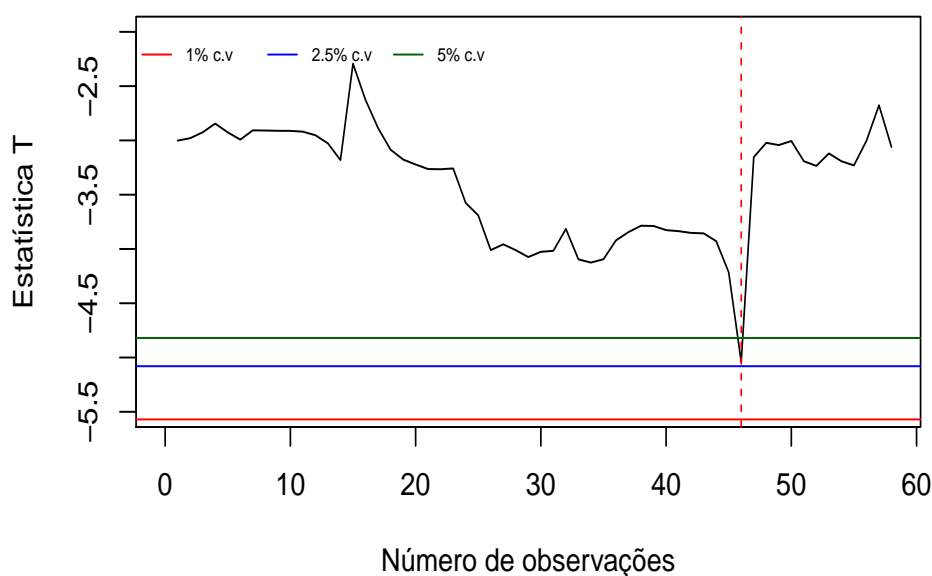
	t
Estatística	-5,0418
Valor crítico (5%)	-5,08

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Figura 5.16 tem-se o ponto de quebra estrutural obtido através do teste de Zivot e Andrews. O ponto localizado na posição 46 refere-se ao ano de 2005 (valor \approx 89,2 trilhões).

⁴ Valores críticos τ de Dickey-Fuller: 1% : -4,04; 5% : -3,45; 10% : -3,15.

Figura 5.16 – Série temporal da estatística T do teste de ZA para a detecção da quebra estrutural.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Além do mais, observou-se que o ponto de quebra convergiu com a data referida pelo teste de Pettitt.

Mediante as análises realizadas por meio dos testes de tendência, elaborou-se um resumo dos testes de tendência para as 4 séries apresentado na Tabela 5.19.

Tabela 5.19 – Resumo dos testes de tendência.

Séries Testes	Temperatura tendência	Desemprego tendência	Inflação tendência	PIB tendência
Run	sim	sim	sim	sim
Mann-Kendall	não	sim	sim	não
Cox-Stuart	sim	sim	sim	não
ADF	não	sim	sim*	sim
Zivot e Andrews	não	sim	não	sim

*tendência determinística

Fonte: Resultados da pesquisa.

O teste de Pettitt não está presente na Tabela 5.19, visto que o objetivo do teste é mostrar o ponto de mudança e se esse ponto é ou não significativo. Todos os pontos de mudança encontrados através do teste de Pettitt foram significativos a 5%.

Com relação ao teste de Dickey-Fuller e ADF, verificou-se que o teste ADF foi utilizado para todas as séries em estudo, temperatura, desemprego, inflação e a série do PIB. Além do que, a série de inflação apresentou tendência, sendo essa tendência determinística.

Desse modo, constatou-se que os testes não apresentaram resultados análogos em relação à presença ou não da componente tendência nas séries estudadas, exceto para a série de desemprego.

6 DISCUSSÃO

Entre os dois testes de sazonalidade citados no trabalho, o teste de Kruskal-Wallis não é o mais indicado para análise de séries temporais, visto que assume a pressuposição de dados independentes (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Comparando os 7 testes de tendência, tirou-se algumas conclusões em relação às séries estudadas.

A primeira série analisada, temperatura máxima na cidade de Lavras, que tem como referência a utilização do teste de Mann-Kendall, sendo este teste indicado segundo Goossens e Berger (1986, apud Back (2001)) quando se trata de séries climáticas, rejeitou a presença da componente de tendência juntamente com os testes de raiz unitária.

Desta forma, divergindo dos testes de Cox-Stuart e Run. Além disso, conforme Morettin e Toloí (2006), os testes de Run e Cox-Stuart devem ser utilizados com cautela.

