



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE
PRÓ-REITORIA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

GUSTAVO CONCEIÇÃO SANTOS

**O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A DESIGUALDADE DE
RENDA: UMA ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DISTRIBUTIVA DO REGIME DE
METAS (1996-2019)**

SÃO CRISTÓVÃO - SE

2022

GUSTAVO CONCEIÇÃO SANTOS

**O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A DESIGUALDADE DE
RENDA: UMA ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DISTRIBUTIVA DO REGIME DE
METAS (1996-2019)**

Dissertação apresentada ao Programa Acadêmico de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof^o Dr. Marco Antonio Jorge

SÃO CRISTÓVÃO – SE

2022

FICHA CATALOGRÁFICA

GUSTAVO CONCEIÇÃO SANTOS

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA: UMA ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DISTRIBUTIVA DO REGIME DE METAS (1999-2019)

Dissertação apresentada ao Programa Acadêmico de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia, submetido à aprovação da banca examinadora formada pelos seguintes membros:

Prof.º Dr. Marco Antonio Jorge – Orientador
Universidade Federal de Sergipe (UFS)

Prof.º Dr.º Fábio Rodrigues de Moura
Universidade Federal de Sergipe (UFS)

Prof.º Dr.º Fabrício José Missio
Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

SÃO CRISTÓVÃO – SE

2022

*A todos que me acompanharam até aqui,
por se fazerem presentes.*

Agradecimentos

À Deus e a minha família, por todo suporte, paciência e incentivo; por todo apoio e companheirismo.

Ao meu Orientador Marco Jorge por toda compreensão, acompanhamento e estímulo.

A todos os professores do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe, em especial aos professores Fábio, Fernanda e José Ricardo; por toda paciência, incentivo e preocupação.

Aos meus irmãos de longa data: Antonio Eduardo, Caio Costa, Clarice Nascimento, Daniel Santos, Dênisson Oliveira, Gleiciane Torres, Gregório Porto, Gustavo Prietro, Henrique Bitencourt e Thiago Coelho; por toda admiração, sorrisos e dores compartilhadas, e pela parceria de sempre.

Aos que o destino me possibilitou conhecer mais recentemente, mas que ganharam papel de destaque em minha vida: Deetsyane Chagas, Emily Barbosa, Lislayle Silva, Giovanna Teixeira, Itanara Santos, Íthalo Lisboa, Pedro Saraiva e Vitor Penelu; por toda partilha, conversas e momentos memoráveis.

Aos meus companheiros de mestrado, em especial aos grandes parceiros que adquiri nesse período, Jessycka Portela e Lucas Pedrosa; por toda troca de experiência, irmandade e amizade. E a Alessandro Xavier por toda ajuda, amizade e companheirismo nessa etapa final do projeto.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro concedido durante o mestrado.

O que é grandioso no homem é que ele seja uma ponte, e não um fim: o que pode ser amado no homem é que ele seja uma passagem e um ocaso

NIETZSCHE

Resumo

Atualmente, tem-se visualizado um contexto mundial abalado por choques na produção e desemprego drasticamente acelerado. Conseqüentemente, o papel de interferência governamental expandiu-se por meio de ferramentas políticas, convencionais ou não de fomento ao impulso da atividade econômica, elevando o papel de destaque dos bancos centrais. No entanto, em meio à ampliação da atuação dos bancos centrais, a discussão em torno das conseqüências de suas políticas em termos distributivos foi reanimada paralelamente a ampliação do estudo da desigualdade e seus impactos ao desempenho econômico das nações. Dessa forma, o objetivo geral da seguinte dissertação é analisar os efeitos da política monetária no contexto das nações que adotam o regime de metas de inflação sobre a desigualdade de renda das mesmas. Para fomentar consistentemente este debate, o referido trabalho debruça-se sobre o uso do método Hipotético-Dedutivo, pesquisa descritiva e explicativa, além da estimação de modelos PVAR e suas respectivas funções de impulso-respostas. Os resultados auferidos revelam a existência de uma ligação entre políticas monetárias expansionistas e a redução de desigualdade de renda, bem como políticas monetárias contracionistas e a elevação da desigualdade de renda, além de apresentarem indícios de que o vínculo entre taxa de juros e desigualdade de renda é dado via canal da heterogeneidade da renda do trabalho.

Palavras-Chave: Política Monetária; Desigualdade de Renda; Regime de Metas; Canais de transmissão.

ABSTRACT

Currently, a global context shaken by production shocks and drastically accelerated unemployment can be seen. Consequently, the role of government interference has expanded through political tools, conventional or not, to promote the impulse of economic activity, raising the prominent role of central banks. However, in the midst of expanding the role of central banks, the discussion around the consequences of their policies in distributive terms was revived in parallel with the expansion of the study of inequality and its impacts on the economic performance of nations. Thus, the general objective of the following dissertation is to analyze the effects of monetary policy in the context of nations that adopt the inflation targeting regime on their income inequality. To consistently foster this debate, this work focuses on the use of the Hypothetical-Deductive method, descriptive and explanatory research, in addition to the estimation of PVAR models and their respective impulse-response functions. The results obtained reveal the existence of a link between expansionary monetary policies and the reduction of income inequality, as well as contractionary monetary policies and the increase in income inequality, in addition to presenting evidence that the link between interest rates and income inequality is given via the channel of the heterogeneity of labor income.

Key words: Monetary policy; Income inequality; Inflation-Target Regime; Transmission channels.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas	38
Tabela 2 – Teste <i>Im–Pesaran–Shin</i> de Raiz Unitária em Painel.....	39
Tabela 3 – Critérios de seleção das ordens de defasagens do modelo PVAR.....	40
Tabela 4 – Teste de Hansen-J para o modelo PVAR	40
Tabela 5 – Critérios de seleção das ordens de defasagens do modelo PVAR - para o primeiro modelo de robustez	46
Tabela 6 – Teste de Hansen-J para o primeiro modelo de robustez.....	46
Tabela 7 – Critérios de seleção das ordens de defasagens do modelo PVAR para o segundo modelo de robustez.....	49
Tabela 8 – Teste de Hansen-J para o para o segundo modelo de robustez.....	49
Tabela 9 – Series Temporais Utilizadas	59
Tabela 10 - Resultado das Estimativas do Modelo PVAR.....	80
Tabela 11 – Resultado das Estimativas do Modelo Pvar para o Primeiro Modelo de Robustez	81
Tabela 12 – Resultado das Estimativas do Modelo Pvar para o Segundo Modelo de Robustez	82

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso: d_Juros. Resposta d_Juros.....	42
Figura 2 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso: d_Juros. Resposta d_desemprego.....	43
Figura 3 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso: d_Juros. Resposta d_log_pibpc.....	44
Figura 4 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso d_Juros. d_Gini.....	45
Figura 5 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso d_Juros. d_Gini.....	48
Figura 6 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso d_Juros. d_Gini.....	51

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	14
2.	REVISÃO TEÓRICA	17
2.1	REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO	17
2.2	CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	19
I.	Canal da Taxa de Juros	20
II.	Canal da Taxa de Câmbio	21
III.	Canal do Preço dos Ativos	22
IV.	Canal do Crédito	22
•	Canal do Balanço	23
•	Canal de Empréstimos Bancários	24
V.	Canal das Expectativas	25
2.3	POLÍTICA MONETÁRIA E DESIGUALDADE ECONÔMICA	25
i.	Canal da Composição da Renda	27
ii.	Canal da Heterogeneidade da renda do trabalho	27
iii.	Canal da Heterogeneidade da renda de capital	28
iv.	Canal da Segmentação Financeira	28
v.	Canal do Portfólio	28
vi.	Canal da Redistribuição da Poupança	29
3	METODOLOGIA	30
3.1	PROCEDÊNCIA DOS DADOS:	30
3.2	DELINEAMENTO DAS VARIÁVEIS:	31
	Índice de Gini	31
	Taxa de Juros	32
	PIB per Capita	32
	Desemprego Total (percentual da força de trabalho total)	32
	Inflação (preços ao consumidor)	32
3.3	TESTES E ESTIMAÇÕES	33
I.	Teste de Raiz Unitária	33
II.	Função de Impulso-Respostas	33
3.4	ESPECIFICAÇÃO DO MODELO	34
3.5	MÉTODO ECONOMÉTRICO UTILIZADO	34
3.6	ESTIMADOR DO MÉTODO DE MOMENTOS GENERALIZADOS (GMM)	35
3.7	MODELO A SER ESTIMADO	36
4	RESULTADOS	37

4.1	CONSISTÊNCIA DOS DADOS	37
i.	<i>Missing Values</i>	37
ii.	Estatísticas Descritivas	38
iii.	Teste de Estacionariedade de <i>Im–Pesaran–Shin</i> (IPS)	39
4.2	Critérios de seleção da ordem de defasagem do modelo PVAR: MBIC, MAIC e MQIC e Teste Hansen-J para o modelo 1	40
4.3	MODELO PVAR	41
	Funções de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada.....	41
4.4	VERIFICAÇÃO DE ROBUSTEZ DO MODELO	46
	Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada para o Primeiro Modelo de Verificação de Robustez	47
	Funções de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada para o Segundo Modelo de Verificação de Robustez	50
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	52
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	54
	APÊNDICE A	59
	APÊNDICE B.....	80

1. INTRODUÇÃO

Ascendendo como uma opção alternativa aos regimes de câmbio fixo e de meta de agregado monetário na década de 1990, o regime de metas de inflação tornou-se o mecanismo disciplinador da política monetária em diversos países.

Baseando-se nos pilares conceituais da ortodoxia econômica, e, fundamentado na concepção teórica da neutralidade monetária no longo prazo (NEVES; OREIRO, 2008), o regime de metas consolidou a seguinte finalidade chave da política monetária: a busca constante pela aquisição e preservação de uma certa estabilidade de preços, visto a consideração da hipótese de não existência de um *trade-off* entre inflação e desemprego no longo prazo (BCB, 1999), ganhando prestígio entre a comunidade de economistas e os Bancos Centrais pelo mundo.

Mais recentemente, a incidência da crise financeira de 2008 proporcionou impactos de magnitude global na estrutura econômica das nações. Em um contexto mundial envolto por choques na produção e desemprego drasticamente acelerado, o papel de interferência governamental expandiu-se via empenho na ampliação de ferramentas políticas, convencionais ou não, de fomento ao impulso da atividade econômica, ocasionando destaque preponderante ao papel dos bancos centrais (FROST; STRALEN, 2018).

No mesmo período, houve a ascendência da monetização radical das chamadas políticas de *Quantitative Easing* (QE)¹. Tais políticas podem ser vislumbradas, por exemplo, no corte feito pelo *Federal Reserve Bank* do mercado de *Fed Funds*², que foi reduzido de 250 bilhões de dólares ao dia em 2007 para algo em torno de 60 bilhões por dia em 2016, fator que impulsionou o multiplicador monetário, aumentando a disponibilidade de moeda na economia (RESENDE, 2017).

Todavia, a utilização do mecanismo de QE foi justificada pelo favorecimento da esquiwa de situações depressionárias profundas no cenário econômico em meio a um ambiente de cortes endógenos severos do crédito e da liquidez. Entretanto, estes artifícios não atingiram êxito em reavivar a ascendência cíclica do crédito ao mesmo ponto em que demanda e inflação conservaram-se abaixo do alvo da política monetária (RESENDE, 2017).

¹ “Aumento exógeno da liquidez através das operações de compra de títulos pelos Bancos Centrais” (RESENDE, 2017, p.107).

² Fundos Federais, em tradução livre. São reservas depositadas no Federal Reserve Bank pelos bancos comerciais e demais instituições financeiras americanas.

Neste contexto, concomitantemente à ampliação da atuação dos bancos centrais, a discussão em torno das consequências de suas políticas em termos distributivos foi reanimada. Em paralelo, o estudo da desigualdade tem recebido papel de destaque ao longo do tempo, uma vez que sua existência produz consequências que ultrapassam a redoma social e passam a impactar o desempenho econômico das nações (VOINEA; LOVIN; COJOCARU, 2018).

Ainda a respeito da crise financeira global, percebe-se uma ampliação da desigualdade, especialmente em economias ditas avançadas. Nos Estados Unidos, por exemplo, o Índice de Gini³ se elevou de 40,8% em 2007 para 41,5% em 2014, segundo dados do World Bank. Conjuntamente, o caráter complacente tomado pela política monetária em economias desenvolvidas a partir de 2008 pode ter impactado negativamente a distribuição de renda, passando a ser relacionada mais recentemente com a desigualdade de renda (FURCERI; LOUNGANI; ZDZIENICKA, 2018).

Recentemente, o debate acerca dos impactos das ações do Banco Central sobre a distribuição de renda vem tomando espaço nas discussões acadêmicas de maneira simultânea à nova realidade dos cortes drásticos nas taxas de juros e à conjuntura de independência dos bancos centrais, gerando a preocupação de que as circunstâncias em questão amplifiquem os impactos da política monetária (KOEDIJK; LOUNGANI; MONNIN, 2018).

De tal forma, tem-se prioritariamente que o objetivo geral da presente dissertação é analisar os efeitos da política monetária no contexto das nações que adotam o regime de metas de inflação como norteador de sua política sobre a desigualdade de renda dos mesmos. Ademais, de maneira particular, no estudo em questão busca-se investigar em que grau as políticas monetárias expansionistas e contracionistas afetam a distribuição de renda dos países, se positiva ou negativamente, além de identificar através de quais canais a distribuição de renda é afetada pela política monetária.

Especificamente, visto que a manipulação da taxa de juros nominal de curto prazo é o principal instrumento de política monetária utilizado no regime de metas de inflação, espera-se, quanto ao uso da política monetária, que haja algum tipo de relação entre taxa de juros e desigualdade de renda, de modo que, considerando uma política

³ Segundo a métrica do World Bank um índice de Gini de 0 representa igualdade perfeita, enquanto um índice de 100 representa desigualdade perfeita.

monetária convencional, uma redução na taxa de juros diminua a desigualdade de renda e um aumento do mesmo parâmetro resulte em uma desigualdade maior.

Dessa maneira, o trabalho em questão, tendo em vista a ambientação anteriormente descrita ao longo desta introdução, e, considerando a escassez de estudos dos efeitos distributivos da política monetária e, representando o respectivo pioneirismo deste no Brasil, justifica-se pela necessidade de averiguar os impactos distributivos da política monetária na renda das famílias, buscando alimentar a lacuna deixada pela falta de uma discussão ampla voltada ao panorama em questão. Também é válido salientar que o trabalho foi motivado pela verificação da alta concentração de renda no Brasil que alcançou, segundo Relatório de Desenvolvimento Humano da ONU em 2019, a segunda posição no ranking de maiores níveis de concentração de renda mundial.

A metodologia utilizada como alicerce para esse estudo é baseada no método Hipotético-Dedutivo. Deste modo, o arcabouço técnico abarcado por este trabalho envolve a pesquisa descritiva e explicativa e possui caráter quanti, uma vez que exige por objetivo o estudo da problemática levantada por meio de análises teóricas e do uso de procedimentos econométricos.

No mais, os procedimentos metodológicos utilizados para responder à questão central do trabalho, originada do objetivo de ponderar quais os impactos da política monetária de países que utilizam o regime de metas sobre a distribuição de renda dos mesmos, bem como testar as hipóteses levantadas, terão base em três etapas: i) pesquisa bibliográfica, ii) coleta de dados e ii) uso de técnica econométrica.

