



**UNIVERSIDADE
ESTADUAL DE LONDRINA**

JOÃO PAULO CORTAPASSO

**OS IMPACTOS DA TAXA DE JUROS SOBRE A INFLAÇÃO
NO BRASIL: UMA ANÁLISE POR CLASSES DE RENDA, 2006
A 2024**

Londrina
2024

JOÃO PAULO CORTAPASSO

**OS IMPACTOS DA TAXA DE JUROS SOBRE A INFLAÇÃO
NO BRASIL: UMA ANÁLISE POR CLASSES DE RENDA, 2006
A 2024**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE), Mestrado, da Universidade Estadual de Londrina, como exigência para a obtenção do título de Mestre em Economia Regional.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli

Coorientadora: Profa. Dra. Eliane Cristina de Araújo Sbardellati

Londrina
2024

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UEL

C827i Cortapasso, João Paulo.
Os impactos da taxa de juros sobre a inflação no Brasil: uma análise por classes de renda, 2006 a 2024 : The impacts of interest rates on inflation in Brazil: an analysis by income class, 2006 to 2024 / João Paulo Cortapasso. - Londrina, 2024.
74 f. : il.

Orientador: Carlos Eduardo Caldarelli.
Coorientador: Eliane Cristina de Araújo Sbardellati.
Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de Londrina, Centro de Estudos Sociais Aplicados, Programa de Pós-Graduação em Economia Regional, 2024.
Inclui bibliografia.

1. Inflação - Tese. 2. Índice de preços - Tese. 3. Taxa de juros - Tese. 4. Séries temporais - Tese. I. Caldarelli, Carlos Eduardo . II. Sbardellati, Eliane Cristina de Araújo . III. Universidade Estadual de Londrina. Centro de Estudos Sociais Aplicados. Programa de Pós-Graduação em Economia Regional. IV. Título.

CDU 33

JOÃO PAULO CORTAPASSO

**OS IMPACTOS DA TAXA DE JUROS SOBRE A INFLAÇÃO
NO BRASIL: UMA ANÁLISE POR CLASSES DE RENDA, 2006
A 2024**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE), Mestrado, da Universidade Estadual de Londrina, como exigência para a obtenção do título de Mestre em Economia Regional.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli
Universidade Estadual de Londrina

Profa. Dra. Joanna Georgios Alexopoulos
Universidade Estadual de Londrina

Profa. Dr.a Eliane Araujo Sbardelatti
Universidade Estadual de Maringá

Londrina, 30 de abril de 2024.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli, por toda disposição, ajuda e conhecimento compartilhado.

A todos os professores do departamento de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Londrina, por compartilharem seus conhecimentos e proporcionar o melhor ensino, mesmo em momentos difíceis como na pandemia.

À Universidade Estadual de Londrina, por ter sido meu segundo lar durante todos esses anos e pelo prazer de cursar Economia em uma das melhores universidades do país.

Ao meu irmão Henrique, por ter acreditado em mim.

Aos colegas de mestrado, Ruan, Henri e Pedro.

RESUMO

CORTAPASSO, João Paulo. **Os impactos da taxa de juros sobre a inflação no Brasil:** uma análise por classes de renda, 2006 a 2024. 2024. 73 f. Dissertação (Mestrado em Economia Regional). Centro de Estudos Sociais Aplicados, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2024.

O objetivo do estudo é analisar os efeitos dos choques na taxa de juros sobre a inflação brasileira segundo as diferentes classes de renda, no período de 2006 a 2024, com foco no Regime de Metas de Inflação e sua política monetária de controle da taxa de juros. A análise foi feita com dados mensais que abrange o período de julho de 2006 a fevereiro de 2024. No primeiro momento é exposta a literatura referente aos regimes monetários, destacando os principais fatores que contribuíram para o surgimento do regime de metas de inflação e sua comparação em relação aos demais regimes. Após, é apresentada a literatura econômica em relação ao regime no cenário brasileiro, discorrendo sobre a excessiva manipulação da taxa de juros e sobre os canais de transmissão da política monetária. Seguidamente, propôs-se a utilização de um modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) para estimação da relação entre IPCA por faixa de renda e taxa de juros SELIC. A metodologia VAR permite a utilização das funções impulso-resposta que mostra o comportamento das variáveis utilizadas em resposta aos choques individuais das variáveis independentes. Os resultados indicam que o IPCA por faixa de renda em rendas mais baixas é inelástico às variações da taxa SELIC, apresentando maior sensibilidade somente em faixas de renda mais alta.

Palavras-chave: inflação; índice de preços; taxa de juros; séries temporais; Brasil.

ABSTRACT

CORTAPASSO, João Paulo. **The impacts of interest rates on inflation in Brazil: an analysis by income class, 2006 to 2024.** 2024. 2024. 73 f. Dissertação (Mestrado em Economia Regional). Centro de Estudos Sociais Aplicados, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2024.

The objective of the study is to analyze the effects of interest rate shocks on Brazilian inflation according to different income classes, in the period from 2006 to 2024, focusing on the Inflation Targeting Regime and its monetary policy to control the interest rate. The analysis was carried out with monthly data covering the period from July 2006 to February 2024. Firstly, the literature relating to monetary regimes is exposed, highlighting the main factors that contributed to the emergence of the inflation targeting regime and their comparison in relation to other regimes. Afterwards, the economic literature in relation to the regime in the Brazilian scenario is presented, discussing the excessive manipulation of the interest rate and the transmission channels of monetary policy. Next, it was proposed to use a Vector Autoregression (VAR) model to estimate the relationship between IPCA by income range and SELIC interest rate. The VAR methodology allows the use of impulse-response functions that show the behavior of the variables used in response to individual shocks from the independent variables. The results indicate that the IPCA by income range in lower incomes is inelastic to variations in the SELIC rate, showing greater sensitivity only in higher income ranges.

Keywords: inflation; price indexes; interest rate; time series; Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Relação entre inflação e independência da autoridade monetária	20
Figura 2 – Taxa de inflação mensal no Brasil 1985-1995 – em % ao mês	33
Figura 3 – Taxa de inflação mensal no Brasil 1994 – em % ao mês.....	34
Figura 4 – IPCA e taxa Selic no Brasil 2000-2023 – média anual em (%).....	39
Figura 5 – Canais de transmissão da política monetária no Brasil.....	40
Figura 6 – Participação da indústria de transformação no Produto Interno Bruto do Brasil (1995-2022)	47
Figura 7 – Raízes inversas do polinômio dos modelos estimados	58
Figura 8 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda muito baixa, em elasticidade.....	59
Figura 9 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda baixa, em elasticidade	59
Figura 10 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda média baixa, em elasticidade	60
Figura 11 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda média, em elasticidade	61
Figura 12 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda média alta, em elasticidade	61
Figura 13 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda alta, em elasticidade	62

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Países que adotam o regime de metas de inflação	25
Tabela 2 – Inflação mensal no Brasil em 1999.....	36
Tabela 3 – Histórico das metas para inflação (1999-2023)	38
Tabela 4 – Faixas de renda mensal domiciliar	54
Tabela 5 – Variáveis Utilizadas	54
Tabela 6 – Especificação quanto ao número de defasagem dos modelos utilizados.....	56
Tabela 7 – Resultados dos testes de raiz unitária	57

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Principais vantagens e desvantagens dos regimes monetários.....	23
---	----

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

RMI	Regime de Metas de Inflação
BC	Banco Central
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
PIB	Produto Interno Bruto
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
TQM	Teoria Quantitativa da Moeda
PND	Plano Nacional de Desestatização
BACEN	Banco Central do Brasil
PAI	Programa de Ação Imediata
FSE	Fundo Social de Emergência
URV	Unidade Real de Valor
CMN	Conselho Monetário Nacional
FHC	Fernando Henrique Cardoso
FMI	Fundo Monetário Internacional
COPOM	Comitê de Política Monetária
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
CMN	Conselho Monetário Nacional
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
VAR	Vetores Autorregressivos
ERPT	<i>Exchange Rate Pass-Through</i>
MQG	Modelo de Mínimos Quadrados Generalizados
VEC	Vetor de Correção de Erros
AR	Autorregressivo
MQO	Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários
DF	Dickey-Fuller
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
DF-GLS	<i>Dickey-Fuller Generalized Least Square</i>
MAIC	<i>Modified Akaike Information Criterion</i>
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
SBIC	<i>Schwarz's Bayesian Information Criterion</i>
HQIC	<i>Schwarz's Bayesian Information Criterion</i>

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	FUNDAMENTOS TEÓRICOS DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO	15
2.1	REGIMES MONETÁRIOS	15
2.1.1	Regime de Metas Cambiais	15
2.1.2	Regime de Metas Monetárias	17
2.1.3	Formulação Teórica do Regime de Metas de Inflação	18
2.2	O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: CONTEXTO E PRESSUPOSTOS BÁSICOS	21
2.2.1	Pressupostos da Operacionalidade do Regime de Metas de Inflação.....	21
2.2.2	O Regime de Metas de Inflação na Economia Mundial.....	24
3	A TRAJETÓRIA DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL	32
3.1	A INFLAÇÃO NA ECONOMIA BRASILEIRA.....	32
3.2	O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL.....	37
4	METODOLOGIA.....	49
4.1	MODELO EMPÍRICO.....	49
4.2	FONTE DE DADOS.....	53
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	56
6	CONCLUSÃO.....	64
	REFERÊNCIAS	66

1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira foi marcada por anos de inflação elevada até meados da década de 1990, onde o Plano Real foi bem-sucedido em controlar os níveis de preços. A adoção do câmbio flutuante pelo país em 1999 e a inserção da economia no Regime de Metas de Inflação (RMI) trouxe ao campo econômico a relevância da taxa de juros como elemento pivotal da política monetária e, por conseguinte, controle da inflação. Entretanto, os estudos acerca do regime, demonstram que, apesar do regime apresentar sucesso no controle de preços, o mesmo traz consigo um *trade-off* entre inflação e crescimento econômico no longo prazo (Curado; Oreiro, 2005; Giambiagi *et al.* 2011; Mendonça, 2004).

São conhecidas e bem documentadas na literatura econômica as consequências de um elevado nível de preços, com impactos diversos na economia, tais como distribuição de renda, balança de pagamentos, investimentos e mercado de capitais. Dentre estas, o efeito distributivo é considerado o mais grave, pois acentua a desigualdade da economia, por conta da taxa de crescimento dos preços não atingir todos os componentes da economia ao mesmo tempo (Romer, 2012; Gremaud; Vasconcellos; Toneto Júnior, 2007).

O RMI é um arranjo institucional composto por diferentes tradições da teoria monetária cuja aplicação da política monetária centra-se, sobretudo, no controle dos preços. Fruto do insucesso dos regimes anteriores em conter a inflação, seu arcabouço teórico consiste na junção de teorias da escola novo-clássica com a revolução das expectativas racionais e a tese da independência do Banco Central (BC), porém com alguns elementos do monetarismo, onde se destaca a hipótese da neutralidade da moeda. O regime no cenário brasileiro é sustentado pelo trinômio reputação-credibilidade-transparência, que tem origem no debate entre discricionariedade ou utilização de regras para conduzir as políticas econômicas (Mishkin, 1999; Modenesi, 2005; Montes; Feijó, 2009).

A formalização do RMI consiste na alocação da taxa de inflação como âncora nominal e da utilização da taxa de juros como principal instrumento da política monetária no controle dos preços. Desta forma, ocorre o anúncio das metas de inflação definida pela autoridade monetária em um dado horizonte temporal, onde o Banco Central se compromete em conter o índice de preços dentro da meta estipulada, fornecendo relatórios e anúncios para os agentes da economia, de forma que haja transparência e aumento de credibilidade do Banco Central (Bernanke *et al.*, 1999; Montes; Feijó, 2009).

No Brasil, é adotado o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como indicador de referência para a inflação nacional, esse indicador é calculado por meio dos

preços de bens e serviços coletados entre o dia 1 ao dia 30 de cada mês, enquadrando famílias com renda mensal de 1 a 40 salários mínimos. A escolha do IPCA dá-se por conta da sua maior abrangência, com uma cobertura de 90% das famílias que residem nas áreas urbanas. (Carrara; Correa, 2012; IBGE, 2023).

Para Ferreira e Alves (2019), o tripé macroeconômico é formado pelo RMI, pela taxa de câmbio flexível e pelas metas de superávit primário, contudo, a implementação do regime trouxe consigo uma nova ferramenta para o controle inflacionário no Brasil, a taxa de juros. Nesse sentido, os autores revelam a importância do câmbio na economia brasileira, confirmando que, como exposto na crítica de Serrano (2010), o controle da inflação no país se dá pela alteração da taxa de câmbio por meio do manejo da taxa de juros e não como submetido pelos pressupostos do novo consenso macroeconômico, de que a taxa de juros deveria agir no controle da demanda agregada, diminuindo o hiato do produto e assim, a inflação.

Conforme os postulados keynesianos e a tradição pós-keynesiana, uma taxa de juros mais baixa seria ideal ao crescimento da economia, somados ao entendimento de que um alto nível de inflação é prejudicial ao consumo nacional, uma vez que corrói o poder de compra dos agentes da economia. Diante do exposto, pretende-se nesta dissertação analisar os efeitos dos choques na taxa de juros sobre a inflação segundo as diferentes classes de renda no Brasil, no período de 2006 a 2024, partindo das seguintes questões: A política monetária utilizada no RMI trouxe consigo impactos nas faixas de renda no Brasil entre julho de 2006 a fevereiro de 2024? Qual o grau de interação entre a taxa de juros e cada faixa de renda?

Os objetivos específicos são: i) elaborar um modelo econométrico adequado para análise do índice de taxa de juros e seu impacto por faixa de renda; ii) estimar o grau de interação entre taxa de juros e faixa de renda; iii) avaliar quais impactos da política monetária por faixa de renda.

Para tanto, os dados sobre faixa de renda serão fornecidos pelo Ipea e os dados da taxa de juros SELIC pelo Banco Central. A hipótese da qual parte esta pesquisa é que a taxa de juros exerce um impacto diferenciado sobre os indicadores de inflação, conforme os diferentes grupos de renda, conforme os relatórios do IPEA (2024). Assim, este estudo tem como objetivo adicionar um novo elemento ainda pouco explorado na literatura, contribuindo para revistar a performance dos canais de transmissão de políticas monetárias e o desempenho do regime de metas de inflação no controle dos preços.

Este trabalho é dividido em 6 capítulos, incluindo esta introdução. No capítulo 2 realiza-se a revisão da literatura acerca do regime de metas de inflação, explorando suas

origens, os países aderentes e os estudos acerca de sua contribuição no cenário econômico mundial. Também são discutidas as políticas econômicas usadas pela autoridade monetária para o manejo do índice inflacionário. O capítulo 3 corresponde à trajetória do regime de metas no cenário econômico brasileiro, levantando o debate sobre os estudos nacionais no que se refere aos impactos da adoção do regime para a economia nacional. O capítulo 4 demonstra a metodologia e os dados utilizados por este trabalho para avaliar a relação entre SELIC e IPCA por faixas de renda. O capítulo 6 apresenta os resultados obtidos nas análises dos dados e uma breve discussão a respeito dos seus impactos. Por fim, apresentam-se as conclusões em relação aos custos do regime de metas de inflação por classes de renda no âmbito nacional.

2 FUNDAMENTOS TEÓRICOS DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Esta seção faz uma revisão da literatura econômica sobre os regimes monetários que formulam a base teórica do RMI, buscando explicitar seus aspectos funcionais e os debates que culminaram em sua origem. Para tanto, há duas seções secundárias, a primeira aborda os regimes monetários anteriores ao RMI e a segunda analisa a literatura internacional sobre o desenvolvimento do regime de metas de inflação.

2.1 REGIMES MONETÁRIOS

A trajetória do pensamento econômico é marcada por numerosas contribuições econômicas de diversas escolas teóricas. O regime de metas de inflação (RMI) é fruto dos intensos debates em relação ao uso do discricionarismo ou de uma regra para a aplicação de políticas monetárias, assim é colocado em questão até que ponto o Estado deve interferir na economia. O cerne do regime é construído a partir da junção de vários pressupostos que lhe forneceram embasamentos concretos no controle inflacionário e permitiram sua adoção por grande parte da economia mundial no final do século XX (Modenesi, 2005; Neves; Oreiro, 2008).

A literatura acerca dos regimes monetários expõe que há a utilização de uma “âncora nominal” como elemento primordial da política monetária. De acordo com Mishkin (1999, p. 1), uma âncora nominal é “uma restrição ao valor da moeda nacional e, de certa forma, é um elemento necessário em regimes de política monetária bem-sucedidos”. Assim, uma âncora nominal fornece à política monetária a ferramenta para promover a estabilização dos preços e diminuir as expectativas inflacionárias.

Nesse sentido, é identificado além do regime de inflação, onde a variável-chave é a própria taxa de inflação, o regime de metas cambiais com a fixação da taxa de câmbio como mediador da inflação e o regime de metas monetárias, onde a base monetária (M1) é manipulada para o controle dos preços (Modenesi, 2005).

2.1.1 Regime de Metas Cambiais

O regime de metas cambiais prevaleceu durante grande parte do século XIX, em que a utilização da âncora nominal era a moeda doméstica em relação ao ouro, apresentando uma taxa de câmbio fixo. Após a Segunda Guerra Mundial, com a dolarização das economias, o

regime cambial adapta-se ao acordo de Bretton Woods e passa a valer o padrão dólar-ouro com paridade fixa. A principal vantagem desse regime é a subordinação dos preços de produtos *tradables* à inflação estrangeira, permitindo assim o controle dos preços (Modenesi, 2005; Neves; Oreiro, 2008).

Os anos pós-guerra foram marcados por um cenário político onde as políticas monetárias, pautadas sobre o arcabouço teórico da corrente keynesiana, tinham como principal objetivo prover um alto nível de emprego a partir da exploração da correlação entre taxa de inflação e taxa de desemprego, conhecida como curva de Phillips. O contexto muda no início dos anos de 1970, onde o alto nível de inflação e desemprego (estagflação) somados ao colapso do acordo de Bretton Woods, resulta no abandono do padrão ouro e da renúncia da taxa de câmbio fixa como âncora nominal, dado que esta mostrou-se incapaz de conter a inflação. Desta forma, a teoria keynesiana prova-se incapaz de explicar a estagflação e tornar-se alvo de críticas por outras linhas do pensamento econômico (Mendonça, 2002; Neves; Oreiro, 2008).

Como a relação exposta pela curva de Phillips deixa de existir por conta da crise, o monetarismo ganha notoriedade ao esclarecer que há um nível de desemprego básico pré-existente na economia, portanto a taxa corrente de desemprego deveria oscilar em torno deste. Para os monetaristas, a curva de Phillips original, que relacionava salário nominal com taxa de desemprego, não considerava as expectativas inflacionárias dos agentes da economia, assim há um *trade-off* entre salários e inflação no curto prazo por conta da ilusão monetária que os agentes sofrem quando há um reajuste nominal, desta forma uma política monetária funcionaria somente no curto prazo, não tendo efeito no longo prazo (Blanchard, 2011; Modenesi, 2005; Neves; Oreiro, 2008).

Para Modenesi (2005), a ascensão do monetarismo no começo da década de 1970 pode ser entendida como o “monetarismo tipo I”, que é marcada pela hipótese central da taxa natural de desemprego e a reformulação da curva de Phillips com as expectativas adaptativas dos agentes, que recebe o nome de curva de Phillips aceleracionista, por conta de os trabalhadores formularem suas expectativas com base em informações passadas.

Milton Friedman é tido como principal expoente desta linha de pensamento e partilha da hipótese da neutralidade da moeda inserida pela Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), conferindo que, uma mudança no estoque de moeda não teria efeito permanente sobre as variáveis reais, resultando apenas em uma mudança proporcional de preços, ou seja, a inflação seria um fenômeno puramente monetário e as alterações da base monetária afetariam somente as variáveis nominais da economia (Carvalho *et al.*, 2007; Modenesi, 2005).

O ativismo monetário é rejeitado por Friedman, dado que o nível de preços é função direta da expansão monetária, a política monetária no longo prazo teria capacidade de alterar somente os valores nominais dos preços. Além disso, o monetarismo identifica que há uma defasagem referente ao tempo de efeito da política monetária na economia, suas consequências podem ocorrer meses depois, se deparando com um cenário econômico diferente de quando foi concebida, tornando-a assim, desestabilizadora (Carvalho *et al.*, 2007).