No trabalho de Barbosa et al. (2015) referente também à temperatura (mensal), os autores apresentaram resultados análogos, pois reportaram a presença de sazonalidade aditiva e a inexistência de tendência nos dados, sendo confirmado através dos testes de Fisher e o teste ADF, respectivamente.

Por meio do teste de Mann-Kendal, Denski e Back (2015) utilizaram séries de dados de temperatura não constatando tendências significativas na série de temperatura máxima, apenas na série de temperatura média anual. Então, notou-se que os estudos citados anteriormente corroboraram com a análise da série de temperatura máxima na cidade de Lavras.

No entanto, os testes de Cox-Stuart e Run detectaram a presença de tendência e isso pode estar relacionado ao fato de a série apresentar apenas a tendência determinística significativa, embora não tenha sido detectada através do teste ADF.

Verificando essa suposição em relação à tendência determinística, foi realizada uma análise de regressão. O modelo linear foi o que melhor se ajustou aos dados, confirmando a presença de uma tendência linear significativa, porém um valor próximo a zero. Então, talvez em razão disso o teste ADF não conseguiu detectar essa componente.

Em relação à série de desemprego na Região Metropolitana de São Paulo, não apresentou a componente sazonal em seu modelo. Além disso, através dos testes de raiz unitária, ADF e Zivot e Andrews, a série apresentou tendência estocástica, ou seja, a série é integrada de ordem um, sendo necessário uma diferença para que se torne estacionária.

Quanto à série de desemprego, todos os testes aceitaram a hipótese da presença da componente tendência na série. Em um estudo similar a esse, mas com menor número de observações (no período de 1985 a 2010), os autores Marques e Fava (2011) obtiveram como resultado que a série de desemprego na RMSM apresentava sazonalidade e também tendência estocástica, sendo confirmado através do teste de raiz unitária ADF.

Todavia, Ferrari e Brasil (2015) reportaram resultados divergentes para a tendência estocástica, pois através de testes de estacionariedade em painéis rejeitaram a presença de raiz unitária, indicando que os choques sobre as taxas de desemprego dos estados brasileiros possuem efeitos transitórios e convergem para um equilíbrio de longo prazo.

Assim como a série de temperatura, a série do Índice de Preços ao Consumidor Amplo rejeitou a presença de raiz unitária por meio dos testes ADF e Zivot e Andrews, ou seja, a série não apresentou tendência estocástica. Além disso, o teste ADF apresentou um valor significativo em relação à estimativa da tendência determinística.

Os demais testes aplicados, Run, Mann-Kendall e Cox-Stuart, não rejeitaram a presença da componente tendência, o que sugere que esses testes verificam a presença da tendência determinística.

Por meio do teste de Zivot e Andrews, Figueiredo e Marques (2009) analisaram a série do IPCA, convergindo com os resultados encontrados através dos testes de raiz unitária em estudo. Ademais, a data estimada da quebra pelos autores foi maio de 1994, ao passo que a data de quebra encontrada nesse trabalho foi muito próxima, junho de 1994.

A série do PIB nominal do Brasil foi a única entre as séries estudadas em que o valor do ponto de mudança do teste de Pettitt convergiu com a quebra estrutural do teste de Zivot e Andrews.

Além disso, a série do PIB apresentou tendência estocástica através dos testes ADF e Zivot e Andrews. Entretanto, os testes de Mann-Kendall e Cox-Stuart rejeitaram a hipótese da presença da componente tendência, divergindo dos demais testes.

Segundo Margarido e Anefalos (1999), as séries econômicas, em especial macroeconômicas, apresentam na maioria das vezes um comportamento não estacionário.

Além disso, as séries que contêm variáveis econômicas normalmente são afetadas não só por alterações no direcionamento dos instrumentos de política econômica, mas também por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas (MARGARIDO, 2001).

Embora Maddala e Kim (1998) reportarem que o uso dos testes de Dickey-Fuller e ADF com possibilidade de quebra estrutural podem trazer resultados viesados, isso não foi observado com as séries avaliadas no presente estudo. Os resultados encontrados foram similares em relação à presença ou não da tendência estocástica comparado ao teste de Zivot e Andrews.

As quebras estruturais encontradas por meio dos testes de Zivot e Andrews e Pettitt divergiram nas séries de temperatura, desemprego e inflação. A justificativa para essa questão está relacionada ao modo como as quebras são geradas, pois a quebra do teste ZA identifica o máximo ou mínimo da função, ao passo que a quebra do teste de Pettitt identifica a tendência central na série.

