



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO – UFRPE
UNIDADE ACADÊMICA DE SERRA TALHADA – UAST
BACHARELADO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

MARIA HELENA BEZERRA DA SILVA

**A RELAÇÃO NÃO LINEAR, ASSIMÉTRICA E DE LONGO PRAZO ENTRE
INFLAÇÃO E DESIGUALDADE DE RENDA: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O
BRASIL**

SERRA TALHADA

2025

MARIA HELENA BEZERRA DA SILVA

**A RELAÇÃO NÃO LINEAR, ASSIMÉTRICA E DE LONGO PRAZO ENTRE
INFLAÇÃO E DESIGUALDADE DE RENDA: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O
BRASIL**

Projeto de monografia apresentado como requisito parcial para obtenção dos créditos da disciplina do curso de Ciências Econômicas da Unidade Acadêmica de Serra Talhada (UAST), Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE).

Orientador (a): Dr. Diego Pitta de Jesus

SERRA TALHADA

2025

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Sistema Integrado de Bibliotecas da UFRPE
Bibliotecário(a): Auxiliadora Cunha – CRB-4 1134

S586r Silva, Maria Helena Bezerra da.

A relação não linear, assimétrica e de longo prazo entre inflação e desigualdade de renda: um estudo empírico para o Brasil / Maria Helena Bezerra da Silva. – Serra Talhada, 2025.

55 f.

Orientador(a): Diego Pitta de Jesus.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Unidade Acadêmica Serra Talhada - UAST, Bacharelado em Ciências Econômicas, Serra Talhada, BR-PE, 2025.

Inclui referências.

1. Inflação. 2. Desigualdade. 3. Não Linear. 4. Assimetria
I. Jesus, Diego Pitta de, orient. II. Título

CDD 330

MARIA HELENA BEZERRA DA SILVA

**A RELAÇÃO NÃO LINEAR, ASSIMÉTRICA E DE LONGO PRAZO ENTRE
INFLAÇÃO E DESIGUALDADE DE RENDA: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O
BRASIL**

Monografia aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de
Bacharel em Ciências Econômicas da Unidade Acadêmica de Serra Talhada,
Universidade Federal Rural de Pernambuco, pela seguinte banca examinadora:

Banca Examinadora

Orientador(a): Prof. Dr. Diego Pitta de Jesus
Unidade Acadêmica de Serra Talhada da Universidade Federal Rural de
Pernambuco – (UAST – UFRPE)

Examinador(a): Profa. Dra. Everlandia de Souza Silva
Unidade Acadêmica de Serra Talhada da Universidade Federal Rural de
Pernambuco – (UAST – UFRPE)

Examinador(a): Prof. Dr. Felipe Alves Reis
Unidade Acadêmica de Serra Talhada da Universidade Federal Rural de
Pernambuco – (UAST – UFRPE)

Serra Talhada — PE, 28 de Janeiro de 2025

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, por me permitir alcançar esse sonho e em segundo lugar a minha mãe, Vanda, a mulher mais incrível que eu conheço e que nunca mediu esforços para me apoiar em meus objetivos. Agradeço também ao meu orientador Prof. Dr. Diego Pitta de Jesus por ter encarado esse desafio e por ter me apoiado em cada passo, sem ele nada disso teria sido possível, ele é a minha maior referência profissional e espero um dia ser uma economista admirável e professora dedicada e humana como ele.

Agradeço ainda aos meus amigos, Alisson, André, Augusta, Carol, Davi, Geise, Helayne, Karol, Lara, Leticia, Overlândia, Thayane, Victoria, Vitoria, que fizeram parte dessa jornada comigo, que eles saibam que tornaram a minha trajetória mais leve. Em cada gargalhada, mas também nos momentos de apancheio e choro, sentir que não estava sozinha e poderia contar com eles me deu forças para chegar até aqui, saibam que eu nunca esquecerei de nenhum de vocês e guardarei eternamente em meu coração os momentos vividos aqui.

Quero expressar minha profunda gratidão aos professores, Adelson, Apolinário, Arley, Claudia, Demacio, Diego, Everlândia, Filipe Lima, Felipe Reis, Kleyton, Keila, Loraine, Priscila, Rafael, Rodrigo, Sergiany e Valter, não apenas pelas valiosas lições acadêmicas, mas também pelos ensinamentos de vida e pelos conselhos que tanto me ajudaram a crescer. Agradeço a confiança depositada em mim e pelas oportunidades que me foram oferecidas. Talvez vocês não saibam, mas tiveram um papel essencial na transformação da minha trajetória de vida.

Conseguir o estágio foi um privilégio imenso, pois me permitiu dedicar tempo ao estudo, uma oportunidade rara e pela qual sou eternamente grata. Agradeço profundamente aos meus orientadores nesta jornada: à Raquel, por acreditar no meu sonho desde a entrevista, pelo apoio constante, pelas dicas valiosas e pelos conselhos sábios, e Elvio, por cada ensinamento e cada momento de paciência ao me guiar, por sempre me ouvir e por me ajudar a crescer ao longo dessa jornada.

À minha banca examinadora, Profa. Dra. Everlândia Silva e Prof. Dr. Felipe Reis, registro meu agradecimento pela dedicação em avaliar este trabalho. A contribuição de vocês é fundamental para aprimorar não apenas esta pesquisa, mas também os primeiros passos da minha caminhada no mundo científico.

Os projetos dos quais participei, as tutorias, as monitorias e tudo o que aprendi e vivi aqui me permitem dizer, com toda a certeza, que experimentei plenamente a vivência universitária. Com esta defesa, encerro minha graduação, mas carrego comigo o orgulho de ser aluna da UAST. Espero, em um futuro próximo, retornar a esta casa, agora como professora, para retribuir tudo o que recebi.

RESUMO

Esse artigo investiga a relação entre inflação e desigualdade de renda no Brasil. Para testar a relação de longo prazo e não linear na relação utilizamos o modelo Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmico (DOLS), incorporando quebras estruturais detectadas na relação entre as duas variáveis. Em seguida, analisamos a assimetria através dos modelos TAR e MTAR, e por fim, avaliamos a endogeneidade por meio de um modelo TVECM. Os resultados preliminares sugerem que a inflação é capaz de aumentar a desigualdade e que pode impactar de forma mais acentuada as camadas mais vulneráveis da população. Além disso, a relação é persistente no longo prazo e que tal relação possui um padrão assimétrico e não linear, fazendo com que o impacto da inflação também depende do regime da desigualdade. Portanto, os gestores de política devem dar importância a estratégias de longo prazo voltadas para a redução estrutural da desigualdade, além de políticas de controle inflacionário com foco redistributivo.

Palavras-chave: Inflação, Desigualdade, Não Linear, Assimetria.

ABSTRACT

This paper investigates the dynamics between inflation and income inequality in Brazil. To examine the long-term and non-linear aspects of this relationship, we employ the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) model, incorporating structural breaks detected in the relationship between the two variables. Subsequently, we analyze asymmetry using the Threshold Autoregressive (TAR) and Momentum Threshold Autoregressive (MTAR) models, and evaluate endogeneity through a Threshold Vector Error Correction Model (TVECM). Preliminary findings suggest that inflation tends to exacerbate income inequality and has a disproportionately greater impact on the most vulnerable segments of the population. Furthermore, the relationship is persistent in the long term and exhibits an asymmetric and non-linear pattern, indicating that the effect of inflation also depends on the prevailing inequality regime. Therefore, policymakers should prioritize long-term strategies aimed at the structural reduction of inequality, in addition to inflation control policies with a redistributive focus.

Key-words: Inflation, Inequality, Non-linear, Asymmetry.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 — Trajetória trimestral do Índice de GINI e do IPCA – 1T12 ao 2T24

FIGURA 2 — Trajetória trimestral da taxa SELIC e PIB per capita – 1T12 ao 2T24

FIGURA 3 — Trajetória trimestral da taxa de desemprego – 1T12 ao 2T2

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 — Descrição das Variáveis

TABELA 2 — Estatísticas Descritivas

TABELA 3 — Testes de Raízes Unitárias

TABELA 4 — Testes de Quebras - Bai Perron

TABELA 5 — Múltiplas mudanças estruturais de longo prazo na relação entre inflação e desigualdade

TABELA 6 — Teste de Cointegração - Johansen sem controles

TABELA 7 — Teste de Cointegração - Johansen com controles

TABELA 8 — Modelo OLS Dinâmico

TABELA 9 — Modelo TAR - Teste de Cointegração e Simetria

TABELA 10 — Modelo MTAR - Teste de Cointegração e Simetria

TABELA 11 — Modelo TVECM

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

1. ADF – Augmented Dickey-Fuller (Teste Dickey-Fuller Aumentado)
2. AIC – Akaike Information Criterion (Critério de Informação de Akaike)
3. BIC – Bayesian Information Criterion (Critério de Informação Bayesiano)
4. DOLS – Dynamic Ordinary Least Squares (Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmico)
5. ECT – Error Correction Term (Termo de Correção de Erro)
6. GINI – Índice de Gini (medida de desigualdade de renda)
7. HQIC – Hannan-Quinn Information Criterion (Critério de Informação de Hannan-Quinn)
8. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
9. IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo
10. LS – Lee-Strazicich (Teste de Raiz Unitária com Duas Quebras Estruturais)
11. MTAR – Momentum-Threshold Autoregressive (Modelo Autorregressivo com Limiares de Momento)
12. OLS – Ordinary Least Squares (Mínimos Quadrados Ordinários)
13. PIB – Produto Interno Bruto
14. PP – Phillips-Perron (Teste de Raiz Unitária Phillips-Perron)
15. SC – Schwarz Criterion (Critério de Informação de Schwarz)
16. SELIC – Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Taxa básica de juros no Brasil)
17. SSR – Sum of Squared Residuals (Soma dos Quadrados dos Resíduos)
18. TAR – Threshold Autoregressive (Modelo Autorregressivo com Limiares)
19. TVECM – Threshold Vector Error Correction Model (Modelo de Correção de Erros Vetorial com Limiares)
20. VAR – Vector Autoregressive Model (Modelo Vetorial Autorregressivo)
21. VECM – Vector Error Correction Model (Modelo de Correção de Erros Vetorial)
22. ZA – Zivot-Andrews (Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Única)

Sumário

1.	INTRODUÇÃO	11
2.	REVISÃO DA LITERATURA.....	16
2.1.	<i>IMPACTOS DIFERENCIADOS DA INFLAÇÃO NAS FAIXAS DE RENDA.....</i>	<i>17</i>
2.2.	<i>EFEITOS REGIONAIS DA INFLAÇÃO SOBRE A DESIGUALDADE NO BRASIL</i> <i>19</i>	
2.3.	<i>A RELAÇÃO NÃO LINEAR ENTRE INFLAÇÃO E DESIGUALDADE.....</i>	<i>19</i>
3.	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	20
3.1.	<i>BASE DE DADOS</i>	<i>21</i>
3.2.	<i>TESTE DE BAI E PERRON</i>	<i>23</i>
3.3.	<i>MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS DINÂMICOS (DOLS) E TESTES DE</i> <i>RAÍZES UNITÁRIAS.....</i>	<i>25</i>
3.4.	<i>COINTEGRAÇÃO DE ENDERS E SIKLOS.....</i>	<i>26</i>
3.5.	<i>MODELO TVECM</i>	<i>27</i>
4.	RESULTADOS	28
4.1.	<i>ESTATÍSTICA DESCRITIVA</i>	<i>29</i>
4.2.	<i>TESTES DE RAIZ UNITÁRIA</i>	<i>32</i>
4.3.	<i>TESTE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS COM BAI E PERRON.....</i>	<i>33</i>
4.4.	<i>TESTES DE COINTEGRAÇÃO</i>	<i>35</i>
4.5.	<i>ESTIMAÇÃO DE UM MODELO DOLS</i>	<i>37</i>
4.6.	<i>ANÁLISE DE ASSIMETRIA COM MODELOS TAR/MTAR</i>	<i>40</i>
4.7.	<i>MODELO TVECM</i>	<i>44</i>
4.8.	<i>PROPOSTAS DE POLÍTICAS ECONÔMICAS.....</i>	<i>47</i>
5.	CONCLUSÃO:	48
	REFERÊNCIAS	50

1. INTRODUÇÃO

A Inflação é o aumento contínuo e generalizado dos preços dos bens e serviços ao longo do tempo. Existem diferentes causas para a inflação, sendo os principais choques de oferta, ocasionados por aumentos ou pressões nos custos de produção, e os choques de demanda, que ocorrem quando o consumo por bens e serviços excede a capacidade produtiva resultando em aumento nos preços como mecanismo de contenção da demanda. Além disso, a inflação causada pelo aumento na emissão de moeda e a inflação inercial também desempenham papéis significativos. Esta última persiste devido a expectativas e mecanismos baseados na inflação passada. Nesse caso, os agentes econômicos ajustam preços, salários e contratos antecipando a continuidade da inflação, perpetuando o ciclo inflacionário (BLANCHARD, 2010; SAMUELSON e NORDHAUS, 2012).