2.1.2 Regime de Metas Monetárias

Com a derrocada do regime monetário de metas cambiais e a propagação da teoria monetarista dado o cenário macroeconômico da época, o regime de metas monetárias é legitimado pelos *policymakers* durante 1970, tornando-se a principal estrutura da política monetária no controle de preços. Respalado nas propostas teóricas de Friedman (1968), de que a inflação é um fenômeno monetário, o regime apresenta três características básicas: o anúncio da meta de algum agregado monetário, disponibilidade da informação e transparência na condução da política monetária. Sua principal vantagem é a coordenação das expectativas inflacionárias ao anunciar suas metas e maior transparência dos agentes econômicos (Modenesi, 2005; Neves; Oreiro, 2008).

Apesar do regime monetário ter conquistado seu objetivo de suprir a inflação, o controle dos preços dependia da velocidade de circulação da moeda para satisfazer a meta estabelecida. Todavia, a teoria não conseguiu prever os choques de demanda por moeda oriundos da crescente evolução do sistema monetário que resultou em um aumento da circulação da moeda no fim do século XX. Logo, no início dos anos de 1980, o regime foi abandonado por conta da sua inviabilidade (Hammond, 2012; Modenesi, 2005; Neves; Oreiro, 2008).

Em paralelo, o início da década de 1970 também é marcada pela formação da escola novo-clássica, que teceu intensas críticas aos fundamentos keynesianos, sendo disseminada por meio de expoentes como Robert Lucas, Thomas Sargent, Neil Wallace e Edward Prescott. A escola coloca-se como contrária à expectativa adaptativa dos agentes introduzida por Friedman e dos postulados keynesianos no que diz respeito a intervenção do Estado na economia. Entretanto, ainda adota elementos descendentes do monetarismo, sendo a neutralidade da moeda e a existência da taxa natural de desemprego (Carrara; Correa, 2012; Neves; Oreiro, 2008).

A difusão da escola novo-clássica nos anos de 1980 é considerada por Modenesi (2005) como o “monetarismo tipo II”, pois representou uma revolução macroeconômica ao questionar a validade das hipóteses inseridas pelo monetarismo tipo I e pela síntese neoclássica pautada sobre a teoria keynesiana, conduzindo importantes reformulações nas conjecturas econômicas. Para o autor, as três principais inovações que a escola insere são: i) expectativas racionais; ii) teoria que explica o comportamento da demanda agregada; iii) equilíbrios contínuos dos mercados.

2.1.3 Formulação Teórica do Regime de Metas de Inflação

A introdução das expectativas racionais em resposta às expectativas adaptativas proposta por Friedman, implica na microfundamentação de que os agentes econômicos sempre buscam maximizar suas satisfações dado suas restrições orçamentárias. Para os novos-clássicos, os agentes formulam suas expectativas com as informações que ele possui somadas a sua projeção para o futuro (*forward-looking*), negando a existência da ilusão monetária, na medida que estão continuamente maximizando suas expectativas baseada em toda informação disponível (Carvalho *et al.*, 2007; Modenesi, 2005; Neves; Oreiro, 2008).

Pela visão dos novos-clássicos, a reformulação das expectativas condiz que uma política monetária expansionista se tornaria ineficaz em alterar as variáveis reais da economia. Partindo da existência de uma taxa natural de desemprego igual à taxa corrente de desemprego, dado um anúncio de expansão monetária pelo governo, os agentes reagiriam com suas expectativas racionais ajustando os preços sem necessariamente contratar mão de obra. Portanto, resultaria em um cenário com o mesmo nível de desemprego com nível de preços maior, mesmo no curto prazo (Carvalho *et al.*, 2007; Modenesi, 2005).

Doravante, Sargent e Wallace (1981) adicionam que as alterações na demanda agregada não impactam as variáveis reais da economia. Somente por advento de um “elemento surpresa”, em razão da perspectiva novo-clássica, os agentes estarão propensos a errarem suas previsões com base nas expectativas se forem surpreendidos pela autoridade monetária.

Contudo, a teoria novo-clássica é contrária à utilização de elementos não previstos pelos agentes como ferramenta da política monetária, pois estimularia uma diminuição no grau de confiabilidade da competência monetária e contribuiria para a instauração de um ambiente de descrença para com o governo, tendo como consequência a elevação do nível de preços. Nesse sentido, a autoridade monetária deve buscar conduzir suas operações na

economia de forma crível e transparente, mitigando seus custos para a sociedade (Carvalho *et al.*, 2007; Neves; Oreiro, 2008)

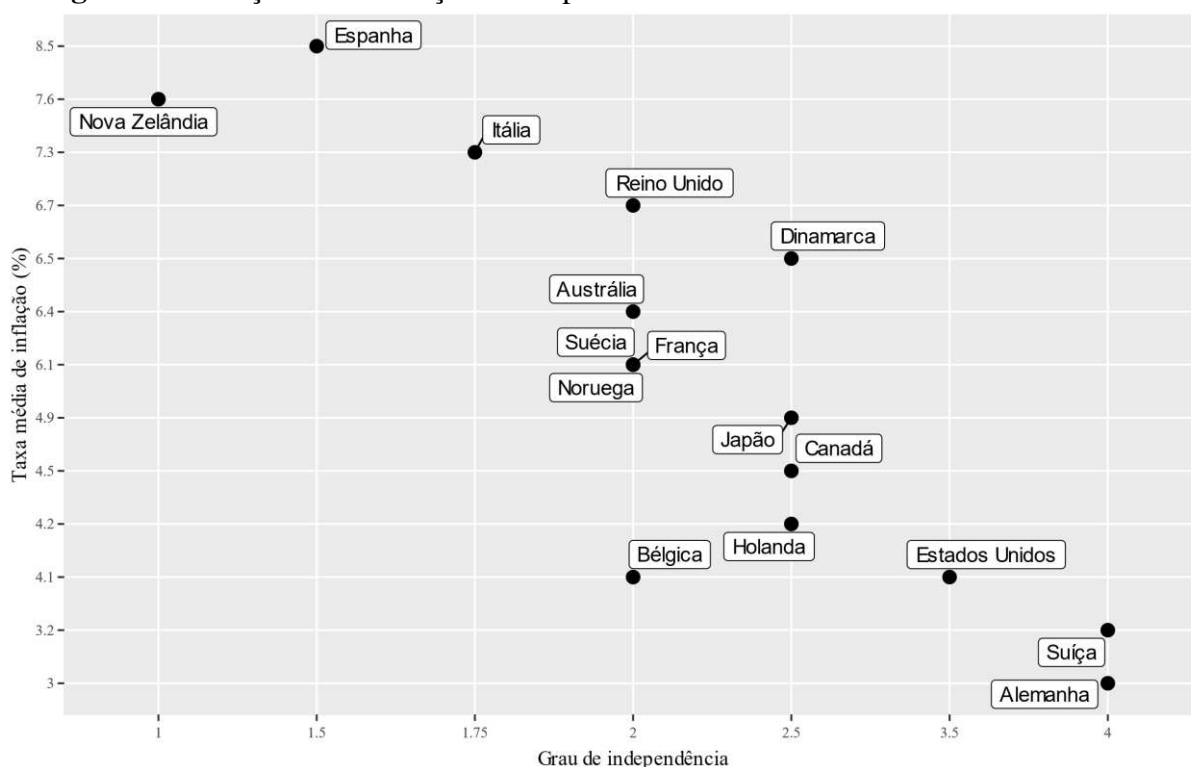
Por conseguinte, o debate sobre a melhor forma da autoridade aplicar as políticas monetárias, seja de forma discricionária ou por meio de regras, ganha notoriedade. Sobretudo, após o trabalho de Kydland e Prescott (1977), onde os autores reforçam que, quando o Estado age de forma discricionária e a política deixa de ser consistente no futuro, estes são obrigados a modificar suas formulações, perdendo sua credibilidade e causando o chamado viés inflacionário. Porquanto que, ao utilizar-se de regras na aplicação de políticas monetárias, a autoridade monetária evita o problema de viés inflacionário e da inconsistência temporal, pois elimina sua discricionariedade ao se comprometer a uma diretriz (Modenesi, 2005).

Consequentemente, a tese a favor da independência do Banco Central (BC) ganha força, sustentada pela escola novo-clássica, como resposta ao problema da inconsistência temporal da política monetária. A principal ideia é que quando a economia dispõe de uma autoridade monetária como o BC independente, esta atua a favor de reduzir os estimulantes de uma política monetária surpresa. O estudo empírico de Cukierman, Webb e Neyapti (1992) avalia 72 países ao longo de 4 décadas, sendo 21 industrializados e 51 emergentes, e consegue estabelecer uma correlação negativa entre a independência do BC e o nível de inflação em países desenvolvidos.

Ademais, os autores concluem que a independência do Banco Central não se resume somente à liberdade de aplicar políticas sem a intervenção estatal, mas também priorizar o propósito de estabilização de preços. Assim, entende-se que a tese de sua independência esta ligada ao trinômio de credibilidade-reputação-delegação (Carvalho *et al.*, 2007).

A Figura 1 reforça empiricamente a correlação entre o grau de independência do BC e a taxa média de inflação anual, o trabalho de Alesina e Summers (1993) colhe os dados observados em 16 países industrializados entre 1955 a 1988, criando um índice de independência do Banco Central que engloba sua capacidade da utilização dos instrumentos monetários sem limitação ou pressões políticas, sua capacidade de seguir seus objetivos e de financiar os déficits da economia junto ao governo. Observa-se que, quanto maior a independência da autoridade monetária, menor é a taxa média de inflação.

Assim, na busca de uma nova estrutura anti-inflacionária em detrimento do insucesso dos regimes anteriores em conter a inflação e dos intensos debates entre diferentes correntes de pensamentos, sobretudo pautadas quanto a atuação do Estado no controle dos preços da economia e da autonomia do BC, o regime de inflação surge como um arcabouço teórico que emprega o uso de uma política monetária mais acentuada (Neves; Oreiro, 2008; Walsh, 2009).

Figura 1 – Relação entre inflação e independência da autoridade monetária 1955 a 1988

Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio (2023), a partir dos dados de Alesina e Summers (1993).

No cenário contemporâneo, entretanto, estudos como o de Hartwell (2019) apontam que a independência do Banco Central é inviável via ótica institucional, uma vez que negligencia a relação com as outras instituições financeiras dentro do país e das interdependências entre o sistema monetário e financeiro em escala global. O aludido autor argumenta que se uma política financeira depende de outras instituições financeiras, logo a independência, em qualquer nível, é inviável.

Na mesma linha, o estudo de Dow (2017), pautada sobre a teoria pós keynesiana, aponta que é necessária uma nova estrutura para a operacionalização do Banco Central, que seja capaz de reconhecer as interdependências do sistema financeiro, permitindo a estabilidade entre o sistema monetário, financeiro e econômico, diante a atuação de políticas institucionais. A autora expõe que é necessária a substituição da teoria da independência entre política fiscal e monetária por um mecanismo mais sensível, capaz financiar os déficits monetários quando necessário.

2.2 O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: CONTEXTO E PRESSUPOSTOS BÁSICOS

O regime de metas de inflação pode ser entendido como uma estratégia para aplicação da política monetária, tendo como objetivo primordial a imposição de uma taxa de inflação baixa e, conseqüentemente, estabilidade de preços. Sua principal característica é marcada pelo anúncio público das metas para a inflação, ou seja, a delimitação de um intervalo numérico para o nível de preços em um determinado período de tempo, onde há o comprometimento da autoridade monetária em manter a taxa contida dentro da meta estipulada por meio do manejo da taxa básica de juros (Bernanke *et al.*, 1999; Montes; Feijó, 2009).

2.2.1 Pressupostos da Operacionalidade do Regime de Metas de Inflação

A literatura acerca do RMI enumera pelo menos cinco elementos centrais para sua execução: i) o anúncio das metas de inflação pela autoridade monetária; ii) a estabilidade de preços como objetivo central; iii) o uso da política monetária como principal ferramenta no controle da inflação; iv) centralização da aplicação de políticas monetárias por meio de um Banco Central independente; v) maior transparência com o público a respeito das tomadas de decisões pelas autoridades monetárias (Arestis; Sawyer, 2008; Bernanke; Mishkin, 1997; Mishkin, 2004; Modenesi, 2005).

Diante ao exposto, entende-se que o cerne do regime de metas de inflação é composto, essencialmente, pela teoria novo-clássica e pelos desdobramentos que esta ocasionou no campo da macroeconomia, principalmente após os abalos nos alicerces da teoria neoclássica. A tese da independência do Banco Central e a revolução das expectativas racionais podem ser consideradas como o pilar de sustentação teórico para o novo regime, entretanto, ainda encontra-se elementos como a hipótese da neutralidade originária da Teoria Quantitativa da Moeda que fora reforçada pela corrente monetarista.

Portanto, para seu funcionamento, há a constatação declarada do empenho institucional na busca da estabilidade de preços como objetivo primário da política monetária. A independência do Banco Central desempenha um papel crucial na economia, uma vez que este fator amplia a eficácia das políticas econômicas aplicadas. Assim, a combinação da transparência somada à independência do BC tende a reduzir as incertezas dos agentes da economia, sendo seu efeito intensificado no mercado financeiro, refletindo nas expectativas racionais destes agentes (Bernanke *et al.*, 1999; Mishkin, 2007; Montes; Feijó, 2009).

Desta forma, o RMI consolida a taxa de juros nominal como ferramenta prevalecente no combate à inflação, concebendo o principal canal de transmissão da política monetária. Logo, em termos bastantes amplos, há um incremento (redução) da taxa de juros quando a inflação fica acima (abaixo) da meta pré-estabelecida pela autoridade monetária, de forma que, a demanda agregada da economia responda às flutuações dos juros refletindo em alterações dos preços (Arestis; Sawyer, 2003; Arestis; Sawyer, 2008).

Apesar do canal de juros ser o principal condutor da política monetária no metas de inflação, sua aplicação traz consigo outros canais indiretos que são identificados na literatura. Dentre eles, o canal de câmbio ocorre, sobretudo, impactando a taxa de câmbio da economia que tem seus efeitos replicados no que tange as exportações e importações da economia. O canal das expectativas ecoa para os agentes da economia e atinge a inflação por meio das variações dos salários e preços, enquanto o canal de crédito implica na oscilação de preços por meio dos empréstimos bancários (Arestis; Sawyer, 2003; Mishkin, 1996; Svensson, 2000; Tomazzia; Meurer, 2009).

Berk (1998) sintetiza que o mecanismo de transmissão da política monetária é composto por diversos canais atuantes que são interligados e acionados em diferentes estágios. A transmissão é entendida como um processo dinâmico que caracteriza-se por eventos sequenciais em um certo momento do horizonte temporal, assim, dada uma alteração na taxa de juros, ocorre uma reverberação para as demais variáveis por diversos caminhos.

Para Mishkin (1999), o RMI possui ganhos superiores aos demais regimes, pois é centrado nas questões acerca da economia em que está inserido, aumentando assim a sua capacidade de resposta à choques internos de demanda. Além disso, a autoridade monetária usufrui de toda informação disponível para a instauração de políticas monetárias com mais precisão.

Segundo Modenesi (2005), o regime de inflação consegue dissipar os choques de oferta ou demanda com mais facilidade do que os regimes anteriores, dado a sua habilidade de malear a política monetária ao seu dispor. A transparência do Banco Central também é considerada um ponto favorável ao regime, pois possibilita uma maior percepção do público a respeito da intenção da autoridade monetária na administração das políticas aplicadas e, conseqüentemente, aumenta sua confiabilidade.

Mishkin (2000) resume as principais desvantagens do RMI exposta por diversos estudos. Conforme o autor expõe, a literatura aponta que o regime é inflexível, o que pode gerar um grau de discricionariedade que impacta na instabilidade do produto que, porventura, diminui o crescimento econômico. Além disso, o fato da dificuldade do BC em controlar a

taxa de inflação possui o potencial de ocasionar uma diminuição de sua credibilidade, dado a existência da defasagem temporal em razão da aplicação da política monetária.

Ainda para o autor, como RMI impõe a utilização de uma taxa de câmbio flutuante como pressuposto de seu funcionamento. Desta forma, em países emergentes, com a dolarização da economia, estão sujeitos a flutuações abruptas que podem desvalorizar rapidamente a moeda doméstica e comprometer a balança de pagamentos do país em questão.

Modenesi (2005) adiciona que, apesar do RMI ter como objetivo principal o alcance uma taxa de inflação baixa e estável, não existe consenso algum no que diz respeito sobre o nível de inflação que deve-se manter. Para o autor, a existência de custos associados tanto à inflação quanto a inexistência dela afeta diferentes setores da economia. No caso de uma deflação, impacta a operação do sistema financeiro, enquanto uma inflação mais alta abala o desenvolvimento do país.

O Quadro 1 sumariza as principais vantagens e desvantagens do regime de metas de inflação em vista aos demais regimes monetários. É possível notar que o RMI apresenta vantagens similares ao regime de metas monetárias, inclusive na adoção de maior transparência com o público, e maiores benefícios em comparação ao regime cambial.

Quadro 1 – Principais vantagens e desvantagens dos regimes monetários

Regime Monetário	Vantagens	Desvantagens
Metas Cambiais	Subordina a inflação interna à externa.	Perda de autonomia na condução da política monetária; BC deixa de exercer a função de emprestador de última instância; Possibilita a transmissão de choques da economia-âncora para a economia ancorada; Aumenta a suscetibilidade de ocorrência de ataques especulativos.
Metas Monetárias	Base monetária é uma variável controlada diretamente pelo BC; Confere transparência à política monetária: possibilita seu monitoramento e avaliação (accountability).	Supõe estabilidade da velocidade de circulação da moeda: relação estável entre o estoque monetário e o nível geral de preços; BC possui limitado grau de controle sobre os agregados monetários mais amplos do que a base monetária.
Metas de Inflação	Maior flexibilidade: considera a informação disponível sobre o estado corrente da economia; Reduzido papel de metas intermediárias; Confere maior transparência à política monetária: possibilita seu monitoramento e avaliação (accountability).	Baixo grau de previsibilidade da inflação; A taxa de inflação é uma variável que o BC não controla diretamente; Dificuldade na definição da meta; A flexibilidade cambial requerida pelo regime pode causar crise financeira.

Fonte: Modenesi (2005).

Em suma, a busca pelo controle da inflação resultou em grandes debates e adequações econômicas no decorrer do século XX. Para Fischer (1993), uma estruturação macroeconômica estável, que busque atingir este objetivo, é tida como pré-requisito para criação de um ambiente econômico que conduza o crescimento. Um ambiente estável é condizente com uma taxa de inflação baixa e calculável, além de elementos como uma taxa de juros apropriada, política fiscal sustentável e câmbio competitivo.

2.2.2 O Regime de Metas de Inflação na Economia Mundial

Nesse sentido, diversas são as consequências de um ambiente com elevado nível de preços, sendo seu impacto primário no poder de compra dos agentes da economia. Os efeitos sobre a distribuição de renda são um dos mais graves efeitos da inflação, conforme Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior (2007) e Blanchard (2011) salientam, a desigualdade é acentuada quando a taxa de crescimento dos preços não acomete todos os componentes da economia no mesmo ritmo, quando os preços de bens e serviços sobem a um determinado ritmo e o salário não acompanha faz com que a parcela mais pobre da população tenha seus orçamentos ainda mais reduzidos.

Em consenso, Modenesi e Araújo (2013) e Mankiw (2014), destacam também os efeitos inflacionários nas demais vertentes econômicas como a fragilização da economia frente a crises financeiras, degradação do sistema tributário e os chamados “custos de menu” originados da remarcação de preços. Fischer (1993) adiciona que os efeitos inflacionários são os responsáveis por diminuir a capacidade produtiva da economia, pois enfraquece o investimento, impactando no nível de crescimento.