É importante ressaltar também que os testes paramétricos geralmente têm mais poder estatístico que os testes não paramétricos, então é mais provável detectar um efeito significativo quando ele realmente existir (CAMPOS, 2001).

Ademais, neste trabalho foram apresentados 3 testes de raiz unitária (DF, ADF e Zivot e Andrews), mas na literatura tem-se outros, por exemplo, KPSS, Perron, além de testes que verificam a presença de mais de uma quebra estrutural.

7 CONCLUSÕES

Os resultados apresentaram diferenças entre os testes de tendência aplicados a áreas distintas, demonstrando que estes divergem de acordo com as características inerentes a cada série e ao processo gerador do teste.

Para a série de temperatura recomenda-se o uso dos testes de raiz unitária, visto que os resultados foram similares ao teste de Mann-Kendall. Além disso, na maioria dos trabalhos a presença da componente tendência não é uma característica de séries climáticas.

Enquanto para a série de desemprego recomenda-se o uso de qualquer um dos testes estudados, uma vez que não mostraram diferenças nos resultados. Ademais, a presença de raiz unitária é característica de muitas séries econômicas.

Em relação à série de inflação, os testes de raiz unitária não apresentaram a tendência estocástica, porém o teste ADF apresentou tendência determinística. Os outros testes também reportaram a presença da tendência, o que sugere que o processo gerador desses testes verificam a presença da tendência determinística.

Para a série PIB, os testes de Mann-Kendall e Cox-Stuart não apresentaram tendência e divergiram dos demais, os quais não são recomendados para essa série.

Portanto, em função de um grande número de testes de tendência torna-se muito importante identificar o teste que melhor retrata o comportamento das características das séries, visto que testes aplicados erroneamente podem viesar os resultados. Isso acontece, por exemplo, quando o pesquisador analisa uma série com a presença de tendência determinística e, em vez de eliminar essa componente por meio da estimação, utiliza uma diferença.

8 APÊNDICE

Códigos na linguagem R para aplicação dos testes de tendência

Todos os testes de tendência apresentados no referencial teórico foram executados utilizando o *software* R. A seguir, são apresentados todos os códigos desenvolvidos para a realização dos testes.

Inicialmente, realizou-se a leitura das séries temporais usadas no trabalho, sendo importadas no formato *txt*.

Entrando com os dados

```
dados <- read.table("*.txt",header=T,sep = )
```

Convertendo os dados para uma série temporal

```
série=ts(*[c(1:)],start=c(),frequency=)
```

Teste de Pettitt

```
library(trend)  
  
plot(série)  
  
s.res<-pettitt.test(série)  
  
n <- s.resnobs  
  
i < -s.resestimate  
  
s.1 <- mean(série[1:i])  
  
s.2 <- mean(série[(i+1):n])  
  
s <- ts(c(rep(s.1,i), rep(s.2,(n-i))))  
  
tsp(s) <- tsp(série)  
  
lines(s, lty=2,col=2)  
  
print(s.res)
```

Teste de Run

```
library(randtests)  
  
runs.test(série)
```

Teste de Mann-Kendall

```
library(trend)  
  
mk.test(série)
```

Teste de Cox-Stuart

```
library(trend)  
  
cs.test(série,exact = TRUE)
```

Teste de Dickey-Fuller

```
library(urca)
```

```
a <- ur.df(série,type = c("trend"),lags=0)
```

```
summary(a)
```

```
b <- ur.df(série,type = c("drift"),lags=0)
```

```
summary(b)
```

```
c <- ur.df(série,type = c("none"),lags=0)
```

```
summary(c)
```

Teste de Dickey-Fuller Aumentado

```
library(urca)
```

```
a <- ur.df(série,type = c("trend"))
```

```
summary(a)
```

```
b <- ur.df(série,type = c("drift"))
```

```
summary(b)
```

```
c <- ur.df(série,type = c("none"))
```

```
summary(c)
```

Teste de Zivot e Andrews

```
library(urca)
```

```
a <- ur.za(série, model = c("intercept", "trend", "both"), lag=0)
```

```
summary(a)
```

```
b <- ur.za(série, model = c("both"), lag=0)
```

```
summary(b)
```

```
c <- ur.za(série, model = c("trend"), lag=0)
```

```
summary(c)
```