Perpassando esta introdução e as considerações finais, a presente dissertação estará dividida em três capítulos. O segundo capítulo abrange uma consolidação teórica sustentada em uma revisão da literatura destinada à elucidação da caracterização do regime de metas de inflação bem como a sistematização dos canais de distribuição da política monetária e do conseqüente casamento com a problemática da desigualdade de renda. Dessa maneira, a partir das devidas contribuições, o capítulo proporciona um olhar cauto aos *links* entre distribuição de renda e política monetária, visando o estabelecimento de um vínculo entre as mesmas.

O terceiro capítulo é destinado à especificação do arcabouço metodológico utilizado na construção do trabalho em questão, dessa maneira, o capítulo é dedicado à apresentação dos dados a serem utilizados em construções econométricas posteriores bem como a elucidação dos modelos a serem testados no presente trabalho.

Por fim, o quarto capítulo dedica-se à apresentação dos resultados obtidos a partir da análise econométrica, bem como suas consequentes interpretações sobre as conexões investigadas.

2. REVISÃO TEÓRICA

Guiando-se pelo objetivo de análise deste trabalho, cuja proposta apresentada é investigar os efeitos da política monetária brasileira após a adoção do regime de metas sobre a desigualdade de renda no país, esta revisão teórica pauta-se inicialmente sobre o entendimento da construção teórica do regime de metas, bem como os mecanismos pelos quais a política monetária neste regime é transmitida para o desempenho econômico. Após esta discussão inicial, a revisão abordará os canais de ligação entre política monetária e distribuição de renda.

2.1 REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

A concepção de gestão da política monetária da qual deriva o regime de metas ergue suas bases sobre o chamado “Novo Consenso Macroeconômico”. Este, por sua vez, estipula o controle da inflação como finalidade principal e indispensável para o crescimento econômico de longo prazo.

Dado o caráter estritamente monetário da inflação, considera-se o pressuposto de uma economia de mercado na qual políticas de cunho macroeconômico não surtem efeito no lado real da economia, além de se caracterizarem pela sua natureza desestabilizadora. Ao mesmo ponto, a Lei de Say vigora e a atividade econômica paira em torno de uma taxa de desemprego que não aguça a inflação (NEVES; OREIRO, 2008).

Assim, surgindo como alternativa aos regimes de câmbio fixo e de meta de agregado monetário, a partir da década de 1990 o regime de metas obteve o *status* de guia disciplinador da política monetária em diversos países. Em território brasileiro, posteriormente a um episódio de crise cambial, o modelo passou a ser adotado no ano de 1999 (CARRARA; CORREA, 2012).

Alicerçado nos pilares conceituais da ortodoxia econômica, e, fundamentado na concepção teórica da neutralidade monetária no longo prazo (NEVES; OREIRO, 2008), o regime de metas solidificou-se entre a comunidade de economistas e os Bancos

Centrais pelo mundo sincronicamente à consolidação da finalidade chave da política monetária: a busca constante pela aquisição e preservação de uma certa estabilidade de preços, visto a consideração da hipótese de não existência de um *trade-off* entre inflação e desemprego no longo prazo (BCB, 1999).

Destarte, o regime de metas desempenha o papel de âncora nominal, guiando-se pelo propósito de afluir em direção a uma meta de inflação anteriormente estipulada e projetada para um dado período, assegurando a solidez dos preços no longo prazo (NEVES; OREIRO, 2008). Dessa forma, o regime ampara-se sobre atributo preventivo da política monetária incorporando seus possíveis *gaps* de controle inflacionário, concomitantemente à redução do custo social advindo das políticas prospectivas (BCB, 1999).

Assim, em seu cerne, o sistema de metas de inflação é caracterizado pela definição e anúncio de uma meta de inflação de médio prazo, seja ela estabelecida associadamente entre governo e Banco Central, somente pelo BC ou somente pelo governo, de modo a nortear o rumo tomado pelos mecanismos de política monetária, sendo a manipulação da taxa de juros nominal de curto prazo o instrumento predominantemente utilizado, visto seu efeito sobre a demanda agregada de curto prazo (PAULA; SARAIVA, 2015). Busca-se assim uma via transparente de conduta da política monetária mediante a nitidez de seus objetivos, permitindo, *pari passu*, a formação de expectativas inflacionárias, vigilância da condução das políticas e estabelecimento de preços e salários, mediante aumento de credibilidade dos Bancos Centrais e da política monetária (CARRARA; CORREA, 2012).

Ainda, segundo Missio, Alves e Frainer (2006) o Regime de Metas está assentado na concepção básica da seguinte tríade: taxa natural de desemprego, curva de expectativas de Phillips e o viés inflacionário.

A partir de Missio, Alves e Frainer (2006), partindo do uso teórico da taxa natural do desemprego como ideia básica para argumentação da ineficiência da política monetária, pode-se visualizar algebricamente que a política monetária não atinge a função de reduzir a taxa corrente (U_t) de desemprego em relação a natural (U_n):

$$U_t = U_n - k(\Delta P_t - \Delta P^e) \quad (1)$$

Em que k é um parâmetro positivo e ΔP_t e ΔP^e são, respectivamente, considerando um período t , as variações do nível geral de preços e do nível de preços esperados.

Soma-se a conceituação anterior a ideia da formação de expectativas baseada na fundamentação teórica das expectativas racionais, em que se supõe que todo resultado de qualquer política econômica é antecipado integralmente pelos agentes. Assim, a esperança da variação de preços apresenta-se da seguinte forma:

$$\Delta P^e = E(\Delta P_t / I_{t-1}) \quad (2)$$

Sendo $E(\Delta P_t / I_{t-1})$ a esperança da variação de preços considerando o período t considerando-se a disponibilidade das informações do período anterior.

Ainda, as informações são processadas pelos agentes com base no modelo real de impacto dos preços na economia em que a expectativa de variação do nível de preços está intrinsecamente ligada a variação do estoque de moeda (ΔM_t): $\Delta P_t = \Delta M_t$ (3).

Substituindo a equações 3 e 1:

$$U_t = U_n - k(\Delta M_t - \Delta M^e) \quad (4)$$

Assim, visualiza-se a suposição de igualdade entre taxa corrente e natural de desemprego supondo-se que os agentes estejam cientes da regra de variação do estoque monetário. Dessa maneira o anúncio da oferta de moeda não impacta o nível de emprego.

Por fim, salienta-se que a maleabilidade e a velocidade de resposta da política monetária aos fatos econômicos, apesar de considerar-se o *gap* entre o estabelecimento da taxa nominal de juros e seu respectivo efeito sobre a inflação, associadamente à construção do Consenso Monetário Macroeconômico apresentado anteriormente, proporcionaram o uso da política monetária como ferramenta chave para política macroeconômica (NEVES; OREIRO, 2008).

2.2 CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Apesar de haver um consenso sobre os impactos qualitativos da política monetária no desempenho econômico, há um certo grau de discordância no que diz respeito à magnitude e aos canais pelos quais estes efeitos são transmitidos. Assim, os mecanismos de transmissão da política monetária variam de acordo com as peculiaridades de cada economia. Desse modo, a cunho explicativo, os cinco principais mecanismos de transmissão abordados pela literatura serão apresentados a seguir.

I. Canal da Taxa de Juros

Para descrever fidedignamente a funcionalidade do canal da taxa de juros, evoca-se um olhar analítico sobre o modelo IS-LM, bem como sua dinâmica, descrito por Romer (2006) e amplamente difundido nos manuais de economia.

O modelo toma por base, inicialmente, uma economia fechada e com preços constantes, onde as importações e exportações são nulas, de modo que a demanda por bens é representada pela soma de consumo (C), investimento (I) e gastos do governo (G). Neste estágio inicial o consumo é considerado como uma função linear da renda disponível caracterizada por dois parâmetros, de modo que $C = c_0 + c_1 Y_0$, e tanto o investimento quando os gastos do governo são definidos de forma exógena. Assim sendo, tem-se que a taxa de juros não impacta a demanda por bens.

Mais adiante, a fim de permitir uma análise menos engessada do mecanismo de transmissão, são removidos os pressupostos de linearidade da relação entre consumo e renda disponível, além de tornar o investimento uma categoria endógena ao modelo. Neste ponto o investimento é apresentado como uma função positiva da produção e negativa da taxa de juros, de modo que:

$$I = I(Y, i) \quad (5)$$

(+, -)

Assim, o equilíbrio do mercado de bens, onde a produção (Y) se iguala à demanda (Z), também conhecida como curva IS, passa a ser representada por:

$$Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G \quad (6)$$

Já a curva LM representa os pontos de equilíbrio do mercado monetário, onde a oferta se iguala à demanda monetária, para dados níveis de renda e juros. Assim, temos o estoque nominal de moeda (M) igualado à demanda por moeda dada em função da renda nominal (\$Y) e da taxa de juros nominal L(i), de modo que:

$$M = \$YL(i) \quad (7)$$

Por fim, rearranjando a curva LM de modo que a oferta real de moeda seja igual à demanda real por moeda:

$$\frac{M}{P} = Y L(i) \quad (8)$$

Juntas, as relações IS e LM determinam o produto, sendo o ponto de tangência de ambas tido como o equilíbrio dos mercados de bens e financeiros. Desse modo, considerando a dinâmica do modelo IS-LM, e, tomando por base um aumento da taxa de juros nominal de curtíssimo prazo, tem-se que essa elevação reverbera por todo o sistema a termo da taxa de juros. Dessa forma, tendo-se por premissa a rigidez de preços no curto prazo, a taxa real de juros também é elevada, sendo esta considerada para decisões de investimento, o custo do capital aumenta, diminuindo o investimento tanto para estoque quanto para capital fixo. Ainda, a queda do investimento induz uma redução da demanda agregada e contrai o consumo de bens duráveis, visto que tais escolhas são encaradas como decisões de investimento (FONSECA, 2008).

II. Canal da Taxa de Câmbio

O canal da taxa de câmbio tem maior impacto em economias abertas e pode ser analisado através do modelo Mundell-Fleming. Uma política monetária de redução da taxa de juros doméstica diminui as aplicações em ativos da moeda nacional, tornando mais atrativas as aplicações que envolvam ativos denominados em moedas estrangeiras e desvaloriza o câmbio, em regimes de câmbio flutuante (FONSECA, 2008).

Este efeito depreciativo da taxa de câmbio acaba por impulsionar a inflação ao ponto em que eleva as exportações líquidas e limita as importações, reduzindo a competição externa, possibilitando mais dinamicidade na formação de preços internos e ampliando o gasto com bem domésticos, onde, considerando o efeito multiplicador da renda, tem-se uma maior demanda agregada e um conseqüente aumento do produto (MODENESI; PIRES-ALVES, MARTINS, 2012).

Dessa maneira, o canal do câmbio propaga os efeitos da política monetária por três vias, uma direta e duas indiretas. A primeira delas impacta diretamente o nível de preços por intermédio da comercialização internacional de bens com preço doméstico. A segunda se transmite por meio de bens produzidos nacionalmente, mas que utilizam

matéria prima importada. E a terceira realiza-se através da própria dinâmica de valorização e desvalorização cambial, tornando os produtos importados mais ou menos baratos, aumentando ou reduzindo a procura por similares nacionais e conseqüentemente impactando a demanda agregada e o nível dos preços (BCB, 1999).

III. Canal do Preço dos Ativos

Advindo da concepção monetarista sobre a necessidade de verificar como a política monetária impacta o âmbito dos preços relativos dos ativos e a riqueza real, o canal em questão considera a relevância de ponderar o mercado de ativos como um todo ao contrário do que é feito pelo modelo IS-LM ao dar relevância a apenas um preço relativo de ativo, a taxa de juros (MISHKIN, 1995).

Seguindo a teoria do Q de Tobin, traduzida por um mecanismo de impacto da política monetária na economia via efeitos sobre a valorização das ações (MISHKIN, 1995), o canal do preço dos ativos opera através das oscilações na riqueza dos agentes decorrentes das mudanças na taxa de juros. Assim, tomando por exemplo uma situação em que a política monetária induz a uma queda na taxa de juros, visualiza-se o decorrente impulsionamento do crescimento econômico e lucro das empresas, e, conseqüentemente, tem-se geralmente um aumento no preço das ações e dos títulos públicos pré-fixados. Dessa forma, os agentes se deparam com uma elevação do volume da riqueza financeira decorrente da valorização de seus portfólios, aguçando a sensação de aumento de riqueza, e, acarretando assim, no reajuste do consumo, mas perdem com o juro menor, caracterizando a ambigüidade do efeito (BCB, 1999).

IV. Canal do Crédito

Mishkin (1995) afirma que a insatisfação decorrente da insuficiência explicativa dos efeitos da política monetária por intermédio do canal da taxa de juros possibilitou o surgimento de novas abordagens destinadas aos mecanismos de transmissão monetária que põem ênfase na assimetria dos mercados financeiros.

No que diz respeito à concepção teórica empregada na discussão do canal da taxa de juros representada pelo modelo IS-LM, Bernanke e Gertler (1995) complementam salientando que algumas questões são omitidas do referido debate, sendo o mecanismo do canal do crédito uma alternativa para suprir os pontos em aberto.

A idealização dos mecanismos inclusos no chamado canal do crédito apresenta como máxima básica a preposição da existência de atritos, a exemplo das informações imperfeitas, que intervêm no funcionamento ótimo do mercado financeiro, e que, sempre que ocorrem, espera-se observar a existência de um prêmio de financiamento externo⁴ (BERNANKE; GERTLER, 1995).

Bernanke e Gertler (1995) argumentam ainda que o uso do canal do crédito para explicar as peculiaridades dos efeitos da política monetária se apresenta como uma forma mais eficiente que o uso do canal da taxa de juros. Para isso os autores baseiam-se em duas subdivisões: o canal do balanço e o canal de empréstimos bancários.

- **Canal do Balanço**

O canal do balanço é fundamentado na previsão teórica ditada pela ideia de que o prêmio do financiamento externo se sujeita a colocação financeira do mutuário. De forma mais específica, Bernanke e Gertler (1995) argumentam que há uma relação negativa entre o patrimônio líquido do mutuário e o prêmio de financiamento externo.

Destarte, no que tange aos tomadores de empréstimo, tem-se que suas posições financeiras impactam o prêmio de financiamento externo, afetando as condições gerais de crédito com as quais se deparam, de modo que as oscilações na qualidade de seus balanços influem em suas decisões de gastos e investimentos. Desta forma, o canal do balanço justifica-se uma vez que mudanças na política monetária ocasionam impactos para além da taxa de juros de mercado, abarcando os tomadores de empréstimos e suas respectivas posições financeiras (BERNANKE; GERTLER, 1995).

Assim, tomando por exemplo uma contração monetária, tem-se um aumento decorrente na taxa de juros, conseqüentemente, a empresa seria afetada uma vez que essa sequência de atos resultaria em uma provável tendência declinante no preço de suas ações, reduzindo o respectivo patrimônio líquido, e, desse modo, maximizando a probabilidade de seleção adversa e risco moral, uma vez que a referida queda no patrimônio líquido reduz, para os emprestadores, a garantia de que seus empréstimos sejam honrados e estimula a tomada de investimentos mais arriscados em decorrência da redução da parcela de ações das companhias (FONSECA, 2008). Ainda, a

⁴ Diferença entre o custo dos fundos levantados externamente e o custo de oportunidade de fundos internos (Bernanke; Gertler, 1995).

dificuldade para conseguir empréstimos pode reduzir a demanda agregada e o produto da empresa.