Conforme a Tabela 1, no decorrer da década de 1990 diversos países, incluindo o Brasil, adotaram o regime como sua principal estratégia no controle inflacionário, atualmente contando com cerca de 38 países adeptos. A literatura acerca dos condicionantes do metas de inflação apresenta três pressupostos comuns de sua operacionalização nesses países: o anúncio das metas de inflação pelas autoridades monetárias, o compromisso com uma inflação baixa e estável, sendo o foco principal da política monetária e, por conseguinte, maior comunicação e transparência dos *policymakers* para com os agentes da economia (Araujo *et al.*, 2020; Bernanke; Mishikin, 1997).

Embora haja harmonia no tocante de sua conduta, os países aderentes ao regime adequam-se de acordo com suas exigências. O desenho institucional varia para cada país,

alguns adotam o índice de preços ao consumidor, também podendo ser um índice global ou o núcleo de inflação. Em relação ao horizonte temporal, este também é definido de acordo com a condução de cada país, a credibilidade relacionada à definição da meta pode ser mais rígida ou mais flexível, configurando assim uma variedade de combinações em busca do arranjo institucional mais eficiente para cada cenário (Neves; Oreiro, 2008).

A Nova Zelândia torna-se pioneira ao inserir o controle inflacionário em 1989 definindo a meta entre 0% e 2% por um período de 1 ano, enquanto o Canadá adota o regime em 1991, definindo a meta entre 1% a 3% por um período de 18 meses. Em ambos os casos, as economias visam o controle do *consumer price index* (CPI), ou alguma variação deste, que refere-se a taxa de inflação estadunidense (Bernanke; Mishkin, 1997).

Tabela 1 – Países que adotam o regime de metas de inflação

Ano de Adoção	País	Ano de Adoção	País
1990	Nova Zelândia	2002	Filipinas
1991	Canadá	2005	Guatemala
1992	Reino Unido	2005	Indonésia
1993	Austrália	2005	Romênia
1993	Suécia	2006	Sérvia
1997	República Tcheca	2006	Turquia
1997	Israel	2006	Armênia
1998	Polônia	2007	Gana
1999	Brasil	2007	Uruguai
1999	Chile	2009	Albânia
1999	Colômbia	2009	Geórgia
2000	África do Sul	2011	Paraguai
2000	Tailândia	2011	Uganda
2001	Hungria	2012	República Dominicana
2001	México	2013	Japão
2001	Islândia	2013	Moldávia
2001	Coreia do Sul	2015	Índia
2001	Noruega	2015	Cazaquistão
2002	Perú	2015	Rússia

Fonte: Hammond (2012).

Além da Nova Zelândia e Canadá, o Israel, Reino Unido, Suécia, Austrália e Coreia do Sul compõe o quadro dos principais países desenvolvidos que adotaram regime de inflação no decorrer dos anos de 1990. Entende-se que os condicionantes que apartam uma economia desenvolvida de uma emergente resumem-se em um sistema fiscal precário, baixa

credibilidade das instituições monetárias, além de instituições financeiras desreguladas e vulnerabilidade da economia a cessão repentina de entrada de capitais. Apesar das economias desenvolvidas não estarem imunes a estes fatores, seu grau de incidência é menor em comparação aos países subdesenvolvidos (Mishkin, 2004).

Logo, não há coincidência na adoção do regime prematuramente pelas economias mais desenvolvidas, uma vez que estas atendiam os requerimentos para o funcionamento apropriado do RMI. O regime de inflação apresenta vantagens sobre os demais regimes baseados em política monetária, dado que sua aplicação é focada nas considerações da economia, lhe conferindo a capacidade de reagir com mais afinco aos choques internos, além de sua transparência permite que o público tenha um entendimento mais conciso dos objetivos das autoridades monetárias e possibilita ao BC uma maior flexibilidade, podendo deslocar-se da meta quando necessário sem perder a credibilidade (Mishkin, 2004; Neves; Oreiro, 2008).

Seguindo a tendência dos países desenvolvidos, a adoção do metas de inflação no cenário das economias emergentes vem acompanhado de intensas reformas fiscais. Conforme explica Hammond (2012), nota-se uma evolução significativa da política fiscal nestes países, em especial os que compõe a América Latina, seguido pela independência dos Bancos Centrais, resultando em uma maior capacidade técnica e dados macroeconômicos mais concisos. Além disso, estes países também investiram em reformulações no âmbito financeiro, na medida em que a taxa de juros é a condutora da política monetária, assegurando a transmissão desta para as variáveis econômicas.

Até o final da década de 1990, 12 países já utilizavam o regime de metas de inflação como principal instrumento do controle inflacionário. Igualmente, a literatura referente à capacidade do regime em gerenciar o nível de preços e de seus efeitos colaterais na economia cresce à medida em que sua adoção aumenta.

Golinelli e Rovelli (2005) avaliam o desempenho da transmissão da política monetária por modelo econométrico de estrutura tradicional para três países emergentes que adotaram o RMI: Hungria, Polônia e República Tcheca. Os autores sinalizam que no início de 1991, a taxa de inflação desses países eram respectivamente, 35%, 70% e 57% no reflexo de ao final de 2001, todas apresentavam inflação abaixo de 8%. Os resultados econométricos apontam que o manejo da taxa de juros doméstica desempenha um papel crucial nestas economias sendo seus impulsos no canal de transmissão cambial mais acentuados no controle da demanda agregada.

Bernanke *et al.* (1999) apontam que dos países aderentes ao RMI, em decorrência do alcance de baixos níveis inflacionários, também alcançaram um menor repasse do câmbio

para o nível de preços. A relação entre a variação da taxa de câmbio e os níveis de preços da economia doméstica ficou conhecido na literatura econômica como efeito *exchange rate pass-through* (ERPT), definido como sendo a variação dos preços nacionais em relação às variações da taxa de câmbio nominal (Campa; Goldberg, 2005).

De acordo com o estudo de Gagnon e Ihrig (2004), o declínio do *pass-through* é observado em diversos países desde a década de 1980, para os autores a peça-chave para a diminuição do repasse fundamenta-se em políticas monetárias criadas pelos bancos centrais para estabilizar a inflação. Assim, as variações nos preços domésticos tendem a ser menores diante de um choque cambial conforme as expectativas dos agentes da economia sobre a ação da autoridade monetária.

Para os países emergentes, entretanto, o cenário mostra-se diferente, conforme apontado por Calvo e Reinhart (2000). Os autores comprovam que em países emergentes o coeficiente de *pass-through* tende a ser até quatro vezes maior em comparação aos países desenvolvidos, ao comparar o nível de preços dada uma variação da taxa de câmbio, observaram um aumento da inflação de 43% para os países emergentes contra 13% em países desenvolvidos.

Apesar dos países emergentes serem mais suscetíveis aos choques cambiais, as pesquisas do desempenho do RMI nestas economias mostram-se promissoras. Fraga, Goldfajn e Minella (2004) argumentam que, mesmo os países em desenvolvimento apresentarem um desempenho pior em comparação às economias maiores dado ao seu cenário macroeconômico mais instável, a adoção do regime ainda favorece o controle da inflação e contribui para o desenvolvimento de um sistema econômico com maior transparência e comunicação.

Rocha e Oreiro (2008) avaliam o comportamento de 23 países aderidos ao regime de inflação e destacam a existência de desenhos institucionais para o *framework* que adaptam-se melhor em cada país. Para os autores existe um *trade-off* entre flexibilidade e credibilidade que proporcionam regimes mais flexíveis ou mais rígidos para alcançar as metas. A conclusão do estudo aponta que o regime contribui com o crescimento econômico dos países em questão, especialmente quando há a utilização do índice de inflação “cheio” com o horizonte temporal das metas definidas maiores que um ano e sem o distanciamento das metas definidas pelo BC.

A análise econométrica por dados em painel de Ball e Sheridan (2004), seleciona 20 países desenvolvidos durante a década de 1990, sendo 7 adeptos ao RMI e 13 que utilizam outro regime monetário para o controle inflacionário. O objetivo é encontrar pistas concretas de que os países inseridos no metas de inflação apresentam desenvolvimento econômico

superior aos demais. Entretanto, o resultado encontrado vai contra os trabalhos propostos, ao apontar que não há evidências de que o regime de metas de inflação melhora o desempenho econômico dos países em questão, outrossim os determinantes institucionais do RMI também não se mostram relevantes, como a independência do Banco Central.

Golçalves e Salles (2008) argumentam que o resultado encontrado no estudo de Ball e Sheridan (2005) sofrem de viés de especificação, dado que utilizaram somente países desenvolvidos na análise. Assim, os autores reproduzem os estudos para países emergentes, utilizando 36 países – 13 aderentes ao RMI – durante os anos de 1980 a 2005 utilizando o mesmo modelo econométrico. Em contraposto ao resultado encontrado pelo artigo original, os autores validam que o regime de metas de inflação teve impactos positivos nestes países, contribuindo com a estabilização de preços.

Brito e Bystedt (2010) buscam responder se o RMI contribuiu para uma política monetária mais eficiente em países desenvolvidos. Para tanto, utilizam-se de um modelo econométrico de dados em painel que compõem amostras de 46 países em desenvolvimento entre 1980 e 2006, tendo como objetivo revisar os indícios encontrados por Golçalves e Salles (2008) e Ball e Sheridan (2004) no que diz respeito à volatilidade da inflação, crescimento econômico e taxa média de inflação.

Em contraste com os estudos anteriores, há evidências empíricas da redução da inflação por conta da implementação do RMI nas economias analisadas. Contudo, ao adicionar a variável do efeito temporal na análise, os autores entregam um resultado destoante dos trabalhos apresentados até então ao encontrar fortes indícios de que a busca pelo objetivo central do regime – inflação baixa e estável – possui uma correlação negativa com o crescimento econômico nesses países. Em síntese, não há provas de que o metas de inflação foi bem-sucedido em atingir os dois objetivos em conjunto, manter uma inflação estável e auxiliar no crescimento dos países emergentes.

O trabalho de Arestis e Sawyer (2003) faz uma revisão apurada sobre aspectos teóricos e empíricos do RMI, expondo suas vantagens, desvantagens e desempenho a partir de resultados econométricos de outros estudos. Os autores entendem que, diferentemente do pressuposto sustentado por Mishkin (1999) de que o regime se sobressai no controle inflacionário quando comparado a países que não o adotaram, não há evidências teóricas, tampouco empíricas para sustentar tal argumento. Em linhas gerais, os autores convergem com o estudo de Ball e Sheridan (2004), concluindo que não existem provas de que a tendência de baixa inflação observada nos países inseridos é diferente daqueles sem sua adoção.

Conforme exposto por Modenesi (2005), a crítica pós-keyensiana aos regimes monetários do tipo I e tipo II é fundamentada na característica fundamental da moeda imposta pelo pensamento monetarista, sua neutralidade. Os teóricos aderentes ao pensamento keynesiano argumentam que os desdobramentos da política monetária possuem capacidade de afetar as variáveis reais da economia, como o nível de emprego e do produto, e não consideram que a inflação é responsável por agravamentos na economia como os proponentes do RMI acreditam.

Segundo Sicsú (2003), para a teoria keynesiana, a taxa de juros não deve ser o instrumento utilizado no controle de preços, em decorrência da inflação ser originada na maioria dos casos, no lado da oferta, a utilização da taxa juros impactaria somente nos efeitos da inflação e não em sua causa. Em suma, o “método keynesiano” identifica a origem da inflação para então desenhar a melhor política monetária para ser aplicada no cenário em questão, sem causar efeitos colaterais em outras variáveis da economia.

Nesse sentido, a crítica expõe a existência de origens variadas da inflação, que devem ser tratadas por políticas diferentes, portanto o RMI pode comprometer o desenvolvimento econômico ao utilizar-se da política monetária para controlar os preços de uma inflação que não tem origem na parte da demanda, mas sim da oferta. A teoria keynesiana sugere o uso de políticas fiscais ou tarifárias, por exemplo para combater os diferentes tipos de inflação (Modenesi, 2005).

Sustentado na abordagem pós-keynesiana, Sicsú (2002) tece sua crítica quanto ao uso da política monetária dentro do regime. Conforme a teoria keynesiana, a imposição de uma taxa de juros baixa seria a condição *sine qua non* para o crescimento da economia, pois uma taxa de juros atrativa teria a capacidade de induzir o investimento produtivo. Desta forma, a política monetária estimularia a redução do desemprego que provocaria um aquecimento na economia.

Ainda nas palavras do autor, “Uma política monetária voltada somente para manter a inflação sob controle está, na verdade, sendo sub-utilizada” (Sicsú, 2002, p. 29). Colocando em dúvida o fator responsável pela diminuição da taxa de inflação observada em países desenvolvidos durante a primeira leva de países a adotar o regime na década de 1990, o autor explica que a redução testemunhada na Nova Zelândia, Canadá e Reino Unido, ocorreu por conta uma trajetória decrescente que já estava em curso antes mesmo da mudança de regime. Assim, a utilização do RMI em economias emergentes, como no caso brasileiro, é considerada precipitada e pode deixar de lado um importante instrumento para o combate do desemprego.

O estudo de Cabral (2013) explora correntes de pensamento diferentes que sustentam o impacto negativo do RMI sobre o nível de crescimento econômico nos países em que está inserido. Os “sraffianos” partem do pressuposto que a manipulação da taxa real de juros ocasiona efeitos de longo prazo sobre o crescimento do produto, enquanto os novos-desenvolvimentistas criticam que o uso da taxa de juros altas acarretam impactos na taxa de câmbio que, por sua vez, dificultam a competitividade das exportações.

Modenesi e Araújo (2013) expõem que uma elevação da taxa de juros desencoraja o investimento privado, que reduz a demanda agregada e impacta no crescimento do produto interno bruto (PIB). Além disso, impacta na conta de capitais que, por sua vez, reflete em valorização (desvalorização) da taxa de câmbio.

Ante o exposto, entende-se que o debate sobre o uso e os desdobramentos do regime monetário de metas para inflação ganham proporção, sobretudo com estudos empíricos a partir de 2000. Uma vertente ainda pouco explorada é sobre os custos do regime de metas de inflação por classes de renda, entende-se como fato gerador destes custos o *trade-off* entre perpetuar uma taxa de inflação baixa e fomentar crescimento econômico. Assim, questiona-se o uso da política monetária, como esta deve ser utilizada e dado uma alteração da taxa de juros básica da economia qual é o caminho que esta transmissão percorre até atingir o objetivo principal, o controle inflacionário.

Estudos como Bernanke e Mishkin (1997), Bernanke *et al.* (1999), Mishkin (1999), Golinelli e Rovelli (2005) e Rocha e Oreiro (2008), têm comprovado a eficácia do regime de metas de inflação, mesmo quando em menor grau em países emergentes, dado que estes necessitam de uma readequação de seu sistema financeiro e são mais suscetíveis a choques externos. Os estudos mostram que o regime conseguiu diminuir a taxa de inflação nos países em que foi aplicado e contribuiu para o amadurecimento do sistema financeiro dos países em questão, auxiliando na transparência e credibilidade da autoridade monetária.

Porém, os críticos desta política monetária, embasados, sobretudo, na visão pós-keynesiana, destacam seus problemas no que diz respeito ao crescimento do produto no longo prazo. Estudos como o de Arestis e Sawyer (2003), Ball e Sheridan (2004), Gonçalves e Salles (2008) e Brito e Bystedt (2010), encontram resultados que destoam dos defensores dos regimes. Estes autores não encontram evidências concretas de que o RMI é benéfico para o crescimento da economia em que está inserido, pelo contrário, ao analisar países emergentes o problema é agravado dado a fragilidade destes. Além disso, o uso indiscriminado da taxa de juros como política monetária para o controle dos preços acarretaria a diminuição do crescimento do produto, em vista de que nem toda inflação tem origem na demanda.

O presente estudo utiliza-se desta lacuna na literatura para mensurar, empiricamente, os impactos da taxa de juros nas faixas de renda na economia brasileira. A próxima sessão traz a trajetória do RMI no Brasil e apresenta os principais estudos que avaliam seu desempenho.

3 A TRAJETÓRIA DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

Nesta seção faz-se uma revisão da literatura referente a história da inflação na economia brasileira e da adoção do regime de metas de inflação e seus desdobramentos. A primeira seção secundária traz consigo a história da inflação no país enquanto a segunda aborda os estudos pertinentes ao RMI.

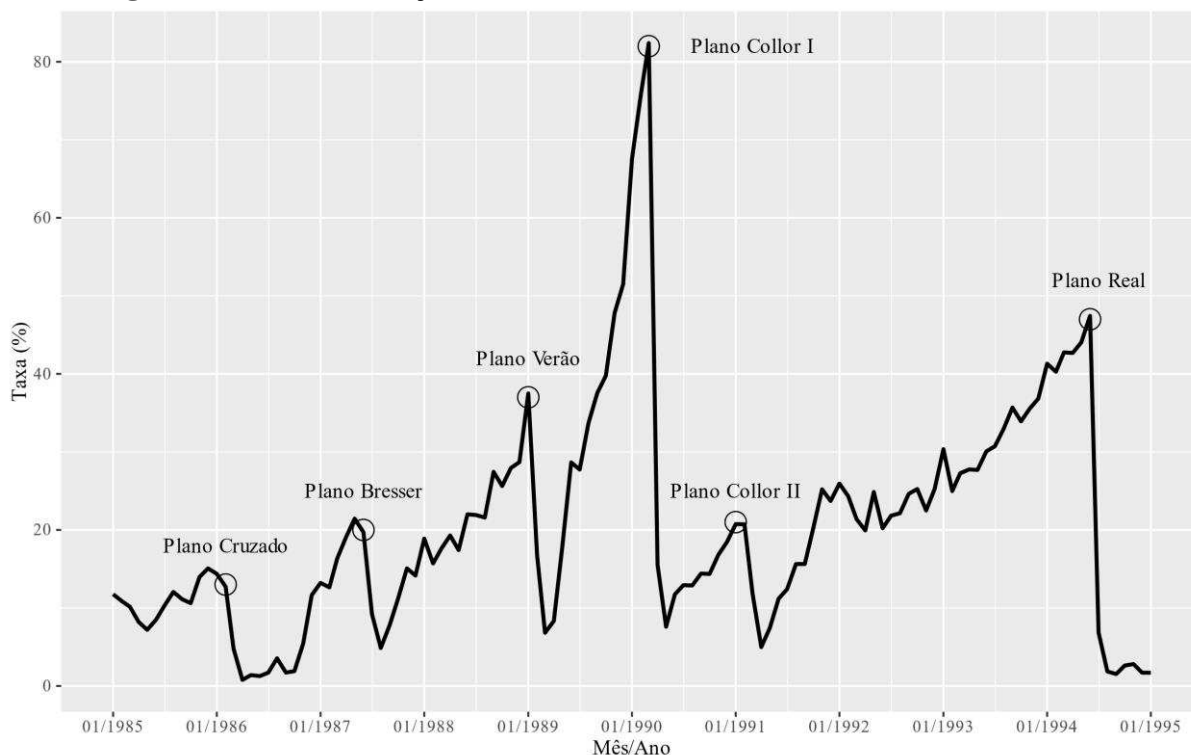
3.1 A INFLAÇÃO NA ECONOMIA BRASILEIRA

O cenário econômico brasileiro entre a década de 1980 e 1990 foi marcado por anos de inflação elevada. O regime militar deixara uma dívida externa estratosférica para os governos seguintes que tinham como principal meta o controle dos preços por meio de planos de estabilização. Sabe-se que todos os planos fracassaram na tentativa de conter o avanço da inflação, como explicam Moran e Witte (1993, p. 120): “No Brasil, são notórias as tentativas de conter este processo, a maioria não obteve o sucesso desejado por vários motivos. [...] dentre os quais destacam o Plano Cruzado I, o Plano Cruzado II, o Plano Bresser, o Plano Verão, o Plano Collor I e o Plano Collor II.”.

Os planos de estabilizações apresentavam características em comum, como a reforma monetária pela introdução de uma nova moeda, o reajuste dos preços pela inflação passada, os congelamentos de câmbios, de preços e salários que assombraram a população por anos e a ineficácia em conter a inflação por uma série de fatores.

A Figura 2 exhibe as taxas de inflações mensais entre janeiro de 1985 a janeiro de 1995 e comprova a ineficiência da implementação dos planos de estabilização que reduziam a inflação apenas momentaneamente, como no Plano Verão em janeiro de 1989 e o Plano Collor I em março de 1990, que reduziu a inflação em mais de 80% no mês seguinte. Observa-se, porém, que a taxa de inflação se recupera nos meses seguintes após os planos governamentais em todos os casos.