Sabendo que a inflação mede a perda do poder de compra dos indivíduos em uma determinada economia, é importante notar que essa perda não é homogênea ao longo do tempo entre os agentes econômicos. Alguns indivíduos conseguem reduzir o efeito da inflação, enquanto outros não. Assim, a inflação pode aumentar a desigualdade social ao longo do tempo, pois alguns têm acesso a ativos no mercado financeiro, o que lhes permite proteger seu poder de compra. Como é colocado por Cepea (2022), a inflação, além de prejudicar o nível de investimento e o crescimento econômico de um país, acarreta elevados custos sociais. Esses custos geralmente são inversamente proporcionais ao nível de renda dos indivíduos, o que significa que os mais pobres são os mais penalizados. Para ela, a relação entre inflação e desigualdade social ocorre porque o aumento do nível geral de preços reduz a renda real das pessoas cuja renda nominal não cresce no mesmo ritmo da inflação.

A inflação é frequentemente descrita como uma forma indireta de tributação, especialmente prejudicial para a população de baixa renda. Franco (2022, p. 76), enfatiza que a melhor política social que o Banco Central pode fazer é defender o poder de compra da moeda nacional, assim evitando que o pobre seja "tributado" através da inflação, que segundo ele é o mais cruel dos impostos.

Mankiw (2021) apresenta a inflação como um imposto sobre a posse de moeda em espécie. Para ele, embora não seja óbvio que a inflação funcione como um imposto, ela atua efetivamente como um. Ao contrário dos impostos tradicionais, onde

há uma cobrança direta ao contribuinte, a inflação ocorre quando o governo emite mais dinheiro. Essa emissão de moeda aumenta a quantidade de dinheiro em circulação, mas não aumenta a quantidade de bens e serviços disponíveis na economia. Como resultado, os preços sobem, diminuindo o poder de compra do dinheiro que as pessoas possuem. Em outras palavras, a moeda perde valor real, e o custo desse "imposto" inflacionário é suportado por quem possui dinheiro em espécie. Portanto, quando o governo utiliza a nova moeda que emitiu, a moeda existente, que está nas mãos do público, perde valor, funcionando de fato como uma forma de tributação indireta sobre todos os detentores de moeda.

A literatura empírica evidencia a existência da relação entre inflação e desigualdade de renda (BLINDER e ESAKI, 1978; BLANK e BLINDER, 1985; BARBOZA, 2008; SABBADINI e RODRIGUES, 2010; BRACHT ET AL., 2017). Inclusive para o Brasil temos os trabalhos de Silva e Neto (2011) e Holanda Júnior (2014), que corroboram a existência dessa relação. No entanto, com o avanço da literatura, alguns trabalhos encontraram que a relação entre as duas variáveis muda de acordo com a faixa de renda dos indivíduos, sendo que alguns estudos acharam que os mais pobres que sofrem mais (EASTERLY e FISCHER, 2001; CORREIA, 2009; PEREIRA, 2018; BIGELLI, 2022; PEREIRA ET AL., 2023; ADORNO, 2023). Já outros estudos, demonstram que os mais ricos são mais afetados pela inflação (DOEPKE e SCHNEIDER, 2006). Mais recentemente, alguns estudos analisaram também a existência de relação de longo prazo entre a inflação e a desigualdade de renda, além de também verificar se existe um efeito não linear em tal relação (SIAMI-NAMINI e HUDSON, 2019). Além disso, os autores também encontraram um efeito mútuo entre as duas variáveis, ou seja, elas seriam endógenas em que cada uma afeta a outra.

A relação entre inflação e desigualdade de renda pode ser não linear porque diferentes níveis de inflação afetam grupos econômicos de maneiras variadas, e esses efeitos podem mudar de intensidade ou até de direção dependendo do contexto inflacionário. De modo intuitivo, enquanto níveis baixos ou moderados de inflação podem ter impactos redistributivos relativamente pequenos ou até positivos em certos grupos de renda, níveis altos ou inesperados de inflação podem amplificar as desigualdades de forma mais acentuada (SIAMI-NAMINI e HUDSON, 2019).

De acordo com Siami-Namini e Hudson (2019) a relação entre inflação e desigualdade de renda pode ser mútua ou endógena porque ambos os fatores podem se influenciar reciprocamente, criando um ciclo onde um reforça o outro. Essa relação endógena ocorre em economias onde o aumento da desigualdade pode levar a uma inflação mais persistente e, por outro lado, a própria inflação pode intensificar a desigualdade. Em economias onde a desigualdade de renda é estruturalmente alta, como em alguns países da América Latina, esse ciclo endógeno é visível. Políticas públicas que visam reduzir a desigualdade, como subsídios e programas de transferência de renda, são necessários, mas frequentemente geram pressão inflacionária quando financiados por endividamento ou expansão monetária. Em paralelo, a inflação resultante dessas políticas aumenta a desigualdade, pois os grupos de baixa renda não conseguem manter seu poder aquisitivo diante da alta nos preços.

Além dos efeitos encontrados pela literatura citados acima, um outro efeito que pode existir é que a relação entre a inflação e a desigualdade de renda seja assimétrica. A assimetria na relação pode surgir porque diferentes tipos de inflação e choques econômicos afetam desigualmente os grupos de renda. Em outras palavras, a intensidade e a direção do impacto inflacionário na desigualdade de renda variam dependendo de fatores específicos que causam essa assimetria. Por exemplo, uma inflação de demanda pode ser menos desigual, pois, geralmente, a economia está em expansão, com salários e empregos em crescimento. Nesses períodos, as pessoas de baixa renda podem se beneficiar mais de novas oportunidades de emprego e aumentos salariais, o que pode até reduzir temporariamente a desigualdade. Por outro lado, em uma inflação de custos os preços da energia, combustíveis ou alimentos se elevam. Como esses itens representam uma proporção maior do consumo das famílias de baixa renda, uma inflação de custos tende a aumentar a desigualdade de forma mais significativa, já que afeta desproporcionalmente aqueles com menos flexibilidade financeira para ajustar seu consumo (SILVA, 2022; CANUTO ET AL., 2023).

Dada a complexidade da economia brasileira e o impacto social atrelado às variações macroeconômicas, o estudo da relação entre inflação e desigualdade de renda torna-se essencial para entender a relação dessas variáveis sobre o bem-estar da população. A inflação, presente de forma recorrente na história econômica do país,

afeta a distribuição de renda de maneira desigual, atingindo as diversas classes sociais de formas distintas. Analisar essa questão é fundamental para o Brasil, um país marcado por profundas desigualdades econômicas. Ao explorar a relação entre inflação e desigualdade, este trabalho busca gerar *insights* valiosos sobre como a inflação afeta diferentes segmentos da sociedade. Espera-se que as descobertas possam enriquecer o debate acadêmico e contribuir significativamente para o avanço do entendimento sobre os impactos da inflação na desigualdade de renda, servindo como base para pesquisas futuras e para a implementação de políticas públicas.

Sendo assim, o objetivo deste artigo é verificar a relação entre inflação e desigualdade de renda no Brasil. Especificamente, busca-se examinar a existência de uma relação não-linear entre a inflação e a desigualdade de renda, analisar a relação de longo prazo entre elas, verificar a existência de assimetria entre as duas e testar se a relação é bidirecional no curto e no longo prazo. Serão utilizados dados do primeiro trimestre de 2012 ao segundo trimestre de 2024. A pesquisa pretende contribuir para o entendimento dessa interação, destacando tendências e aspectos relevantes que ampliem a compreensão dessa dinâmica.

O primeiro procedimento é realizar o teste de quebra estrutural múltipla na relação entre a inflação e a desigualdades de renda. Na literatura de séries temporais já é um fato consolidado que a existência de quebras estruturais pode ocasionar a não estacionaridade e a não linearidade de variáveis. Mas, como estamos interessados na não linearidade na relação entre as duas variáveis, realizaremos um teste que verificar as mudanças estruturas na relação entre ambas, e não individualmente em cada série. Após a detecção das quebras estruturais, estas serão incorporadas como *dummies* no modelo DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*). Além de capturar o efeito não linear que possa existir entre as variáveis caso as *dummies* de quebra estrutural sejam significativas, o modelo DOLS também será capaz de estimar relações de cointegração entre variáveis que podem ser não estacionárias, ou seja, que possuem raízes unitárias. Em seguida, para verificar a existência de assimetria na relação entre a inflação e a desigualdade de renda, estimaremos dois modelos do tipo *threshold* (*Threshold Autoregressive* - TAR e *MomentunThereshold Autoregressive* - MTAR) com os resíduos do modelo DOLS. A literatura sobre o tema também indica que pode existir uma relação mútua entre a inflação e a desigualdade. Então, também iremos fazer a análise anterior com um modelo *Threshold Vector Error*

Correction model - TVECM que é um modelo não linear que considera a relação mútua entre as duas variáveis, ou seja, a endogeneidade na relação, por sua natureza esse modelo já consegue captar efeitos assimétricos na relação.

Portanto, o presente trabalho busca contribuir para a literatura brasileira sobre o tema preenchendo a lacuna de trabalhos que testam a possibilidade da relação entre a inflação e a desigualdade de renda ser não linear, de longo prazo, assimétrica e endógena. Na literatura nacional, até o momento não encontramos trabalhos que façam esse tipo de análise na relação entre as duas variáveis. Em termos de contribuição na literatura geral, o presente trabalho aplica uma metodologia mais robusta para detectar a não linearidade na relação entre as variáveis. Siامي-Namini e Hudson (2019) usaram um modelo similar ao de Kuznets, testando a não linearidade acrescentando na regressão a inflação ao quadrado. Dessa forma, com os modelos DOLS e TVECM vamos utilizar duas metodologias ainda não aplicadas na literatura.

Na mesma linha, pretendemos inovar nos métodos de detecção da relação de longo prazo. Siامي-Namini e Hudson (2019) usam apenas testes de cointegração. Além disso, vamos estimar os modelos anteriormente mencionados para verificar a existência de relação de longo prazo. O mesmo também pode ser dito em relação a existência de bidirecionalidade entre as variáveis. Siامي-Namini e Hudson (2019) utilizam o teste de causalidade de Granger para verificar se existe endogeneidade. Iremos testar de forma mais robusta com o modelo TVECM. Por fim, uma contribuição nova para a literatura geral é a detecção da assimetria na relação. Até o presente momento nenhum trabalho testa tal possibilidade em modelos econométricos.

Além desta Introdução, o artigo está organizado em outras quatro seções. Na seção de Metodologia, são descritos os métodos empregados e os modelos aplicados. Em seguida, a seção de Resultados apresenta e discute os principais achados de cada teste e modelo. Por fim, a seção de Conclusão sintetiza as principais descobertas do estudo, bem como suas limitações.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Estudos empíricos têm mostrado diferentes impactos da inflação sobre a desigualdade. Blinder e Esaki (1978), por exemplo, examinaram a relação entre inflação e desigualdade nos Estados Unidos. Utilizando dados da *Current Population Survey* desde 1947. Aplicaram um modelo estatístico simples para avaliar o impacto da inflação e do desemprego na distribuição de renda. Os resultados mostraram que a inflação afeta desproporcionalmente os mais pobres, mas seu impacto na desigualdade é menor que o do desemprego. A partir de 1958, observou-se uma mudança na dinâmica da desigualdade, com as famílias mais ricas mantendo sua participação em relação às classes médias, enquanto as mais pobres avançaram. A pesquisa destaca a importância de considerar esses fatores em políticas econômicas e sociais.

A relação entre inflação, desigualdade e pobreza também foi abordada por Blank e Blinder (1985), que revisitaram o modelo proposto por Blinder e Esaki (1978). Eles constataram que as flutuações cíclicas da economia têm um impacto significativo sobre a pobreza. Durante períodos de crescimento econômico, a pobreza tende a diminuir, enquanto em tempos de recessão, ela aumenta. Para fundamentar suas conclusões, Blank e Blinder realizam uma análise econométrica que examina como a contagem de pobreza e a participação da quintil mais baixa da renda variam ao longo do ciclo econômico. O estudo sugere que as políticas econômicas devem levar em conta as variações cíclicas para serem eficazes na redução da pobreza.

Barboza (2008) também investiga a relação entre inflação e desigualdade de renda, revisando a literatura e apresentando abordagens teóricas que explicam como esses dois fatores se influenciam. Ao analisar dados de diferentes bases, como o *World Income Inequality Database* e Deininger e Squire (1996), também concluiu que a relação entre inflação e desigualdade é complexa e depende de múltiplos fatores, como as condições econômicas e institucionais de cada país.

Enquanto Sabbadini e Rodrigues (2010) realizaram um estudo com dados de 81 países entre 1987 e 2006 e encontraram evidências de que a inflação tem um efeito positivo sobre a desigualdade de renda. No entanto, esse efeito é menor do que o observado em estudos anteriores, sugerindo que a relação entre essas variáveis pode ser mais complexa do que inicialmente suposto.