REFERÊNCIAS

- ALVES, F. de A. **Comparação de testes de raiz unitária e cointegração em modelos de longa dependência**. 2008. 58 p. Dissertação (Mestrado em Estatística) — Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.
- AMARAL, M. V. S. G. **Ajuste de modelos e comparação de séries temporais para dados de vazão específica em microbacias pareadas**. 2014. 92 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) — Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2014.
- BACK, Á. J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 36, n. 5, p. 717–726, 2001.
- BACK, Á. J.; BRUNA, E. D.; VIEIRA, H. J. Tendências climáticas e produção de uva na região dos Vales da Uva Goethe. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n. 4, p. 497–504, 2012.
- BARBIERI, L. F. P. et al. Impact of Climate Variations and Land Use Change: a Mann-Kendall Application. **Revista Geama**, Recife, v. 3, n. 3, p. 127–135, 2017.
- BARBOSA, E. C. et al. Metodologia Box & Jenkins para previsão de temperatura média mensal da cidade de Bauru (SP). **Revista Brasileira de Biometria**, Lavras, v. 33, n. 1, p. 104–117, 2015.
- BLACK, C. Tendência, quebra estrutural e persistência dos choques no preço da soja de 1960 a 2014. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 43, n. 3, p. 9–26, 2016.
- BLAIN, G. C. Séries anuais de temperatura máxima média do ar no Estado de São Paulo: variações e tendências climáticas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 25, n. 1, p. 114–124, 2010.
- BLAIN, G. C. Cento e vinte anos de totais extremos de precipitação pluvial máxima diária em Campinas, Estado de São Paulo: análises estatísticas. **Bragantia**, Campinas, v. 70, n. 3, p. 722–728, 2011.
- CAEIRO, F.; MATEUS, A. **randtests: Testing randomness in R**. [S.l.], 2014. R package version 1.0. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=randtests>>.
- CAMPOS, G. M. Estatística prática para docentes e pós-graduandos. **São Paulo: Faculdade de Odontologia de Ribeirão Preto**, Ribeirão Preto, v. 35, 2001.
- COSTA, V. J.; FERREIRA, M.; CORDEIRO, M. T. A. Análise de séries temporais climáticas. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 14, n. 2, p. 169–177, 2015.
- COX, D. R.; STUART, A. Some quick sign tests for trend in location and dispersion. **Biometrika**, Oxford, v. 42, n. 1/2, p. 80–95, 1955.
- DENSKI, A. P. N.; BACK, Á. J. Tendência climatológica nos elementos meteorológicos e na evapotranspiração de referência de Urussanga-SC. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 17, p. 259–271, 2015.
- DETZEL, D. H. M. et al. Estacionariedade das afluências às usinas hidrelétricas brasileiras. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 16, n. 3, p. 95–111, 2011.

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American statistical association**, EUA, v. 74, n. 366a, p. 427–431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, New York, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4. ed. EUA: J. Wiley, 2008. 498 p.
- FERRARI, T. K.; BRASIL, G. H. Comportamento do desemprego regional no Brasil: uma aplicação de teste de convergência em painel. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 25, n. 3, p. 673–688, 2015.
- FERREIRA, P. C.; SPERANZA, T.; COSTA, J. **BETS: Brazilian Economic Time Series**. Fundação Getulio Vargas, 2018. R package version 0.4.9. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=BETS>>.
- FIGUEIREDO, E. A. d.; MARQUES, A. M. Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo arfima-figarch. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 437–458, 2009.
- GANDRA, C. F. A. T. et al. Modelagem estocástica: previsão das temperaturas para a localidade de Pelotas/RS/Brasil. **Revista Agro@ mbiente On-line**, Boa Vista, v. 8, n. 1, p. 18–28, 2014.
- GRETL. **Gretl user's guide**. 2012. Disponível em: <<http://gretl.sourceforge.net/>>.
- GROPPO, J. D. **Estudo de tendências nas séries temporais de qualidade de água de rios do estado de São Paulo com diferentes graus de intervenção antrópica**. 2005. 86 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) — Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: Amgh Editora, 2011. 924 p.
- HIPEL, K. W.; MCLEOD, A. I. **Time series modelling of water resources and environmental systems**. [S.l.]: Elsevier, 1994. v. 45. 1012 p.
- INMET. **Instituto Nacional de Meteorologia**. Brasília: [s.n.], 2019. Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=home2/index>>. Acesso em: 20 de novembro de 2019.
- IPEA. **Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada**. Brasília: [s.n.], 2019. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 20 de novembro de 2019.
- JENKINS, G. M. Practical experiences with modelling and forecasting time series. Channel Islands: GJP Publications, Jersey, 1979.
- LAMOUNIER, W. M. Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 14, n. 1, p. 13–23, 2007.