Figura 2 – Taxa de inflação mensal no Brasil 1985-1995 – em % ao mês



Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio (2023), a partir dos dados de SGS (2024).

Entre 1984 e 1994, a economia brasileira já havia trocado de moeda quatro vezes, o cruzado, cruzado novo e cruzeiro foram tentativas frustradas para desindexar a economia que sofria com a inflação inercial, o cruzeiro real foi a reforma monetária que antecedia o real com objetivo de padronizar as cédulas. O diferencial do Plano Real em relação aos fracassos anteriores era que sua implementação fora dividida em 3 fases e já estava sendo executado antes mesmo do seu anúncio oficial em 1994. Giambiagi *et al.* (2011, p. 142) explicam que

O Plano Real foi originalmente concebido como um programa em três fases: a primeira tinha como função promover um ajuste fiscal que levasse ao “estabelecimento do equilíbrio das contas do governo, com o objetivo de eliminar a principal causa da inflação brasileira”; a segunda fase visava “a criação de um padrão estável de valor denominado Unidade Real de Valor — URV”; finalmente, a terceira concedia poder liberatório à unidade de conta e estabelecia “as regras de emissão e lastreamento da nova moeda (real) de forma a garantir a sua estabilidade”.

Há várias condições que antecederam o Plano Real e contribuíram para o seu sucesso, a criação de novos impostos e o Plano Nacional de Desestatização (PND) no governo Collor em 1990 garantiu a arrecadação fiscal que o governo precisava e diminuiu os gastos públicos com a privatização de empresas estatais. A adoção do regime de câmbio flutuante permitiu a abertura comercial da economia, impondo aos bancos controlar a flutuação do dólar efetuando

operações de compra e venda, com o BACEN (Banco Central do Brasil) intervindo somente quando necessário.

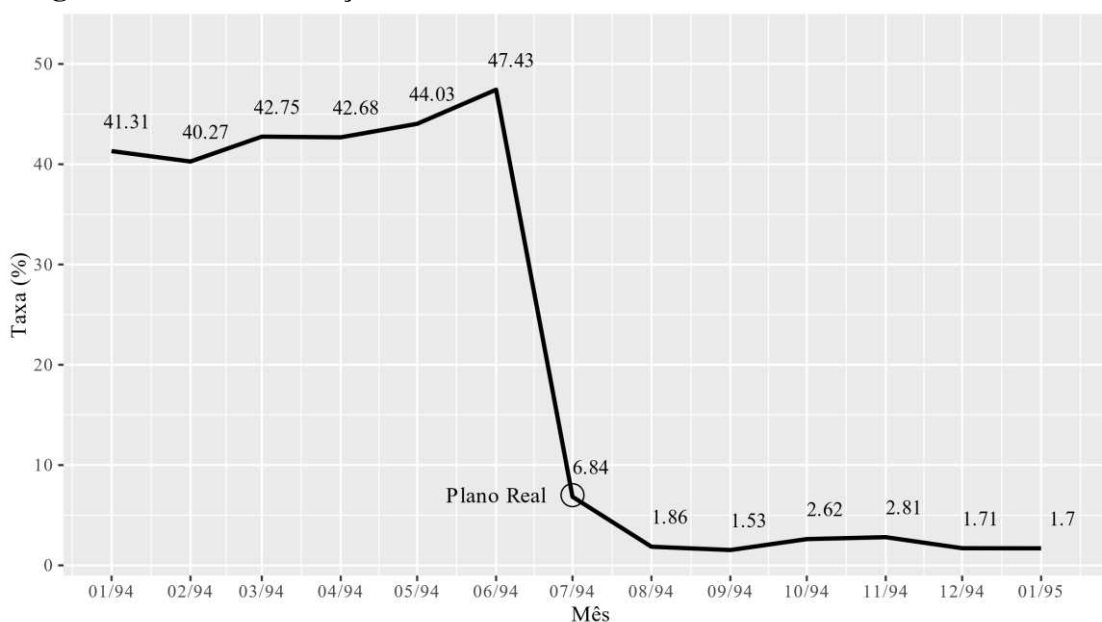
Na primeira fase do Plano Real, o ajuste fiscal se deu pela criação de dois programas, o Programa de Ação Imediata (PAI) em 1993 e o Fundo Social de Emergência (FSE) em 1994 e seus objetivos eram claros, a diminuição dos gastos governamentais e a criação do pilar fiscal que sustentaria o plano.

O segundo passo era desindexar a economia zerando a memória inflacionária, o grande diferencial do plano foi que, ao invés de congelar os preços como ocorria nos planos anteriores, houve a introdução da Unidade Real de Valor (URV). Segundo Bresser-Pereira (1994), o objetivo era que os preços aumentassem diariamente, como nos casos de economias indexadas pela variação cambial e, assim, transformar o índice URV em moeda.

A URV não pôde ser considerada moeda por não possuir todas as três características principais da mesma, ela detinha apenas a função de unidade de conta, sendo o indexador da economia e servindo de ponte entre o cruzeiro real e o real, sendo 1 URV equivalente a \$2.750 cruzeiros reais na última cotação antes de ser convertida em real.

A conversão da URV em real ocorreu em 1 de julho de 1994 e impactou diretamente na inflação nos meses seguintes, como mostra a Figura 3, a taxa de inflação de julho do mesmo ano recuou mais de 85% em comparação a junho, chegando a 1,7% em dezembro, um nível que a economia brasileira não atingia desde abril de 1986 com o sucesso momentâneo do Plano Cruzado I ao congelar os preços.

Figura 3 – Taxa de inflação mensal no Brasil em 1994 – em % ao mês



Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio (2023), a partir dos dados de SGS (2024).

A última etapa do plano, conforme Giambiagi *et al.* (2011) explica, era a criação da âncora nominal para conter a inflação com a chegada da Medida Provisória 542/94 que definia o lastreamento da base monetária em reservas cambiais, sendo R\$1,00 equivalente a U\$1,00. A medida ainda incluía a fixação de limites para estoque de base monetária e mudanças institucionais no funcionamento do Conselho Monetário Nacional (CMN).

Das medidas impostas pela medida provisória, nenhuma foi cumprida, a mudança mais significativa foi a da âncora nominal para âncora cambial em outubro de 1994, deixando de lado o compromisso com o lastro. O regime adotado pelo Brasil foi o *crawling peg*, onde o câmbio poderia flutuar para cima e para baixo de forma gradual com o Banco Central se comprometendo a comprar e vender dólares para certificar que a taxa ficasse dentro do limite estabelecido.

De acordo com Além (2010), a política cambial tornou-se o núcleo do Plano Real executando um papel crucial para a estabilização econômica, controlando a inflação e oferecendo autonomia comercial e financeira, mas que apresentou fragilidade nos anos pós-1995. A consequência veio refletida como taxa de juros elevadas e déficits consecutivos na balança comercial, aumentando o déficit nas transações correntes e, exigindo do governo uma decisão para garantir o funcionamento da economia.

Em suma, entre 1995 e 1998 o Plano Real se mostrou eficaz no controle da inflação durante o governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), porém trouxe consigo dois problemas para a economia brasileira como enfatizam Giambiagi *et al.* (2011, p. 168):

O Plano Real foi muito bem-sucedido no controle da inflação: contrariamente ao que tinha acontecido previamente, quando após alguns meses a inflação voltava mais forte, as taxas de variação anual dos preços caíram continuamente entre 1995 e 1998. O problema é que, paralelamente a esse êxito, a gestão macroeconômica deixava dois flancos expostos, que estavam se agravando a olho nu: um desequilíbrio externo crescente e uma séria crise fiscal, além da crise fiscal que tomava conta da economia.

A deterioração no saldo das contas correntes e a elevação da dívida externa acontecia por conta da apreciação cambial após a implementação do real enquanto a origem da crise fiscal estava associada à taxa de juros e políticas fiscais. Além disso, crises no exterior afetaram o mercado financeiro internacional, fazendo com que empréstimos aos países em desenvolvimento fossem reduzidos, afetando também o Brasil.

No segundo mandato de FHC, entre 1999 e 2002, o país precisou recorrer ao Fundo Monetário Internacional (FMI) para enfrentar o problema externo, recebendo pacote de ajuda em torno de U\$ 40 bilhões. O acordo com o FMI enfrentou duas adversidades, Giambiagi *et*

al. (2011) explicam que a desconfiança referente a não desvalorização do câmbio por parte do mercado e o desprezo pelo Congresso com relação a medida de contribuição previdenciária, imposta pelo plano, levou a rejeição da medida pelos congressistas e aumentou o pessimismo, acelerando o processo de perda de divisas.

Em janeiro de 1999, o governo se viu obrigado a mudar o regime cambial mais uma vez, abandonando o *crawling peg* e adotando o regime cambial flutuante, desvalorizando o real. Abreu (2014) aponta que a troca do regime de inflação que era vigente na economia brasileira iniciou uma série de deságio desgovernado que gerou impactos destrutivos na economia e durou até o primeiro bimestre de 1999.

A desvalorização cambial ocorreu de forma abrupta chegando a R\$2,00 em menos de dois meses, porém a inflação seguia estável conforme mostra a Tabela 2, a inflação chegou ao patamar de 0,3% no mês de maio e apresentou uma taxa de 8,94% no ano de 1999, como mostra os dados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Tabela 2 – Inflação mensal no Brasil em 1999

Mês	Inflação (%)	Índice de inflação base jan./99 = 100
Janeiro	0,70	100,0
Fevereiro	1,05	101,1
Março	1,10	102,2
Abril	0,56	102,7
Maiο	0,30	103,0
Junho	0,19	103,2
Julho	1,09	104,4
Agosto	0,56	104,9
Setembro	0,31	105,3
Outubro	1,19	106,5
Novembro	0,95	107,5
Dezembro	0,60	108,2

Fonte: Elaborada pelo autor, a partir dos dados de BCB (2023).

Em março de 1999, com a nomeação do novo presidente do Banco Central do Brasil, duas medidas são anunciadas para a economia brasileira: a elevação da taxa de juros e a adoção do regime monetário de metas de inflação.

3.2 O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

Dentre os principais objetivos do RMI, a criação de metas para inflação, a definição das metas pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) e a atribuição do Banco Central do Brasil como mediador para que as metas definidas fossem cumpridas são os três pilares do novo regime. A implementação do regime no Brasil ocorre formalmente no dia 1º de julho de 1999 e, em 2000, o IPCA passa a ser o índice de inflação oficial da economia calculado pelo Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE) e o Conselho Monetário Nacional (CMN). adota metas pré-estabelecidas anuais de quanto a inflação pode variar (Carrara; Correa, 2012).

A meta fixada em 1999 era de 8% de inflação ao ano com tolerância de 2% para cima ou para baixo, em 2000 caiu para 6% e em 2001 para 4%. A inflação se manteve no intervalo estabelecido para 1999 e 2000, porém extrapolou o teto nos próximos dois anos seguintes, como mostra a Tabela 3, por conta das eleições, voltando a se estabilizar em 2005.

Observa-se mais dois pontos onde a taxa de inflação extrapolou as metas estabelecidas pela autoridade monetária. Entre 2014 a 2016, as eleições presidenciais resultou em crise política e em impeachment da atual presidente, além disso as políticas macroeconômicas propostas pelo governo também não surtiram efeito. Entre 2020 e 2021 as economias do século XXI presenciou a primeira grande pandemia em escala mundial proporcionada pelo Sars-Cov-2 que atingiu todos os países em larga escala.

O Banco Central do Brasil (2016) explica que, no Brasil, foi adotado o índice de inflação cheio, que representa todos os itens no levantamento do IPCA, diferentemente do núcleo de inflação adotados por outros países no regime, onde busca-se expor a tendência da inflação, removendo as variações de alguns componentes que tendem a ser mais voláteis.

Modenesi (2005) discorre acerca do Decreto que institui o regime, dando visão em especial para o artigo que define a independência do BACEN ao utilizar os instrumentos necessários para cumprir as metas de inflação, reforçando a tese da autonomia da autoridade monetária postulada pela doutrina do RMI. Também é explicitado o artigo que estabelece ao presidente do BACEN prestar contas ao público caso as metas não fossem atingidas, esclarecendo o motivo, elencando as contramedidas e o tempo necessário para se adequar à meta, conferindo assim, a prestação de conta para com os agentes da economia.

Tabela 3 – Histórico das metas para inflação (1999-2023)

Ano	Meta (%)	Tamanho do intervalo +/- (p.p.)	Intervalo de tolerância (%)	Inflação efetiva (Variação do IPCA, %)
1999	8	2	6-10	8,94
2000	6	2	4-8	5,97
2001	4	2	2-6	7,67
2002	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003*	3,25	2	1,25-5,25	9,30
	4	2,5	1,5-6,5	
2004*	3,75	2,5	1,25-6,25	7,60
	5,5	2,5	3-8	
2005	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	4,5	2,0	2,5-6,5	3,14
2007	4,5	2,0	2,5-6,5	4,46
2008	4,5	2,0	2,5-6,5	5,90
2009	4,5	2,0	2,5-6,5	4,31
2010	4,5	2,0	2,5-6,5	5,91
2011	4,5	2,0	2,5-6,5	6,50
2012	4,5	2,0	2,5-6,5	5,84
2013	4,5	2,0	2,5-6,5	5,91
2014	4,5	2,0	2,5-6,5	6,41
2015	4,5	2,0	2,5-6,5	10,67
2016	4,5	2,0	2,5-6,5	6,29
2017	4,5	1,5	3,0-6,0	2,95
2018	4,5	1,5	3,0-6,0	3,75
2019	4,25	1,50	2,75-5,75	4,31
2020	4,00	1,50	2,50-5,50	4,52
2021	3,75	1,50	2,25-5,25	10,06
2022	3,50	1,50	2,00-5,00	5,79
2023	3,25	1,50	1,75-4,75	4,62

Fonte: Banco Central do Brasil (2023).

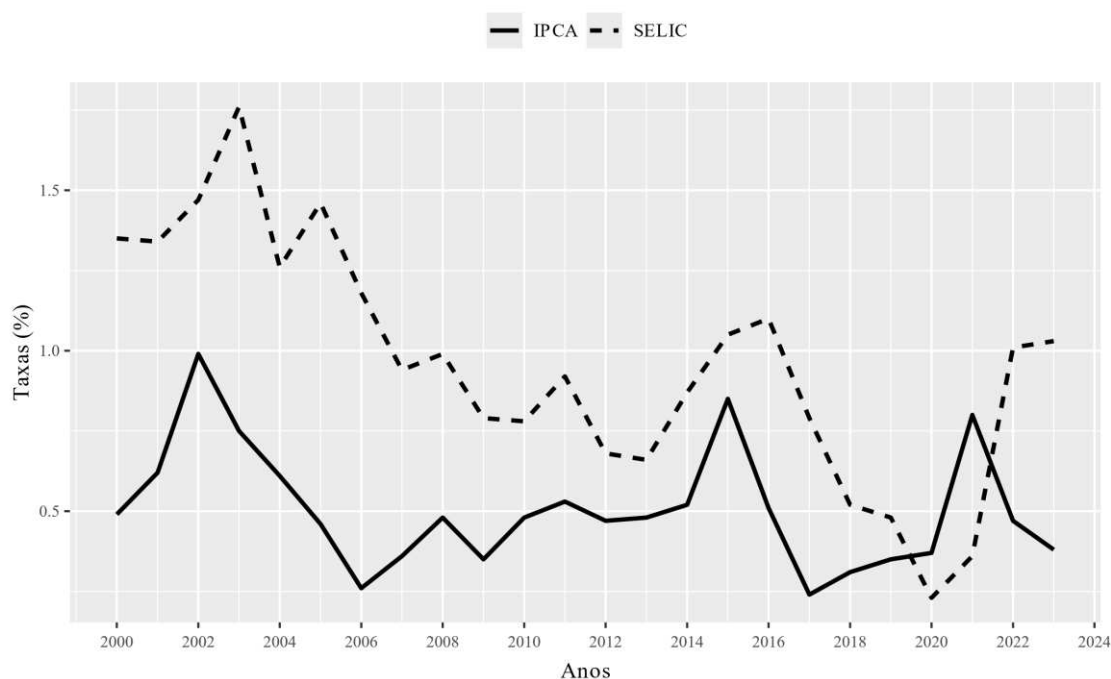
*A Carta Aberta, de 21/1/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.

Em decorrência do Decreto, houve reformulações dos canais de comunicação do BACEN, garantindo ao público uma maior visibilidade e transparência da política econômica da autoridade monetária, sendo elaborado uma publicação trimestral que apresenta o relatório de inflação que resume os objetivos, resultados e avaliação econômica (Modenesi, 2005).

Segundo Giambiagi *et al.* (2011), para o controle da taxa de inflação no Brasil no RMI, a forma de intervenção adotada pelo Copom foi por meio da taxa SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia). A SELIC é a taxa de juros média de curto prazo que reflete os financiamentos que ocorrem diariamente com prazo de um dia útil, chamados de overnight e são lastreados por títulos públicos, assim, quanto maior for a taxa SELIC, mais se contrai a demanda agregada, desacelerando a economia e, conseqüentemente, retardando a taxa de inflação, o contrário também é válido quando a inflação fica abaixo da meta estipulada pelo COPOM.

A Figura 4 traz as taxas mensais da variação do IPCA e da SELIC entre 2000 e 2023, evidenciando o controle da taxa de juros para conter a inflação. Nota-se que, conforme estipulado pelo regime, a manipulação da taxa de juros é sincronizada com a taxa de inflação, quando há um aumento da SELIC, mostra a tentativa do BCB de diminuir o nível de preços, entretanto não conseguiu conter a inflação dentro da meta durante os 3 momentos de crise supracitados.

Figura 4 – IPCA e taxa Selic no Brasil 2000-2023 – média anual em (%)



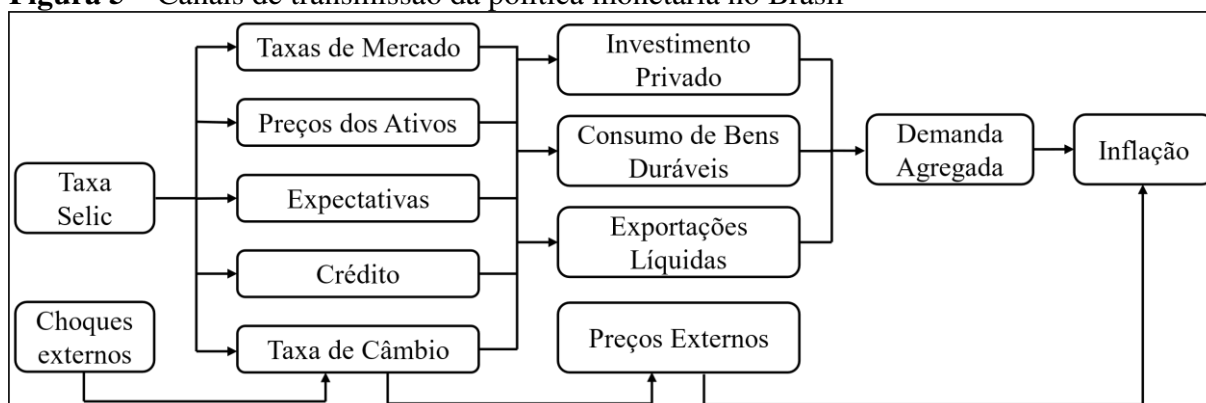
Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio (2023), a partir dos dados de SGS (2024).

Sendo o Brasil uma economia aberta, com regime de câmbio flutuante e inserida no RMI, os impactos da política monetária por meio do controle da taxa SELIC também afetam a taxa de câmbio. Por conta de o país ser uma pequena economia aberta, ou seja, de ser influenciado pelo mercado internacional, as decisões do Copom levam em consideração o comportamento externo, mais especificamente as taxas de juros internacional e as taxas de câmbio, que se tornam fatores determinantes na eficácia da política monetária.