Em uma análise mais recente, Bracht et al. (2017) analisam também o impacto da inflação sobre a desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, entre 2004 e 2013, utilizando uma abordagem econométrica com dados em painel. Os autores aplicam estimadores de efeito fixo para controlar o viés de variáveis omitidas e testam a hipótese de que a inflação é exógena. Os resultados indicam que não há correlação positiva entre inflação e desigualdade de renda, questionando estudos anteriores com dados em *cross section*. O estudo conclui que não há uma relação consistente entre essas variáveis, indicando que a inflação, por si só, não é suficiente para alterar significativamente os padrões de desigualdade de renda.

2.1. *Impactos Diferenciados da Inflação nas Faixas de Renda*

A inflação não afeta todas as classes sociais de maneira uniforme. Pereira et al. (2023) argumentam que o impacto inflacionário pode variar conforme o padrão de consumo de cada indivíduo, o que faz com que a inflação pessoal possa diferir da inflação oficial do país, uma vez que seu impacto depende do que cada pessoa consome, em vez de quanto ganha. Famílias de baixa renda, por exemplo, tendem a ter cestas de consumo mais homogêneas, enquanto famílias de renda mais alta possuem padrões de consumo mais diversificados. Por isso, a inflação tende a ser percebida de forma mais uniforme entre indivíduos de baixa renda.

Em um estudo mais abrangente, Easterly e Fischer (2001) investigaram a relação entre inflação e desigualdade em diferentes classes sociais, com dados de 31.000 famílias em 38 países. Seus resultados mostraram que a inflação é vista como uma ameaça maior pelos grupos socioeconômicos mais pobres, reforçando a necessidade de políticas específicas para mitigar os impactos da inflação sobre essa população.

Correia (2009) explora a relação entre inflação e equidade, abordando a inflação como um imposto indireto que afeta desigualmente diferentes grupos de renda. Utilizando um modelo monetário de equilíbrio geral, o estudo investiga como diferentes taxas de inflação impactam a distribuição da carga tributária entre famílias de distintos níveis de riqueza. O autor demonstra que a inflação age de forma regressiva, impondo uma carga maior sobre as famílias de baixa renda, que dependem mais do uso de moeda em suas transações. Em contraste, as famílias mais

ricas, que utilizam menos moeda e mais crédito, são menos impactadas. A análise sugere que, em cenários de inflação, políticas fiscais devem ser cuidadosamente desenhadas para evitar que a inflação funcione como um imposto regressivo, ampliando a desigualdade social.

De maneira similar, Pereira (2018) analisou o impacto da inflação na desigualdade de renda, partindo da hipótese de que aumentos de preços afetam mais a população de baixa renda. Utilizando dados do Índice de Gini, Índice de Theil e IPCA de 1980 a 2014, seus modelos indicaram que a inflação aumenta a desigualdade, embora em uma magnitude pequena. O estudo também observou que esse impacto foi maior antes do Plano Real e relativamente menor após sua implementação.

Bigelli (2022) reforça a ideia de que a inflação exacerba a desigualdade de renda, pois os indivíduos de alta renda possuem mais recursos para proteger seus ativos durante períodos inflacionários em comparação aos de baixa renda, o que potencializa a desigualdade em um país. Para isso, o autor realiza um teste empírico utilizando um modelo econométrico de efeitos fixos, analisando dados de 96 países entre 1990 e 2015. A hipótese central do estudo é que existe uma relação positiva entre inflação e desigualdade de renda, com um impacto mais intenso em momentos de pressões inflacionárias inesperadas. Seus achados indicam que um aumento de 10 pontos percentuais na inflação eleva o índice de Gini em 0,83 ponto, evidenciando a conexão entre as variáveis. O uso de efeitos fixos ajuda a reduzir problemas de endogeneidade e variáveis omitidas. Dessa forma, o estudo sugere que a inflação, especialmente a inesperada, agrava a desigualdade, com implicações importantes para políticas públicas.

Adorno (2023) argumenta que a inflação é desproporcionalmente mais prejudicial para os pobres, pois os ricos tendem a possuir ativos, como imóveis e ações, que mantêm ou até aumentam de valor em tempos de inflação. Já os mais pobres, por não terem acesso a esses mecanismos de proteção, sofrem diretamente com a alta dos preços de bens essenciais.

Em contrapartida, Doepke e Schneider (2006) sugerem que, em alguns casos, os mais ricos podem ser mais prejudicados pela inflação. Eles realizaram um estudo onde observaram a redistribuição de renda após um período de inflação moderada

nos Estados Unidos, analisando diferentes grupos sociais. Os mesmos chegam à conclusão que as maiores perdas ocorrem entre os agentes ricos e mais velhos, que são os principais detentores de ativos. Em contraste, os mais beneficiados foram os jovens com dívidas a taxas pré-fixadas, pois o valor real de seus pagamentos futuros diminuiu devido à inflação.

2.2. *Efeitos Regionais da Inflação Sobre a Desigualdade no Brasil*

No contexto brasileiro, a inflação também apresenta variações regionais. Silva e Neto (2011) analisaram os efeitos da inflação entre diferentes níveis de renda e regiões do Brasil entre 1995 e 2008. Eles descobriram que, nas regiões mais pobres, como o Nordeste, a inflação para os mais pobres foi inferior à média nacional, devido à contenção dos preços de itens como alimentação e bebidas, que possuem maior peso na cesta de consumo das famílias de baixa renda.

Holanda Júnior (2014) investigou as disparidades regionais da inflação no Brasil e concluiu que as taxas inflacionárias variam significativamente entre as diferentes regiões do país. Ele utilizou dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e observou que a inflação é distribuída de maneira desigual, evidenciando as complexidades do fenômeno inflacionário em um país com vastas disparidades regionais como o Brasil.

2.3. *A Relação Não Linear Entre Inflação e Desigualdade*

Siarni-Namini e Hudson (2019) investigam a relação entre inflação e desigualdade de renda em países desenvolvidos (DCs) e em desenvolvimento (LDCs) usando uma abordagem de dados em painel, cobrindo o período de 1990 a 2014. A amostra inclui 24 DCs e 66 LDCs, com dados coletados de fontes como o *World Development Indicators* e *Eurostat*. Os autores utilizam testes de cointegração e a causalidade de Granger para analisar as interações entre inflação e desigualdade. Os resultados mostram uma relação de longo prazo entre essas variáveis, e os testes de causalidade indicam uma relação mútua, onde mudanças na inflação podem influenciar a desigualdade de renda e vice-versa. A pesquisa revela que essa relação é não linear e varia entre DCs e LDCs. Para os países em desenvolvimento, os achados sustentam a hipótese de Kuznets, na qual a desigualdade aumenta com o crescimento econômico e depois diminui. Já nos países desenvolvidos, a relação

segue uma curva em U, com a desigualdade crescendo em certos estágios de desenvolvimento econômico. O estudo também enfatiza o papel de variáveis de controle, como o PIB per capita, para compreender melhor essa interação. Com base nos resultados, os autores sugerem que formuladores de políticas considerem a complexidade dessa relação ao elaborar estratégias econômicas, especialmente em países em desenvolvimento.

A literatura sobre a relação entre inflação e desigualdade de renda ainda é escassa, especialmente no que se refere a estudos que analisam a relação de longo prazo e a não linearidade. No contexto brasileiro, essa lacuna também persiste. Este estudo pretende preencher essa ausência ao examinar essa relação no Brasil, enfatizando tanto a não linearidade quanto os impactos de longo prazo, por meio da aplicação de métodos até então pouco utilizados. Além disso, uma contribuição relevante deste trabalho será a inclusão da análise da assimetria nessa relação.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Utilizamos a metodologia adotada por Rafailidis e Katrakilidis (2014) e De Jesus, Bezerra e Besarria (2020), que se concentra na análise da dinâmica de longo prazo entre os preços do petróleo e as ações. Essa abordagem considera a existência de quebras estruturais, não linearidades e assimetrias nas interações entre essas variáveis. Nesse estudo, vamos aplicar essa metodologia para avaliar a relação entre inflação e desigualdade.

Sendo assim, será utilizado um modelo de cointegração não linear, neste caso com o uso do modelo de DOLS, que incorpora as quebras estruturais previamente identificadas no teste de Bai e Perron (1998, 2003), que é uma ferramenta usada para detectar múltiplas quebras nos dados. Para identificar a existência de assimetria na relação entre inflação e desigualdade de renda foram utilizados os modelos TAR e MTAR propostos por Enders e Siklos (2001). Por fim, o presente artigo vai refazer toda a análise testando a existência de uma relação mútua entre as variáveis por meio de um modelo TVECM.

3.1. Base de Dados

A nossa base de dados possui frequência trimestral, iniciando a partir do primeiro trimestre de 2012 até o segundo trimestre de 2024, totalizando 50 observações. As variáveis serão utilizadas em nível, ou seja, sem nenhuma transformação ou suavização. Para representar a desigualdade de renda escolhemos o Índice de Gini. A literatura sobre o tema comumente utiliza o Gini, além disso esse é o índice mais adequado, pois ele sintetiza a distribuição de renda em uma única medida padronizada, refletindo diretamente a dispersão entre os rendimentos de uma população e pequenas mudanças na distribuição de renda, como uma redução na concentração de renda entre os mais ricos ou uma transferência de renda para as classes mais baixas, se refletem no Índice de Gini. Escolhemos o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para representar a taxa de inflação. O IPCA é o índice de inflação mais geral e o que representa oficialmente a inflação do Brasil.

Siarni-Namini e Hudson (2019) argumentam que para isolar melhor o efeito da inflação na desigualdade de renda, é essencial incluir variáveis econômicas relevantes que influenciam a distribuição de renda. Dessa forma, além das duas variáveis de interesse na nossa análise, escolhemos mais três variáveis de controle para fazer parte dos modelos. Assim como eles, utilizamos a taxa de desemprego e o PIB per capita, mas, decidimos ainda incluir a taxa SELIC na análise.

O desemprego afeta diretamente a distribuição de renda, uma vez que o desemprego em alta geralmente impacta mais os trabalhadores de baixa qualificação, que possuem rendas menores. Atkinson (1997) argumenta que o mercado de trabalho desempenha um papel crucial na desigualdade de renda, destacando que o desemprego agrava as disparidades econômicas, já que os trabalhadores mais vulneráveis são os primeiros a perderem seus empregos em períodos de crise. De forma similar, Hoffmann (2009) analisa como o desemprego no Brasil está associado ao aumento da concentração de renda, especialmente entre os trabalhadores de menor renda. Nesse sentido, períodos de desemprego elevado tendem a acentuar a concentração de renda entre aqueles que mantêm seus empregos. Assim, ao controlar a taxa de desemprego, é possível ajustar as análises para isolar o impacto da inflação sobre a desigualdade, sem o viés gerado pela variação da renda associada ao desemprego.

O PIB per capita real representa o nível médio de renda e o bem-estar econômico de uma população. Economias com PIB per capita mais elevado tendem a ter melhores mecanismos de redistribuição de renda (como políticas sociais e impostos progressivos), que ajudam a mitigar a desigualdade. Já em economias com PIB per capita mais baixo, a desigualdade tende a ser mais acentuada devido à escassez de recursos e de redes de proteção social. Controlar o PIB per capita real permite separar o impacto que a inflação tem sobre a desigualdade do efeito que a própria estrutura econômica exerce sobre a distribuição de renda (SIAMI-NAMINI e HUDSON, 2019).

Por fim, a taxa SELIC é outro fator relevante, pois influencia o custo do crédito, o consumo e os investimentos na economia. Taxas de juros elevadas geralmente afetam desproporcionalmente as famílias de baixa renda, que possuem menor acesso a crédito e maior sensibilidade às condições de mercado. Além disso, a política monetária exerce um papel importante na estabilização econômica e na dinâmica da inflação. Assim, controlar a taxa SELIC nos modelos garante que os efeitos analisados da inflação sobre a desigualdade de renda não sejam confundidos com os impactos provenientes da política monetária (DABLA-NORRIS, 2015).

A representação genérica empírica do modelo proposto busca descrever a relação entre a variável dependente, as variáveis independentes e as variáveis de controle de forma clara e objetiva. Nesse contexto, o modelo pode ser expresso pela seguinte equação:

$$\text{GINI}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{IPCA}_t + \beta_2 \text{TaxaJuros}_t + \beta_3 \text{PIB}_t + \beta_4 \text{Desemprego}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde GINI_t representa a variável dependente no período t , ou seja, o índice de GINI, utilizado como medida de desigualdade de renda e IPCA_t refere-se à inflação no período t , medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). TaxaJuros_t corresponde à taxa básica de juros (Selic) no período t , uma variável independente de controle, PIB_t refere-se ao Produto Interno Bruto (PIB) per capita no período t , ajustado pela inflação e Desemprego_t representa a taxa de desemprego no período t , medida em relação à população economicamente ativa. β_0 é o intercepto, que captura o valor médio de GINI_t quando todas as variáveis independentes são iguais a zero.

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$ e β_4 são os coeficientes que medem o impacto de cada variável independente sobre o índice de GINI, mantendo as demais constantes e ε_t é o termo de erro aleatório, que representa os fatores não observados ou não incluídos no modelo que podem influenciar $GINI_t$.