Em síntese, uma política monetária restritiva enfraquece o balanço dos mutuários diretamente, via elevação das despesas com juros que acarretam em diminuição dos fluxos de caixa e queda na posição financeira, ou pela queda no preço dos ativos e a conseqüente redução da salvaguarda do tomador, ou ainda indiretamente, por meio da redução dos gastos dos clientes que diminuem a receita da firma e aumentam o *gap* do financiamento, deteriorando o patrimônio líquido e a credibilidade da empresa ao longo do tempo (BERNANKE; GERTLER, 1995).

- **Canal de Empréstimos Bancários**

Além do efeito sobre o balanço do mutuário, o prêmio de financiamento externo também é alvo de impacto decorrente da política monetária, uma vez que modifica a oferta de crédito intermediário por meio do efeito nos empréstimos concedidos pelos bancos comerciais, dando origem ao canal do empréstimo bancário (BERNANKE; GERTLER, 1995).

Os bancos desempenham papel primordial no sistema financeiro. A disponibilidade bancária para concessão de crédito depende da captação de recursos do mercado de fundos, conseqüentemente, há uma ligação direta entre o volume de moeda corrente e a disponibilidade de empréstimos ao público (FONSECA, 2008).

Dessa forma, supondo que não haja uma demanda estritamente elástica pelos passivos bancários no mercado aberto, e tomando por base uma expansão monetária, tem-se que com a diminuição da taxa de juros e o conseqüente aumento do volume de reservas e depósitos bancários na economia, visualiza-se uma elevação da capacidade de concessão de empréstimos bancários, incentivando, por meio do canal do crédito, os gastos com investimentos ou consumo das famílias, aumentando a demanda agregada e conseqüentemente o produto (BCB, 1999).

Ainda, é válido salientar que este canal é preponderante em países industrializados, visto que o tamanho dos bancos impacta no volume de empréstimos concedidos devido à sua relação com a facilidade de acesso aos mercados financeiros mundiais e à conservação do volume elevado dos empréstimos (FONSECA, 2008).

V. Canal das Expectativas

O canal em questão refere-se a alterações nas expectativas dos agentes quanto ao progresso econômico presente e futuro, concomitantemente às mudanças feitas na taxas de juros por parte dos Bancos Centrais.

Basicamente, as expectativas inflacionárias mantêm uma relação inversa com as alterações na taxa básica de juros de curto prazo. Assim, tomando por exemplo uma elevação da taxa de juros feita pelo Banco Central para evitar a inflação, induzindo a recessão no curto prazo, tem-se um reestabelecimento na convicção de um bom desempenho futuro da economia, induzindo a uma redução nas taxas de juros esperadas no longo prazo e impactando o consumo, investimento e poupança dos agentes econômicos (BCB, 1999).

Destarte, apesar da apresentação ilustrativa sobre os canais de transmissão da política monetária, é válido salientar que o regime de metas pressupõe que só o canal das expectativas é válido.

2.3 POLÍTICA MONETÁRIA E DESIGUALDADE ECONÔMICA

A crise financeira de 2008 expandiu a atuação dos Bancos Centrais na economia e, conseqüentemente, ampliou seus papéis em termos intervencionistas, seja através de políticas convencionais ou ainda por meio de políticas não convencionais. Ao mesmo tempo, percebeu-se um movimento mundial rumo à independência dos Bancos Centrais e ao uso de políticas de taxa de juros extremamente baixas, quiçá negativas (FROST; STRALEN, 2018).

A este ponto, em meio ao vislumbre ampliativo da desigualdade de renda pós crise financeira, especialmente em economias ditas avançadas, e as metamorfoses sofridas na maneira de se pensar e fazer política monetária, começa-se a questionar-se a doutrina do mandato exclusivo para manutenção da estabilidade dos preços pelos Bancos Centrais, reavivando a discussão em torno das conseqüências destas políticas em termos distributivos (VOINEA; LOVIN; COJOCARU, 2018).

Draghi (2016) afirmou que a nova estrutura da política monetária é apenas uma continuidade do que sempre foi feito, no entanto, salientou preocupações quanto aos seus efeitos colaterais e distributivos, questionando a existência de uma compensação entre estabilidade e equidade. O autor afirma ainda que a política monetária no médio

prazo provoca efeitos positivos em termos de distribuição via canais macroeconômicos, indicando que políticas expansionistas normalmente diminuem a desigualdade por meio da redução do desemprego, privilegiando as famílias mais pobres, bem como retornos mais rápidos ao pleno emprego contribuem para diminuição da desigualdade futura⁵.

Apresentando indícios de consequências distributivas não deliberadas pela política monetária não convencional, Dobbs *et al* (2013), em sua análise sobre o impacto equitativo das taxas de juros reduzidos acerca das receitas e despesas com juros - que englobou os Estados Unidos, Reino Unido e a zona do euro - constataram efeitos distributivos das políticas monetárias que fazem uso desse mecanismo, sendo que estes deram-se via influência das receitas e despesas de juros de diversos setores econômicos. Os autores constataram ainda que o nível reduzido das taxas diminuiu os pagamentos de juros por parte dos tomadores de empréstimos ao mesmo tempo em que decresceu o rendimento de juros dos poupadores, indicando indícios de transferência de renda dos depositantes para os tomadores.

Doepke e Schneider (2006) atentam para alterações repentinas no nível de preços e seu impacto na redistribuição de riquezas. Segundo os autores a inflação corrói o valor real de ativos e passivos nominais, redistribuindo a riqueza ente os financiadores e os tomadores de empréstimos. Ainda, Erosa e Ventura (2002) evidenciam que os efeitos inflacionários não são distribuídos uniformemente entre o portfólio e padrões transacionais das famílias em decorrência da heterogeneidade da composição da riqueza destas, indicando um possível impacto negativo sobre as famílias pobres em relação às ricas.

Já em Auclert (2018) avalia-se a função da redistribuição no canal de transmissão da política monetária ao consumo. Em seu estudo o autor constata três canais - embasados em estatísticas italianas e americanas que apontam para ampliação dos efeitos da política monetária - pelos quais os gastos agregados de vencedores e perdedores, dadas suas diferentes propensões marginais a consumir, são afetados. Os canais em questão são a heterogeneidade de ganhos desiguais de renda, a inflação inesperada e a exposição da taxa de juros a mudanças na taxa de juros real.

Especificamente, o canal da heterogeneidade dos ganhos da renda se apresentaria uma vez que as políticas monetárias expansivas elevam os rendimentos do trabalho e dos lucros, sendo que esta repartição ocorre de forma desigual. No caso do

⁵ Segundo Draghi (2016) períodos duradouros de desemprego acarretam “perdas permanentes de renda por meio de cicatrizes no mercado de trabalho”.

canal da inflação inesperada, ocorre uma revalorização dos balanços onde credores perdem e devedores nominais ganham. E por fim, o canal da exposição da taxa de juros a mudanças na taxa de juros real se apresenta uma vez que reduções da taxa de juros provocam aumento no preço dos ativos financeiros, impactando a riqueza financeira dos agentes (AUCLERT, 2018).

Bernanke (2015), pautando um olhar sobre os Estados Unidos, também alimenta o questionamento sobre uma provável relação entre política monetária e desigualdade ao indagar os efeitos das políticas de afrouxamento monetário, QE, sobre o aumento decorrente do preço dos ativos. Dando seguimento a sua linha de pensamento, o autor enfatiza o papel de destaque dos ativos perante o portfólio das famílias ricas, aumentando a grande discrepância de riqueza no país. No entanto, o mesmo afirma que os efeitos distributivos das políticas monetárias não são facilmente visualizados, além de complexos e incertos, mas afirma que as respectivas ações do FED impulsionaram o crescimento econômico e criaram empregos.

Em síntese, Koedijk, Loungani e Monnin (2018), com base em workshop CEP-FMI sobre “Política monetária, regulação macroprudencial e desigualdade”, apontam três canais pelos quais a política monetária, convencional ou não, influi na renda das famílias:

i. Canal da Composição da Renda

Decorre das diferentes parcelas de renda do trabalho e do capital (renda decorrente de negócios e receita financeira) que integram a renda total das famílias, ou seja, da heterogeneidade de fontes primárias, de modo que, ao considerar-se políticas monetárias que acarretem alterações desproporcionais nas fontes da renda, tem-se uma alteração na distribuição funcional da mesma⁶.

ii. Canal da Heterogeneidade da renda do trabalho

Políticas monetárias expansivas impulsionam o desempenho econômico, e, conseqüentemente, na maioria das vezes, acabam elevando a renda agregada do

⁶ A exemplo, considerando que famílias mais pobres dispõem de uma parcela maior da renda do trabalho na composição total de sua renda, estes sairiam ganhando no caso de políticas monetárias que elevassem o retorno do trabalho a mais que o retorno do capital (KOEDIJK; LOUNGANI; MONNIN, 2018).

trabalho. Desse modo, baseando-se em resultados empíricos, Koedijk, Loungani e Monnin (2018) sugerem que as famílias de baixa renda inclinam-se a ser mais beneficiadas, primordialmente via diminuição do desemprego, reduzindo a desigualdade de renda do trabalho.

iii. Canal da Heterogeneidade da renda de capital

A política monetária afeta diferentemente o retorno de cada ativo, assim como as famílias possuem carteiras de ativos heterogêneas. A junção desses dois fatores dificulta a mensuração do efeito das políticas monetária sobre a desigualdade de renda do capital, no entanto, o contrapeso entre retorno dos títulos e das ações, onde retornos mais baixos de um são contrabalanceados por retornos mais elevados do outro, podem aumentar ou amenizar este tipo de desigualdade a depender da constituição da carteira das famílias.

Ainda, para Coibion *et al* (2012) essa recente discussão entre política monetária e distribuição de renda é endossada por outros mecanismos. Para isto os autores apresentam alguns canais de transmissão complementares:

iv. Canal da Segmentação Financeira

Tomando por base agentes econômicos que operam em mercados financeiros, a mudança na oferta de moeda decorrente de políticas monetárias tende a afetá-los antecipadamente. Dessa forma, considerando expansões monetárias que elevem mais os lucros que os salários, agentes que possuem propriedade de empresas usufruem de maior benefício, conseqüentemente, a riqueza é redistribuída de forma prévia para os indivíduos ligados a esse segmento, mas ainda, visto que estes agentes possuem normalmente uma renda média elevada, a desigualdade do consumo também irá aumentar por conta de políticas expansionistas.

v. Canal do Portfólio

Supõe-se que famílias de baixa renda possuem uma proporção maior de moeda em seu portfólio em comparação às famílias de renda elevada, então, políticas monetárias inflacionistas funcionam como um método de transferência de renda de

famílias de baixa renda para famílias de renda elevada, aumentando a desigualdade do consumo.

vi. Canal da Redistribuição da Poupança

Por meio deste canal elevações inesperadas no que tange às taxas de juros, ou reduções inflacionárias impactam negativamente os tomadores de empréstimos e positivamente os poupadores, gerando elevações na desigualdade de consumo, visto que em geral os tomadores de empréstimos possuem menor renda que os poupadores.

Por fim, salienta-se que a combinação e diversidade dos canais pelos quais a política monetária reverbera, e as diversas composições de renda e riqueza das famílias, tornam o efeito da política monetária na desigualdade basicamente em uma discussão empírica (KOEDIJK; LOUNGANI; MONNIN, 2018), afirmação que também é endossada por Coibion *et al* (2012) ao salientar a ambiguidade *a priori* dos efeitos da política monetária.

3 METODOLOGIA

Este capítulo destina-se a apresentar, respectivamente, a base de dados, as variáveis e o arcabouço econométrico utilizado para o alcance dos objetivos propostos no oportuno trabalho. O estudo em questão baseia-se em literatura acadêmica recente sobre os mecanismos de transmissão da política monetária contemporânea e a referente influência destes na renda das famílias e, conseqüentemente, na desigualdade de renda. O recorte temporal e geográfico utilizado para fim de investigação faz alusão à disponibilidade das informações necessárias para construção de uma análise consistente em termos econométricos, por esse motivo é válido salientar que o ano de 2020 foi desconsiderado em termos de análise visto sua excepcionalidade decorrente da pandemia de SARS-COV-2, o que poderia resultar em vieses para as possíveis conclusões a serem feitas a partir dos modelos.

3.1 PROCEDÊNCIA DOS DADOS:

Os dados utilizados são procedentes de duas fontes: o banco de dados do World Bank e as estatísticas financeiras internacionais do FMI.

Vinculado ao *International Bank for Reconstruction and Development, World Bank*, instituição financeira destinada à realização de empréstimos internacionais a países em desenvolvimento, o *Data Bank* é um instrumento destinado à análise e ilustração de dados, composto por séries temporais diversas que abrangem informações relacionadas a estatísticas de desenvolvimento mundial, educação, nutrição, saúde e estatísticas populacionais, dentre outras.

A segunda fonte se refere ao principal conjunto de dados estatísticos do *International Monetary Fund, IMF*, abrangendo informações para a grande maioria dos países membros e algumas entidades territoriais não soberanas, incluindo desde dados referentes a câmbio, moeda e liquidez até estatísticas sobre população e contas nacionais.

3.2 DELINEAMENTO DAS VARIÁVEIS:

No presente estudo o período de análise abrange o intervalo entre 1995 a 2019, a fim de englobar a período transitório para o regime de metas de inflação dentre os países selecionados e por motivos de disponibilidade de dados.

Os países selecionados são as nações que adotaram o regime de metas de inflação, totalizando 27 países, sendo eles: África do Sul, Armênia, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, República Tcheca, Gana, Guatemala, Hungria, Islândia, Indonésia, Israel, Coréia do Sul, México, Nova Zelândia, Noruega, Peru, Filipinas, Polônia, Romênia, Eslováquia, Suécia, Tailândia, Turquia e Reino Unido.

A escolha das variáveis foi feita a partir da observação dos modelos apresentados na literatura, Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018) e Coibion et al (2012), seguindo a linha de variáveis utilizadas com as adaptações necessária para o contexto estudado, sendo a variável de desemprego um inclusão que visa a captação de canais adicionais de transmissão.

Assim, como termômetro para avaliação da desigualdade de renda este trabalho utiliza-se a seguinte variável:

Índice de Gini

O cálculo do índice baseia-se em dados primários referentes a pesquisas domiciliares viabilizadas por departamentos do *World Bank* e Agências estatísticas de cada nação. O índice em questão mede, com referência em uma métrica estritamente igualitária de distribuição de renda, a magnitude do desvio da distribuição de rendas dos indivíduos e famílias que compõem um país. Mais especificamente, utilizando como método de cálculo a Curva de Lorenz, na qual os percentuais da renda total recebida são acumulados de maneira que o processo seja iniciado considerando-se primeiramente os agentes ou domicílios de menor renda, ou ainda, segundo o *World Bank*, em tradução livre:

O índice de Gini mede a área entre a curva de Lorenz e uma linha hipotética de igualdade absoluta, expressa como uma porcentagem da área máxima abaixo da linha. Assim, um índice de Gini de 0 representa perfeita igualdade, enquanto um índice de 100 implica desigualdade perfeita. (BIRD, 2021, p.1)

Ainda, como variáveis de controle e canais de distribuição de renda são utilizadas as demais variáveis a seguir:

Taxa de Juros

Como figura chave no presente trabalho é utilizada a taxa de juros básica da economia como representante das oscilações na política monetária de um país. Os dados para taxas de juros são utilizados em percentual anual e provém das estatísticas do *International Monetary Fund*.