Modenesi (2005) explica como funciona o mecanismo de transmissão da política monetária no cenário brasileiro. Conforme mostra a Figura 5, as variações da SELIC afetam a economia por, fundamentalmente, cinco canais de transmissão: as taxas que dependem da SELIC, o preço dos ativos, as expectativas dos agentes, o crédito disponível na economia e a taxa de câmbio. De acordo com o autor, quando o BACEN decide modificar a SELIC, os resultados da política monetária induzem alterações no volume de investimento privado e no consumo de bens duráveis que, somados ao impacto nas exportações líquidas, atingem a demanda agregada que é refletido na inflação. Observa-se que a taxa de câmbio pode sofrer variações provindas de choques externos, alterando o nível de preços externos e atingindo o nível de preços por um canal secundário.

O estudo de Tomazzia e Meurer (2009) reforça o efeito da taxa de juros sobre o consumo de bens duráveis ao mensurar o impacto dos choques monetários no produto de setores industriais utilizando um modelo econométrico de Vetores Autorregressivos (VAR) e dados de 1999 a 2008. Os autores encontram resultados para o setor de bens duráveis mais rápido e mais forte em comparação aos outros setores industriais da economia.

Figura 5 – Canais de transmissão da política monetária no Brasil



Fonte: Elaborada pelo autor, a partir dos dados de BCB (2023) e Modenesi (2005).

Conforme destaca Giambiagi *et al.* (2011), a economia brasileira foi marcada por anos de inflação elevada até a década de 1990, onde o Plano Real foi bem-sucedido em controlar os

níveis de preços. A adoção do câmbio flutuante pelo país em 1999 e a inserção da economia no RMI trouxe ao campo econômico a relevância do câmbio como canal de transmissão da política monetária e, por conseguinte, controle da inflação. Desse modo, muito tem se debatido acerca deste canal tão atuante no contexto do regime e no controle de preços no Brasil.

Já para Serrano (2010) os pressupostos para o funcionamento do RMI no Brasil não são sustentados e o sistema funciona por meio da relação entre taxa de juros e câmbio para o controle da inflação. Dito posto, o país presenciaria uma inflação de custos onde um aumento na taxa de juros valoriza a taxa de câmbio nominal que, por sua vez, impactaria fortemente nos custos e assim sobre todos os preços da economia.

Barboza (2015) avalia os mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil e identifica obstruções nos canais de transmissão em diferentes graus na economia nacional. O estudo revela que as obstruções são decorrentes de fatores como a segmentação do mercado de crédito, baixa incidência do crédito no determinante da renda, baixa participação de letras do tesouro nacional na composição da dívida pública, problemas no canal de juros que inviabiliza a transmissão para as taxas de longo prazo e a presença de preços administrados na composição do IPCA, que são insensíveis aos determinantes da oferta e demanda, uma vez que são fixados.

O autor expõe que o Brasil apresenta a maior taxa de juros do mundo, elevada acima de qualquer patamar de economias desenvolvidas, e confere essa característica sendo um efeito colateral das obstruções dos mecanismos de repasse da política monetária.

Para Minella *et al.* (2003), o RMI desempenhou um importante papel no cenário macroeconômico brasileiro no que diz respeito à credibilidade e volatilidade da taxa de câmbio. De fato, os países emergentes enfrentam dificuldades na adoção do regime em comparação aos países desenvolvidos, dado que necessitam aumentar a credibilidade da autoridade monetária e reduzir o nível de preços em conjunto enquanto ainda são suscetíveis à choques externos. No caso brasileiro, os autores avaliam os primeiros anos do regime (1999-2002) e apresentam evidências deste em relação ao comportamento do BACEN, taxa de inflação e câmbio.

Os resultados encontrados comprovam que o RMI no Brasil se mostrou competente ao conseguir manter o nível de preços baixo no contexto de grandes perturbações no cenário econômico. Durante os primeiros anos do regime, O BACEN firmou ser capaz de conter as expectativas inflacionárias e tomar as medidas necessárias para cumprir a meta estipulada. Mesmo na crise de 2002, os autores relatam que o regime conseguiu se sobressair

relativamente bem ao permitir que a taxa de câmbio se ajustasse a taxa de juros e impedir a propagação dos preços.

Mendonça (2004) aplica dois índices para tentar mensurar a credibilidade do RMI no Brasil, encontrando resultados diferentes em cada índice, o primeiro mostra um alto nível de credibilidade enquanto o segundo, um nível muito baixo. A diferença, segundo o autor, é por conta da metodologia utilizada pelos índices, enquanto um considera que, se a meta for estabelecida em 2% e, caso a inflação ultrapasse 20%, então haverá a perda de credibilidade. Já o segundo índice é mais sensível às variações da meta e, caso a taxa de inflação fique acima ou abaixo de 2% da meta estipulada, os agentes perdem a credibilidade mais rapidamente.

Por conta da tentativa do BACEN em aumentar sua credibilidade no curto prazo ao adotar metas de inflação baixas e, por conseguinte, utilizar-se de altas taxas de juros para garantir o cumprimento das metas em pouco tempo, conseqüentemente aumenta a dívida pública e reduz a aceleração da atividade econômica. Em conclusão do estudo, o autor relata que a perda de credibilidade do RMI no Brasil não se concentra na adoção do regime, mas sim em como a meta e o horizonte temporal são definidos.

Curado e Oreiro (2005) fazem uma avaliação crítica do regime de metas de inflação no Brasil por meio dos resultados apresentados em relação à inflação, crescimento do produto e do relacionamento entre política monetária e fiscal. Para os autores, o RMI foi bem-sucedido em conter o avanço da inflação, mas falha em manter o crescimento macroeconômico, dado o baixo crescimento do PIB e da elevada dívida pública. Nessa linha de pesquisa, Mendonça (2007) também relata que as elevadas taxas de juros utilizadas pelo BACEN para neutralizar a inflação entre 1999 a 2004 gerou conseqüências na economia, frisando que uma política monetária contracionista ocasiona uma queda na atividade econômica e aumenta a taxa de desemprego.

O estudo de Arestis, Paula e Ferrari-Filho (2009) é focado em analisar diferentes países emergentes que adotaram o RMI e comparar com países onde o regime não foi adotado. Constata-se que em ambos os casos houve sucesso no controle da inflação, contudo mesmo o Brasil apresentando uma das maiores taxas de juros do mundo, ainda ostenta uma inflação média anual elevada, impactando negativamente no crescimento econômico do país e na dívida pública. Os autores destacam que economias abertas da América Latina apresentam certa vulnerabilidade à choques externos e a volatilidade cambial ocasiona mudanças na taxa de inflação que provocada a inabilidade desses países inseridos no regime de atingir suas metas.

Em suma, os estudos do caso brasileiro evidenciam que é inegável o mérito do RMI no que tange o controle dos preços. Contudo, o custo de manter uma inflação baixa e estável, que é um dos pilares teóricos do regime, é sustentado pela alta volatilidade da taxa de juros, que reflete em redução no crescimento econômico que fora identificado em diversos estudos. Além disso, a manipulação da taxa de juros também causa desvalorização cambial, que afeta a economia por outros canais de transmissão e pode ser potencializado por choques externos na economia brasileira.

Nesse sentido, estudos como o de Barbosa-Filho (2008), Araujo, Araújo e Ferrari Filho (2018) e Araújo e Arestis (2019), fazem um levantamento do desempenho da economia brasileira sobre o RMI durante vários períodos e que, juntos, conseguem analisar o impacto do regime durante toda a sua trajetória no Brasil. Estudos econométricos apresentados por Fonseca, Peres e Araújo (2016), Maciel (2006), Modenesi e Araújo (2013), Carrara e Correa (2012), sustentam as evidências empíricas de que a taxa de juros é ineficaz no controle do IPCA no Brasil e que sua elevação apresenta efeitos negativos em diversos segmentos da economia, como a apreciação cambial, redução no crescimento econômico e aumento da dívida pública.

O trabalho de Barbosa-Filho (2008) se compromete a analisar teoricamente o RMI no Brasil desde a sua adoção ocorrida em 1999 até 2006. Segundo o autor, apesar do trilema das economias abertas em optar por taxa de câmbio flutuante, política monetária independente e perfeita mobilidade de capital, a taxa de câmbio desempenhou um papel fundamental durante o período analisado dado que os preços domésticos dos bens comerciáveis do país são determinados pela inflação e câmbio estrangeiro. Além disso, alguns produtos não comerciáveis também sofriam alterações pela taxa de câmbio por conta da privatização que ocorrera na década de 1990, resultando assim em uma conexão entre a taxa de inflação e a taxa de câmbio durante o período de 1999-2006.

Quanto ao desempenho macroeconômico, o país apresentou sucesso no controle da inflação quando a taxa de câmbio cooperou com o BCB, permitindo manter o IPCA dentro da meta estipulada. Em comparação ao regime anterior, de metas cambiais, a taxa de inflação analisada durante o regime se mostrou inferior, ainda que maior do que os padrões internacionais. Entretanto, o crescimento econômico não melhorou mesmo durante 1999-2006, em que o cenário mundial representou um ambiente favorável para o crescimento das economias (Barbosa-Filho, 2008).

Araújo e Arestis (2019) também avaliam o desempenho do regime de metas de inflação na economia brasileira entre 1999 a 2018, questionando se o arcabouço teórico de

que a estabilização dos preços é o principal objetivo a ser perseguido e a taxa de juros o único instrumento a ser utilizado. O principal diferencial do Brasil em relação às demais economias que adotaram o regime recai sobre o horizonte temporal, enquanto as demais utilizam em um horizonte entre 2 e 3 anos para a meta, permitindo uma maior flexibilização do regime, a economia nacional possui um regime mais rígido, com o horizonte de 1 ano, que carece de uma taxa de juros maior para atingir o objetivo.

Por meio de dados empíricos, os autores comparam o nível de inflação no país em relação aos demais países aderentes ao regime e, assim como Barbosa-Filho (2008), também relatam que, apesar do controle da inflação, o nível de preços ainda é elevado quando observado nos demais países. Também identificam que, durante 1999-2018 a economia brasileira apresentou uma taxa de crescimento baixa e instável com média de 2,25%, sendo o reflexo da alta taxa de juros real e nominal, que apresentou uma média de 13,65% no período observado.

Utilizando um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), os autores apresentam a prova empírica sobre os mecanismos de transmissão da política monetária no que tange a sua eficácia no controle da inflação. Os resultados apontam que há baixa sensibilidade da taxa de inflação em relação à taxa de juros, assim quando há um aumento da taxa de juros, os efeitos no nível de preços não são repassados de imediato e nem em sua totalidade, denunciando a incapacidade da taxa de juros no controle direto da inflação. As consequências da alteração dos juros ainda afetam de forma negativa o PIB industrial, que desencoraja o investimento privado e agrava as taxas de crescimento econômico (Araújo; Arestis, 2019).

A conclusão do estudo de Araújo e Arestis (2019) retrata um quadro que já é observado por demais autores, como relata Barboza (2015), de que o mecanismo de transmissão da política monetária não funciona como deveria, dada a baixa sensibilidade da inflação em relação à taxa de juros. Assim, alguns estudos mostram também que, na verdade, o controle inflacionário no RMI brasileiro é resultado das flutuações cambiais, também conhecido como efeito *exchange rate pass-through* (ERPT), que corresponde ao efeito de uma alteração na taxa de câmbio no nível de preços.

Fonseca, Peres e Araújo (2016) realizam uma análise comparativa com evidências empíricas para países emergentes, incluindo o Brasil, ao estimar por meio de um modelo econométrico de Vetor de Correção de Erros (VEC), a eficácia do RMI nessas economias. Os autores argumentam que, no caso brasileiro, o *pass-through* ocasionou choques nos preços, principalmente nas economias onde o regime é mais rígido como no Brasil, tornando a taxa de juros refém do câmbio. Os resultados do modelo estimado apresentam consonância com a

literatura já exposta a respeito da ineficácia da taxa de juros no controle da inflação, mais especificamente, os autores obtêm evidências de que, na análise dos 6 países emergentes (África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, Coreia do Sul e México), o Brasil apresenta a pior resposta à política monetária aplicada. Nesse sentido, a elevação da taxa de juros pode ocasionar efeitos negativos na economia, como a imobilização da renda, aumento da taxa de câmbio e hiato do emprego.

No cenário brasileiro, o debate sobre o RMI e o papel da taxa de câmbio no regime revela-se o ponto chave nos estudos sobre o *pass-through* no país. A crítica de Serrano (2010) sobre o RMI no Brasil é fundada na ideia de que o sistema não funciona como deveria por não sustentar nenhum dos pressupostos do novo consenso macroeconômico, os quais propõem o controle da demanda agregada e do hiato do produto por meio das definições da taxa de juros, mas que é sustentado por uma estrutura baseada nos impactos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio medida em dólar e, conseqüentemente, nos custos.

O estudo de Maciel (2006) estima o ERPT para o Brasil entre 2000 e 2005, para tanto, o autor parte da ótica de dados desagregados, por meio do Modelo de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e, utilizando um modelo microeconômico de concorrência perfeita para avaliar os efeitos do *pass-through* para cada indústria, revisa a classificação de bens comercializáveis e não comercializáveis. Os resultados apontam que o efeito do câmbio leva até dois meses para impactar o IPCA, sendo potencializado pela perturbação nos preços de combustíveis e alimentos que são mais sensíveis às variações cambiais, ademais, constata-se a incidência de um *pass-through* incompleto para a economia no curto e no longo prazo e uma alteração maior nos preços, sob uma ótica agregada, dos produtos comercializáveis, apresentando uma alteração de 40,88% em 10 meses.

Para Assis, Fonseca e Feijó (2019), economias abertas como o Brasil dependem da influência que a taxa de câmbio exerce sobre os preços para garantir o equilíbrio do regime de metas de inflação. Na visão dos autores o grau do *pass-through* de produtos importados depende da moeda, seja a moeda originária do país produtor, do mercado de destino ou de uma moeda que não faz parte das transações entre duas economias.

Outra vertente ainda pouco abordada na literatura a respeito dos desdobramentos do RMI na economia brasileira é apresentada por Oreiro e Feijó (2010), que avalia a questão do processo de desindustrialização da economia brasileira nos últimos anos. Os autores apresentam o debate entre os economistas que atribuem a diminuição da participação da indústria nacional às transformações ocorridas no sistema financeiro brasileiro nas últimas

décadas contra aqueles que acreditam que tais transformações, na verdade, permitiram às indústrias se desenvolverem tecnologicamente, viabilizando a expansão industrial.

O debate é pautado, sobretudo, nas condições em que a abertura financeira e a apreciação cambial proporcionaram à economia brasileira o processo de desindustrialização, que pode ser positivo ou negativo ao país, a depender do fato gerador. Segundo os autores, uma desindustrialização positiva é aquela gerada quando a diminuição da participação da indústria no emprego e no valor adicionado ao produto dá-se por conta da migração das atividades industriais para o exterior, sendo acompanhada por um aumento da participação de produtos com maior teor tecnológico e das exportações.

O caso negativo estaria associado ao expurgo da atividade industrial ocasionada por mudanças no catálogo de exportação do país, sendo maior em produtos com baixo valor adicionado ou baixa proporção tecnológica, propiciada por uma apreciação da taxa real de câmbio que seria germinada de recursos naturais escassos. O autor explica que esse tipo de desindustrialização carrega o nome de “doença holandesa”, sendo originada de uma falha de mercado. Bresser-Pereira (2008) argumenta que, a valorização cambial, nesse sentido, pode não estar associada com os recursos naturais, sendo promovida por políticas econômicas para o controle inflacionário.

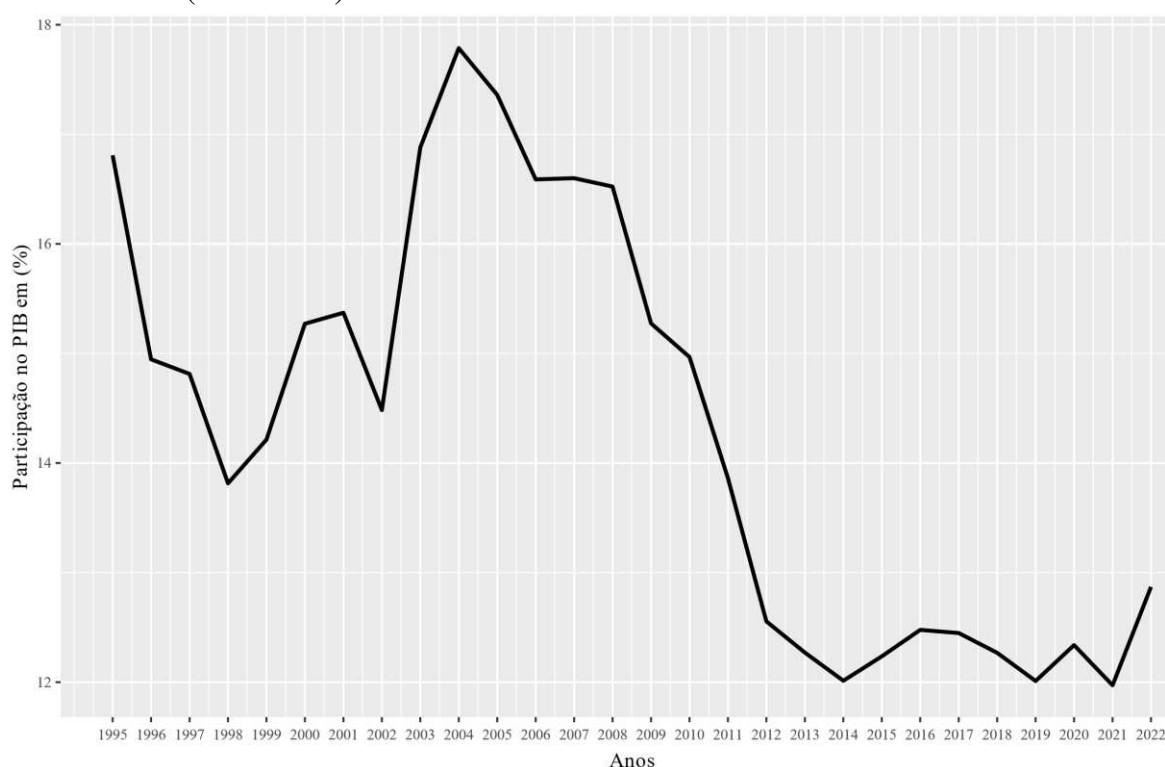
A literatura aponta que, as causas do processo de desindustrialização em economias são geradas a partir de fatores tanto endógenos quanto exógenos. Assim, o desenvolvimento econômico culminaria em um processo natural de desindustrialização das economias, atingido por um certo grau da renda *per capita*. Também é possível associar o processo a mudanças da elasticidade renda da demanda por produtos industrializados e serviços (Oreiro; Feijó, 2010).

Souza e Silva (2017) argumentam que o processo natural de desindustrialização é causado por inúmeros fatores, entretanto a “doença holandesa” é, essencialmente, produto de uma desindustrialização precoce. O estudo dos autores realiza uma análise do Brasil entre 1995 a 2014 para avaliar se a apreciação cambial foi a causa da desindustrialização no país, utilizando-se de dados econômicos como a participação do PIB da indústria de transformação no PIB total do Brasil. Os dados utilizados podem ser observados na Figura 6, atualizada até 2022, exibindo a queda da participação da indústria de transformação na participação do PIB brasileiro que representava 17,79% de participação em 2004 para 11,97% em 2021, menor valor já registrado.

Para Nassif (2008), o cenário ainda não configura um processo de desindustrialização no país, apesar do declínio da parcela de participação da indústria de transformação no PIB, o autor reforça que, as mudanças estruturais na economia brasileira ocorridas entre metade da

década de 1980 até o término de 2005, não caracterizam, necessariamente, um processo de desindustrialização. Entretanto, o autor faz um alerta a respeito dos riscos a longo prazo para a economia decorrentes da sobrevalorização da moeda nacional em relação ao dólar, que esta presente na análise de seu estudo entre 1980 a 2006, podendo ocasionar a redução da participação da indústria de forma prematura.

Figura 6 – Participação da indústria de transformação no Produto Interno Bruto do Brasil (1995-2022)



Fonte: Elaborada pelo autor com software RStudio (2023), a partir dos dados de IPEA (2024).

Estudo recente de Modenesi *et al.* (2023) investiga os impactos da política monetária na distribuição de renda no Brasil, para tanto os autores utilizam um modelo econométrico para relacionar o índice de Gini com as variações na taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC). O trabalho mostra que um aumento na taxa de juros impacta positivamente no índice, aumento a desigualdade de renda, enquanto que um aumento na atividade econômica e na geração de emprego ocasiona uma redução na desigualdade de renda.