Espera-se que, o coeficiente β_1 seja positivo¹ ($\beta_1 > 0$), indicando que níveis mais altos de inflação estão associados a uma maior desigualdade de renda. O coeficiente β_2 também seja positivo ($\beta_2 > 0$), sugerindo que aumentos na taxa de juros tendem a agravar a desigualdade. O coeficiente β_3 seja negativo ($\beta_3 < 0$), dado que um aumento no PIB per capita geralmente está relacionado à redução da desigualdade. O coeficiente β_4 seja positivo ($\beta_4 > 0$), já que maiores taxas de desemprego estão associadas ao aumento da desigualdade.

Tabela 1: Descrição das Variáveis

Variável	Descrição	Fonte	Unidade de Medida	Sinal Esperado
GINI	Índice de Gini, que mede a desigualdade de renda	PNAD	Escala (0 a 1)	Dependente
IPCA	Inflação medida pelo índice de preços ao consumidor	IBGE	Percentual (%)	Positivo (+)
Taxa de Juros	Taxa básica de juros (Selic)	Banco Central do Brasil	Percentual (%)	Positivo (+)
PIB Per Capita	PIB dividido pela população, ajustado pela inflação	IBGE	R\$ (mil reais)	Negativo (-)
Desemprego	Taxa de desemprego, medida em relação à população ativa	IBGE	Percentual (%)	Positivo (+)

Fonte: A autora, 2025.

3.2. Teste de Bai e Perron

Para abordar a questão de possíveis quebras estruturais na relação de cointegração, utilizamos a abordagem de múltiplas quebras estruturais de Bai e Perron (1998, 2003). Um grupo de testes $SupF(l)$ foi empregado para identificar estatisticamente o número apropriado de quebras. Os testes foram baseados no

¹ Alguns estudos na literatura sugerem que a relação entre inflação e desigualdade de renda pode ser negativa em determinados contextos. Por exemplo, Berisha, Dubey e Gharehgozli (2022) encontram que, em cenários de elevada desigualdade, a inflação pode reduzir a desigualdade de renda no curto prazo. Além disso, Rodrigues e Sabbadini (2010) apontam que a relação entre inflação e desigualdade pode ser não linear, com inflação muito alta estando, em alguns casos, associada a uma redução na desigualdade.

modelo com m quebras ($m + 1$ regimes). Considere o seguinte modelo de mudança estrutural pura, onde todos os coeficientes estão sujeitos à mudança:

$$y_t = \delta_j' z_t + u_t, \quad \text{para } t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (2)$$

$$j = 1, \dots, m + 1$$

Em que y_t é a variável dependente observada, z_t é um vetor de covariáveis. Assim, y_t é o Índice de Gini no período t ; z_t é composto por um termo constante e a inflação no período t , $z_t = (C, IPCA_t)$; δ_j é o vetor correspondente de coeficientes com $\delta_i \neq \delta_{i+1}$ ($1 \leq i \leq m$) e u_t é o resíduo. O parâmetro m é o número de quebras. Os pontos de quebra ($T_1, \dots, T_m$) são explicitamente tratados como desconhecidos e $i = 1, \dots, m$, temos $\lambda_i = \frac{T_i}{T}$ com $0 < \lambda_1 < \dots < \lambda_m < 1$. Observe que este é um modelo de mudança estrutural pura, onde todos os coeficientes estão sujeitos a mudanças. O objetivo é estimar os coeficientes de regressão desconhecidos e as datas de quebra ($\delta_1, \dots, \delta_{m+1}, T_1, \dots, T_m$) quando T observações em (y_t, z_t) estão disponíveis. O modelo de regressão linear múltipla acima pode ser expresso em forma de matriz como:

$$Y = \bar{Z}\delta^0 + U \quad (3)$$

O método de estimação utilizado foi o princípio dos mínimos quadrados, e para cada partição m , as estimativas associadas dos coeficientes foram obtidas minimizando a soma dos resíduos quadrados. No caso de múltiplas quebras estruturais, existem várias maneiras de obter os testes de estatísticas de quebra:

- Um teste de nenhuma quebra versus algum número fixo de quebras, que requer a especificação do número de quebras sob m .
- Um teste de máximo duplo, que testa a hipótese nula de nenhuma quebra estrutural contra uma hipótese alternativa de um número desconhecido de quebras, dado algum limite superior.
- Testes de L versus $L + 1$ quebras. Essa abordagem considera uma hipótese nula de L quebras contra uma alternativa de que existam quebras adicionais.
- Uma estimativa sequencial dos pontos de quebra.

Aplicamos os critérios de estimativa sequencial e estimativa global; subsequentemente, adotamos dois critérios baseados em informações para determinar o número apropriado de quebras. Esses critérios foram o critério de

informação bayesiano (BIC) e o critério de informação de Schwarz (SIC). De acordo com Bai e Perron (2003), esses dois critérios têm um desempenho razoavelmente bom quando não há correlação serial nos erros. No entanto, a literatura estipula que os critérios de informação são tendenciosos para baixo e que o procedimento sequencial e as quebras L versus L+1 têm um desempenho melhor neste caso, pois permitem uma estratégia de modelagem específica para geral para determinar consistentemente o número apropriado de alterações nos dados (BAI e PERRON, 2003). Permitimos até cinco quebras e aplicamos os testes de regressão de mínimos quadrados de quebra e múltiplos pontos de quebra. Em seguida, tentamos explicar as datas de quebra que foram identificadas.

3.3. *Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (DOLS) e Testes De Raízes Unitárias*

Se as séries temporais consideradas são integradas de ordem um, $I(1)$, o método DOLS, introduzido por Stock e Watson (1993), é utilizado para estimar o vetor de cointegração que caracteriza a relação de longo prazo entre as variáveis de interesse. O método DOLS é assintoticamente equivalente à abordagem de máxima verossimilhança desenvolvida por Johansen (1988), Phillips e Park (1988), Phillips (1991) e Watson (1994). O possível viés de simultaneidade entre os regressores é tratado pela inclusão de defasagens q e antecipações r das primeiras diferenças dos regressores $I(1)$. Assim, a estimativa da relação de longo prazo entre duas séries y_t e x_t tem a seguinte especificação geral:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 x_t + \sum_{j=-q}^r \beta_j \Delta x_{t-j} + \sum_{i=1}^m \gamma_i T_i + u_t \quad (4)$$

É prática comum na literatura sobre modelagem de cointegração testar as propriedades de integração das variáveis envolvidas. Consequentemente, examinamos as variáveis para estacionariedade aplicando os testes de raiz unitária com quebra estrutural de Zivot e Andrews (2002), Perron (1997) e Lee e Strazicich (2003).

Os testes de raiz unitária que não levam em consideração a presença de quebras estruturais podem ser viesados e apresentar baixa potência. Isso ocorre porque, ao ignorar mudanças estruturais nos dados, como alterações no nível ou na tendência

de uma série temporal, esses testes tendem a interpretar tais quebras como evidência de não-estacionariedade, aumentando a probabilidade de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária (HAMILTON, 2020).

Perron (1989) foi pioneiro ao destacar que ignorar quebras estruturais pode levar a resultados enganosos em testes de raiz unitária, especialmente em séries econômicas que frequentemente sofrem impactos de choques estruturais. Posteriormente, estudos como os de Zivot e Andrews (1992) e Lee e Strazicich (2003) reforçaram essa ideia, desenvolvendo testes que incorporam explicitamente quebras estruturais no modelo, o que melhora sua capacidade de distinguir entre não-estacionariedade e estacionariedade com quebras.

Até agora, a possibilidade de assimetria no processo de ajuste não foi considerada explicitamente na relação de longo prazo entre a desigualdade de renda e a inflação. O modelo DOLS não consegue capturar a existência de uma assimetria na relação de longo prazo. Nesse contexto, é necessário usar a abordagem de Enders e Siklos (2001), que testa a hipótese de cointegração e a hipótese de assimetria. Além disso, o teste de cointegração de Enders e Siklos (2001) considera uma relação de longo prazo não linear, evitando assim resultados espúrios na ocorrência de quebras estruturais na relação de longo prazo entre as séries.

3.4. Cointegração de Enders e Siklos

Enders e Granger (1988) e Enders e Siklos (2001) desenvolveram dois modelos de cointegração não-linear, TAR e MTAR, que permitem testar assimetrias. O modelo TAR pode ser descrito pela seguinte equação:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j\Delta\mu_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Em que $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$; μ_t são os resíduos da abordagem de cointegração DOLS, os valores defasados, $\Delta\mu_t$, são destinados a produzir resíduos não correlacionados e I_t é o indicador de heaviside tal que $I_t = 1$ se $\mu_{t-1} \geq \tau$ e zero caso contrário. Os coeficientes ρ_1 e ρ_2 representam as diferentes velocidades de ajuste para os desvios do equilíbrio de longo prazo.

O modelo MTAR é dado pela equação:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\Delta\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\Delta\mu_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j\Delta\mu_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ e $I_t = 1$ se $\Delta\mu_{t-1} \geq \tau$ e zero caso contrário. Nos dois modelos, a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser testada pela restrição $\rho_1 = \rho_2 = 0$ por meio de um teste F. Enders e Siklos (2001) tabularam os valores críticos apropriados para ambas as especificações TAR e MTAR. Além disso, se uma relação de cointegração existir, a hipótese nula de ajuste simétrico ($\rho_1 = \rho_2$) pode ser testada aplicando um teste F padrão.

3.5. Modelo TVECM

O modelo *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) é uma extensão do Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) que permite capturar relações de cointegração entre variáveis e de não linearidade, onde os ajustes de curto prazo dependem de regimes específicos. O TVECM é adequado para situações em que a relação de longo prazo entre as variáveis endógenas é afetada por mudanças de regime, frequentemente induzidas por variáveis de *threshold* como níveis de inflação, taxa de câmbio ou taxa de juros, que podem sinalizar diferentes estágios econômicos (BALKE e FOMBY, 1997).

O modelo TVECM para uma série de variáveis $Y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt}]'$ com uma relação de cointegração e uma variável *threshold* z_t é especificado como:

$$\Delta Y_t = \begin{cases} \Pi^{(1)}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{(1)}\Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^{(1)}, & \text{se } z_t \leq \gamma \\ \Pi^{(2)}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{(2)}\Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^{(2)} & \text{se } z_t > \gamma \end{cases} \quad (7)$$

Onde:

ΔY_t é o vetor de diferenças das variáveis endógenas no período t ;

$\Pi^{(1)}$ e $\Pi^{(2)}$ são as matrizes de correção de erro para os regimes, com $\Pi^{(r)} = \alpha^{(r)}\beta'$ onde representa α a velocidade de ajuste e β os vetores de cointegração;

$\Gamma_i^{(r)}$ são as matrizes de coeficientes de defasagem para o regime r e ordem i ;

$\epsilon_t^{(r)} \sim N(0, \Sigma^{(r)})$ são os vetores de erro de cada regime, com $\Sigma^{(1)}$ e $\Sigma^{(2)}$ representando as matrizes de variância-covariância;

z_t é a variável *threshold*, e γ o valor threshold que define a mudança de regime.

O termo de correção de erro, representado por ΠY_{t-1} , ajusta as variáveis para o equilíbrio de longo prazo, enquanto os coeficientes de regime $\Pi^{(1)}$ e $\Pi^{(2)}$ permitem que esse ajuste varie conforme o sistema se encontra em diferentes estados.

Para determinar o *threshold* γ , aplicamos um procedimento de minimização de soma de erros quadrados por meio de uma busca exaustiva ou por algoritmos de otimização, como proposto por Hansen e Seo (2002). O valor estimado de γ define os regimes do sistema e permite a segmentação da amostra para a estimação dos parâmetros específicos de cada regime. A estimação dos parâmetros do modelo em cada regime é conduzida com base na metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) ou via métodos bayesianos para contextos com mais variabilidade nos parâmetros.

No modelo TVECM, o termo de correção de erro permite capturar a dinâmica de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Esse ajuste é modelado pela matriz $\Pi^{(r)} = \alpha^{(r)}\beta'$. Esse ajuste de longo prazo varia conforme o regime, refletindo como a resposta ao desequilíbrio é distinta dependendo do *threshold*.

4. RESULTADOS

Os resultados deste estudo estão organizados em oito seções principais. A priori, mostram-se os dados e faz-se uma análise descritiva, em sequência apresentam-se os testes de raiz unitária. Em seguida, é realizado o teste de quebras estruturais proposto por Bai e Perron, visando identificar possíveis mudanças estruturais nos dados. Posteriormente, fazemos os testes de cointegração para verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis e então procede-se à estimação do modelo DOLS que permite medir essa relação entre as variáveis e detectar um possível comportamento não linear na relação inserindo, para isso, as quebras estruturais detectadas no teste de Bai Perron. A análise de assimetria é conduzida por meio de modelos TAR e MTAR. O último modelo apresentado é o TVECM utilizado para capturar uma possível relação bidirecional entre as variáveis, também relação de

longo prazo e uma possível assimetria entre os dois regimes e por fim, concluímos os resultados apresentando propostas de políticas econômicas com base nos resultados encontrados.