PIB per Capita

Segundo metodologia do *World Bank*, refere-se ao PIB, produto interno bruto, definido o somatório do valor bruto adicionado pelos produtores residentes em determinado país somado aos impostos sobre o produto e reduzido dos subsídios não computados no valor do mesmo, dividido pela população do meio do ano. O cálculo utilizado não considera deduções de depreciação dos ativos fabricados ou extenuação e degradação dos recursos naturais. Os dados utilizados estão apresentados em dólares correntes, não considerando a paridade do poder de compra.

Desemprego Total (percentual da força de trabalho total)

A taxa de desemprego total representa a então parcela da população que se encontra sem trabalho, mas que está à procura de um emprego, levando em consideração determinada força de trabalho. Os números são apresentados em percentuais da força de trabalho total e foram extraídos do *World Bank*.

Inflação (preços ao consumidor)

No que tange à inflação, utiliza-se a medida do índice de preços ao consumidor para refletir as oscilações percentuais do custo da aquisição de uma cesta de bens e serviços para o consumidor médio, medida de forma geral pela fórmula de Laspeyres.

Os dados apresentam-se em percentuais anuais e estão disponíveis no banco de dados do *World Bank*.

3.3 TESTES E ESTIMAÇÕES

I. Teste de Raiz Unitária

Bastante difundido no arcabouço econométrico que trata da análise de séries temporais, mas ainda recente como procedimento nas tratativas que envolvem dados em painel, a análise da raiz unitária consiste em um mecanismo de verificação da estacionariedade das séries que, segundo Enders (2008), garante que os resultados obtidos por meio da regressão não sejam considerados espúrios.

Ainda, comumente utilizados na análise de séries temporais, apresentam-se, por exemplo, os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Schmidt e Shin (KPSS), no entanto são destinados ao tratamento de séries individuais. Nesse caso, para aferir a presença de raiz unitária entre as variáveis utilizadas nesse estudo, tratando-se de uma análise de vetores autorregressivos para dados em painel, será realizado o teste de raiz unitária para dados em painel proposto por Im-Pesaran-Shin (2003).

O teste de Im-Pesaran-Shin (IPS) possui base nas estatísticas *t* individuais de Dickey-Fuller e tem como hipótese nula que todos os países utilizados no painel possuem raiz unitária, ou seja, todas as séries são não estacionárias. Contrariamente, sua hipótese alternativa esboça que pelo menos alguns dos painéis utilizados contêm raiz unitária, sendo assim, ao menos uma série é estacionária.

II. Função de Impulso-Respostas

A função de Impulso-Respostas demonstra como um choque em qualquer que seja a variável do modelo se propaga através do mesmo ao longo do tempo, afetando a si mesma e as demais variáveis endógenas. Dessa forma, a função de impulso-respostas será utilizada nesse trabalho para verificar a existência de conexões entre a taxa de juros e as demais variáveis econômicas utilizadas no modelo, bem como o arcabouço técnico de vetores autorregressivos em painel.

Ainda, é válido salientar que segundo Oliveira (2016), a característica primordial da função insumo-resposta descrita anteriormente só tem validade por esta ser baseada na estabilidade do modelo VAR, o que sinaliza que o módulo dos autovalores da matriz de autovalores tem de ser exatamente menor que 1 e, conseqüentemente, na inversão do modelo VAR em painel, bem como na finitude de seu vetor.

3.4 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

De acordo com Silva et al (2018) o VAR em painel é considerado uma metodologia atórica por não distinguir exogeneidade e endogeneidade de variáveis na estimativa do modelo, ocasionando uma medida bilateral de causalidade.

Dessa maneira, apesar de não haver um critério padronizado para escolha do número de *lags* do modelo, mas tendo em vista a problemática da especificação e graus de liberdade do mesmo, é indicado minimizar o uso das quantidades de defasagens no modelo, para isso faz-se necessária a atribuição de alguns testes que consolidem esses critérios.

No processo de aferição do número de defasagens ideal para os modelos foi utilizado o critério de Andrews e Lu (2001). Desse modo o teste se dá com base na informação do modo Bayesiano (MBIC), Akaike (MAIC) e Hannan-Quinn (MQIC) modificados.

3.5 MÉTODO ECONOMETRICO UTILIZADO

O método de estimação que fundamenta este trabalho é o Vetor Autorregressivo para dados em painel (PVAR), que é adequado quando tratamos relações de causalidade simultânea entre variáveis, uma vez que considera ambas as variáveis utilizadas no modelo como endógenas (BACEN, 2004).

O modelo em questão é amplamente utilizado na ainda recente literatura internacional que aborda essa temática, como visto em Coibion et al (2012) e Guerello (2018). A metodologia VAR trata todas as variáveis endogenamente, dedicando-se a um sistema de equações trabalhado pela metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários, onde cada variável é explicada por seus valores e pelos valores das demais variáveis, defasados, de modo a captar relações de interdependência entre as variáveis que permitam a análise da repercussão de choques aleatórios.

Dessa maneira, segundo Oliveira (2016), o modelo PVAR é caracterizado pela mescla da metodologia VAR com o uso de dados em painel, o que permite a superação do problema da simultaneidade (VAR) e da heterogeneidade individual não observada entre as unidades (dados em painel). Ainda segundo Oliveira (2016) *et al*, Binder, Haiao e Pesaram (2004), ao considerar $y_{i,t}$ como um vetor (mx1) e afirmar a existência de variáveis aleatórias de i-ésima ordem do corte transversal no tempo t, o modelo PVAR de ordem um pode ser especificado como:

$$y_{it} = (I_m - \theta)\mu_i + \theta y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

Tem-se que:

$$i = 1, 2, 3, \dots, n.$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, T.$$

I_m = matriz identidade de dimensão mxm.

θ = matriz mxm de parâmetros.

μ_i = matriz de efeitos individuais mx1.

ε_{it} = termo de erro aleatório.

3.6 ESTIMADOR DO MÉTODO DE MOMENTOS GENERALIZADOS (GMM)

De acordo com Binder, Hsiao e Pesaran (2005), ao nos depararmos com situações em que se tem como variável explicativa uma variável dependente defasada, onde o número de observações n é grande e o período de análise temporal t é reduzido, os estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios não são consistentes visto a invalidação da propriedade de exogeneidade estrita dos regressores.

Desse modo, o método GMM surge como uma alternativa à estimação, consistindo em um processo que requer que apenas alguns parâmetros econométricos básicos sejam satisfeitos, induzindo a utilização de variáveis instrumentais e ao corte dos efeitos não observados.

De acordo com Costa (2013), considerando como instrumentos utilizados as defasagens de y_{it} , a condição de ortogonalidade do estimador de GMM é demonstrada como:

$$E[(\Delta y_{it} - \phi \Delta y_{it-1})q'_{it}] = 0, t = 2, 3, \dots, T,$$

Em que y_{it} é um vetor $m(t-1) \times 1$ definido por $q_{it} = (y'_{i0}, y'_{i1}, \dots, y'_{i,t-2})'$

Ainda, sendo o ϕ baseado na condição de momento, é apresentada a seguinte formatação matricial:

$$Q'_i = \begin{pmatrix} q_{i2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & q_{i3} & 0 & \dots & \vdots \\ & & \vdots & \ddots & \\ & & 0 & \dots & q_{iT} \end{pmatrix}$$

Onde Δy_{it} e Δy_{it-1} são matrizes $(T-1) \times m$ expressas por:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= (\Delta y_{i2}, \Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{iT})' \\ &\text{e} \\ \Delta y_{it-1} &= (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{iT-1})' \end{aligned}$$

Finalmente, o estimador de GMM para $\phi = \text{vec}(\phi)$ é representado por:

$$\delta_{GMM} = (S_{zx} D_{\hat{e}}^{-1} S_{zx})^{-1} S'_{zx} D_{\hat{e}}^{-1} S_{zy}$$

Onde: $S_{zx} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i X_i$, $S_{zy} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i Y_i$, $D_{\hat{e}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i Y_{\hat{e}} Z_i$, $Y_{\hat{e}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{e}_i \hat{e}'_i$, $Z'_i = Q'_i \otimes I_m$, $X'_i = \Delta y_{t-1} \otimes I_m y_i = \text{vec}(\Delta E'_i)$ e $\Delta \widehat{E}_t = \Delta y_i - \Delta y_{t-1} \widehat{\delta}'_{IE}$.

3.7 MODELO A SER ESTIMADO

Para estimação do modelo a ser tratado no presente trabalho, seguindo a apresentação das variáveis feitas anteriormente, o PVAR a ser estimado segue a estrutura e ordenamento abaixo:

$$IGini = d_desemprego_{it} \beta_1 + d_juros_{it} \beta_2 + d_log_pibpc_{it} \beta_3 + IGini_{it} \beta_4$$

Onde: $d_desemprego$ representa as primeiras diferenças da série temporal referente ao desemprego total, d_juros representa as primeiras diferenças da série temporal referente à taxa de juros, d_log_pibpc representa as primeiras diferenças da série temporal referente ao log do PIB per capita e d_IGini representa as primeiras diferenças da série temporal referente ao índice de Gini.

4 RESULTADOS

Este capítulo objetiva a apresentação dos resultados aferidos a partir da verificação das hipóteses levantadas ao longo deste trabalho fazendo aplicação de análise estatística alicerçada em uso de modelo econométrico. Dessa maneira, o capítulo busca verificar a relação de causalidade entre taxa de juros e desigualdade de renda. Conforme supracitado será apresentado nesta seção o modelo a ser estimado, este busca evidenciar vínculos entre alterações na taxa de juros e respostas da desigualdade de renda.

4.1 CONSISTÊNCIA DOS DADOS

Inicialmente, debruçando-se sobre uma análise preliminar nos dados utilizados para construção do modelo proposto e almejando a construção de uma análise consistente, percebeu-se que, dos 27 países incitados para início de análise, dois apresentavam observações nulas para algumas variáveis no período de análise, os anos de 1995 a 2019, e outros três manifestavam grande quantidade de *missing values* em sua construção. Dessa maneira foram excluídas as seguintes nações: Coréia do Sul, Eslováquia, Guatemala, Gana e Nova Zelândia.

i. Missing Values

Após a análise inicial explicitada anteriormente e os devidos cortes de observações que se fizeram necessários, restaram 22 países dos 27 propostos inicialmente para estudo. Ainda, tendo em vista as observações restantes, observou-se a existência de *missing values* para algumas observações que fazem referência aos indicadores do Índice de Gini, taxa de juros e a Razão 20+/20-. Visando a viabilização de uma construção consistente do modelo proposto e a execução do teste de

estacionariedade para as séries em questão, os valores faltantes foram tratados com base na técnica da *average imputation*, ou seja, no uso da média das demais observações para variável em questão. Sendo assim, os *missing values* de cada país foram preenchidos pela imputação da média das demais observações da respectiva nação.

A partir do ordenamento utilizado espera-se que o desemprego afete a tomada de decisão de política monetária em prol do crescimento econômico, representado por sua vez pelo PIB per capita, e influenciando, em último caso, a desigualdade de renda.

ii. Estatísticas Descritivas

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para as séries temporais utilizadas na construção do modelo a ser estimado. As estatísticas mostradas na tabela a seguir são: média, desvio-padrão, valor mínimo e valor máximo.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas

Variável	Média	Desvio-padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo	Nº de Observações
Inflação	6,78	14,32	-1,54	175,95	550
Taxa de Desemprego	7,84	5,65	0,25	33,29	550
Taxa de Juros	7,49	12,27	-0,50	183,20	550
PIB per Capita	18.279,26	20.370,01	456,37	102.913,50	550
Índice de Gini	39,19	10,17	24,90	64,80	550

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 1 evidencia que, considerando o período de 1995 a 2019 e os 22 países utilizados na construção do painel, a inflação anual apresentou uma realização média observável em torno da taxa de 6,78% ao longo do tempo. Ainda, observou-se a realização de um valor máximo atingido de cerca de 175,95%, computado na Armênia em 1995, e um valor mínimo negativo de cerca de -1,54%, visualizado na Romênia em 2016. Ainda, salienta-se que as amostras apresentam um desvio-padrão na magnitude de 14,32%.

Para taxa de desemprego a média apresentada é a taxa de 7,84% e as observações mínimas e máximas são, respectivamente, 0,24%, apresentado na Tailândia em 2013, e 33,29%, visualizado na África do Sul em 2002. O desvio-padrão de 5,65%

sinaliza a homogeneidade da amostra, visto a sinalização de que os valores estão condensados em torno da média.

Já o para taxa de juros é visto a média de 7,49%. Para as observações mínimas e máximas tem-se -0,50%, visto na Suécia em 2017, e 183,20% observado na Turquia em 2000, respectivamente. O desvio-padrão apresenta-se em torno de 12,27%.

Para o PIB per capita o valor máximo atingido foi de cerca de US\$ 102.913,50, computado na Noruega em 2013, já o valor mínimo apresentado foi de US\$ 456,37, observado na Armenia em 1995. A série temporal em questão apresenta média de US\$ 18.279,26 e desvio-padrão de US\$ 20.370,01, sinalizando a heterogeneidade da amostra.

Por fim, o índice de Gini apresentou uma realização média observável em torno da taxa de 39,19 ao longo dos anos. Ainda, observou-se a realização de um valor máximo atingido de cerca de 64,80, visto na África do Sul em 2005, e um valor mínimo de 24,90, apresentado na república Tcheca em 2017. Ainda, salienta-se que as amostras apresentam um desvio-padrão na magnitude de 10,17, sinalizando relativa homogeneidade da amostra.

iii. Teste de Estacionariedade de *Im–Pesaran–Shin* (IPS)

Após a triagem inicial dos dados foi realizado o teste de raiz unitária de *Im–Pesaran–Shin* para dados em painel com o número de *lags* máximos igual a 2. Foram obtidos os seguintes resultados:

Tabela 2 – Teste *Im–Pesaran–Shin* de Raiz Unitária em Painel

Variável	Estatística	p-valor
d_igini	-9,8163	0.0000 ***
d_inflação	-10,7185	0.0000 ***
d_log_pibpc	-4,0243	0.0000 ***
d_desemprego	-6,2851	0.0000 ***
d_juros	-10,6259	0.0000 ***

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 2 apresenta o resultado para o teste IPS. Percebe-se que se rejeita a hipótese nula de não estacionariedade ao nível de 1% de significância para todas as variáveis em primeiras diferenças, inclusive para o logaritmo do PIB per capita em

primeiras diferenças. Assim, é constatada a estacionariedade de todas as séries utilizadas nos modelos a serem abordados nesse trabalho.

4.2 Critérios de seleção da ordem de defasagem do modelo PVAR: MBIC, MAIC e MQIC e Teste Hansen-J para o modelo 1

A tabela abaixo apresenta os resultados para o teste da ordem de defasagens do modelo segundo os critérios Bayesiano (MBIC), Akaike (MAIC) e Hannan-Quinn (MQIC) modificados, fazendo referência ao modelo a ser estimado, como foi definido anteriormente:

Tabela 3 – Critérios de seleção das ordens de defasagens do modelo PVAR

Defasagens	MBIC	MAIC	MHQIC
1	-515,0083	-89,50988	-259,2350
2	-448,7977	-84,08477	-229,5635
3	-373,6873	-69,75984	-190,9921
4	-316,7468	-73,60491	-170,5907
5	-225,9948	-43,63836	-116,3777

Fonte: Elaboração Própria.