- LIMA, J. R.; SILVA, J. de S.; SANTOS, R. K. B. Comportamento dos preços da manga exportada do Brasil: 2004-2012. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 15, n. 3, p. 370–380, 2013.
- MADDALA, G. S.; KIM, I. M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. New York: Cambridge University, 1998. 505 p.
- MANN, H. B. Nonparametric tests against trend. **Econometric Society**, New Haven, v. 13, n. 3, p. 245–259, 1945.
- MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações econômicas**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 7–22, 2001.
- MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C. Testes de raiz unitária e o software SAS. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 46, n. 2, p. 19–45, 1999.
- MARQUES, G. d. O.; FAVA, V. L. Persistência e memória longa sazonal na série de desemprego da região metropolitana de São Paulo. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, p. 177–198, 2011.
- MORAIS, T. S. T. d. **Estudo temporal do nível médio do mar em diferentes oceanos**. 2012. 110 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) — Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012.
- MOREIRA, J. d. V.; NAGHETTINI, M. Detecção de tendências monotônicas temporais e relação com erros dos Tipos I e II: estudo de caso em séries de precipitações diárias máximas anuais do Estado do Acre. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 31, n. 4, p. 394–402, 2016.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. **Análise de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 564 p.
- NIEL, H. L. et al. Variabilité climatique et statistiques: Etude par simulation de la puissance et de la robustesse de quelques tests utilisés pour vérifier l'homogénéité de chroniques. **Revue des sciences de l'eau**, Quebec, v. 11, n. 3, p. 383–408, 1998.
- PENEREIRO, J. C.; MESCHIATTI, M. C. Tendências em séries anuais de precipitação e temperaturas no Brasil. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 319–331, 2018.
- PENEREIRO, J. C.; ORLANDO, D. V. Análises de tendências em séries temporais anuais de dados climáticos e hidrológicos na bacia do Rio Parnaíba entre os estados do Maranhão e Piauí/Brasil. **Revista Geográfica Acadêmica**, Boa Vista, v. 7, n. 2, p. 5–21, 2013.
- PETTITT, A. A non-parametric approach to the change-point problem. **Journal of the Royal Statistical Society**, Malden, v. 28, n. 2, p. 126–135, 1979.
- PFUFF, B. **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R**. Second. New York: Springer, 2008. ISBN 0-387-27960-1. Disponível em: <<http://www.pfaffikus.de>>.
- POERSCHKE, R. P.; MORAIS, I. A. C. d. Determinantes da demanda brasileira por importação de arroz: uma abordagem não linear. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 52, n. 1, p. 177–194, 2014.

POHLERT, T. **trend: Non-Parametric Trend Tests and Change-Point Detection**. [S.l.], 2018. R package version 1.1.1. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=trend>>.

R Core Team. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Austria, 2019. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.

SÁFADI, T. Uso de séries temporais na análise de vazão de água na represa de Furnas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 28, n. 1, p. 142–148, 2004.

SALVIANO, M.; GROPPPO, J.; PELLEGRINO, G. Análise de tendências em dados de precipitação e temperatura no Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 31, n. 1, p. 64–73, 2016.

SHIKIDA, C.; PAIVA, G. L.; JUNIOR, A. F. A. Análise de quebras estruturais na série do preço do boi gordo no estado de São Paulo. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 20, n. 2, p. 265–286, 2016.

TEIXEIRA, G. d. S.; MAIA, S. F. Impacto da febre aftosa no preço da arroba do boi gordo, recebido pelo produtor no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, MG, v. 6, n. 2, p. 195–214, 2008.

ULIANA, E. M. et al. Análise de tendência em séries históricas de vazão e precipitação: uso de teste estatístico não paramétrico. **Ambiente & Água-An Interdisciplinary Journal of Applied Science**, Taubaté, v. 10, n. 1, p. 82–88, 2015.

VEZZOLI, R. et al. Data analysis to detect inhomogeneity, change points, trends in observations: an application to Po river discharge extremes. **CMCC Research Paper**, Toronto, n. 138, p. 1–15, 2012.

WACKERLY, D.; MENDENHALL, W.; SCHEAFFER, R. L. **Mathematical Statistics with Applications**. 7. ed. EUA: Cengage Learning, 2014. 939 p.

WAHEED, M.; ALAM, T.; GHOURI, S. P. Structural breaks and unit root: evidence from pakistani macroeconomic time series. **Available at SSRN 963958**, Rochester, p. 19, 2007.

WALD, A.; WOLFOWITZ, J. On a test whether two samples are from the same population. **The Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 11, n. 2, p. 147–162, 1940.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, Alexandria, v. 10, n. 3, p. 25–44, 1992.