4.1. Estatística Descritiva

A estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo são apresentadas na Tabela 2. Ela fornece uma visão geral sobre o comportamento dos dados, incluindo medidas de tendência central, dispersão e forma da distribuição. Essas informações são fundamentais para compreender a variabilidade das séries econômicas analisadas e verificar possíveis indícios de normalidade, analisados por meio do teste de Jarque-Bera.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

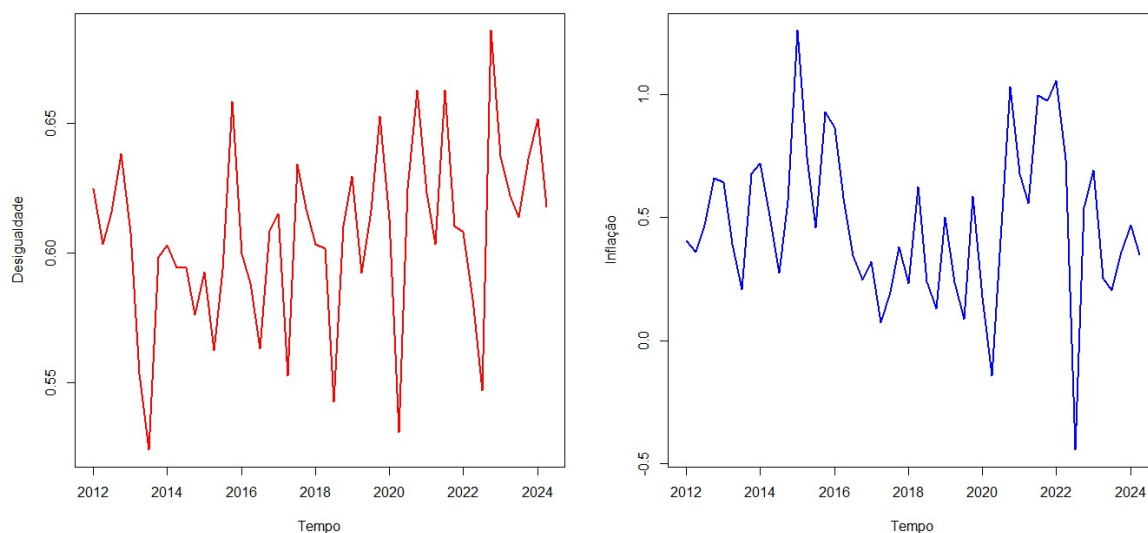
	GINI	IPCA	SELIC	PIB_PC	DESEMPREGO
Média	0,6060	0,4769	0,7332	2923,2380	10,1647
Mediana	0,6081	0,4650	0,7750	2706,2010	10,1000
Máx	0,6855	1,2600	1,1433	4441,6820	14,6667
Min	0,5243	-0,4433	0,1533	1994,16	6,5667
Std. Dev.	0,0343	0,3194	0,2871	698,0717	2,6115
Assimetria	-0,2958	-0,0004	-0,3680	0,7773	0,1497
Curtose	3,1444	3,5611	2,0856	2,4376	1,5516
Jarque-Bera	0,7724	0,6560	2,8703	5,6944	4,5572
Probabilidade	0,6796	0,7204	0,2381	0,0580	0,1024
Observações	50	50	50	50	50

Fonte: A autora, 2025.

O índice GINI apresenta uma média de 0,6060, com valores variando entre 0,5243 e 0,6855, e um desvio padrão de 0,0343, indicando baixa dispersão. A distribuição é levemente assimétrica para a esquerda, e o teste de Jarque-Bera não rejeita a hipótese de normalidade, sendo possível visualizar na Figura 1 a sua trajetória suave de baixa dispersão. Já o IPCA tem uma média de 0,4769, com valores entre -

0,4433 e 1,26, e um desvio padrão de 0,3194, indicando moderada variabilidade. Sua distribuição é simétrica, e o teste de Jarque-Bera também não sugere desvios significativos da normalidade, como é possível observar abaixo.

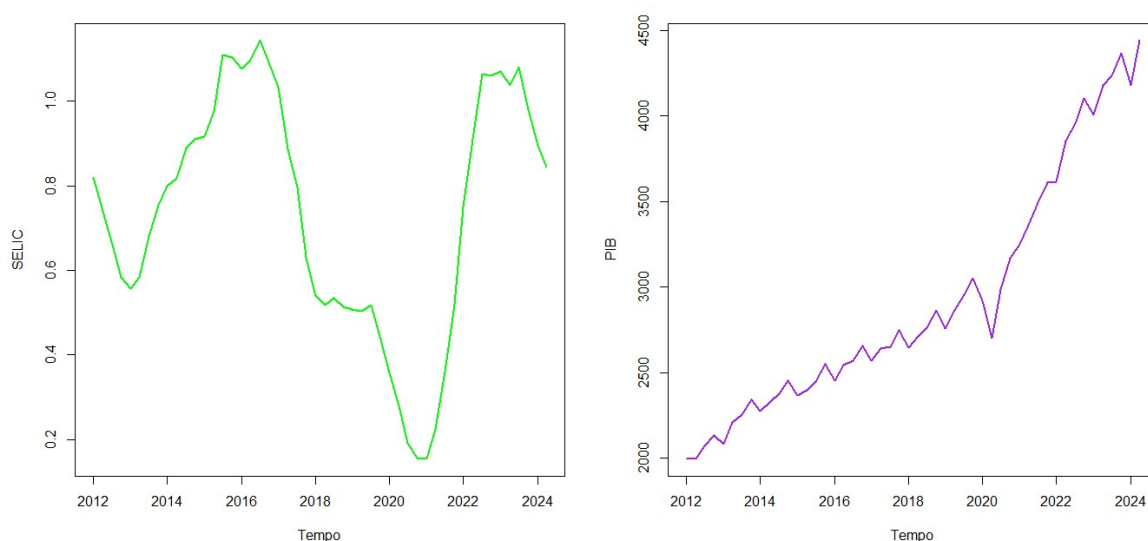
Figura 1: Trajetória trimestral do Índice de GINI e do IPCA – 1T12 ao 2T24



Fonte: A autora, 2025.

Quanto as variáveis de controle, a taxa SELIC apresenta média de 0,7332 e variação entre 0,1533 e 1,1433, com desvio padrão de 0,2871. A distribuição é ligeiramente inclinada para a esquerda e mais achatada que a normal, mas o teste de Jarque-Bera indica ausência de não normalidade. O PIB per capita possui a maior variabilidade entre as variáveis, com média de 2923,2380 e desvio padrão de 698,0717. Os valores variam entre 1994,16 e 4441,6820, com distribuição levemente assimétrica para a direita e achatada. Apesar de o teste de Jarque-Bera apresentar uma probabilidade próxima de 5%, não há evidência forte para rejeitar a normalidade.

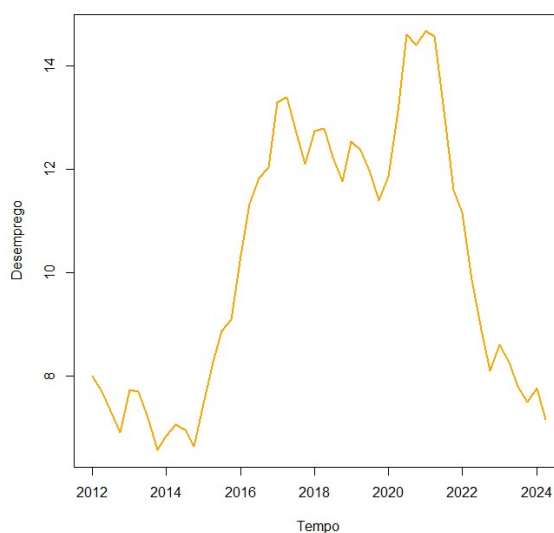
Figura 2: Trajetória trimestral da taxa SELIC e PIB per Capita – 1T12 ao 2T24



Fonte: A autora, 2025.

Por fim, a taxa de desemprego tem média de 10,1647 e desvio padrão de 2,6115, com valores variando entre 6,5667 e 14,6667. A distribuição é simétrica e achatada, e o teste de Jarque-Bera não aponta desvios significativos da normalidade.

Figura 3: Trajetória trimestral da taxa de desemprego – 1T12 ao 2T24



Fonte: A autora, 2025.

De forma geral, as variáveis apresentam comportamentos esperados para séries econômicas, com baixa a moderada dispersão e características próximas da normalidade. Apenas o PIB per capita apresenta maior variabilidade e leve indício de assimetria e curtose.

4.2. Testes de Raiz Unitária

A Tabela a seguir apresenta os resultados dos testes de raízes unitária aplicados às séries do índice de Gini, inflação, Selic, PIB e desemprego, considerando a presença de rupturas estruturais nos testes de Zivot-Andrews e Perron, e duas quebras estruturais no teste de Lee-Strazicich. Esses testes avaliam a estacionariedade das séries em nível.

Tabela 3: Testes de Raízes Unitárias

	<i>Zivot – Andrews^a</i>		<i>Perron^a</i>		<i>Lee Strazicich^b</i>	
	α	α e β	α	α e β	Crash	Break
GINI	-5,4855**	-5,8162***	-7,4946***	-7,5353***	-2,0588	-7,5317***
INFLAÇÃO	-3,7609	-4,0410	-5,7956**	-5,0715**	-3,9334**	-3,3896
SELIC	-4,0854	-4,2987	-3,6766	-3,4929	-3,0074	-4,2798*
PIB	-5,1036**	-6,8682***	-5,0740*	-3,6343	-4,3689***	-5,9719***
DESEMPREGO	-4,5627	-6,2099***	-4,7254	-6,0484***	-3,0448	-2,7547

Fonte: A autora, 2025.

Nota: α representa o modelo com constante e β representa o modelo com constante e tendência.

a Considera a ocorrência de uma ruptura estrutural.

b Considera a ocorrência de duas quebras estruturais.

* Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 10%

** Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5%

*** Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 1%

No teste de Zivot-Andrews, o índice de Gini apresentou rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 5% no modelo com constante e a 1% no modelo com constante e tendência, indicando que a série é estacionária em ambas as especificações. O PIB também apresentou estacionariedade, com rejeição da hipótese nula a 5% no modelo com constante e a 1% no modelo com constante e tendência. Por outro lado, a inflação, a Selic e o desemprego não apresentaram evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula, sugerindo que essas séries não são estacionárias nesse teste.

Para o teste de Perron, a hipótese nula foi rejeitada para o índice de Gini a 1% em ambas as especificações, indicando estacionariedade. A inflação também mostrou estacionariedade, com rejeição da hipótese nula a 5% em ambos os modelos. O PIB apresentou resultados semelhantes, com rejeição a 10% no modelo com constante e a 5% no modelo com constante e tendência. No entanto, a Selic e o desemprego não

mostraram evidências consistentes de estacionariedade, exceto para o desemprego no modelo com constante e tendência, onde a hipótese nula foi rejeitada a 1%.

Enquanto o teste de Lee-Strazicich, que considera duas quebras estruturais, o índice de Gini mostrou-se estacionário no modelo com constante e tendência, com rejeição da hipótese nula a 1%. O PIB também apresentou estacionariedade robusta, com rejeição da hipótese nula a 1% em ambas as especificações. A inflação apresentou estacionariedade no modelo com uma quebra estrutural, com rejeição da hipótese nula a 5%, mas não foi confirmada no modelo com duas quebras. A Selic teve rejeição da hipótese nula a 10% apenas no modelo com duas quebras, indicando estacionariedade limitada. Por fim, o desemprego não apresentou evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula em nenhuma especificação, sugerindo que a série não é estacionária mesmo considerando rupturas estruturais.

Os resultados dos testes indicam que o índice de Gini e o PIB se mostraram estacionários em quase todas as especificações, apesar de a hipótese de não estacionariedade não ser rejeitada em todas as especificações. A inflação apresentou resultados mistos, enquanto a Selic e o desemprego não mostraram evidências consistentes de estacionariedade. Esses achados reforçam a importância de considerar rupturas estruturais para identificar a estacionariedade, especialmente para séries como GINI e PIB. Portanto, como nenhuma variável rejeita a hipótese de raiz unitária, não podemos afirmar estatisticamente que as séries são $I(0)$, apesar de obviamente algumas estarem perto de serem consideradas estacionárias. Como já sabemos que as variáveis são ao menos integradas de ordem 1, então, podemos prosseguir com a estimação do modelo DOLS que é uma técnica projetada para lidar com relações de longo prazo entre variáveis não estacionárias integradas da mesma ordem, geralmente $I(1)$.

4.3. *Teste de Quebras Estruturais com Bai e Perron*

Os resultados do teste de quebras estruturais de Bai e Perron aplicado à relação entre inflação e desigualdade de renda indicam a presença de até seis quebras estruturais ao longo do período analisado, com quebras observadas nos anos 2013, 2015, 2017, 2019, 2020 e 2022, em diferentes trimestres, como mostra a tabela a seguir:

Tabela 4: Testes de Quebras - Bai Perron

Número de Quebras	Quebras Estruturais (Ano/Trimestre)	RSS	BIC
0	-	0,04792	-193,88
1	2022(2)	0,03767	-194,18
2	2016(3), 2022(2)	0,03324	-188,70
3	2013(3), 2015(3), 2022(2)	0,02854	-184,58
4	2013(3), 2016(3), 2020(4), 2022(3)	0,02602	-177,47
5	2013(3), 2015(3), 2018(3), 2020(4), 2022(3)	0,02382	-170,16
6	2013(3), 2015(2), 2017(2), 2019(1), 2020(4), 2022(3)	0,02354	-159,01

Fonte: A autora, 2025.