A partir da tabela 3 percebe-se que o número ideal de *lags* a ser utilizado na estimação do modelo é igual a um, visto que a escolha se baseia na concepção de que quanto menor o indicador resultante do teste da defasagem, melhor. Dessa forma percebe-se que os indicadores de MBIC, MAIC e MHQIC são menores quando se considera um *lag*, comparativamente à quando se testam dois *lags*, no entanto é necessária uma análise conjunta ao Teste Hansen-J:

Tabela 4 – Teste de Hansen-J para o modelo PVAR

Defasagens	Teste Hansen-J	p-value
1	134,4901	0,0726525
2	107,9152	0,1909606
3	90,24016	0,2033880
4	54,39509	0,7983798
5	52,36164	0,3085528

Fonte: Elaboração Própria.

De acordo com a tabela 4 é possível identificar que, apesar dos critérios de MBIC, MAIC e MHQIC sinalizarem o uso de um *lag* como a ordem de defasagem

ideal, a estatística de Hansen indica que o uso de dois *lags* se adequa melhor ao modelo em questão visto que a hipótese nula é rejeitada a nível de 10% de significância, indicado que todas as restrições de sobreidentificação são válidas em conjunto, dessa forma utilizaremos dois *lags* na estimação do modelo.

4.3 MODELO PVAR

Buscando avaliar a relação entre política monetária (taxa de juros) e desigualdade de renda, foi estimado um PVAR vinculado à metodologia *GMM*, com dois *lags*, e oito defasagens nos instrumentos e seguindo o método *two-step* munido de desvios ortogonais para frente. Os resultados para a estimação se encontram no apêndice B localizado ao fim do presente trabalho. Ainda, para o modelo estimado, percebe-se que todos os autovalores estão dentro do círculo unitário, sendo assim, o pvar satisfaz a condição de estabilidade.

Funções de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada

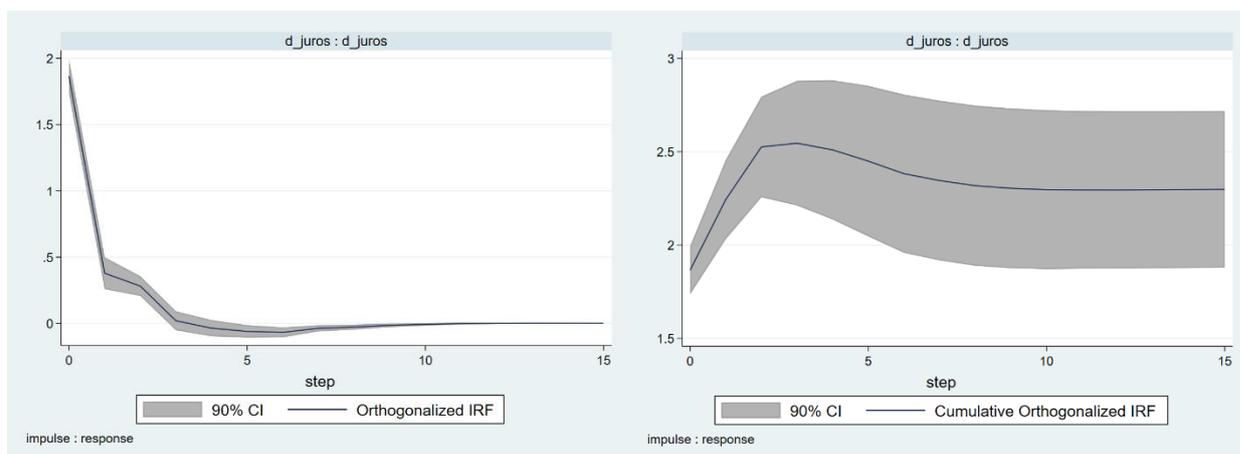
Considerando a estimação da função de impulso-resposta generalizada para o modelo, foram construídos os intervalos de confiança para funções de impulso-resposta com base na técnica de Monte Carlo, utilizando 100 repetições e um nível de significância de 10%.

A Figura 1 apresenta os resultados para função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta acumulada estimada. Os resultados demonstram que, considerando um choque não esperado na magnitude de um ponto percentual nas primeiras defasagens da taxa de juros, há um aumento no nível da mesma taxa na magnitude de 1,86 pontos percentuais no período inicial de impacto. No primeiro período após o choque há um aumento de 0,37 pontos percentuais em termos das defasagens da taxa de juros, e no segundo e terceiro períodos evidencia-se aumentos sucessivos de 0,28 e 0,02 pontos percentuais. Assim, ao fim de 3 anos, d_juros começa a apresentar reduções e retorna ao ponto de equilíbrio a partir do quinto ano, sendo significativo no estado estacionário e indicando uma influência unidirecional da taxa de juros sobre si mesma no curto prazo.

Quando se considera o choque cumulativo, o aumento da taxa de juros também é visualizado nos três primeiros anos totalizando ao final de 3 anos um impacto acumulado de 2,54 pontos percentuais. Após esse tempo percebem-se reduções

sucessivas em d_juros , no entanto, o efeito é não significativo no estado estacionário no longo prazo, permanecendo acima da linha de equilíbrio.

Figura 1 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso: d_Juros . Resposta d_Juros .



Fonte: Elaboração Própria.

A Figura 2 apresenta os resultados para função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta acumulada estimada sobre as primeiras diferenças da taxa de desemprego. Os resultados demonstram que, considerando um choque não esperado de um desvio-padrão nas primeiras diferenças da taxa de juros, não há nenhuma alteração no nível de desemprego em relação ao equilíbrio no momento inicial. Já no primeiro período após o choque há um aumento no desemprego na magnitude de, aproximadamente, 0,15 pontos percentuais. Os aumentos se estendem até o oitavo ano, quando passam a retornar ao nível de equilíbrio no estado estacionário.

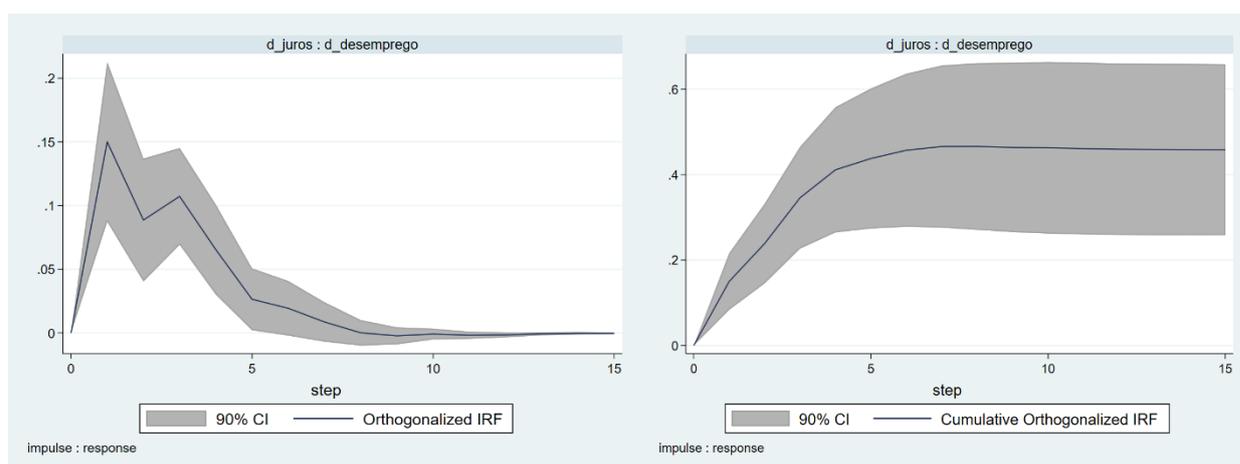
Ademais, quando se considera o choque cumulativo, o aumento significativo do desemprego é visualizado nos três primeiros anos após o choque, totalizando ao final de 3 anos um impacto acumulado de 0,34 pontos percentuais. No entanto, o efeito é não significativo no estado estacionário após esse período, permanecendo acima da linha de equilíbrio.

A constatação anterior compactua com a conclusão exposta por Ko (2015), Mott e Tirelli (2014) e Areosa e Areosa (2016) apud Guerello (2017), ao constatar que uma política monetária menos acomodatória, conseqüentemente o aumento da taxa de juros, não ocasiona estímulo suficiente a demanda por trabalho, acarretando em último grau no aumento do desemprego em serviços que exijam baixa ou alta qualificação.

Ainda, Coibion et al (2012) também corroboram com os resultados evidenciados ao enfatizar que a taxa de ganhos trabalhistas ao decorrer da distribuição de renda é ocasionada pelos efeitos assimétricos de uma política monetária expansionista.

Ademais, o resultado auferido apresenta-se como indício da vinculação entre taxa de juros e desigualdade de renda via canal da heterogeneidade da renda do trabalho, uma vez que políticas monetárias contracionistas favorecem o aumento do desemprego, desfavorecendo principalmente famílias de baixa renda, o que acaba por aumentar a desigualdade.

Figura 2 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso: d_Juros. Resposta d_desemprego.



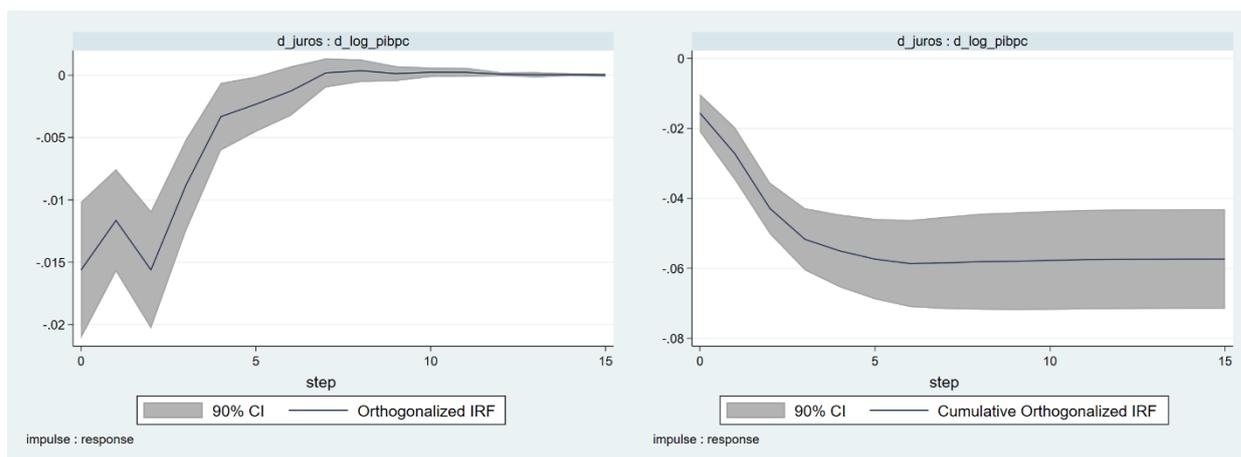
Fonte: Elaboração Própria.

A Figura 3 apresenta os resultados para função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta acumulada estimada sobre as primeiras diferenças do log do PIB per capita. Os resultados demonstram que, considerando um choque não esperado de um desvio-padrão nas primeiras diferenças da taxa de juros, há um decréscimo no crescimento do PIB per capita em relação ao equilíbrio na magnitude de, aproximadamente, -0,015 pontos percentuais no momento do choque e de -0,12 no primeiro período após o choque. Nos segundo e terceiro períodos após o choque seguem-se as reduções, de cerca de -0,016 e -0,009 pontos percentuais em termos de decréscimo do PIB per capita, respectivamente. Após a redução vista nos três primeiros períodos observa-se um certo aumento e volta ao estado normal de equilíbrio a partir do sétimo ano, sendo significativa no estado estacionário.

Quando o choque é cumulativo o PIB per capita também decresce nos três primeiros anos, respectivamente 0,051 pontos percentuais cumulativos ao fim do terceiro período, no entanto, o efeito é não significativo no estado estacionário após esse período, mantendo-se abaixo do nível de equilíbrio.

Conclui-se que o efeito auferido compactua com a teoria econômica convencional via modelo IS-LM, onde salienta-se que um aumento na taxa de juros acarreta redução no nível do PIB ao desestimular a atividade econômica e lucro das corporações via desincentivo do consumo das famílias e dos planos de investimento das empresas. (BCB, 1999)

Figura 3 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso: d_Juros. Resposta d_log_pibpc.



Fonte: Elaboração Própria.

A Figura 4 apresenta os resultados para função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta acumulada estimada sobre o Índice de Gini. Os resultados demonstram que, considerando um choque não esperado de um desvio-padrão nas primeiras diferenças da taxa de juros, há um aumento no nível de desigualdade de renda captado pelo índice de gini em relação ao equilíbrio na magnitude de, aproximadamente, 0,04 pontos percentuais no momento do choque e de 0,11 no primeiro período. No segundo e terceiro períodos após o choque seguem-se os aumentos, elevando-se cerca de 0,12 e 0,03 pontos percentuais em termos de desigualdade de renda, respectivamente. Após o aumento visto inicialmente observa-se a queda da desigualdade e volta ao estado normal a partir do quinto ano, sendo significativa e retornando ao estado estacionário por volta do nono período.

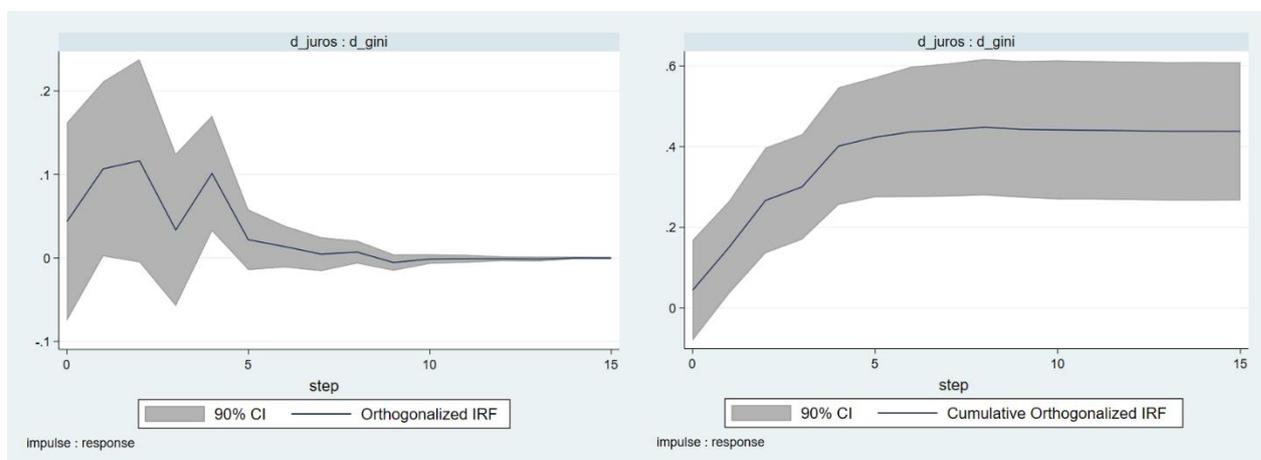
Quando o choque é cumulativo o aumento da desigualdade também é visualizado no momento inicial e nos três primeiros anos após o choque, resultando em um impacto cumulativo positivo de 0,30 pontos percentuais após o terceiro período, no entanto, o efeito é não significativo no estado estacionário após o terceiro ano, ou seja, é não significativo a longo prazo.