Berisha, Gupta e Meszaros (2020) analisam a relação entre distribuição de renda, taxa de juros e inflação no BRICS entre 2001 a 2015. Os autores identificam que, quando a autoridade monetária utiliza uma política monetária para a estabilização em nível macroeconômico, apesar de aumentar o crescimento econômico, também aumenta a

desigualdade de renda. Além disso, o estudo também conseguiu captar uma relação positiva entre a taxa de juros real e desigualdade de renda nos países analisados, sobretudo após 2008.

Diante ao exposto acerca da literatura do regime de metas de inflação na economia brasileira, compreende-se que diversos são os efeitos da alta taxa de juros utilizada pelo RMI para manter o controle da inflação, sendo: i. baixa sensibilidade inflação-juros; ii. estagnação no crescimento econômico; iii. incidência do efeito *exchange rate pass-through*; iv. evidências de uma possível “doença holandesa”; v. aumento da desigualdade de renda; e vi. apreciação cambial. Nesse sentido, o presente trabalho busca explorar uma nova perspectiva ainda pouco disseminada na bibliografia sobre o regime, que diz respeito aos seus impactos distributivos por faixas de renda.

A partir do levantamento dos trabalhos empíricos realizados sobre os aspectos econômicos da conjuntura brasileira já expostos e, como o de Pimentel e Modenesi (2023), Nassif, Feijó e Araújo (2020), Araújo *et al.* (2020) e Modenesi e Araújo (2013), foi possível observar a utilização de modelos econométricos de vetores autorregressivos, que permitiram a constatação de evidências que corroboram a tese dos estudos e apresentaram resultados condizentes com a teoria econômica. Desta forma, pretende-se estruturar um modelo econométrico adequado para mensurar quais são os impactos que a taxa de juros estimula em cada faixa de renda e como estas perturbações afetam a economia brasileira.

4 METODOLOGIA

Nesta seção é apresentada a metodologia utilizada nesta dissertação para averiguar a relação entre a inflação por faixa de renda e a taxa de juros da economia brasileira. A seção está dividida em duas seções secundárias: a primeira aborda a metodologia utilizada no modelo empírico e a segunda apresenta a fonte de dados utilizados.

4.1 MODELO EMPÍRICO

Wooldridge (2019) define o conceito de série temporal, também chamado de processo estocástico, como sendo qualquer conjunto aleatório de dados indexado pelo tempo. Para o autor, ao trabalhar com modelos de regressão utilizando séries temporais deve-se levar em consideração a estacionariedade da série temporal, ou seja, se seus dados variam sobre uma média e variância constantes ao longo do tempo, pois somente é possível analisar seu comportamento durante todo o período de tempo em questão. Segundo Gujarati e Porter (2011), a estimação de modelos onde a série é não estacionária – média e variância não constantes ao longo do tempo – tem-se uma regressão espúria, onde o coeficiente de determinação (R^2), apesar de fornecer um valor alto, não necessariamente reflete que há relações entre as variáveis, resultando em uma regressão sem sentido.

Hill, Griffiths e Lim (2017) e Morettin (2006) consideram que a maioria das séries temporais econômicas e financeiras não são estacionárias, seja pela tendência, por ciclos ou pela sazonalidade que os dados apresentam. Isso posto, uma série não estacionária pode ser transformada por meio da diferenciação sucessiva, sendo a primeira diferença definida por:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (4.1)$$

Com a finalidade de se obter uma série estacionária, quando a ordem de integração, conhecida na econometria como ordem d ou $I(d)$, apresentar um valor maior ou igual a 1, reflete que a série foi diferenciada e agora é estacionária, sendo necessário, normalmente, uma ou duas diferenças para que a série seja ajustada.

Hill, Griffiths e Lim (2017) mostram que a estacionariedade de uma série pode ser verificada por meio de testes de raiz de unitária. Considerando um modelo Autorregressivo (AR), temos que:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (4.2)$$

A equação representa um modelo AR(1) pois Y_t fica em função de suas próprias formas defasadas (Y_{t-1}), acrescido de um termo de erro estocástico (u_t), também chamado de ruído branco, se esse possuir média zero, variância constante e não for auto correlacionado. No modelo, se $|\rho| < 1$ então trata-se de uma série estacionária e, caso $\rho = 1$, apresenta o problema de raiz unitária e obtém-se um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, ou seja, um processo estocástico não estacionário.

Conforme ressaltam Hill, Griffiths e Lim (2017), o teste de raiz unitária não deve ser realizado pelo modo usual de estimação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois forneceria um resultado viesado no caso de raiz unitária. Desse modo, manipula-se a equação (5.2), subtraindo Y_{t-1} em ambos os lados:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (4.3)$$

Onde $\delta = \rho - 1$ e ΔY_t representa a primeira diferença da série Y_t . Ao estimar a equação (5.3), testa-se a hipótese nula (H_0) de que $\delta = 0$, sendo a hipótese alternativa (H_1) de < 0 , assim, se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, portanto, não rejeita-se a hipótese nula, isto é, a série tem raiz unitária e é não estacionária.

Para Gujarati e Porter (2011) e Hill, Griffiths e Lim (2017), a estimação da equação (5.3) por meio de MQO fornece o valor t de Student para verificação da hipótese nula ($\delta = 0$), contudo, o valor do teste t não é válido, pois o coeficiente estimado de Y_{t-1} não segue a distribuição t quando a hipótese nula se concretiza, fazendo com que a variância aumente quando a amostra aumenta. Nesse sentido, Dickey e Fuller (1979, 1981) demonstraram que, quando a hipótese nula é confirmada, o valor t de Y_{t-1} segue a estatística τ (tau) para comparação com os valores críticos gerados.

Na literatura, o teste de tau ficou conhecido como teste Dickey-Fuller (DF) e oferece três formas distintas de testagem, sob três hipóteses nulas diferentes como mostra Gujarati e Porter (2011):

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.6)$$

A equação (4.4) representa que Y_t é um modelo de passeio aleatório, enquanto a equação (4.5) mostra que Y_t é um modelo de passeio aleatório com deslocamento e a equação (4.6) expõe um modelo onde Y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística, representada por t . Assim, em cada um dos casos, as hipóteses são: hipótese nula (H_0): $\delta = 0$, ou seja, há uma raiz unitária, logo a série temporal é não estacionária ou a série possui uma tendência estocástica; hipótese alternativa (H_1): $\delta < 0$, a série temporal é estacionária.

Conforme Greene (2018), na utilização teste DF é admitida a hipótese de que o termo de erro não é correlacionado, sendo o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) mais adequado para os casos em que os termos u_t apresentam correlação, sendo representado como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

Sendo que ε representa um termo de erro puro e $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, etc. De acordo com o autor, o número de termos de diferenças a serem incluídos são determinados empiricamente, com o objetivo de incluir defasagens suficientes para que o termo de erro da equação (4.7) seja serialmente não correlacionado. Assim, no teste DFA também é possível testar se $\delta = 0$ por seguir a mesma distribuição assintótica estatística do teste DF.

Gujarati e Porter (2011) expõem que, uma alternativa ao teste de raiz unitária introduzido por Dickey e Fuller é o teste proposto originalmente por Phillips e Perron (1988), que leva em consideração o tratamento da correlação serial dos termos sem a adição dos termos defasados de diferença e seguem a mesma distribuição assintótica do teste ADF.

Outra alternativa para o teste DF e Phillips-Perron é proposta por Elliot, Rothenberg e Stock (1996), partindo de modificações dos resultados do teste ADF proposto por Dickey e Fuller (1979, 1981), o teste ficou conhecido como Dickey-Fuller *Generalized Least Square* (DF-GLS), onde a equação é estimada por MQO visando corrigir o problema de baixo poder do teste DF. Os autores propõem ainda, a utilização de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para extração da tendência, estimando a seguinte equação para o teste de raiz unitária:

$$\Delta Y_t^d = \alpha_0 Y_{t-1}^d + \alpha_1 \Delta Y_{t-1}^d + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p}^d + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Onde Δ é o operador de diferença, Y_t^d uma série com tendência, removida por meio de MQG, α representa os coeficientes a serem estimados e ε sendo identificado como o termo de erro. Utilizando os mesmos critérios do teste ADF, sendo a hipótese nula: $H_0: \alpha_0 = 0$ para a presença de raiz unitária, contra a hipótese alternativa: $H_1: \alpha_0 < 0$, para estacionariedade.

O estudo de Ng e Perron (2001) tem como objetivo elevar o poder dos testes de raiz unitária e fornecer um critério para a seleção de número de defasagens que ofereça o melhor resultado. Segundo os aludidos autores, os testes que utilizam o MQG para extração de tendência, quando associados ao *Modified Akaike Information Criterion* (MAIC), traz os maiores níveis de significância, sendo esse o critério de escolha para a defasagem que exprime a menor autocorrelação.

De acordo com Enders (2014), um Vetor Autorregressivo (VAR) é uma extensão do modelo Auto Regressivo (AR), que envolve um modelo multivariado utilizando um conjunto de séries temporais onde cada variável é uma função linear de seus valores defasados e dos valores defasados de outras variáveis, além disso, considera-se que todas as variáveis são endógenas. Hyndman e Athanasopoulos (2018), descrevem um modelo de VAR(1) em sua forma comum sendo:

$$y_{1,t} = c_1 + \phi_{11,1}y_{1,t-1} + \phi_{12,1}y_{2,t-1} + e_{1,t} \quad (4.9)$$

$$y_{2,t} = c_2 + \phi_{21,1}y_{1,t-1} + \phi_{22,1}y_{2,t-1} + e_{2,t} \quad (4.10)$$

Onde $e_{1,t}$ e $e_{2,t}$ representam um ruído branco, também chamado de choques aleatórios, $\phi_{ii,l}$ captura a perturbação da l -ésima defasagem da variável y_i sobre ela mesmo, enquanto o coeficiente $\phi_{ij,l}$ captura a influência da l -ésima defasagem de y_j em y_i . Assim, estima-se o modelo em nível quando as variáveis são estacionárias ou em primeira diferença quando forem não estacionárias.

O VAR é utilizado para análises empíricas em modelos macroeconômicos, como proposto inicialmente por Sims (1980), e contempla sistemas de equações em que se observa simultaneidade das relações; o VAR pode ser visto, portanto, como a forma reduzida de um sistema de equações simultâneas dinâmicas. O coeficiente de médias móveis de um VAR também é conhecido como função de impulso-resposta e de grande importância na análise de choques para p passos à frente.

Um modelo VAR também pode ser representado matricialmente em sua forma estrutural, considerando uma defasagem $(t-1)$ e n variáveis x_n :

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{pmatrix} \quad (4.11)$$

De forma compactada pode ser apresentado como:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (4.12)$$

Onde pré multiplica-se por B^{-1} é possível obter-se:

$$X_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 X_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_{t-1} \quad (4.13)$$

Resultando em um VAR na forma reduzida que é expresso como:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (4.14)$$

A forma reduzida (4.14) permite que o VAR possa ser estimado pelo método de MQO, entretanto não viabiliza a identificação dos efeitos de choques exógenos independentes nas variáveis. De acordo com Enders (2004), para identificação das restrições é possível utilizar a fatoração de Cholesky, que torna-se necessário estabelecer restrições sobre as relações contemporâneas entre as variáveis do modelo estimado.

Conforme Araújo, Caldarelli e Cortapasso (2023), para o processo de identificação de um modelo VAR, é essencial a formação de um modelo teórico condizente com a teoria econômica e que apresente as restrições que serão atribuídas nos vínculos contemporâneos entre as variáveis do modelo, com finalidade de obter a identificação do modelo empírico.

Assim sendo, de acordo com a literatura já exposta referente ao RMI, espera-se que uma modificação na taxa de juros gere um impacto negativo no IPCA por faixas de renda, uma vez que a SELIC é a balizadora do índice de inflação no atual regime monetário.

4.2 FONTE DE DADOS

O objetivo do presente estudo é mensurar o impacto da SELIC por faixas de rendas na economia brasileira. Para tanto, utilizou-se os dados de inflação por faixas de renda fornecido

pelo IPEA (2024), que é dividida entre renda muito baixa, baixa, média-baixa, média, média-alta e alta. A Tabela 4 apresenta as faixas salariais dos respectivos grupos de análise em comparação com os valores de janeiro de 2009 e janeiro de 2023.

Tabela 4 – Faixas de renda mensal domiciliar

Faixa de renda	Renda domiciliar (R\$ jan./2009)	Renda domiciliar (R\$ jan./2023)
Renda muito baixa	Menor que R\$ 900,00	Menor que R\$ 2.015,18
Renda baixa	Entre R\$ 900,00 e R\$ 1.350,00	Entre R\$ 2.015,18 e R\$ 3.022,76
Renda média-baixa	Entre R\$ 1.350,00 e R\$ 2.250,00	Entre R\$ 3.022,76 e R\$ 5.037,94
Renda média	Entre R\$ 2.250,00 e R\$ 4.500,00	Entre R\$ 5.037,94 e R\$ 10.075,88
Renda média-alta	Entre R\$ 4.500,00 e R\$ 9.000,00	Entre R\$ 10.075,88 e R\$ 20.151,75
Renda alta	Maior que R\$ 9.000,00	Maior que R\$ 20.151,76

Fonte: IPEA (2024).

O modelo estimado irá contar ainda com a taxa do Sistema Especial de Liquidação de Custódia (SELIC), no período de julho de 2006 a fevereiro de 2024. A justificativa do período analisado dá-se por conta da série de inflação por renda que inicia-se em julho de 2006 pelo IPEA (2024). Os dados representam um total de 212 observações e, as siglas usadas na estimação e suas respectivas fontes podem ser observados na Tabela 5.

Todas as variáveis foram transformadas em logaritmos para serem analisadas como elasticidades, para identificação fora adicionada a letra “l” antes de cada variável para indicar que trata-se do logaritmo. Os testes foram realizados usando o software Eviews 13.

Tabela 5 – Variáveis Utilizadas

Nome	Fonte	Sigla
Taxa de Juros – SELIC	SGS-BCB	selic
IPCA por faixa de renda – Renda muito baixa	IPEA	rmb
IPCA por faixa de renda – Renda baixa	IPEA	rb
IPCA por faixa de renda – Renda média-baixa	IPEA	rmedb
IPCA por faixa de renda – Renda média	IPEA	rmed
IPCA por faixa de renda – Renda média-alta	IPEA	rmeda
IPCA por faixa de renda – Renda alta	IPEA	ra

Fonte: Elaborada pelo autor.

Como o objetivo é estimar o impacto da SELIC nos grupos por faixa de renda, será realizado 6 estimações, uma para cada faixa de renda. Desta forma, o modelo proposto é descrito por:

$$x_t^s = f(selic)$$

sendo que:

x assume as faixas de renda;

$selic$ a taxa de juros básica da economia.

De acordo com a teoria econômica, espera-se encontrar uma relação negativa entre a variável dependente e SELIC, dado que a taxa de juros é o principal instrumento da política monetária para o controle da taxa de inflação na economia brasileira, um incremento na mesma deve diminuir a inflação por faixa de rendas.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados dos testes para a presença de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Elliott-Lothman-Stock (DF-GLS) são apresentados na Tabela 7, e mostram que as séries referentes às faixas de renda apresentam estacionariedade em nível, por outro lado, a variável SELIC só passa ser estacionária quando diferenciada uma vez, portando sendo integrada em ordem I(1). Deste modo, todas as séries foram utilizadas em primeira diferença.

A Tabela 6 apresenta as defasagens dos seis modelos VAR estimados para cada faixa de renda analisada. O critério de escolha ótima de defasagem é feito automaticamente pelo software que leva em consideração o teste de cointegração de Johansen. Assim, estima-se um VAR para cada modelo com as variáveis em níveis e utiliza-se do *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz's Bayesian Information Criterion* (SBIC) e *Hannan and Quinn Information Criterion* (HQIC) para a determinação do número ótimo de defasagens a ser utilizada no modelo.

Tabela 6 – Especificação quanto ao número de defasagem dos modelos utilizados

Variável Dependente	Defasagem
Modelo 1 – Renda muito baixa	3
Modelo 2 – Renda baixa	4
Modelo 3 – Renda média baixa	6
Modelo 4 – Renda média	6
Modelo 5 – Renda média alta	4
Modelo 6 – Renda alta	3

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 7 – Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	Constante						Constante e Tendência						Decisão
	p	ADF	p	PP	p	DF-GLS	p	ADF	p	PP	p	DF-GLS	
lselic	13	-2,848375*	2	-1,837901	12	-1,589737	13	-3,186735*	2	-1,537091	13	-3,005056**	Estacionária em I(1)
Δselic	11	-3,364222**	8	-21,2203***	12	-1,202974	11	-3,403339**	8	-21,33081***	12	-1,979423	
log_rmb	0	-7,914272***	2	-7,911413***	10	-1,333457	0	-7,94394***	2	-7,937***	0	-6,831986***	Estacionária em nível
Δlog_rmb	9	-7,8544***	57	-42,47735***	14	-1,364104	9	-7,868863***	59	-44,97997***	12	-2,912608**	
log_rb	0	-7,949674***	1	-7,902997***	10	-1,418685	0	-7,957366***	1	-7,909797***	0	-7,026315***	Estacionária em nível
Δlog_rb	9	-7,983168***	36	-3847591***	14	-1,123314	9	-7,983418***	37	-3928525***	14	-2,312806	
log_rmedb	0	-8,257636***	3	-8,329572***	10	-1,702159*	0	-8,269828***	3	-8,336805***	0	-7,539339***	Estacionária em nível
Δlog_redb	9	-8,103508***	43	-43,59808***	14	-1,098963	9	-8,090467***	44	-44,69573***	4	-8,831318***	
log_rmed	0	-8,316543***	3	-8,383806***	1	-5,555537***	0	-8,307614***	3	-8,372352***	0	-7,824001***	Estacionária em nível
Δlog_rmed	9	-8,110962***	37	-4522270***	14	-0,819095	9	-8,092999***	37	-45,57652***	14	-2,147226	
log_rmeda	0	-8,240604***	4	-8,236392***	0	-7,064804***	0	-8,221998***	4	-8,216129***	0	-7,858758***	Estacionária em nível
Δlog_rmeda	9	-8,115267***	32	-38,27747***	14	-0,627349	9	-8,095324***	32	-38,45612***	14	-1,983589	
log_ra	0	-8,36356***	2	-8,343954***	12	-1,769983	0	-8,343093***	2	-8,323193***	0	-7,909108***	Estacionária em nível
Δlog_ra	11	-6,137847***	17	-28,50846***	14	-0,921352	11	-6,12111***	17	-28,45787***	14	-1,867483	

Fonte: Elaborada pelo autor.