Essas quebras sugerem mudanças significativas na relação entre o índice de Gini e o IPCA.

O critério de informação Bayesiano (BIC) e a soma dos quadrados dos resíduos (RSS) foram utilizados para selecionar o modelo ótimo. Observou-se uma redução progressiva do RSS, de 0,04792 no modelo sem quebras para 0,02354 no modelo com seis quebras, o que indica uma melhora no ajuste do modelo conforme novas quebras estruturais são incorporadas. Contudo, o menor valor do BIC (-194,18) foi alcançado com uma única quebra estrutural, correspondente ao segundo trimestre de 2022, sugerindo que esse modelo oferece um bom equilíbrio entre ajuste e parcimônia. O teste de F Supremo a seguir irá testar se estas mudanças estruturais são estatisticamente significativas. Caso sejam, elas serão inseridas como *dummies* no modelo DOLS para captar o efeito não linear na relação entre as variáveis.

Tabela 5: Múltiplas mudanças estruturais de longo prazo na relação entre inflação e desigualdade

Quebras	FSUP calculado	Valor	Teste de Quebras	FSUP calculado	Valor
1 *	13,4330	12,2500	0 vs. 1 *	13,4330	12,2500
2 *	12,4729	10,5800	1 vs. 2	6,4168	13,8300
3 *	14,5769	9,2900	2 vs. 3	7,8194	14,7300
4 *	16,0266	8,3700	3 vs. 4	6,1733	15,4600
5 *	18,6972	7,6200	4 vs. 5	5,9486	16,1300
6 *	21,1839	6,9000			

Fonte: A autora, 2025.

Nota: * Indica a rejeição da hipótese nula a 1% de significância.

Os resultados da tabela 5 sugerem que a relação entre inflação e desigualdade de renda apresenta múltiplas mudanças estruturais ao longo do período analisado. O Teste F Supremo global sugere a presença de quebras estruturais significativas, pois, em todas as especificações testadas, os valores do teste superam os valores críticos. Estas mudanças podem refletir alterações em políticas econômicas, choques externos ou transformações estruturais na economia que impactaram a dinâmica dessa relação. No entanto, a análise dos testes sequenciais revela que, à medida que o número de quebras aumenta, a melhoria do modelo torna-se marginal. Isso é evidenciado pelo fato de que, após a primeira quebra estrutural, os valores do F sequencial não ultrapassam os valores críticos, indicando que novas quebras adicionais não apresentam significância estatística na explicação da relação entre inflação e desigualdade de renda.

4.4. Testes de Cointegração

Os resultados do teste de Johansen fornecem evidências da existência de um vetor de cointegração entre as variáveis GINI e IPCA.

Tabela 6: Teste de Cointegração - Johansen sem controles

	Máx Autovalor	Valor Crítico a 5%	Traço	Valor Crítico a 5%
$r \leq 1$	8,22	9,24	8,22	9,24
$r = 0$	24,30	15,67	32,52	19,96

Fonte: A autora, 2025.

A estatística do traço rejeita a hipótese nula de ausência de cointegração ($r = 0$) ao nível de 5% de significância, pois o valor da estatística do teste (32,52) supera o valor crítico de referência (19,96). Entretanto, a hipótese de um vetor de cointegração ($r \leq 1$) não foi rejeitada, uma vez que o valor do teste (8,22) é inferior ao valor crítico (9,24). Esses resultados estão em convergência com Siami-Namini e Hudson (2019) que encontraram um vetor de cointegração entre a desigualdade de renda e a inflação para vários países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Resultados semelhantes foram obtidos pela estatística de máximo autovalor. A hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) é rejeitada ao nível de 5% (teste = 24,30, valor crítico = 15,67). Contudo, a hipótese de um vetor de cointegração

($r \leq 1$) não é rejeitada, confirmando a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 7: Teste de Cointegração - Johansen com controles

	Máx Autovalor	Valor Crítico a 5%	Traço	Valor Crítico a 5%
$r \leq 4$	4,32	9,24	4,32	9,24
$r \leq 3$	12,70	15,67	17,03	19,96
$r \leq 2$	22,40	22,00	39,42	34,91
$r \leq 1$	38,84	28,14	78,26	53,12
$r = 0$	44,73	34,40	122,99	76,07

Fonte: A autora, 2025.

Os resultados do teste de Johansen, considerando a inclusão das variáveis de controle PIB per capita, taxa Selic e taxa de desemprego, indicam a presença de três vetores de cointegração ao nível de significância de 5%. Essa conclusão é suportada tanto pela estatística do traço quanto pela estatística de máximo autovalor.

Pela estatística do traço, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração ($r = 0$) e de até dois vetores de cointegração ($r \leq 2$), pois os valores das estatísticas de teste (122,99, 78,26 e 39,42) superam os respectivos valores críticos (76,07, 53,12 e 34,91). Entretanto, para as hipóteses $r \leq 3$ e $r \leq 4$, as estatísticas observadas (17,03 e 4,32) não ultrapassam os valores críticos (19,96 e 9,24), levando à não rejeição dessas hipóteses.

Resultados semelhantes foram obtidos pela estatística de máximo autovalor, que confirma a rejeição das hipóteses nulas $r = 0$, $r \leq 1$ e $r \leq 2$ com valores de teste (44,73, 38,84 e 22,40) superiores aos valores críticos de 34,40, 28,14 e 22,00, respectivamente. Por outro lado, as hipóteses $r \leq 3$ e $r \leq 4$ não são rejeitadas, dado que os valores observados (12,70 e 4,32) não excedem os limites críticos (15,67 e 9,24). Em suma, a existência de três vetores de cointegração evidencia a robustez das relações de longo prazo entre as variáveis estudadas.

4.5. *Estimação de um modelo DOLS*

Os resultados apresentados no modelo OLS dinâmico, conforme exposto na Tabela 8 a seguir, fornecem importantes evidências empíricas sobre a relação entre a variável dependente e as variáveis explicativas, considerando as diferentes especificações dos modelos estimados (DOLS1, DOLS2, DOLS3 e DOLS4).

Tabela 8: Modelo OLS Dinâmico

Variáveis	DOLS1	DOLS2	DOLS3	DOLS4
IPCA	0,0286 [0,0172]	0,0210 [-0,0157]	0,0305*** [0,0089]	0,0028 [0,0100]
IPCA (-1)	-	-	-	0,05281*** [0,0089]
Desemprego	-	-	-0,0002 [0,0012]	0,0003 [0,0012]
PIB	-	-	0,0000*** [0,0000]	0,0000*** [0,0000]
SELIC	-	-	0,0025 [0,0107]	0,0033 [0,0105]
T1	-	-0,0906*** [0,0302]	-0,0661*** [0,0175]	-0,0571*** [0,0174]
T2	-	-0,0655** [0,0301]	-0,0465*** [0,0171]	-0,0101 [0,0179]
T3	-	-0,0470 [0,0306]	-0,0386** [0,0178]	-0,0397** [0,0176]
T4	-	0,0196 [0,0298]	0,0226 [0,0169]	0,0042 [0,0170]
T5	-	0,0414 [0,0310]	0,0341* [0,0185]	0,0175 [0,0185]
T6	-	-0,0356 [0,0333]	-0,0514*** [0,0194]	-0,0134 [0,0202]
C	0,5920*** [0,0000]	0,5992*** [0,0090]	0,5478*** [0,0201]	0,5553*** [0,0206]
R2	0,1495	0,3731	0,4958	0,6634

Fonte: A autora, 2025.

Nota: Os valores entre colchetes representam o erro padrão

* Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 10%.

** Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5%.

*** Denota rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%.

Os resultados evidenciam a relevância da inflação na explicação da desigualdade de renda no Brasil. O coeficiente estimado para o IPCA foi positivo e estatisticamente significativo (modelos DOLS3 e DOLS4), reforçando a ideia de que a inflação exerce um impacto positivo, dessa forma aumentando a desigualdade. Além disso, tende a gerar um efeito regressivo sobre as classes de renda mais baixas, pois estas não conseguem se proteger da inflação como as classes mais altas. Estudos como Correia (2009) e Bigelli (2022) já destacaram esse efeito, enquanto a inclusão da defasagem da inflação nos modelos DOLS demonstra a persistência temporal desses impactos, em linha com os achados de Pereira et al. (2023). Esses resultados sublinham o caráter acumulativo da inflação na intensificação das desigualdades e apontam para a necessidade de políticas monetárias eficazes no combate a seus efeitos.

No entanto, os coeficientes do PIB per capita, apesar de estatisticamente significativos, apresentaram magnitude reduzida, contradizendo abordagens teóricas que relacionam o crescimento econômico à redução da desigualdade, como proposto por Siami-Namini e Hudson (2019). Essa divergência pode ser atribuída às particularidades da economia brasileira e sua histórica concentração de renda, conforme discutido por Souza (2017).

As variáveis SELIC e taxa de desemprego, por sua vez, não apresentaram significância estatística nos modelos analisados, contrastando com estudos como Hoffmann (2009), que ressaltam a influência do desemprego na desigualdade de renda. Uma possível interpretação para essa ausência de significância é que o modelo DOLS captura de forma mais expressiva os efeitos de choques inflacionários, relegando a um papel secundário outras variáveis macroeconômicas (DORNELAS, 2024). Além disso, os efeitos da taxa de desemprego e da SELIC podem estar condicionados a interações específicas ou fatores estruturais não contemplados nos modelos estimados.

As *dummies* temporais também se destacaram, refletindo a importância de choques econômicos e choques estruturais ao longo do tempo. Coeficientes significativos foram observados para diferentes períodos, sugerindo que mudanças estruturais desempenham um papel crucial na dinâmica da desigualdade de renda no Brasil. Por exemplo, a variável T1 apresentou coeficiente negativo e significativo em todas as especificações do modelo, evidenciando uma redução consistente na desigualdade durante o período correspondente. Variáveis como T3 e T6, com

coeficientes negativos e significativos em diferentes especificações do modelo, também corroboram a relevância dos choques estruturais discutidos na literatura.

A análise isolada da primeira especificação (DOLS1), no qual apenas o IPCA foi utilizado como variável explicativa, não encontramos significância estatística, indicando que a inflação sozinha em um modelo sem controles pode gerar resultados espúrios em modelos que consideram apenas uma relação unidirecional. A inclusão de variáveis de controle, como PIB, taxa de desemprego, SELIC e *dummies* temporais, demonstrou ser essencial para captar mudanças estruturais e de longo prazo, proporcionando resultados mais robustos.

Por fim, os valores de R^2 mostram que na última especificação do modelo, o DOLS4, com inclusão de defasagens e *dummies* temporais, apresentou o melhor ajuste, explicando 66,34% da variabilidade na desigualdade. Esse resultado reforça a necessidade de especificações mais abrangentes para compreender as relações complexas entre inflação, desigualdade e outras variáveis macroeconômicas no contexto brasileiro

4.6. Análise de Assimetria com Modelos TAR/MTAR

A Tabela 9 apresenta os resultados do modelo TAR com os resíduos dos modelos DOLS estimados anteriormente, aplicados ao teste de cointegração e simetria por meio de testes sobre os parâmetros dos regimes ρ_1 e ρ_2 . Este modelo avalia a existência de relações de longo prazo entre as variáveis e verifica se há assimetrias nos ajustes de curto prazo em resposta a desvios de equilíbrio.

Tabela 9: Modelo TAR - Teste de Cointegração e Simetria

	ρ_1	ρ_2	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$
GINI e IPCA	-0,6683	-0,6895	4,9269**	0,0054
GINI, IPCA e Quebras	-0,8919	-1,0378	7,6193***	0,2349
Completo	-1,3465	-1,3699	14,2505***	0,0065
Completo com defasagem	-1,4897	-1,3014	18,6952***	0,4445

Fonte: A autora, 2025.

Notas: $\rho_1 = \rho_2 = 0$ é a hipótese nula de não cointegração com valores críticos obtidos de Enders e Siklos (2001), tabela 5. $\rho_1 = \rho_2$ é a hipótese nula de simetria em ρ_1 e ρ_2 . Os valores críticos são 7,31 e 4,08 para níveis de significância de 1% e 5%, respectivamente.

** Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5%.

*** Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 1%.

Na especificação mais simples, com o índice de Gini e o IPCA, o teste de cointegração apresentou valor de 4,9269, superando o valor crítico de 4,08 a 5% de significância, rejeitando a hipótese nula e indicando cointegração entre as variáveis. Esse resultado corrobora estudos como Blinder e Esaki (1978) e Barboza (2008), que destacam a influência da inflação na desigualdade. O teste de simetria, com valor de 0,0054, não rejeitou a hipótese de simetria, sugerindo ajustes simétricos, conforme Enders e Siklos (2001), em contextos sem assimetrias estruturais.