Dessa forma o resultado exposto pela figura 4 corrobora com os resultados encontrados por Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018) que constata a relação unidirecional entre taxa de juros e desigualdade de renda para políticas monetárias convencionais. Ao analisar 32 mercados avançados e emergentes no período de 1990 a 2013, utilizando também o índice de gini como métrica para desigualdade de renda, os autores concluem que cortes nas taxas de juros geradas por choques de políticas monetárias expansionistas acabam por reduzir a desigualdade de renda.

Coibion *et al.* (2012) também apontam para a significância do papel de influência da política monetária sobre a desigualdade de renda. Em estudo para os Estados Unidos da América, ao apontar o caráter difusor do canal da heterogeneidade da renda do trabalho, os autores constata o efeito redutor de desigualdade aferido por políticas monetárias expansionistas.

Por fim, a conclusão apresentada por Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018) e Coibion *et al.* (2012) também é endossada por Guerello (2018) ao concluir, em estudo para Zona do Euro com recorte temporal de 1999 a 2015, que políticas convencionais expansionistas acabam por reduzir a desigualdade de renda.

Figura 4 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso d_Juros. d_Gini.



Fonte: Elaboração Própria.

4.4 VERIFICAÇÃO DE ROBUSTEZ DO MODELO

Para a testagem de robustez do modelo foi utilizada a hipótese de diminuição do período de estimação utilizado anteriormente no PVAR. Dessa forma, o período inicial anual foi reduzido de 1996 a 2019 para 1999 a 2019, cujo translado temporal coincide com a adoção do sistema de regime de metas pela República Federativa do Brasil.

A tabela abaixo evidencia os resultados para a verificação da escolha de defasem ótima para testagem de robustez do primeiro modelo PVAR segundo os critérios Bayesiano (MBIC), Akaike (MAIC) e Hannan-Quinn (MQIC) modificados:

Tabela 5 – Critérios de seleção das ordens de defasagens do modelo PVAR - para o primeiro modelo de robustez

Defasagens	MBIC	MAIC	MHQIC
1	-486,8956	-86,38931	-247,3249
2	-426,7277	-83,43655	-221,3814
3	-361,2707	-75,19478	-190,1488
4	-311,0650	-82,20423	-174,1674
5	-226,0792	-54,43368	-123,4061

Fonte: Elaboração Própria.

Através da visualização da tabela 5 percebe-se que o número ideal de *lags* a ser utilizado na estimação do primeiro modelo de verificação robustez para o primeiro modelo de teste de robustez é igual a um, visto que os indicadores de MBIC, MAIC e MHQIC são menores quando se considera um *lag*, comparativamente à quando se testam dois *lags*. No entanto, salienta-se a necessidade de uma análise conjunta ao Teste Hansen-J:

Tabela 6 – Teste de Hansen-J para o primeiro modelo de robustez

Defasagens	Teste Hansen-J	p-value
1	137,6107	0,0505479
2	108,5635	0,1794301
3	84,80522	0,3354135
4	45,79577	0,9584365
5	41,56632	0,7322413

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 6 deixa claro que apesar dos critérios de MBIC, MAIC e MHQIC indicarem o uso ideal de um *lag* como a ordem de defasagem, a estatística de Hansen sinaliza que o uso de dois *lags* se adequa melhor ao primeiro modelo de verificação robustez, visto que a hipótese nula é rejeitada ao nível de 10% de significância, evidenciando que todas as restrições de sobreidentificação são válidas em conjunto, assim sendo, utilizaremos dois *lags* na estimação do modelo.

Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada para o Primeiro Modelo de Verificação de Robustez

O PVAR para o primeiro teste de robustez foi estimado através da metodologia *GMM*, com dois *lags*, e oito defasagens nos instrumentos e seguindo o método *two-step* munido de desvios ortogonais para frente. Os resultados para a estimação se encontram no apêndice B ao fim do presente trabalho. Salienta-se que, para o modelo estimado, percebe-se que todos os autovalores estão dentro do círculo unitário, sendo assim, o pvar satisfaz a condição de estabilidade.

Para estimação da função de impulso-resposta generalizada para o primeiro modelo de verificação de robustez também foram construídos intervalos de confiança para funções de impulso-resposta com base na técnica de Monte Carlo, utilizando 100 repetições e um nível de significância de 10%.

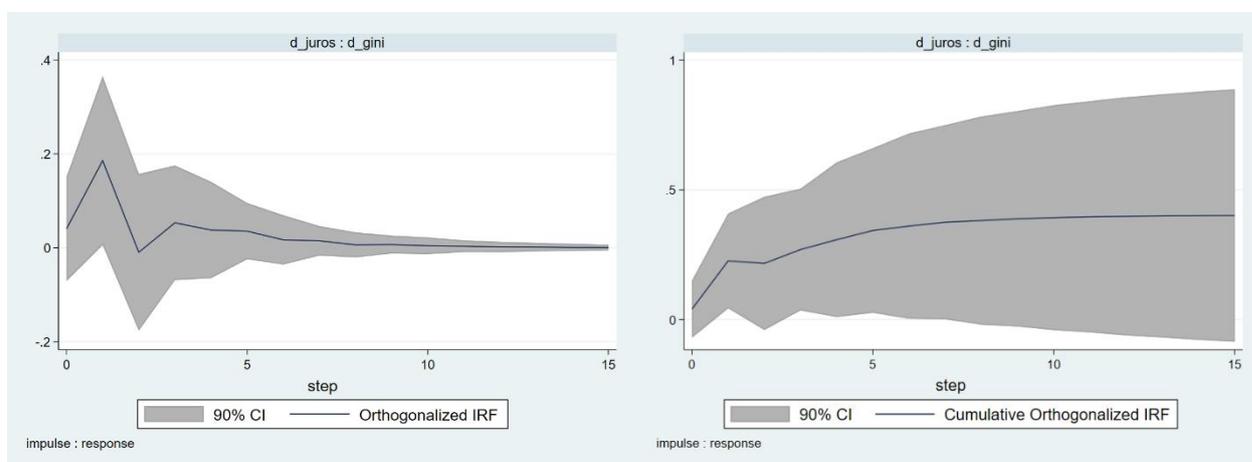
A Figura 5 apresenta os resultados para função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta acumulada estimada sobre o Índice de Gini. Os resultados demonstram que, considerando um choque não esperado de um desvio-padrão nas primeiras diferenças da taxa de juros, há um aumento no nível de desigualdade de renda captado pelo índice de gini em relação ao equilíbrio na magnitude de, aproximadamente, 0,04 pontos percentuais no momento do choque e de 0,18 no primeiro período. No segundo e terceiro períodos após o choque segue-se uma pequena redução de -0,009 pontos percentuais e um subsequente aumento de 0,053 pontos percentuais em termos de desigualdade de renda, respectivamente. Após o aumento visto inicialmente observa-se a queda da desigualdade e volta ao estado normal, sendo significativa e retornando ao estado estacionário por volta do sexto período.

Quando o choque é cumulativo o aumento da desigualdade também é visualizado no momento inicial e nos dois primeiros anos após o choque, resultando em um impacto cumulativo positivo de 0,22 pontos percentuais após o segundo período, no

entanto, o efeito é não significativo no estado estacionário após o segundo ano, continuando em tendência positiva acima da linha do estado estacionário.

Dessa maneira os resultados apresentados para o modelo em questão confirmam a robustez dos resultados para o modelo anterior e compactuam com as conclusões aferidas por Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018), COIBION *et al.* (2012) e Guerello (2018), confirmando a incidência de uma relação unidirecional entre taxa de juros e desigualdade de renda no curto prazo para políticas monetárias convencionais.

Figura 5 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso d_Juros. d_Gini.



Fonte: Elaboração Própria.

Ainda, para análise complementar da robustez do modelo, em um segundo momento foi mantido o recorte temporal inicial de 1996 a 2019 e adicionou-se a variável das primeiras diferenças da inflação ao modelo, visando captar os efeitos do correspondente canal de transmissão da política monetária. Abaixo seguem os resultados para a verificação da escolha de defasagem ótima para segunda testagem de robustez do modelo PVAR segundo os critérios Bayesiano (MBIC), Akaike (MAIC) e Hannan-Quinn (MQIC) modificados:

Tabela 7 – Critérios de seleção das ordens de defasagens do modelo PVAR para o segundo modelo de robustez

Defasagens	MBIC	MAIC	MHQIC
1	-810,8605	-146,0193	-411,2148
2	-705,1159	-135,2520	-362,5625
3	-579,9970	-105,1104	-294,5358
4	-484,2060	-104,2967	-255,8370
5	-356,6775	-71,74558	-185,4008

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 7 externaliza que o número ideal de *lags* a ser utilizado na estimação do segundo modelo para o teste de robustez também é igual a um visto que os indicadores de MBIC, MAIC e MHQIC são menores quando se considera um *lag*, comparativamente à quando se testam dois *lags*. No entanto, é necessária uma análise conjunta ao Teste Hansen-J:

Tabela 8 – Teste de Hansen-J para o para o segundo modelo de robustez

Defasagens	Teste Hansen-J	p-value
1	203,9807	0,0660122
2	164,7480	0,1939959
3	144,8896	0,1077771
4	95,70329	0,6029359
5	78,25442	0,3759074

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 8 explana que apesar dos critérios de MBIC, MAIC e MHQIC indicarem o uso ideal de um *lag* como a ordem de defasagem, a estatística de Hansen sinaliza que o uso de dois *lags* se adequa melhor ao segundo modelo para o teste de robustez visto que a hipótese nula é rejeitada ao nível de 10% de significância, evidenciando que todas as restrições de sobreidentificação são válidas em conjunto, assim sendo, também utilizaremos dois *lags* na estimação do modelo.

Funções de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada para o Segundo Modelo de Verificação de Robustez

O PVAR para o segundo teste de robustez também utiliza a metodologia *GMM* em sua estimação, contando com dois *lags*, e oito defasagens nos instrumentos e seguindo o método *two-step* munido de desvios ortogonais para frente. Os resultados para a estimação se encontram no apêndice B ao fim do presente trabalho. Salienta-se que, para o modelo estimado, percebe-se que todos os autovalores estão dentro do círculo unitário, sendo assim, o pvar satisfaz a condição de estabilidade.

Para estimação da função de impulso-resposta acumulada para o segundo modelo de verificação de robustez foram construídos os intervalos de confiança para funções de impulso-resposta com base na técnica de Monte Carlo, utilizando 100 repetições e um nível de significância de 10%.

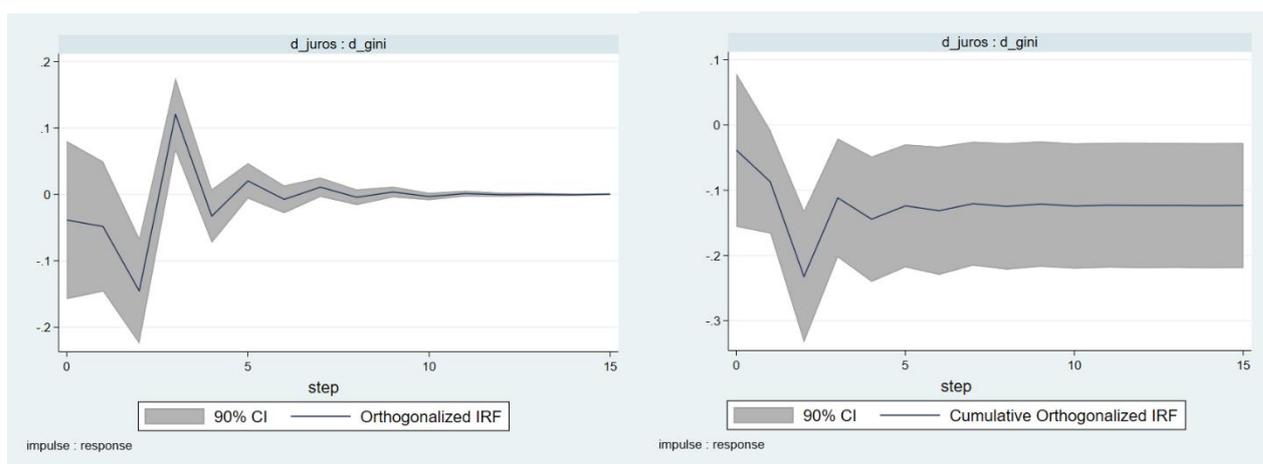
A Figura 6 apresenta os resultados para função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta acumulada estimada sobre as primeiras defasagens do Índice de Gini. Os resultados demonstram que, considerando um choque não esperado de um desvio-padrão nas primeiras diferenças da taxa de juros, há uma redução no nível de desigualdade de renda captado pelo índice de gini em relação ao equilíbrio na magnitude de, aproximadamente, -0,038 pontos percentuais no momento do choque e de -0,04 no primeiro período. No segundo e terceiro período após o choque seguem-se uma pequena redução de -0,14 pontos percentuais e um subsequente aumento que atinge 0,12 pontos percentuais em termos de desigualdade de renda, respectivamente, sendo que no terceiro o impacto na desigualdade passa a ser positivo, superando as reduções iniciais. Após reduções iniciais e o aumento subsequente a desigualdade e volta ao estado normal, sendo significativa e retornando ao estado estacionário por volta do sétimo ano.

Quando o choque é cumulativo a redução da desigualdade é visualizada no momento inicial e nos três primeiros anos após o choque, resultando em um impacto cumulativo negativo de -0,11 pontos percentuais após o terceiro período, no entanto, o efeito é não significativo no estado estacionário após o terceiro ano, ou seja, é não significativo a longo prazo, apesar de continuar em tendência negativa abaixo da linha do estado estacionário.

O resultado encontrado após a adição da variável inflação apresenta-se como um possível indício da influência de canais ligado ao advento inflacionário, podendo ser um

indício do impacto de políticas monetárias inflacionistas em ambientes econômicos onde se sobressai o canal da Heterogeneidade da renda do capital, visto que o impacto na desigualdade depende prioritariamente da constituição da carteira das famílias, o que dificulta a verificação do efeito das políticas monetária sobre a desigualdade de renda do capital, visto o contrapeso entre retorno dos títulos e das ações.

Figura 6 - Função de Impulso-Resposta e Impulso-Resposta Acumulada: Impulso d_Juros. d_Gini.



Fonte: Elaboração Própria.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente dissertação apresenta como proposta analisar os efeitos da política monetária no contexto de países que adotam o regime de metas de inflação como norteador de sua política monetária sobre a desigualdade de renda dos mesmos. Mais especificamente no estudo em questão, buscou-se investigar em que grau as políticas monetárias expansionistas e contracionistas afetam a distribuição de renda dos países.

Especificamente, visto que a manipulação da taxa de juros nominal de curto prazo é o principal instrumento de política monetária utilizado no regime de metas de inflação, espera-se, quanto ao uso da política monetária, que haja algum tipo de relação entre taxa de juros e desigualdade de renda, de modo que, considerando uma política monetária convencional, uma redução na taxa de juros diminua a desigualdade de renda e um aumento do mesmo parâmetro resulte em uma desigualdade maior.