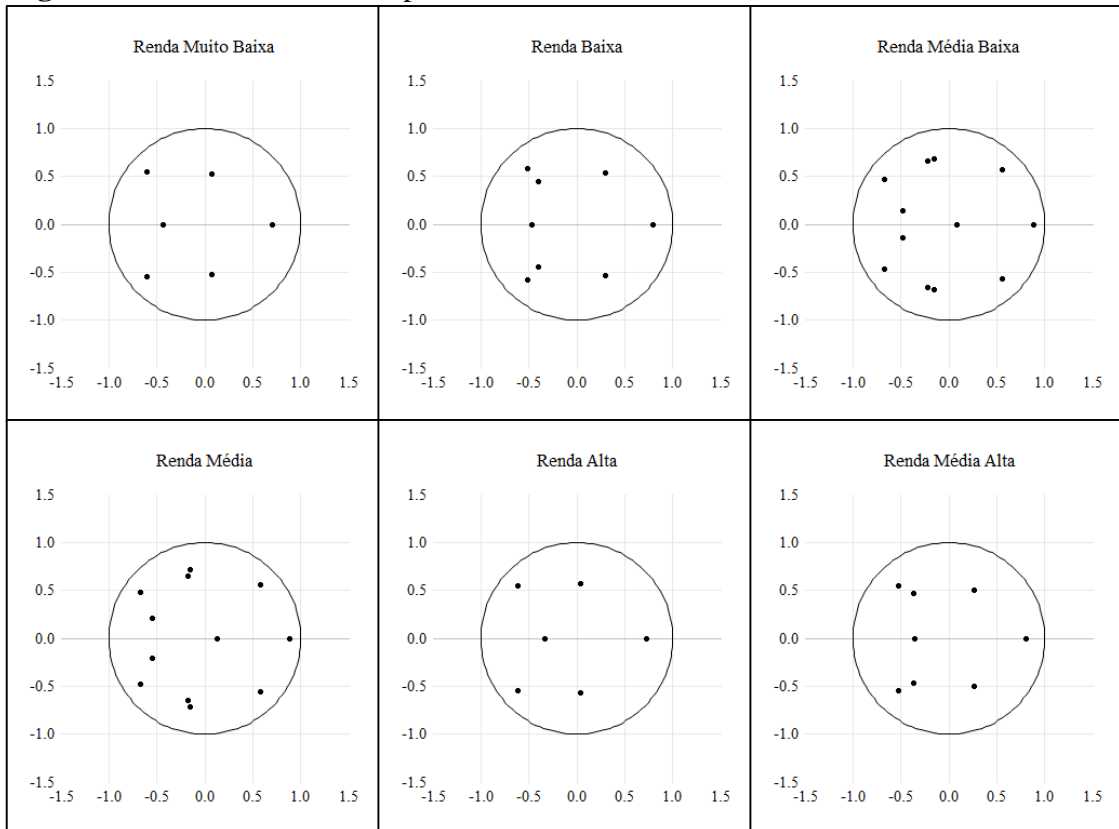
Nota¹: *, **, ***, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Nota²: Newey-West foi o critério de lags utilizado para o teste de Phillips-Perron.

Nota³: Ng-Perron foi o critério de lags utilizado para o teste DF-GLS.

Para analisar a estabilidade dos modelos VAR estimados, utiliza-se da verificação de suas raízes inversas do polinômio, sendo que todas devem constar dentro do círculo unitário para que o modelo seja elegível à estabilidade. A Figura 7 mostra as raízes de todos os 6 modelos estimados, sendo possível observar que todas as raízes encontram-se dentro dos círculos.

Figura 7 – Raízes inversas do polinômio dos modelos estimados

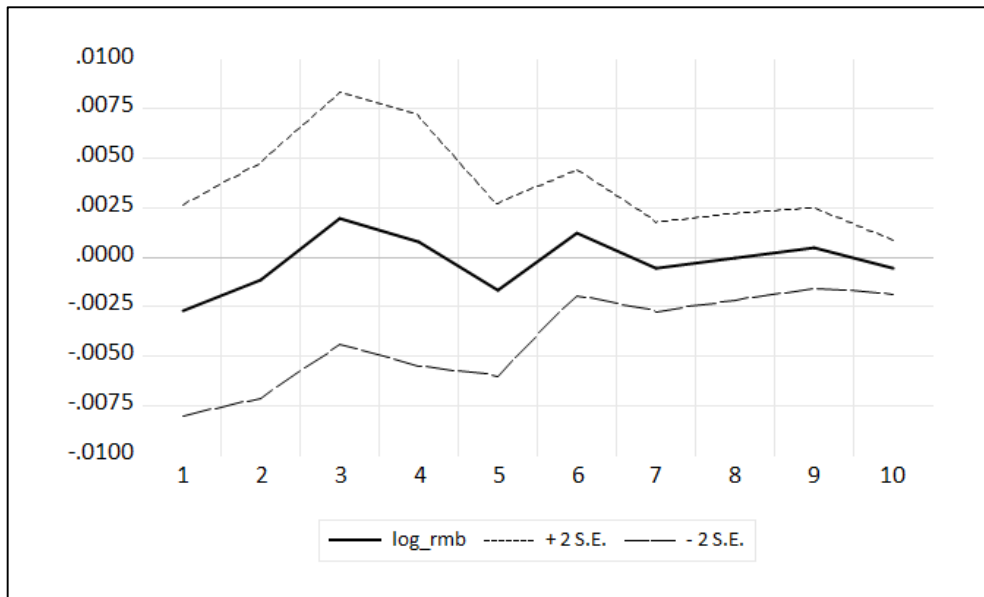


Fonte: Elaborada pelo autor.

A análise da função impulso-resposta permite observar a evolução da trajetória do IPCA por faixas de renda em até 10 meses posterior ao choque da taxa de juros. A Figura 8 apresenta o comportamento do IPCA por renda muito baixa em relação às variações da taxa SELIC, permitindo observar que, quando acometida por um choque oriundo da taxa de juros, os efeitos causam uma redução da inflação para esta faixa de renda na casa de 0,0025% no primeiro período, que vai se dissipando nos períodos posteriores até se estabilizar por volta do sétimo mês após o choque na taxa de juros.

Entretanto, observa-se que o IPCA por faixa de renda muito baixa é praticamente inelástica em relação a SELIC, o que pode sugerir obstruções nos canais de transmissão da política monetária, como já relataram Modenesi (2005), Serrano (2010) e Barboza (2015).

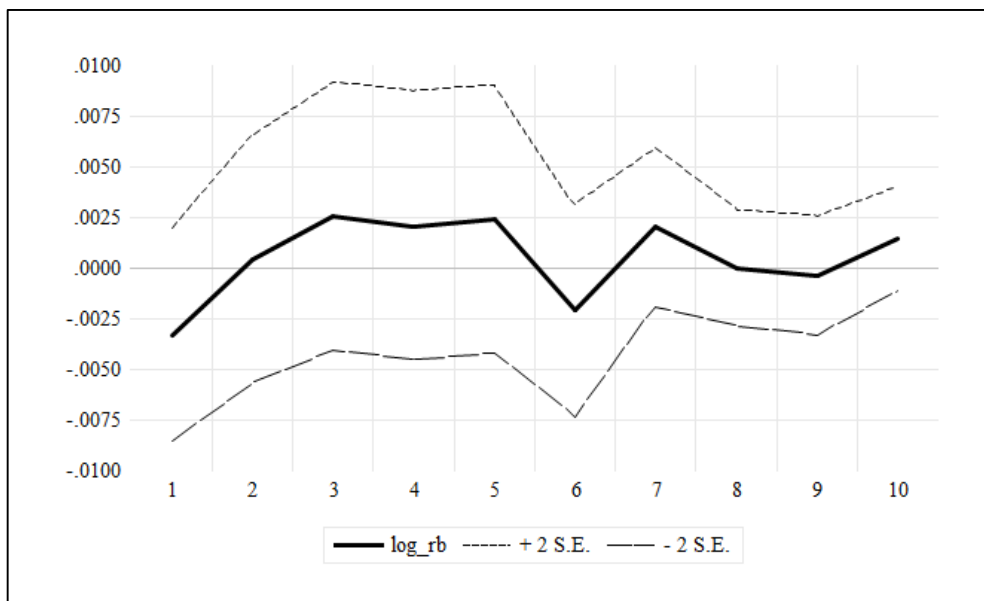
Figura 8 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda muito baixa, em elasticidade



Fonte: Elaborada pelo autor.

A Figura 9 mostra o mesmo choque da taxa de juros em relação ao IPCA por faixa de renda baixa. Assim como na renda muito baixa, o impacto da SELIC é praticamente nulo, na casa de 0,0025% no primeiro mês, se estabilizando por volta do oitavo mês. Também nota-se que o impacto na taxa de juros tende a causar um aumento no IPCA por faixa de renda na casa de 0,0025%.

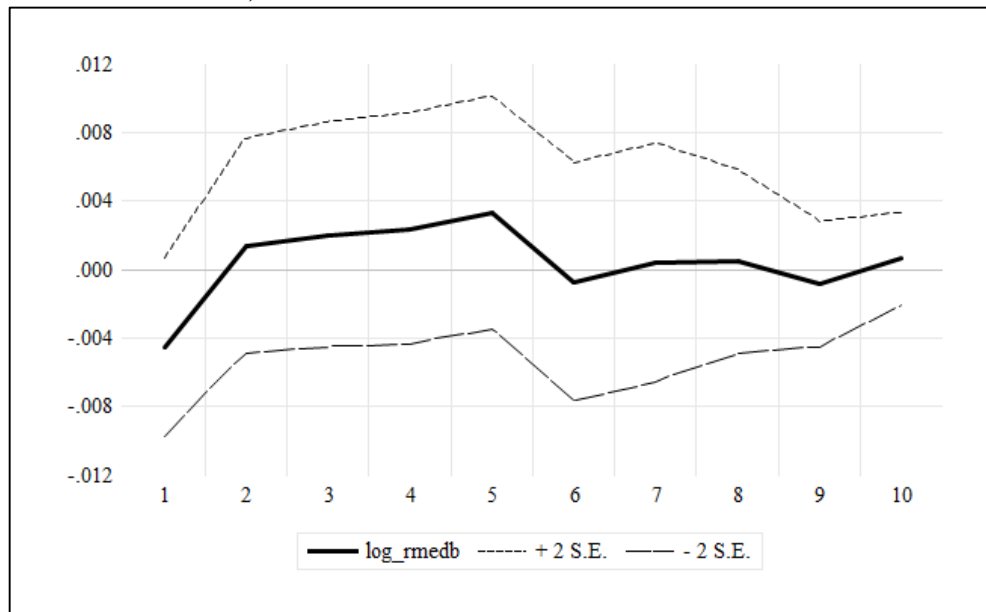
Figura 9 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda baixa, em elasticidade



Fonte: Elaborada pelo autor.

A partir da análise da função impulso resposta na Figura 10 do IPCA por faixa de renda média baixa é possível notar que o impacto de um choque de juros começa a ter um efeito maior do que nas faixas de renda mais baixas. Um choque na SELIC consegue diminuir o a inflação para esta faixa de renda em 0,004%, se estabilizando por volta do sexto mês após a perturbação.

Figura 10 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda média baixa, em elasticidade

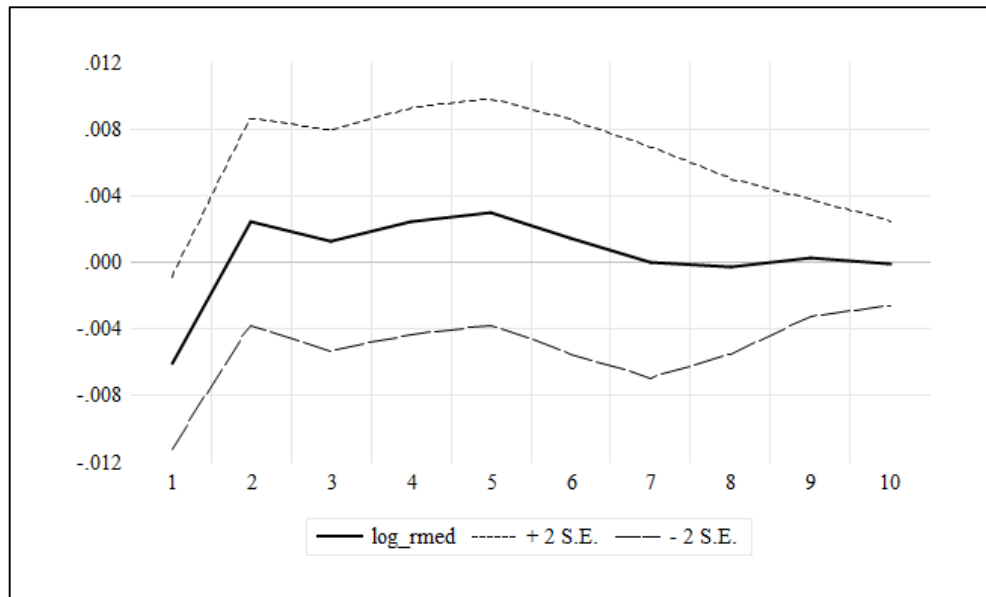


Fonte: Elaborada pelo autor.

A Figura 11 mostra o comportamento do IPCA por faixa de renda média em relação a um choque na taxa de juros em 10 meses. Observa-se que, assim como na renda média baixa, o impacto inicial é de uma redução no IPCA para a faixa de renda analisada em 0,004%, entretanto o comportamento da série passa a ser mais centrado ao redor do ponto inicial, o que pode sugerir mais estabilidade desta faixa de renda, se estabilizando por volta do sexto mês após a aplicação do choque.

Ainda é possível notar que, nas quatro faixas de renda analisadas – renda muito baixa, baixa, média baixa e média – a SELIC provoca pouco impacto na redução da inflação para essas faixas de renda de forma direta, não sendo eficaz para o controle de preços.

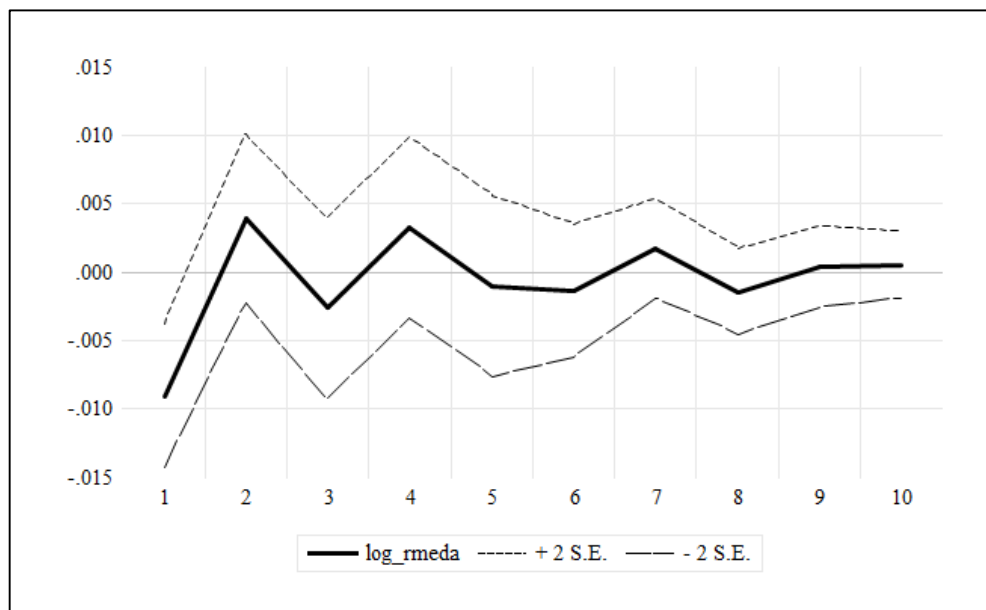
Figura 11 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda média, em elasticidade



Fonte: Elaborada pelo autor.

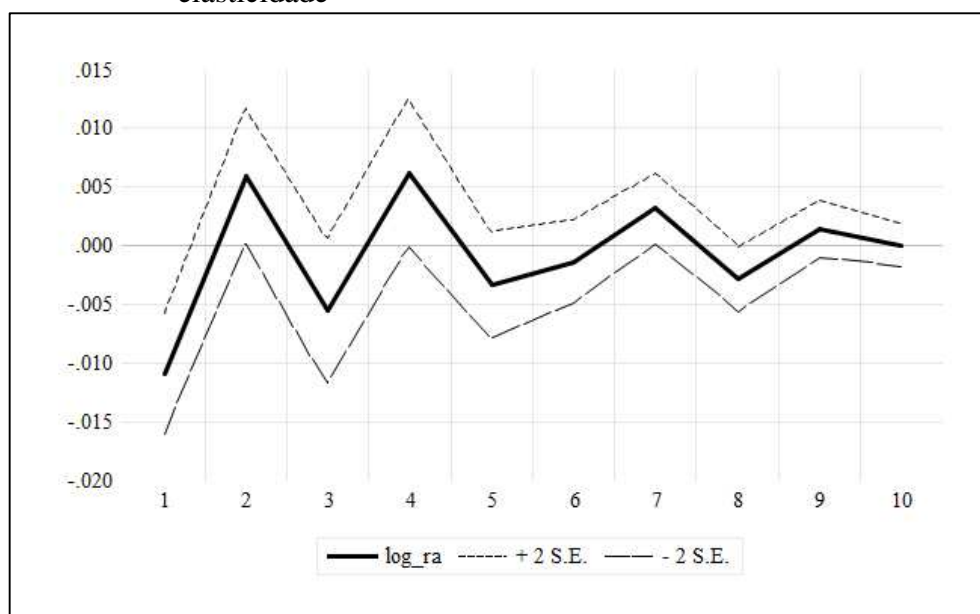
A Figura 12 e 13 apresentam as respostas do IPCA por faixa de renda média alta e alta, respectivamente, em relação a um choque na taxa de juros. É possível notar uma presença maior da taxa SELIC nessas faixas de renda, causando uma redução de 0,08% no IPCA da renda média alta e de 0,01% na renda alta.

Figura 12 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda média alta, em elasticidade



Fonte: Elaborada pelo autor.

Figura 13 – Função impulso resposta, de um choque de um desvio na taxa de juros (SELIC) sobre o IPCA por faixa de renda alta, em elasticidade



Fonte: Elaborada pelo autor.

Uma possível explicação para o fato da SELIC impactar em maior grau as faixas de renda mais alta pode ser atribuído ao fato de que os indivíduos que possuem renda maior aplicam suas riquezas em títulos que podem estar atrelados à taxa de juros, fazendo com que estes sejam mais sensíveis às variações da mesma.

Em suma, observou-se que a taxa de juros possui um impacto muito pequeno em relação ao IPCA por faixas de renda, apresentando um impacto maior nas faixas de renda média alta e alta. Os resultados estão em consonância da literatura acerca do RMI no Brasil, onde autores como Serrano (2010), Barboza (2015) e Araújo e Arestis (2019) apontam a ineficiência da taxa de juros no controle da inflação, seja por obstruções no canal de transmissão por conta do regime não funcionar como deveria, e sim por meio da relação entre taxa de juros e câmbio.

Como a SELIC afeta a inflação através de canais de transmissão da política monetária, reduzindo primeiramente o consumo e investimento, conseqüentemente, reduz a renda e assim impacta a inflação. Desta forma, a população que se enquadra na faixa de renda menor já está no limite do consumo, sendo inelástica às variações da taxa de juros. Políticas públicas que garantem a renda mínima também impedem o empobrecimento ainda maior destas classes, assegurando assim um nível mínimo de consumo.

Além disso, boa parte da cesta de bens consumidos pelas famílias mais pobres apresenta características inerciais, como aluguel, água, luz e transportes, que representam um

forte componente altistas nos últimos anos. Os choques de ofertas das *commodities* acabam afetando os preços dos bens *tradables* que são mais presentes na cesta de consumo da faixa de renda mais baixa, que contribui para a baixa efetividade da política monetária.

Foi identificado em todos os casos analisados, a resposta inversa do choque da SELIC nas inflações por faixa de renda, sobretudo a partir do segundo período. Essa resposta inversa é conhecida na literatura como efeito *price puzzle* que, segundo Sims (1992), configura um aumento no nível de preços agregados dado um choque contracionista na política monetária.

Também é possível notar que existem impactos e transmissões inflacionárias distintas entre as diferentes faixas de renda. As faixas de renda mais baixas são inelásticas em relação a SELIC, o que pode ser explicado por conta da obstrução do canal de juros conforme explica Araújo e Arestis (2019) e Barboza (2015). Assim, a taxa de juros pode impactar o IPCA por faixa de renda indiretamente, por meio do canal de transmissão via IPCA, para então refletir nas faixas de renda.

6 CONCLUSÃO

Este estudo se propôs a estimar os impactos da política monetária, entre julho de 2006 a fevereiro de 2024, na inflação por faixa de renda, fornecido pelo IPEA (2024), que é dividida entre renda muito baixa, baixa, média-baixa, média, média-alta e alta. Para tanto, utilizou-se uma metodologia econométrica com a variável independente SELIC, para cada faixa de renda, resultando em 6 modelos.

Embasado na literatura apresentada, os resultados dos testes de estacionariedade apontaram que as séries utilizadas são estacionárias em nível ou em primeira diferença, o que permite a utilização do modelo VAR, que traz consigo a possibilidade da análise da função de impulso resposta, que permite analisar o comportamento da variável dependente quando há um choque da variável independente. A análise das raízes inversas dos modelos mostra que todos apresentam estabilidade e conseguem prever os choques individuais da SELIC no IPCA por faixa de renda.