Quando a especificação que inclui quebras estruturais, o teste para a hipótese nula de não cointegração apresentou um valor de 7,6193, que excede o valor crítico de 7,31 para o nível de significância de 1%. Reforçando a evidência de cointegração entre as variáveis, mesmo considerando quebras estruturais. Mostrando que a relação de cointegração permanece significativa, mesmo diante de potenciais mudanças na estrutura econômica. Isso está alinhado com os trabalhos de Perron (1989) e Bai e Perron (1998), que destacam a importância de considerar quebras estruturais na análise de séries temporais para evitar conclusões enviesadas. O teste de simetria apresentou um valor de 0,2349, que também está abaixo dos valores críticos, indicando que os regimes permanecem simétricos.

Já para a especificação completa do modelo, que considera um conjunto mais amplo de variáveis explicativas, o teste de não cointegração apresentou um valor de 14,2505, superando amplamente os valores críticos de 7,31 e 4,08 para os níveis de significância de 1% e 5%. Este resultado indica uma relação de cointegração ainda mais robusta entre as variáveis, reforçando a ideia de que existe uma relação de longo prazo consistente entre a inflação e a desigualdade. O teste de simetria, com valor de 0,0065, manteve-se abaixo dos valores críticos, indicando que a simetria entre os regimes é preservada, ou seja, os ajustes nos desvios da relação de longo prazo continuam a ser simétricos mesmo com a inclusão de variáveis adicionais no modelo.

Na especificação que inclui defasagens no modelo completo, o teste de cointegração apresentou um valor de 18,6952, superando novamente os valores críticos, o que reafirma a existência de cointegração entre as variáveis, mesmo quando se incorporam defasagens. Esse resultado reforça a robustez da relação de longo prazo entre o índice de Gini e o IPCA, mesmo considerando os efeitos retardados das variáveis. O teste de simetria, com valor de 0,4445, ficou abaixo dos valores críticos, indicando que, ao incorporar defasagens, a simetria dos regimes

ainda é mantida, ou seja, os ajustes no modelo continuam simétricos mesmo quando se consideram os efeitos defasados.

De maneira geral, os resultados indicam que há uma relação de longo prazo consistente entre o índice de Gini e o IPCA em todas as especificações do modelo. Eles destacam a importância de modelar adequadamente os regimes *threshold* e de incorporar elementos como quebras estruturais e defasagens para capturar a complexidade das interações entre desigualdade de renda e inflação. A evidência sugere que a relação de cointegração permanece robusta em diferentes configurações do modelo, e que os ajustes entre as variáveis tendem a ser simétricos, mesmo com a inclusão de variáveis adicionais e defasagens.

Na Tabela seguinte podemos observar os resultados do modelo MTAR aplicados ao teste de cointegração e simetria. Este modelo visa avaliar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis e verificar se há assimetrias nos ajustes de curto prazo, considerando diferentes especificações e a introdução de variáveis adicionais, como quebras estruturais e defasagens.

Tabela 10: Modelo MTAR - Teste de Cointegração e Simetria

	ρ_1	ρ_2	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$
GINI e IPCA	-0,7171	-0,6549	4,9514**	0,0453
GINI, IPCA e Quebras	-0,8628	-1,0202	7,6369***	0,2612
Completo	-1,2853	-1,4046	14,3826***	0,1654
Completo com defasagem	-1,4760	-1,3256	18,5463***	0,2835

Fonte: A autora, 2025.

Notas: $\rho_1 = \rho_2 = 0$ é a hipótese nula de não cointegração com valores críticos obtidos de Enders e Siklos (2001), tabela 5. $\rho_1 = \rho_2$ é a hipótese nula de simetria em ρ_1 e ρ_2 . Os valores críticos são 7,31 e 4,08 para níveis de significância de 1% e 5%, respectivamente.

** Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5%.

*** Denota uma rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 1%.

Assim como na modelagem TAR, para a especificação mais simples, com o índice de Gini e o IPCA, o teste para a hipótese nula de não cointegração apresentou um valor de 4,9514, que é estatisticamente significativo ao nível de 5%, rejeitando a hipótese nula e indicando a existência de cointegração entre as variáveis. Esse resultado sugere uma relação de longo prazo entre a desigualdade e a inflação, com forte respaldo na literatura que aponta para a interdependência dessas variáveis. O teste de simetria, com valor de 0,0453, não rejeitou a hipótese de simetria entre os

regimes, sugerindo que os ajustes nos desvios do equilíbrio de longo prazo são simétricos, o que é compatível com modelos que assumem ausência de assimetrias estruturais nos mecanismos de retorno ao equilíbrio.

Quando incluímos quebras estruturais a especificação, o teste de cointegração apresentou um valor de 7,6369, superando o valor crítico, reforçando a evidência de cointegração entre as variáveis, mesmo com a inclusão de quebras estruturais. Esse resultado indica que, mesmo diante de mudanças estruturais na economia, a relação de longo prazo entre o índice de Gini e o IPCA se mantém significativa. O teste de simetria, com valor de 0,2612, também não rejeitou a hipótese de simetria, sugerindo que os ajustes nos regimes ainda ocorrem de maneira simétrica, mesmo quando se considera a presença de quebras estruturais.

Na especificação completa, que inclui um conjunto mais amplo de variáveis explicativas, o teste de cointegração apresentou um valor de 14,3826, amplamente superior aos valores críticos. Esse valor reforça a robustez da relação de cointegração entre o Gini e o IPCA, indicando que a inclusão de variáveis adicionais não altera a existência de uma relação de longo prazo significativa entre essas variáveis. O teste de simetria, com valor de 0,1654, não rejeitou a hipótese de simetria, mantendo a simetria dos ajustes nos regimes, mesmo com a adição de variáveis explicativas no modelo.

Já na especificação que inclui defasagens no modelo completo, o teste de cointegração apresentou um valor de 18,5463, que também superou os valores críticos a 1% de significância, reafirmando a existência de cointegração entre as variáveis, mesmo considerando os efeitos retardados das variáveis. O teste de simetria, com valor de 0,2835, também manteve a simetria entre os regimes, sugerindo que, mesmo ao incorporar defasagens, os ajustes nos desvios da relação de longo prazo continuam a ser simétricos.

De maneira geral, os resultados indicam que existe uma relação de longo prazo consistente entre o índice de Gini e o IPCA em todas as especificações do modelo MTAR. A evidência de cointegração se mantém robusta, independentemente da inclusão de variáveis adicionais, quebras estruturais ou defasagens. Além disso, os ajustes entre os regimes continuam simétricos, o que sugere que as dinâmicas de curto prazo não apresentam assimetrias significativas, corroborando com o modelo teórico de Enders e Siklos (2001). Esses achados reforçam a importância de

considerar diferentes especificações e variáveis no modelo para capturar de maneira precisa as interações entre desigualdade de renda e inflação.

4.7. Modelo TVECM

O modelo TVECM estimado para as séries temporais de IPCA e GINI, com uma defasagem de 1 período² e um limiar de cointegração de -0,1466682, foi aplicado a uma amostra de 50 observações, das quais 48 foram utilizadas no modelo final. O limiar é definido com base na relação cointegrante: $GINI = 0,5373 \cdot IPCA$, o alto e o baixo regime são determinados em função do desvio da relação entre GINI e IPCA em torno desse limiar. O modelo não considera isoladamente os valores de GINI ou IPCA para determinar os regimes. Em vez disso, os regimes dependem do desvio da relação cointegrante. Portanto, o alto e baixo regime são definidos pelo valor relativo de GINI em relação ao IPCA e não por um único valor de inflação ou desigualdade. Isso sugere que a interação entre desigualdade de renda e inflação é contextual e depende da posição relativa de uma variável em relação à outra.

O número de variáveis no modelo é 2 e o número de parâmetros estimados é 16. O valor do AIC foi de -444,0465, o BIC de -412,2361, e a soma dos quadrados dos resíduos (SSR) foi de 3,619198. O vetor de cointegração estimado foi (1, -0,5373), indicando a presença de uma relação de longo prazo entre as duas séries.

Tabela 11: Modelo TVECM

Parâmetro	Baixo Regime		Alto Regime	
	IPCA	GINI	IPCA	GINI
ECT	-3,3215 (0,0126) *	-0,5473 (0,0004) ***	-0,5943 (0,0061) **	-0,0360 (0,1256)
Const	-0,3059 (0,2270)	-0,0623 (0,0315) *	0,0721 (0,2569)	0,0039 (0,5839)
IPCA_{t-1}	0,9204 (0,2050)	0,1835 (0,0272) *	0,0387 (0,8656)	-0,0389 (0,1347)
GINI_{t-1}	2,5356 (0,3218)	-0,1358 (0,6344)	1,7867 (0,2834)	0,0100 (0,9570)

Fonte: A autora, 2025.

Nota: Os valores entre parênteses representam o p-valor.

² Escolhemos apenas uma defasagem devido ao critério da parcimônia, como a amostra é de 50 observações, mais defasagens implicariam em mais perdas de graus de liberdade.

Os resultados do modelo foram analisados em dois regimes distintos, definidos pela superação ou não do limiar de cointegração. No baixo regime, onde os valores estão abaixo do limiar, o termo de correção de erro (ECT) na equação do IPCA foi estimado em -3,3215, com significância estatística (p-valor = 0,0126). O coeficiente da constante foi de -0,3059, mas não foi significativo (p-valor = 0,2270), e a variável defasada de $IPCA_{t-1}$ apresentou um coeficiente de 0,9204, sem significância estatística (p-valor = 0,2050). A variável defasada de $GINI_{t-1}$ teve um coeficiente de 2,5356, também sem significância estatística (p-valor = 0,3218). Na equação do GINI, o ECT foi de -0,5473, com significância a 1% (p-valor = 0,0004). O coeficiente constante foi de -0,0623, com significância a 5% (p-valor = 0,0315), e a variável defasada de $IPCA_{t-1}$ teve um coeficiente de 0,1835, também com significância (p-valor = 0,0272). Já a variável defasada de $GINI_{t-1}$ apresentou um coeficiente de -0,1358, mas sem significância (p-valor = 0,6344).

No alto regime, onde os valores estão acima do limiar, o ECT na equação do IPCA foi estimado em -0,5943, com significância a 5% (p-valor = 0,0061). O coeficiente constante foi de 0,0721, sem significância (p-valor = 0,2569), e a variável defasada de $IPCA_{t-1}$ apresentou um coeficiente de 0,0387, sem relevância estatística (p-valor = 0,8656). A variável defasada de $GINI_{t-1}$ teve um coeficiente de 1,7867, também sem significância (p-valor = 0,2834). Na equação do GINI, o ECT foi de -0,0360, sem significância (p-valor = 0,1256), e o coeficiente constante foi de 0,0039, também sem relevância estatística (p-valor = 0,5839). A variável defasada de $IPCA_{t-1}$ apresentou um coeficiente de -0,0389, sem significância (p-valor = 0,1347), e a variável defasada de $GINI_{t-1}$ teve um coeficiente de 0,0100, com p-valor de 0,9570, indicando ausência de efeito significativo.

A assimetria na relação entre as variáveis no modelo TVECM pode ser avaliada por meio da avaliação dos regimes. A distribuição das observações nos regimes foi desigual, com 12,5% das observações no baixo regime e 87,5% no alto regime. Isso sugere que a maior parte das observações ocorre quando as séries estão em um estado mais favorável, acima do limiar de cointegração. Esse fato indica que existe uma possível assimetria na relação bidirecional entre a inflação e a desigualdade. Assim, na maior parte da amostra predomina o alto regime em que quando a desigualdade (GINI) está acima do valor previsto pela relação cointegrante, significa que a desigualdade é mais elevada do que o esperado com base na inflação. Esse regime pode ocorrer quando a inflação afeta mais os grupos de baixa renda,

exacerbando a desigualdade. Portanto, predomina-se um efeito na maior parte da amostra da inflação afetando as faixas mais baixas de renda, enquanto, na menor parte da amostra o maior efeito seria nos grupos de maior renda. Esse é um resultado muito interessante, pois parte da literatura achou que a inflação afeta os mais pobres e outra parte que a inflação afeta os mais ricos. E esse fato abre uma discussão que os efeitos podem oscilar dependendo do nível da desigualdade, e não que algum efeito é sempre predominante.

Os resultados do presente artigo revelam que, embora exista uma relação de longo prazo bidirecional significativa entre as séries IPCA e GINI, evidenciada pela significância do termo de correção de erro em ambos os regimes. Já na dinâmica de curto prazo, encontramos apenas um efeito pouco significativo da inflação afetando positivamente a desigualdade.