Visando atingir os objetivos propostos pela presente pesquisa, foram utilizados procedimentos metodológicos para testar as hipóteses levantadas pelo estudo, usando por base pesquisa bibliográfica, coleta de dados e uso de técnica econométrica.

Assim, a partir dos resultados auferidos pela análise econométrica foi possível observar a existência de uma conexão unidirecional entre a política monetária representada pela taxa de juros no regime de metas e a desigualdade de renda no curto prazo. No entanto, percebe-se que quando considerado um ambiente inflacionário, esta influência pode ser ambígua no momento do choque.

Considerando um modelo, cuja desigualdade de renda é medida pelo Índice de Gini, a resposta a uma inovação da taxa de juros é positiva na magnitude de 0,30 pontos percentuais após o fim de um período de três anos após o choque. A mesma relação positiva é evidenciada no primeiro modelo de teste de robustez, na magnitude de 0,22 pontos percentuais após o fim de dois anos após o choque. Já no segundo e último modelo de robustez a relação positiva só é evidenciada ao fim do terceiro ano, mas superando os decréscimos anteriores.

Dessa maneira os resultados apontam para a aferição de um vínculo, no curto prazo, entre políticas monetárias expansionistas convencionais e uma certa redução da desigualdade de renda, bem como políticas monetárias contracionistas e o aumento da desigualdade de renda.

Ainda, vista a relação unilateral apontada compactuando de forma direcional com o resultado que era esperado teoricamente, tem-se um indício de que o impacto da

taxa de juros na desigualdade de renda para o caso estudado se dê via canal da heterogeneidade da renda do trabalho, uma vez que políticas monetárias expansionistas contribuem para a diminuição do desemprego, favorecendo principalmente famílias de baixa renda, o que acaba por reduzir a desigualdade. Nesse caso, a recíproca também é válida. Percebe-se também que em um cenário onde se considere um ambiente inflacionário, a ligação também pode se manifestar através de outros canais, como é o caso do canal da heterogeneidade da renda do capital, retardando o efeito inicial esperado da ligação entre taxa de juros e desigualdade.

Ademais, considerando a limitação de amostras de dados temporais com maior periodicidade e detalhamento, principalmente para o caso brasileiro, para pesquisas futuras com o intuito de aprimorar os resultados capitados pelo modelo, faz-se necessária uma ampliação do tempo e países de estudo, bem como uma análise mais aprofundada para a influência de um ambiente inflacionário na desigualdade de renda, bem como uma possível inclusão de variáveis que permitam analisar o grau de importância do canal da heterogeneidade da renda do trabalho como propulsor dos impactos da política monetária na desigualdade.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDREWS, Donald WK; LU, Biao. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 101, n.1, p. 123-164, 2001.

AUCLERT, Adrien. Monetary Policy and the Redistribution Channel. Artigo inédito. Stanford University, 2018. Disponível em: https://web.stanford.edu/~aauclet/mp_redistribution.pdf. Acesso em 25 de junho de 2021

BACEN. Banco Central do Brasil. Vetores Auto-Regressivos. **Relatório de Inflação**, Brasília, p.106-109, 2004.

Banco Central do Brasil. O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária. In: **Relatório de Inflação**. Brasília: Banco Central do Brasil, 1999.

BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. Inside the Black Box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

BERNANKE, Ben S. Monetary Policy and Inequality. Ben Bernankes Blog, 2015. Disponível em: <https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2015/06/01/monetary-policy-and-inequality/>. Acesso em 25 de junho de 2021.

BINDER, Michael; HSIAO, Cheng; PESARAN, M.. Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration. **Econometric Theory**, v. 21, n. 4, p. 795-837, 2005.

BIRD. International Bank for Reconstruction and Development. **GDP per capita (current US\$)**. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>. Acesso em 22 de outubro de 2021.

BIRD. International Bank for Reconstruction and Development. **Gini index (World Bank estimate)**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>>. Acesso em 22 de outubro de 2021.

BIRD. International Bank for Reconstruction and Development. **Income share held by lowest 20%**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/SI.DST.FRST.20>>. Acesso em 22 de outubro de 2021.

BIRD. International Bank for Reconstruction and Development. **Inflation, consumer prices (annual %)**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG>>. Acesso em 22 de outubro de 2021.

BIRD. International Bank for Reconstruction and Development. **Source Note**. Disponível em: <<https://api.worldbank.org/v2/en/indicator/SI.POV.GINI?downloadformat=excel>>. Acesso em 22 de outubro de 2021.

BIRD. International Bank for Reconstruction and Development. **Unemployment, total (% of total labor force) (modeled ILO estimate)**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS>>. Acesso em 22 de outubro de 2021.

CARRARA, Aniela Fagundes; CORREA, André Luiz. 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, 2012.

COIBION, Oliver et al. Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S. **International Monetary Fund** (working paper n.12/199), 2012.

COSTA, Rodolfo Ferreira Ribeiro da. **O impacto das transferências constitucionais sobre o comportamento fiscal dos municípios brasileiros**. Tese (Doutorado em Economia). Fortaleza, Universidade Federal do Ceará, 2013, 63f.

DOBBS, Richard; LUND, Susan; KOLLER, Tim; SHWAYDER, Ari. **QE and ultra-low interest rates: Distributional effects and risks**. McKinsey Global Institut, artigo para discussão, 2013.

DOEPKE, Matthias; SCHNEIDER, Martin. Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 114, n. 6, p. 1069-1097, 2006.

DRAGHI, Marion. “Stability, Equity and Monetary Policy”. European Central Bank, artigo de opinião. Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2016/html/sp161025.en.html> . Acesso em 25 de junho de 2021.

ENDERS, W.. **Applied econometric time series**. Nova Jersey: John Wiley & Sons, 2008.

EROSA, Andrés; VENTURA, Gustavo. On inflation as a regressive consumption tax. **Journal of Monetary Economics**, v.49, n.4, p.761-795, 2002.

FONSECA, Marcos Wagner. **Mecanismos de Transmissão da Política Monetária no Brasil: uma análise pós-regime de metas de inflação**. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico). Curitiba, Universidade Federal do Paraná, 2008. 222f.

FROST, Jon; STRALEN, Van; Macroprudential policy and income inequality. **Journal of International Money and Finance**, v. 85, p. 278-290, 2018.

FURCERI, Davide; LOUNGANI, Prakash; ZDZIENICKA, Aleksandra. The effects of monetary policy shocks on inequality. **Journal of International Money and Finance**, v. 85, p. 168-186, 2018.

GUERELLO, Chiara. Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: An empirical analysis for the Euro Area. **Journal of International Money and Finance**, v. 85, p. 187-214, 2018.

IMF. International Monetary Fund. **Interest Rates**. Disponível em: <https://data.imf.org/regular.aspx?key=63087881>. Acesso em 22 de outubro de 2021.

IM, kyung So; PESARAN, M.; SHIN, Yongcheol. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. **Journal of Econometrics**, v.115, n.1, p. 53-74, 2003.

KOEDIJK, Kess G.; LOUNGANI, Prakash; MONNIN, Pierre. Monetary policy, macroprudential regulation and inequality: An introduction to the special section. **Journal of International Money and Finance**, v. 85, p. 163-167, 2018.

MISHKIN, Frederic S.. Symposium on the Monetary Transmission mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n.4, p. 3-10, 1995.

MISSIO, Fabrício; ALVES, D. Fabiano; FRAINER, Daniel; CORONEL, A. Daniel. Metas de Inflação e o Modelo Estrutural de Previsão: Uma Análise a Partir do Caso Brasileiro. **Researchgate**, 102-124, 2006.

MODENESI, André de Melo; PIRES-ALVES, Camila Cabral; MARTINS, Norberto Montani. Mecanismo de transmissão da política monetária: a importância dos fatores microeconômicos. **OIKOS**, Rio de Janeiro, v. 11, n.2, p.203-216, 2012.

NEVES, André Lúcio; OREIRO, José Luís. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 29, n.1, p. 01-132, 2008.

OLIVEIRA, Camila Mirella Santos de. **Criminalidade no Brasil e Seus Aspectos Econômicos no Período 1990-2010: uma análise de vetores autorregressivos para dados em painel – PVAR**. Dissertação (Mestrado em Economia). Natal, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2016. 72f.

PAULA, Luiz Fernando de; SARAIVA, Paulo José. Novo Consenso Macroeconômico e Regime de Metas de Inflação: algumas implicações para o Brasil. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v. 36, n. 128, p. 19-32, 2015.

RESENDE, André Lara. **Juros, Moeda e Ortodoxia**. São Paulo: Portfólio Penguin, 2017.

ROMER, David H. **Advanced Macroeconomics**. 3ª ed. New York: McGraw-Hill, 2006.

SILVA, José Alderir da; JUNIOR, José Luis da Silva Netto; BESSARIA, Cássio da Nobrega. **Crescimento Econômico e Inovação: uma análise através do VAR em painel para os países em painel**. XXII Encontro de Economia da Região Sul, v.1 , p.1-17, 2018.

VOINEA, L.; LOVIN, H.; COJOCARU, A. The impact of inequality on the transmission of monetary policy. **Journal of International Money and Finance**, v. 85, p. 236-250, 2018.

WBG. World Bank Group. **Gini index (World Bank estimate) - United States**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI?locations=US>>. Acesso em 11 de junho de 2021.

APÊNDICE A

Séries Temporais Utilizadas

Tabela 9 – Series Temporais Utilizadas

Pais	Ano	Inflação	Desemprego	Juros	PIBpc	Gini
Armenia	1995	175,95	6,70	8,13	456,37	32,25
Australia	1995	4,63	8,47	7,50	20358,33	32,60
Brazil	1995	66,01	6,42	12,79	4748,39	59,60
Canada	1995	2,15	9,49	5,78	20613,79	33,28
Chile	1995	8,23	4,70	4,41	5107,28	48,96
Colombia	1995	20,90	8,72	9,16	2539,91	53,94
Czech Republic	1995	8,99	4,02	3,18	5824,12	26,16
United Kingdom	1995	2,70	8,69	6,38	23206,57	36,30
Hungary	1995	28,31	10,17	28,00	4494,71	29,87
Indonesia	1995	9,42	4,60	13,99	1026,39	35,28
Iceland	1995	1,65	5,20	7,14	26633,59	27,81
Israel	1995	9,94	8,78	14,20	18143,50	40,31
Mexico	1995	35,00	7,10	6,14	3928,22	49,48
Norway	1995	2,46	6,31	6,75	34875,70	26,00
Peru	1995	11,13	4,48	3,67	2194,02	47,88
Philippines	1995	6,83	3,63	4,92	1212,94	45,89
Poland	1995	27,95	13,70	5,78	3686,82	33,17

Romania	1995	32,24	8,01	34,10	1650,28	36,31
Sweden	1995	2,46	8,90	1,60	30282,96	25,20
Thailand	1995	5,82	1,10	2,28	2846,59	39,40
Turkey	1995	89,11	7,64	106,31	2897,87	40,77
South Africa	1995	8,68	29,89	8,00	4144,61	62,12
Armenia	1996	18,68	9,30	8,13	504,06	32,25
Australia	1996	2,62	8,51	6,00	21904,29	33,89
Brazil	1996	15,76	7,25	12,79	5166,16	59,90
Canada	1996	1,57	9,62	3,00	21227,35	33,28
Chile	1996	7,36	7,41	7,50	5349,81	54,90
Colombia	1996	20,80	11,81	33,00	2620,54	56,90
Czech Republic	1996	8,76	3,89	12,40	6532,84	25,80
United Kingdom	1996	2,85	8,19	5,94	24438,53	34,92
Hungary	1996	23,47	10,02	23,00	4525,04	29,87
Indonesia	1996	7,97	4,86	12,80	1137,41	34,50
Iceland	1996	2,26	3,60	7,14	27614,87	27,81
Israel	1996	11,40	8,46	15,20	19357,11	40,31
Mexico	1996	34,38	5,47	6,14	4412,12	53,60
Norway	1996	1,26	5,04	6,00	37321,97	27,24
Peru	1996	11,54	4,72	3,67	2232,08	47,88
Philippines	1996	7,48	3,59	4,92	1325,57	45,89
Poland	1996	19,79	12,68	5,78	4147,47	33,17
Romania	1996	38,83	6,74	35,00	1633,01	36,31
Sweden	1996	0,53	9,55	1,60	32998,97	27,62
Thailand	1996	5,81	1,07	2,28	3043,98	42,90
Turkey	1996	80,41	6,63	73,99	3053,95	40,77
South Africa	1996	7,35	29,87	8,00	3864,42	60,70

Armenia	1997	13,96	10,80	8,13	523,28	32,25
Australia	1997	0,22	8,36	5,00	23509,42	33,89
Brazil	1997	6,93	8,16	12,79	5282,05	59,80
Canada	1997	1,62	9,10	4,25	21901,56	31,60
Chile	1997	6,13	7,14	6,50	5745,37	48,96
Colombia	1997	18,46	12,14	27,00	2827,38	53,94
Czech Republic	1997	8,60	4,27	14,75	6034,49	26,16
United Kingdom	1997	2,20	7,07	7,25	26742,98	34,92
Hungary	1997	18,31	8,99	20,50	4596,18	29,87
Indonesia	1997	6,23	4,68	20,00	1063,71	35,28
Iceland	1997	1,82	3,72	7,14	27919,16	27,81
Israel	1997	8,96	9,75	13,40	19663,04	38,10
Mexico	1997	20,63	4,24	6,14	5289,17	49,48
Norway	1997	2,57	4,69	5,50	36629,03	27,24
Peru	1997	8,56	4,59	3,67	2306,44	53,30
Philippines	1997	5,59	3,62	4,92	1288,58	45,89
Poland	1997	14,91	10,96	5,78	4123,14	33,17
Romania	1997	154,76	5,51	40,00	1577,32	36,31
Sweden	1997	0,66	10,36	1,60	30312,49	27,62
Thailand	1997	5,63	0,87	2,28	2468,18	39,40
Turkey	1997	85,67	6,84	78,04	3144,39	40,77
South Africa	1997	8,60	29,91	8,00	3930,84	62,12
Armenia	1998	8,67	9,40	8,13	609,17	32,25
Australia	1998	0,86	7,68	4,75	21345,97	33,89
Brazil	1998	3,20	9,42	12,79	5087,08	59,60
Canada	1998	1,00	8,28	5,00	21024,59	33,20
Chile	1998	5,11	7,31	8,33	5446,58	55,50

Colombia	1998	18,68	15,00	26,00	2566,02	53,94
Czech Republic	1998	10,70	5,90	9,50	6489,70	26,16
United Kingdom	1998	1,82	6,20	6,25	28269,32	34,92
Hungary	1998	14,15	8,93	17,00	4744,21	29,87
Indonesia	1998	58,45	5,46	38,44	463,95	31,10
Iceland	1998	1,66	3,07	7,14	31030,05	27,81
Israel	1998	5,50	10,75	13,50	19427,08	40,31
Mexico	1998	15,93	3,73	6,14	5481,18	51,70
Norway	1998	2,25	3,74	10,00	34788,36	27,24
Peru	1998	7,25	4,95	3,67	2163,12	55,10
Philippines	1998	9,23	3,81	4,92	997,59	45,89
Poland	1998	11,60	9,94	15,50	4518,11	33,17
Romania	1998	59,10	5,63	35,00	1852,47	36,31
Sweden	1998	-0,27	8,94	1,60	30596,53	27,62
Thailand	1998	7,99	3,40	2,28	1845,83	41,50
Turkey	1998	84,64	6,89	78,97	4499,74	40,77
South Africa	1998	6,88	29,95	8,00	3502,17	62,12
Armenia	1999	0,65	11,20	8,13	597,43	36,20
Australia	1999	1,48	6,87	5,00	20558,96	33,89
Brazil	1999	4,86	10,21	12,79	3479,84	59,00
Canada	1999	1,73	7,58	4,75	22315,25	33,28
Chile	1999	3,34	11,16	5,00	4957,78	48,96
Colombia	1999	10,87	20,06	12,00	2209,93	58,70
Czech Republic	1999	2,14	8,49	5,25	6337,42	26,16
United Kingdom	1999	1,75	6,04	5,50	28726,86	37,00
Hungary	1999	10,00	6,93	14,50	4793,48	29,87
Indonesia	1999	20,48	6,36	12,51	671,10	31,10