Observou-se que as variáveis concernentes ao IPCA por faixa de renda são praticamente inelásticas aos choques individuais gerados pela SELIC, o que invalida a hipótese inicial do estudo, de que a taxa de juros teria um impacto maior na inflação por faixa de renda mais baixas. Foi possível constatar que as faixas de renda média alta e alta apresentaram maior sensibilidade à taxa de juros, possivelmente por conta de investimentos atrelados à SELIC, enquanto as rendas menores apresentam variações ínfimas aos choques da política monetária.

Foi possível constatar a baixa efetividade da política monetária na população que compõe as faixas de renda mais baixas, dado que a cesta de bens consumidos por estes é composta por produtos inelásticos às variações da taxa de juros. A baixa eficácia da taxa de juros em rendas menores também pode ser explicada por conta dos agentes já estarem no limite do consumo.

Em suma, as evidências apontam que, em consenso com a literatura previamente exposta, a política monetária aplicada no regime de metas de inflação no cenário nacional, carece de canais de transmissão que repassam os efeitos da taxa de juros em sua totalidade para as demais variáveis econômicas. Nesse sentido, diversos estudos vêm constatando a ineficácia da taxa de juros no controle da inflação e seus efeitos adversos provocados pelo seu uso indiscriminado para compensar os efeitos de obstruções destes canais.

Dado que o objeto de estudo é um tema ainda relativamente pouco disseminado no âmbito acadêmico, tais conclusões requerem mais pesquisa e análises do tema. Este estudo

buscou verificar os impactos da SELIC para explicar as variações da inflação por faixa de renda, que põe em foco um dos diversos aspectos presentes em uma economia. Diante disto, sugere-se para estudos futuros, a utilização de demais variáveis macroeconômicas para entender a influência destas no nível de preços.

REFERÊNCIAS

- ABREU, M. P. de. **A ordem do progresso**: dois séculos de política econômica no Brasil. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- ALÉM, A. C. D. de. **Macroeconomia**: teoria e prática no Brasil. 1th ed. São Paulo: Elsevier, 2010.
- ALESINA, A.; SUMMERS, L. H. Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. **Journal of Money, Credit and Banking**, [s. l.], v. 25, n. 2, p. 151-162, May 1993. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2077833>. Acesso em: 16 ago. 2023.
- ARAUJO, E.; ARAÚJO, E.; FERRARI FILHO, F. Macroeconomic performance in Brazil under the inflation targeting regime. **Investigación económica**, Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México, v. 77, n. 304, p. 72-101, abr./jun. 2018. Disponível em: <https://www.redalyc.org/journal/601/60157367005/html/>. Acesso em: 11 set. 2023.
- ARAUJO, L. E.; ARAUJO, E. C. DE.; FONSECA, M. R. DA.; SILVA, P. P. DA. Inflation targeting regime and the global financial cycle: an assessment for the brazilian economy. **PSL Quarterly Review**, Rome, v.73, n. 292, Mar. 2020. Disponível em: https://rosa.uniroma1.it/rosa04/psl_quarterly_review/article/view/16422. Acesso em: 1 jul. 2023.
- ARAÚJO, E.; ARESTIS, P. Lesson from the 20 years of the Brazilian inflation targeting. **Panoeconomicus**, Serbia, v. 66, n. 1, p. 1-23, 2019. Disponível em: <https://doiserbia.nb.rs/Article.aspx?ID=1452-595X1901001A>. Acesso em: 2 set. 2023.
- ARAÚJO, E.; CALDARELLI, C.; CORTAPASSO, J. Padrões da transmissão cambial para taxa de inflação no Brasil. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 33, n. 2, p. 363-392, out. 2023. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7570>. Acesso em: 15 dez. 2023.
- ARESTIS, P.; PAULA, L. F. de.; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 1-30, abr. 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0104-06182009000100001>. Acesso em: 28 jul. 2023.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. Inflation targeting: a critical appraisal. **The Levy Economics Institute of Bard College**, New York, n. 388, Sept. 2003. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=447761. Acesso em: 18 jul. 2023.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. New consensus macroeconomics and inflation targeting: keynesian critique. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, Número especial, p. 629-653, dez. 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/HMv8RJyfH5Tk6QqRgHMgMQM/?lang=en>. Acesso em: 7 jul. 2023.
- BALL, L.; SHERIDAN, N. Does inflation targeting matter? *In*: BERNANK, B. S.; WOODFORD, M. (Eds.). **The inflation-targeting debate**. Chicago: University of Chicago

Press, p. 249-282. Dec. 2004. Disponível em: <https://www.nber.org/books-and-chapters/inflation-targeting-debate/does-inflation-targeting-matter>. Acesso em: 10 ago. 2023.

BARBOSA-FILHO, N. H. Inflation targeting in Brazil: 1999-2006. **International Review of Applied Economics**, [s. l.], v. 2, n. 2, p. 187-200, Mar. 2008. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/02692170701880684>. Acesso em: 10 set. 2023.

BARBOZA, R. DE. M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 35, n. 1, p. 133-155, jan./mar. 2015. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/3vqqzfLtzwFhXs7LZndgP5f/>. Acesso em: 20 ago. 2023.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Histórico das metas para a inflação**. Brasília: Gerin, 2021. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>. Acesso em: 26 jun. 2023.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Mecanismos de transmissão da política monetária**. Brasília: Gerin, 2023. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>. Acesso em: 26 ago. 2023.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. Regime de Metas para a inflação no Brasil. **Série Perguntas Mais Frequentes**. Brasília: Gerin, 2016. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/cidadaniafinanceira/Documents/publicacoes/serie_pmf/FAQ%2010-Regime%20de%20Metas%20para%20a%20Infla%C3%A7%C3%A3o%20no%20Brasil.pdf. Acesso em: 26 ago 2023.

BERISHA, E.; GUPTA, R.; MESZAROS, J. The impact of macroeconomic factors on income inequality: evidence from the BRICS. **Economic Modeling**, [s. l.], v. 91, p. 559-567, Sept. 2020. Disponível em: <https://doi-org.ez78.periodicos.capes.gov.br/10.1016/j.econmod.2019.12.007>. Acesso em: 5 maio 2024.

BERK, J. M. Monetary transmission: what do we know and how can we use it? **BNL Quarterly Review**, [s. l.], v. 51, n. 205, p. 145-170, Jun. 1998. Disponível em: <http://ojs.uniroma1.it/index.php/PSLQuarterlyReview/article/view/10594/10478>. Acesso em: 2 ago. 2023.

BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? **Journal of Economics Perspectives**, v. 2, n. 2, p. 97-116, 1997. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.11.2.97>. Acesso em: 8 jul. 2023.

BERNANKE, B. S.; LAUBACH, T.; MISHKIN, F. S.; POSEN, A. S. **Inflation targeting: lessons from the international experience**. 1. ed. Princeton: Princeton University Press, 1999.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2011.

BRESSER-PEREIRA, L. C. A economia e a política do Plano Real. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 14, n. 4, p. 129-149, out./dez. 1994. Disponível em:

<https://rep.org.br/rep/index.php/journal/article/download/1310/1296>. Acesso em: 10 mar. 2021.

BRESSER-PEREIRA, L. C. The dutch disease and its neutralization: a ricardian approach. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 1, p. 47-71, mar. 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/XB87TMrKyHHSrR4RhJdd5Bt/?lang=en>. Acesso em: 10 set. 2023.

BRITO, R. D.; BYSTEDT, B. Inflation targeting in emerging economies: panel evidence. **Journal of Development Economics**, [s. l.], v. 91, n. 2, p. 198-210, Mar. 2010. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S030438780900100X>. Acesso em: 15 ago. 2023.

CABRAL, K. F. DA. C. F. **Os impactos do regime de metas para a inflação sobre o nível de volatilidade do produto**: uma resenha da literatura. Orientador: Antonio Luis Licha. 2013. 61f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Rio de Janeiro, 2013. Disponível em: <https://www.ie.ufrj.br/images/IE/PPGE/dissertações/2013/Konrad%20Cabral%20.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2023.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 7993. Nov. 2000. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w7993>. Acesso em: 6 jun. 2023.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, Massachusetts, v. 87, n. 4, p. 679-690, Nov. 2005. Disponível em: <https://direct.mit.edu/rest/article/87/4/679/57656/Exchange-Rate-Pass-Through-into-Import-Prices>. Acesso em: 20 ago. 2023.

CARRARA, A. F.; CORREA, A. L. O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 3, p. 441-462, set./dez. 2012. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-98482012000300004. Acesso em: 8 jul. 2023.

CARVALHO, F. J. C. de. *et al.* **Economia monetária e financeira**: Teoria e Política. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.

CUKIERMAN, A.; WEBB, S. B.; NEYAPTI, B. Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. **The World Bank Economic Review**, [s. l.], v. 6, n. 3, p. 353-398, Sep. 1992. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/3989977>. Acesso em: 15 ago. 2023.

CURADO, M.; OREIRO, J. L. Metas de inflação: uma avaliação do caso brasileiro. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 33, n. 2, p. 127-146, set. 2005. Disponível em: <https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/indicadores/article/view/1121>. Acesso em: 23 ago. 2023.

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, [s. l.], v. 74, n. 3, p. 427-431, jun. 1979. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912517>. Acesso em: 30 set. 2023.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive times series with a unit root. **Econometria**, [s. l.], v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2286348>. Acesso em: 30 set. 2023.
- DOW, S. Central banking in the twenty-first century. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, n. 41, p. 1529-1557, Aug. 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/cje/bex051>. Acesso em: 1 maio 2024.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, [s. l.], v. 64, n. 4, p. 813-836, jul. 1996. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2171846>. Acesso em: 4 out. 2023.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4th ed. New York: Wiley, 2014.
- FERRERIA, M. C.; ALVES, V. L. de S. Juros, hiato do produto, câmbio e inflação: uma análise empírica do regime de metas de inflação brasileiro (1999-2018). **Cadernos do Desenvolvimento**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 25, p. 11-38, jul./dez. 2019. Disponível em: <http://www.cadernosdodesenvolvimento.org.br/ojs-2.4.8/index.php/cdes/article/view/382>. Acesso em: 06 jun. 2023.
- FISCHER, S. The role of macroeconomic factors in growth. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 4565. Dec. 1993. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w4565>. Acesso em: 5 ago. 2023.
- FONSECA, M. R. R. DA.; PERES, S. C.; ARAÚJO, E. C. DE. Regime de metas de inflação: análise comparativa e evidências empíricas para países emergentes selecionados. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 1, p. 113-143, jan./abr. 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rec/a/WNfVVz6nxdYJGMbhGnxWYbq/?lang=pt>. Acesso em: 8 set. 2023.
- FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Inflation targeting in emerging markets economies. In: GERTLER, M.; ROGOFF, K. (Eds.). **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, v. 18, p. 367-415, 2004. Disponível em: <https://www.nber.org/books-and-chapters/nber-macroeconomics-annual-2003-volume-18/inflation-targeting-emerging-market-economies>. Acesso em: 12 ago. 2023.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **The American Economic Review**, [s. l.], v. 58, n. 1, p. 1-17, Mar. 1968. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>. Acesso em: 13 ago. 2023.
- GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. **International Journal of Finance and Economics**, Wiley Online Library, v. 9, n. 4, p. 315-338, Oct. 2004. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/ijfe.253>. Acesso em: 6 jun. 2023.

GIAMBIAGI, F. *et al.* **Economia brasileira contemporânea (1945-2010)**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GOLINELLI, R.; ROVELLI, R. Monetary policy transmission, interest rate rules and inflation targeting in three transition countries. **Journal of Banking & Finance**, Bologna, v. 29, n. 1, p. 183-201, Jan. 2005. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0378426604001219>. Acesso em: 18 jul. 2023.

GONÇALVES, C. E. S.; SALLES, J. M. Inflation targeting in emerging economies: what do the data say? **Journal of Development Economics**, [s. l.], v. 85, n. 1, p. 312-318, Feb. 2008. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304387806001283>. Acesso em: 15 ago. 2023.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 8th ed. New York: Pearson, 2018.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S. de.; TONETO JÚNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAMMOND, G. **State of the art of inflation targeting**. London: Centre for Central Banking Studies, Bank of England, 2012. Disponível em: <https://www.bankofengland.co.uk/ccbs/state-of-the-art-of-inflation-targeting>. Acesso em: 15 jul. 2023.

HARTWELL, C. A. On the impossibility of central bank independence: four decades of time – (and intellectual) inconsistency. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, v. 43, n. 1, p. 61-84, Jan. 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/cje/bex083>. Acesso em: 1 maio 2024.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; LIM, G. C. **Principles of econometrics**. 5th ed. Hoboken: Wiley, 2017.

HYNDMAN, R. J.; ATHANASOPOULOS, G. **Forecasting: principles and practice**. 2. ed. Melbourne: OTexts. 2018. Disponível em: <https://otexts.com/fpp2/>. Acesso em: 05 out. 2023.

IBGE – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo**. Rio de Janeiro: IBGE, jul. 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=conceitos-e-metodos>. Acesso em: 29 ago. 2023.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. 2024. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 02 mar. 2024.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 3, p. 473-492, Jun. 1977. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1830193>. Acesso em: 10 ago. 2023.

MACIEL, L. F. P. **Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro**. Orientador: Samuel Pessoa. 2006. 44 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação

em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/1612>. Acesso em: 1 set. 2023.

MANKIW, N. G. **Macroeconomia**. 8. ed. São Paulo: LTC, 2014.

MENDONÇA, H. F. DE. Metas para a taxa de câmbio, agregados monetários e inflação. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 1, p. 36-54, jan./mar. 2002. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/Jw6pBKsKs4hM4PPQc8qYYGx/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 12 ago. 2023.

MENDONÇA, H. F. DE. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 24, n. 3, p. 346-354, jul./set. 2004. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/rX6GXDtZBhJDgh8mTXNwX8P/>. Acesso em: 14 ago. 2023.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S. DE.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, [s. l.], v. 22, n. 7, p. 1015-1040, Dec. 2003. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0261560603000767>. Acesso em: 16 ago. 2023.

MISHKIN, F. S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 5464. Feb. 1996. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w5464>. Acesso em: 13 jul. 2023.

MISHKIN, F. S. International experiences with different monetary policy regimes. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 6965. Feb. 1999. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w6965>. Acesso em: 10 ago. 2023.

MISHKIN, F. S. Inflation targeting in emerging markets countries. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 7618. Mar. 2000. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w7618>. Acesso em: 11 ago. 2023.

MISHKIN, F. S. Can inflation targeting work in emerging marketing countries? **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 10646. July. 2004. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w10646>. Acesso em: 12 jul. 2023.

MISHKIN, F. S. Will monetary policy become more of a science? **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 13566. Oct. 2007. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w13566>. Acesso em: 10 jul. 2023.

MODENESI, A. DE. M. **Regimes monetários: teoria e experiência do real**. 1. ed. Barueri: Manole, 2005.

MODENESI, A.; ARAUJO, E. C. Price Stability under inflation targeting in Brazil: empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a VAR model, 2000-2008. **Investigación Económica**, Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México, v. LXXII, 2013.

MODENESI, A. *et al.* Effects of monetary policy on income distribution: evidence from Brazil. **IE-UFRJ Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 19. p. 1-20, 2023. Disponível em: https://www.ie.ufrj.br/images/IE/TDS/2023/TD_IE_029_2023_MODENESI_COSTA_et%20al.pdf. Acesso em: 10 mar. 2024.

MONTES, G. C.; FEIJÓ, C. A. Decisão de preços em economias monetárias e metas de inflação: a difícil conciliação entre crescimento e estabilidade de preços. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 3, p. 469-491, dez. 2009. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/hMVCxDL3Yj9XsLSMrLdkw8y/?lang=pt>. Acesso em: 6 jul. 2023.

MORAN, C. A. A.; WITTE, G. A conceitualização da inflação e uma análise dos planos econômicos brasileiros de 1970-1990. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 1, n. 1, p. 119-141, mar. 1993. Disponível em: <http://seer.upf.br/index.php/rtee/article/view/4208/2713>. Acesso em: 2 jul. 2023.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Egard Blucher, 2006.

NASSIF, A. Há evidências de desindustrialização no Brasil? **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 1, p. 72-96, jan./mar. 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/3rVWS9WjGrFFPS4yHMqnZzj/>. Acesso em: 9 set. 2023.

NASSIF, A.; FEIJÓ, C.; ARAÚJO, E. Macroeconomic policies in Brazil before and after the 2008 global financial crisis: Brazilian policy-makers still trapped in the New Macroeconomic Consensus. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, v. 44, n. 4, p. 749-779, July 2020. Disponível em: <https://academic.oup.com/cje/article-abstract/44/4/749/5842358?redirectedFrom=fulltext>. Acesso em: 14 set 2023.

NEVES, A. L.; OREIRO, J. L. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 29, n. 1, p. 101-132, jun. 2008. Disponível em: <https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/ensaios/article/view/2164>. Acesso em: 9 jul. 2023.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root testes with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, nov. 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>. Acesso em: 04 out. 2023.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 219-232, abr./jun. 2010. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/rLLpcPDRQVXPj5BskzHqLqx/?lang=pt>. Acesso em: 8 set. 2023.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Great Britain, v. 75, n. 2, p. 335-346, jun. 1988. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2336182>. Acesso em: 01 out. 2023.

PIMENTEL, D.; MODENESI, A. DE. M. Transmissão assimétrica de choques de custos: uma análise SVAR para no Brasil durante as metas de inflação (1999-2016). **Revista de**

Economia Contemporânea, Rio de Janeiro, v. 27, n. 1, p. 1-33, 2023. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rec/a/qY64t3Jb7PmTpHYjrPnfZfB/?lang=pt>. Acesso em: 8 set. 2023.

POSIT TEAM (2023). **RStudio**: Integrated Development Environment for R. Posit Software, PBC, Boston, MA. URL <http://www.posit.co/>. Acesso em: 18 out. 2023.

ROCHA, M.; OREIRO, J. L. A experiência internacional de regimes de metas de inflação: uma análise com painel dinâmico. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 18, n. 2, p. 267-291, maio/ago. 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/neco/a/xQpXSZd3Gvmq3vgcsWBSvWS/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 6 ago. 2023.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**, 4th ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2012.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Rational expectations and theory of economic policy. *In*: LUCAS JR, R. E.; SARGENT, T. J. (Eds.). **Rational Expectations and Econometric Practice**. Minneapolis: University of Minnesota Press, v.1, p. 199-213, 1981. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/10.5749/j.ctttssh5>. Acesso em: 19 ago. 2023.

SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 63-72, jan./mar. 2010. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-31572010000100004. Acesso em: 21 ago. 2023.

SGS – SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS. **Banco de dados do Banco Central do Brasil**. Versão 2.1. [Brasília]: 2024. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 2 fev. 2024.

SICSÚ, J. Teoria e evidências do regime de metas inflacionárias. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 1, p. 24-35, jan./mar. 2002. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/XVDMDYnP4xWqsZnZhyXKJCs/?lang=pt>. Acesso em: 8 ago. 2023.

SICSÚ, J. Políticas não-monetárias de controle da inflação: uma proposta pós-keynesiana. *In*: FERRARI FILHO, F. (Ed.). **Análise Econômica**, Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, v. 21, n. 39, mar./set. 2003. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/10725>. Acesso em: 17 ago. 2023.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, [s. l.], v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912017>. Acesso em: 05 out. 2023.

SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, [s. l.], v. 36, n. 5, p. 975-1000, June 1992. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90041-T](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90041-T). Acesso em: 10 maio 2024.

SOUZA, A. M. DE.; SILVA, J. A. DA. Doença holandesa e desindustrialização no Brasil: 1995-2014. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 44, n. 3, p. 49-60, 2017. Disponível em:

<https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/indicadores/article/view/3838>. Acesso em: 10 set. 2023.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, [s. l.], v. 50, n. 1, p. 155-183, Feb. 2000. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0022199698000786>. Acesso em 18 jul. 2023.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no brasil: uma análise em var por setor industrial. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 13, n. 4, p. 371-398, dez. 2009. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecoa/a/JHCbxqwRs8D5vc7jmpXHx5b/>. Acesso em: 06 jul. 2023.

WALSH, C. E. Inflation targeting: what have we learned? **International Finance**, [s. l.], v. 12, n. 2, p. 195-233, Summer 2009. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-2362.2009.01236.x>. Acesso em: 5 ago. 2023.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: a modern approach**. 7th ed. Boston: Cengage, 2018.