O uso desse modelo revela a possibilidade de uma relação bidirecional e não linear entre inflação e desigualdade de renda, alinhando-se com os achados de Siami-Namini e Hudson (2019) e expandindo o debate ao explorar os efeitos em diferentes regimes econômicos, contudo, diferentemente dos autores, encontramos uma relação bidirecional de longo prazo e não linear por um método mais robusto já que Causalidade de Granger é amplamente criticado na literatura de séries temporais. O ajuste dinâmico entre as variáveis reforça a hipótese de endogeneidade, indicando que tanto a inflação quanto a desigualdade possuem efeitos retroalimentadores. A segmentação em regimes mostrou que o impacto da inflação é mais severo em contextos de alta desigualdade, o que é consistente com os achados de Doepke e Schneider (2006) sobre a interação entre riqueza e vulnerabilidade inflacionária. Além disso, a abordagem do TVECM conseguiu captar uma possibilidade de assimetria na relação e a abordagem do DOLS com os modelos *threshold* não captou nada. Esse fato revela que quando consideramos a existência de uma relação endógena, o componente assimétrico também pode existir.

Por fim, esses resultados preliminares mostram que a relação entre a inflação e a desigualdade de renda no Brasil provavelmente é não linear, é de longo prazo e assimétrica, com uma alta possibilidade de relação bidirecional no longo prazo. Com uma amostra maior e novas estimações com diferentes modelos e variáveis de controle, a análise da relação entre as variáveis pode ser tornar mais robusta e confirmar os resultados encontrados pelo presente artigo.

4.8. *Propostas de Políticas Econômicas*

Com base nos resultados dos modelos DOLS, TAR/MTAR e TVECM, é possível propor políticas econômicas que alinhem o controle inflacionário à redução da desigualdade de renda no Brasil. A primeira recomendação envolve políticas de controle inflacionário com foco redistributivo, considerando que a inflação foi identificada como um dos principais determinantes da desigualdade no país, afetando desproporcionalmente as classes sociais mais baixas. Assim, é fundamental que políticas monetárias priorizem a estabilidade de preços em combinação com ações que reduzam os custos de itens essenciais, como subsídios direcionados a bens básicos e a adoção de políticas de preços mais transparentes, protegendo as populações mais vulneráveis de choques inflacionários.

Em segundo lugar, embora os modelos TAR/MTAR não tenham identificado assimetrias significativas na relação entre inflação e desigualdade, os resultados do modelo TVECM indicam que a dinâmica entre essas variáveis varia em função do contexto econômico. Políticas genéricas podem ser insuficientes, sendo necessário adotar estratégias diferenciadas. Em cenários de baixa inflação e desigualdade, políticas emergenciais, como a ampliação de programas de transferência de renda e o acesso facilitado ao crédito para microempreendedores, podem ser eficazes para reduzir rapidamente os desequilíbrios sociais. Já em contextos de alta inflação e desigualdade, é crucial implementar medidas de controle inflacionário mais rígidas, aliadas ao fortalecimento de redes de proteção social, para estabilizar as condições econômicas.

Por fim, os resultados ressaltam a importância de estratégias de longo prazo voltadas para a redução estrutural da desigualdade. Em condições econômicas mais favoráveis, onde os efeitos inflacionários são menos significativos, políticas estruturais desempenham um papel central. Investimentos em educação, saúde e infraestrutura produtiva são essenciais para aumentar a mobilidade social e a resiliência econômica, enquanto programas de educação financeira e incentivos à poupança podem ampliar a capacidade das famílias de baixa renda para enfrentar choques econômicos futuros. Em síntese, a integração dessas recomendações destaca a necessidade de políticas coordenadas que combinem intervenções emergenciais e estruturais, promovendo tanto a estabilidade econômica quanto uma distribuição de renda mais justa.

5. CONCLUSÃO:

Essa pesquisa buscou investigar a relação entre inflação e desigualdade de renda no Brasil, entre o primeiro trimestre de 2012 ao segundo trimestre de 2024. Os resultados aqui apresentados reforçam a necessidade de considerar abordagens não lineares, assimétricas e de longo prazo na análise da relação entre a desigualdade de renda e a inflação. Assim como apontado por De Jesus (2020) ao destacar a relevância de incorporar quebras estruturais e dinâmicas assimétricas para evitar resultados espúrios, esta pesquisa evidenciou que a complexidade da relação aqui abordada requer modelos que capturem tais especificidades.

No caso brasileiro, os modelos analisados apontaram que a inflação exerce um papel central na ampliação das desigualdades, especialmente em períodos de alta instabilidade econômica. Adicionalmente, verificou-se que as respostas econômicas a choques inflacionários variam significativamente, tanto em intensidade quanto em direção, dependendo dos regimes de desigualdade. Estes achados reforçam a necessidade de políticas monetárias e fiscais adaptáveis, que sejam capazes de responder rapidamente às condições de curto prazo sem negligenciar estratégias estruturais de longo prazo.

A relevância das metodologias não lineares foi evidenciada ao capturar nuances que poderiam ser perdidas em análises lineares convencionais. A incorporação de dinâmicas assimétricas permitiu identificar que choques inflacionários impactam desproporcionalmente as populações de baixa renda, aumentando a urgência de intervenções específicas para mitigar tais efeitos. Dessa forma, o uso de modelos como DOLS, TAR/MTAR e TVECM demonstrou ser fundamental para evitar distorções e resultados espúrios, oferecendo uma visão mais acurada da realidade econômica brasileira.

Do ponto de vista das políticas públicas, os resultados apontam para a necessidade de uma abordagem integrada. Políticas emergenciais, como programas de transferência de renda e subsídios a itens essenciais, mostram-se eficazes para mitigar desigualdades no curto prazo. Paralelamente, estratégias estruturais, como investimentos em infraestrutura, educação e saúde, são indispensáveis para reduzir desigualdades de forma sustentável e duradoura. Essa combinação de medidas emergenciais e estruturais é crucial para promover uma economia mais equitativa e resiliente.

Por fim, esta pesquisa contribui para a literatura ao confirmar a relevância de metodologias não lineares na análise de desigualdades, alinhando-se a estudos que sugerem que a não consideração de dinâmicas assimétricas pode levar à subestimação ou distorção de importantes relações de longo prazo.

Considerando as limitações deste estudo, como o tamanho da amostra e a disponibilidade de dados, pesquisas futuras podem aprimorar a análise ao incorporar variáveis de controle adicionais, como gastos públicos e educação. Além disso, é possível explorar a influência de fatores exógenos, como choques globais e mudanças climáticas, sobre a dinâmica da relação entre inflação e desigualdade.

REFERÊNCIAS

- ADORNO, Pedro Victor Domingos Taveira. **O efeito da inflação na desigualdade de renda no Brasil no período pós Plano Real**. 2023. 42 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Ciências Econômicas) — Universidade de Brasília, Brasília, 2023.
- ATKINSON, Anthony B. Bringing income distribution in from the cold. **The Economic Journal**, v. 107, n. 441, p. 297-321, 1997.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**. v. 66, p. 47–68, 1998.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **J. Appl. Econom.** v. 18, p. 1–22, 2003.
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold Cointegration. **International Economic Review**, v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.
- BARBOZA, André Luiz Medrado. **A relação entre inflação e distribuição de renda**. 2008. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008. doi:10.11606/D.12.2008.tde-02122008-103949. Acesso em: 21 out. 2024.
- BERISHA, Edmond; SEWAK DUBEY, Ram; GHAREHGOZLI, Orkideh. Inflation and income inequality: does the level of income inequality matter?. **Applied Economics**, v. 55, n. 37, p. 4319-4330, 2023.
- BIGELLI, Rafael Tardivo Sanches. **Impacto da inflação na desigualdade de renda**. 2022. Monografia (Bacharelado em Economia) — Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2022.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2010.
- BLANK, Rebecca M.; BLINDER, Alan S. *Macroeconomics, income distribution, and poverty*. **Working Paper Series**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1985.
- BLINDER, Alan S.; ESAKI, Yasushi. Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. **Review of Economics and Statistics**, v. 60, n. 4, p. 604-609, 1978.
- BRACHT JUVER, Yasmi; FERNANDEZ, Rodrigo Nobre; SHIKIDA, Cláudio Djissey; MENEZES, Gabrielito. Os impactos da inflação na desigualdade de renda. **Perspectiva Econômica**, v. 13, n. 1, 2017.
- CANUTO, B.; PEREIRA, A.; SILVA, B.; LIMA, M. Estudo sobre os impactos de uma inflação elevada nas famílias de baixa renda e a ampliação das desigualdades. **Caderno Discente**, v. 8, n. 1, p. 25-33, 2023.
- CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada). **Desigualdade inflacionada: os efeitos da inflação sobre as diferentes classes de renda**.

Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/opinio-ao-cepea/desigualdade-inflacionada-os-efeitos-da-inflacao-sobre-as-diferentes-classes-de-renda.aspx>.

Acesso em: 2 abr. 2024.

CORREIA, I. H. Inflação e Desigualdade. **Boletim Económico**: Banco de Portugal, Outono 2009. p. 173-183.

DE JESUS, Diego Pitta; BEZERRA, Bruno Felipe Lenin Souza; DA NÓBREGA BESARRIA, Cássio. The non-linear relationship between oil prices and stock prices: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. **Research in International Business and Finance**, v. 54, p. 101229, 2020.

DOEPKE, Matthias; SCHNEIDER, Martin. Inflation and the redistribution of nominal wealth. **Journal of Political Economy**, v. 114, n. 6, p. 1069-1097, 2006.

DORNELAS, Sarah Rebeca Almeida de Sena. **Choques monetários e flutuações macroeconômicas no Brasil**. 20 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Universidade Federal da Paraíba - PPGE, João Pessoa/PB, 2024.

EASTERLY, William; FISCHER, Stanley. Inflation and the poor. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 2, p. 160-178, maio 2001. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2673879>. Acesso em: 9 set. 2024.

ENDERS, W.; GRANGER, C. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. **J. Bus. Econ. Stat.** v. 16, p. 304–311, 1988.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and threshold adjustment. **J. Bus. Econ. Stat.** v.19, p. 166–176, 2001.

FRANCO, Gustavo. **Cartas a um jovem economista**. 1. ed. Rio de Janeiro: Editora Sextante, 2022.

HAMILTON, James D. **Time series analysis**. Princeton university press, 2020.

HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models. **Journal of Econometrics**, v. 110, n. 2, p. 293-318, 2002.

HOLANDA JÚNIOR, Marcos Costa. **O diferencial de inflação no Brasil**. 2014. 29 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) — Universidade Federal do Ceará, Fortaleza/CE, 2014.

IBGE. **Inflação**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/inflacao.php>. Acesso em: 1 abr. 2024.

HOFFMANN, Rodolfo. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 213-231, 2009.

IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Disponível em: https://www.ipea.gov.br/desafios/index.php?option=com_content&id=2048:catid=28. Acesso em: 7 abr. 2024.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **J. Econ. Dyn. Control.** v. 12, p. 231–254, 1988.

LEE, J.; STRAZICICH, M.C. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. **Rev. Econ. Stat.** v. 85, n. 4, 2003.

MANKIW, N. G. **Macroeconomia**. Grupo GEN, 2021. E-book. ISBN 9788597027594. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788597027594/>. Acesso em: 12 jun. 2024.

PEREIRA, Amanda Laís dos Santos; SANTANA NETO, Baltazar Canuto de; SILVA, Bruno Gabriel de Souza Trajano; LIMA, Marcos Junior Barreto de. Estudo sobre os impactos de uma inflação elevada nas famílias de baixa renda e a ampliação das desigualdades. **Caderno Discente**, v. 8, n. 1, p. 25-33, 2023.

PEREIRA, Gustavo Monteiro. **O impacto da inflação na desigualdade de renda no Brasil**. 2018. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2018.

PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **J. Econom.** v. 80, n. 2, p. 355–385, 1997.

PHILLIPS, P. Optimal inference in cointegrated systems. **Econometrica**. v. 59, p. 283–306, 1991.

PHILLIPS, P.; PARK, J. Asymptotic equivalence of ordinary least squares and generalized least squares in regressions with integrated regressors. **J. Am. Stat. Assoc.** v. 83, p. 111–115, 1988.

RAFAILIDIS, P.; KATRAKILIDIS, C. The relationship between oil prices and stock prices: a nonlinear asymmetric cointegration approach. **Appl. Financ. Econ.** v. 24, n. 12, p. 793–800, 2014.

SABBADINI, Ricardo; RODRIGUES, Mauro. Impactos da inflação sobre a desigualdade de renda. **Economia & Tecnologia**, 2010.

SAMUELSON, Paul; NORDHAUS, William. **Economia**. Porto Alegre: Bookman, 2012.

SIAMI-NAMINI, Sima; HUDSON, Darren. Inflation and income inequality in developed and developing countries. **Journal of Economic Studies**, v. 46, n. 3, p. 611-632, 2019.

SILVA, Fábio José Ferreira da; FONSECA NETO, Fernando de Aquino. Inflação pró-pobre no Brasil do Real: uma análise regional. **Economia Aplicada**, v. 15, p. 83-102, 2011.

STOCK, J.; WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**. v. 61, p. 783–820, 1993.

SOUZA, Jessé. **A elite do atraso**: da escravidão à Lava Jato. Leya, 2017.

WATSON, P. **Vector Autoregressions and Cointegration 4**. Elsevier Science Ltd, Amsterdam. 1994.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D.W.K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **J. Bus. Econ. Stat.** v. 20, n. 1, p. 25–44, 2002.