Iceland	1999	3,23	2,18	7,14	32381,63	27,81
Israel	1999	5,18	11,18	11,20	19129,19	40,31
Mexico	1999	16,59	2,60	6,14	6157,19	49,48
Norway	1999	2,37	3,25	7,50	36371,05	27,24
Peru	1999	3,47	4,90	3,67	1924,49	54,80
Philippines	1999	5,94	3,69	4,92	1122,03	45,89
Poland	1999	7,15	12,29	16,50	4398,08	33,17
Romania	1999	45,80	6,24	35,00	1599,89	36,31
Sweden	1999	0,46	7,61	1,60	30941,08	27,62
Thailand	1999	0,28	2,97	2,28	2033,26	43,10
Turkey	1999	64,87	7,69	69,97	4116,17	40,77
South Africa	1999	5,18	29,91	12,00	3417,26	62,12
Armenia	2000	-0,79	11,05	25,00	622,74	32,25
Australia	2000	4,46	6,28	6,25	21697,71	33,89
Brazil	2000	7,04	9,56	15,75	3749,91	55,66
Canada	2000	2,72	6,83	5,75	24271,00	33,30
Chile	2000	3,84	10,49	5,00	5074,90	52,80
Colombia	2000	9,22	20,52	12,00	2520,48	58,70
Czech Republic	2000	3,78	8,76	5,25	6029,04	26,16
United Kingdom	2000	1,18	5,56	6,00	28223,07	38,40
Hungary	2000	9,80	6,56	11,00	4624,28	29,87
Indonesia	2000	3,69	6,08	14,53	780,19	28,60
Iceland	2000	5,14	1,94	7,14	32096,37	27,81
Israel	2000	1,05	11,10	8,20	21061,48	40,31
Mexico	2000	9,49	2,65	6,14	7157,81	52,60
Norway	2000	3,09	3,46	9,00	38131,46	27,40
Peru	2000	3,76	4,88	3,67	1955,59	49,10

Philippines	2000	3,98	3,65	4,92	1072,80	47,70
Poland	2000	9,90	16,31	19,00	4501,45	33,17
Romania	2000	45,67	6,97	35,00	1659,91	36,31
Sweden	2000	0,90	5,47	1,60	29624,91	27,20
Thailand	2000	1,59	2,39	2,28	2007,74	42,80
Turkey	2000	54,92	6,50	183,20	4337,48	40,77
South Africa	2000	5,34	29,88	12,00	3374,72	57,80
Armenia	2001	3,15	10,91	15,00	694,42	35,40
Australia	2001	4,41	6,74	4,25	19527,32	33,50
Brazil	2001	6,84	9,61	19,00	3160,25	58,40
Canada	2001	2,53	7,22	2,25	23822,06	33,28
Chile	2001	3,57	10,39	6,50	4574,59	48,96
Colombia	2001	7,97	15,04	8,50	2439,68	57,50
Czech Republic	2001	4,66	7,99	4,75	6637,04	26,16
United Kingdom	2001	1,53	4,70	4,00	27806,45	37,30
Hungary	2001	9,12	5,67	9,75	5276,03	29,87
Indonesia	2001	11,50	6,08	10,34	748,26	29,00
Iceland	2001	6,41	1,87	7,14	28897,44	27,81
Israel	2001	1,15	11,81	5,66	20316,25	38,90
Mexico	2001	6,37	2,63	6,14	7544,57	49,48
Norway	2001	3,00	3,74	6,50	38542,72	27,24
Peru	2001	1,98	5,03	3,67	1941,48	51,30
Philippines	2001	5,35	3,70	4,92	990,57	45,89
Poland	2001	5,41	18,37	11,50	4991,24	33,17
Romania	2001	34,48	6,56	14,30	1825,18	36,31
Sweden	2001	2,41	4,73	1,60	27247,86	27,62
Thailand	2001	1,63	2,60	2,25	1893,26	39,40

Turkey	2001	54,40	8,38	59,00	3142,92	40,77
South Africa	2001	5,70	30,69	9,50	2971,82	62,12
Armenia	2002	1,06	10,78	13,50	783,24	34,80
Australia	2002	2,98	6,37	4,75	20117,79	33,89
Brazil	2002	8,45	9,37	25,00	2839,49	58,10
Canada	2002	2,26	7,66	2,75	24255,34	33,28
Chile	2002	2,49	10,17	3,00	4446,25	48,96
Colombia	2002	6,35	14,48	5,25	2396,63	56,00
Czech Republic	2002	1,90	7,02	2,75	8060,87	26,60
United Kingdom	2002	1,52	5,04	4,00	30049,90	35,10
Hungary	2002	5,27	5,61	8,50	6655,33	29,87
Indonesia	2002	11,90	6,60	10,34	900,18	31,70
Iceland	2002	5,20	2,99	5,63	32409,22	27,81
Israel	2002	5,76	12,89	9,10	18439,65	40,31
Mexico	2002	5,03	3,00	8,25	7593,14	50,10
Norway	2002	1,29	4,02	6,50	43084,47	27,24
Peru	2002	0,19	4,84	3,67	2021,24	53,60
Philippines	2002	2,72	3,63	7,00	1036,16	45,89
Poland	2002	1,91	19,89	6,75	5207,17	33,17
Romania	2002	22,54	8,11	14,30	2119,88	36,31
Sweden	2002	2,16	4,97	4,50	29899,20	27,62
Thailand	2002	0,70	1,82	1,75	2096,19	41,90
Turkey	2002	44,96	10,36	44,00	3687,96	41,40
South Africa	2002	9,49	33,29	13,50	2797,09	62,12
Armenia	2003	4,72	10,59	7,00	930,13	33,00
Australia	2003	2,73	5,93	5,25	23492,41	33,50
Brazil	2003	14,71	9,99	16,50	3070,44	57,60

Canada	2003	2,76	7,57	2,75	28300,46	33,28
Chile	2003	2,81	9,77	2,25	4772,56	51,50
Colombia	2003	7,13	13,22	7,25	2281,40	53,60
Czech Republic	2003	0,12	7,54	2,00	9818,57	26,16
United Kingdom	2003	1,38	4,81	3,75	34487,47	35,10
Hungary	2003	4,66	5,79	12,50	8421,10	29,87
Indonesia	2003	6,76	6,66	10,34	1065,65	31,90
Iceland	2003	2,06	4,00	5,16	39476,70	26,80
Israel	2003	0,73	13,51	5,20	18991,38	40,31
Mexico	2003	4,55	3,46	6,12	7075,37	49,48
Norway	2003	2,49	4,22	2,25	50134,89	27,60
Peru	2003	2,26	4,15	3,67	2145,64	53,10
Philippines	2003	2,29	3,53	6,75	1048,01	46,60
Poland	2003	0,68	19,37	5,25	5701,60	33,17
Romania	2003	15,27	6,95	21,25	2679,41	36,31
Sweden	2003	1,93	5,55	3,00	37321,80	25,30
Thailand	2003	1,80	1,54	1,25	2359,12	39,40
Turkey	2003	21,60	10,54	26,00	4760,10	42,20
South Africa	2003	5,68	32,31	8,00	4217,11	62,12
Armenia	2004	6,96	10,34	3,75	1191,92	37,50
Australia	2004	2,34	5,39	5,25	30513,94	33,10
Brazil	2004	6,60	9,11	17,75	3637,31	56,50
Canada	2004	1,86	7,19	2,50	32143,68	33,70
Chile	2004	1,05	10,16	2,25	6194,85	48,96
Colombia	2004	5,90	12,74	6,50	2782,62	55,00
Czech Republic	2004	2,76	8,21	2,50	11749,85	27,50
United Kingdom	2004	1,39	4,59	4,75	40371,71	36,00

Hungary	2004	6,74	5,83	9,50	10303,70	29,90
Indonesia	2004	6,06	7,30	10,34	1150,26	32,70
Iceland	2004	3,16	4,03	7,92	47334,93	28,00
Israel	2004	-0,41	13,03	3,90	19910,61	40,31
Mexico	2004	4,69	3,94	8,75	7484,49	50,00
Norway	2004	0,45	4,26	1,75	57603,84	31,60
Peru	2004	3,66	4,70	3,00	2417,03	49,90
Philippines	2004	4,83	3,55	6,75	1121,49	45,89
Poland	2004	3,38	19,07	6,50	6681,39	38,00
Romania	2004	11,87	7,72	17,00	3494,94	36,31
Sweden	2004	0,37	6,69	2,00	42821,67	26,10
Thailand	2004	2,76	1,51	2,00	2660,13	42,50
Turkey	2004	8,60	10,84	18,00	6101,63	41,30
South Africa	2004	-0,69	29,45	7,50	5409,13	62,12
Armenia	2005	0,64	10,20	3,50	1643,76	36,00
Australia	2005	2,69	5,03	5,50	34081,00	33,89
Brazil	2005	6,87	9,57	18,00	4790,46	56,30
Canada	2005	2,21	6,76	3,25	36382,51	33,28
Chile	2005	3,05	9,34	4,50	7598,53	48,96
Colombia	2005	5,05	11,06	6,00	3414,47	53,90
Czech Republic	2005	1,86	7,93	2,00	13430,67	26,90
United Kingdom	2005	2,09	4,75	4,50	42132,09	34,30
Hungary	2005	3,56	7,19	6,00	11225,93	34,70
Indonesia	2005	10,45	7,94	10,34	1263,29	33,00
Iceland	2005	3,99	2,55	9,97	56794,85	29,00
Israel	2005	1,31	11,34	4,50	20585,14	41,80
Mexico	2005	3,99	3,56	8,27	8277,67	50,10

Norway	2005	1,53	4,38	2,25	66810,48	30,60
Peru	2005	1,62	4,88	3,25	2729,50	50,40
Philippines	2005	6,52	3,80	7,50	1244,35	45,89
Poland	2005	2,18	17,75	4,50	8021,51	35,80
Romania	2005	9,01	7,17	7,50	4617,93	36,31
Sweden	2005	0,45	7,49	1,50	43437,06	26,80
Thailand	2005	4,54	1,35	4,00	2894,06	39,40
Turkey	2005	8,18	10,64	13,50	7456,30	42,60
South Africa	2005	2,06	29,12	7,00	6033,10	64,80
Armenia	2006	2,89	10,00	4,75	2158,15	29,70
Australia	2006	3,56	4,78	6,25	36117,49	33,89
Brazil	2006	4,18	8,64	13,25	5886,39	55,60
Canada	2006	2,00	6,32	4,25	40504,06	33,28
Chile	2006	3,39	9,02	5,25	9464,55	47,30
Colombia	2006	4,29	11,29	7,50	3741,09	53,94
Czech Republic	2006	2,53	7,15	2,50	15261,80	26,70
United Kingdom	2006	2,46	5,35	5,00	44654,10	34,60
Hungary	2006	3,93	7,49	8,00	11493,10	28,30
Indonesia	2006	13,11	7,55	9,75	1589,80	34,30
Iceland	2006	6,69	2,83	13,30	57492,93	30,20
Israel	2006	2,06	10,71	5,00	21853,14	40,31
Mexico	2006	3,63	3,57	7,02	9068,29	48,90
Norway	2006	2,33	3,40	3,50	74148,32	26,40
Peru	2006	2,00	4,18	4,50	3154,33	50,30
Philippines	2006	5,49	4,05	7,50	1452,44	47,20
Poland	2006	1,28	13,84	4,00	9035,41	34,70
Romania	2006	6,56	7,27	8,75	5757,50	39,60

Sweden	2006	1,36	7,07	2,50	46593,60	26,40
Thailand	2006	4,64	1,22	5,00	3369,54	41,80
Turkey	2006	9,60	8,72	17,50	8101,86	39,60
South Africa	2006	3,24	28,34	9,00	6266,53	62,12
Armenia	2007	4,41	9,81	5,75	3139,28	31,20
Australia	2007	2,33	4,38	6,75	41001,14	33,89
Brazil	2007	3,64	8,33	11,25	7348,19	54,90
Canada	2007	2,14	6,04	4,25	44659,90	33,80
Chile	2007	4,41	8,43	6,00	10502,35	48,96
Colombia	2007	5,55	10,25	9,50	4714,07	53,94
Czech Republic	2007	2,85	5,32	3,50	18466,55	26,00
United Kingdom	2007	2,39	5,26	5,50	50653,26	35,70
Hungary	2007	7,96	7,41	7,50	13944,97	27,90
Indonesia	2007	6,41	8,06	8,00	1860,00	35,70
Iceland	2007	5,05	2,25	13,75	69495,73	29,50
Israel	2007	0,46	9,38	4,00	24952,55	41,10
Mexico	2007	3,97	3,63	7,57	9642,68	49,48
Norway	2007	0,71	2,49	5,25	85139,96	27,10
Peru	2007	1,78	4,04	5,00	3606,07	50,00
Philippines	2007	2,90	3,43	5,25	1744,64	45,89
Poland	2007	2,46	9,60	5,00	11254,52	34,00
Romania	2007	4,84	6,41	7,50	8360,17	37,50
Sweden	2007	2,21	6,16	3,50	53700,01	27,10
Thailand	2007	2,24	1,18	3,25	3973,02	39,80
Turkey	2007	8,76	8,87	15,96	9791,88	38,40
South Africa	2007	6,18	26,54	11,00	6780,88	62,12
Armenia	2008	8,95	14,39	7,25	4010,86	29,20

Australia	2008	4,35	4,23	4,25	49654,91	35,40
Brazil	2008	5,68	7,34	13,75	8831,18	54,00
Canada	2008	2,37	6,14	1,50	46710,51	33,28
Chile	2008	8,72	9,29	8,25	10751,48	48,96
Colombia	2008	7,00	10,49	9,50	5472,54	55,30
Czech Republic	2008	6,36	4,39	2,25	22804,58	26,30
United Kingdom	2008	3,52	5,62	2,00	47549,35	34,10
Hungary	2008	6,04	7,82	10,00	15777,19	27,50
Indonesia	2008	10,23	7,21	9,25	2166,85	35,20
Iceland	2008	12,69	2,95	18,00	56943,37	31,80
Israel	2008	4,56	7,70	2,50	29650,77	40,31
Mexico	2008	5,12	3,87	8,25	10016,57	49,90
Norway	2008	3,75	2,55	3,00	96944,10	27,00
Peru	2008	5,79	4,04	6,50	4220,62	47,50
Philippines	2008	8,26	3,72	5,50	1998,03	45,89
Poland	2008	4,16	7,12	5,00	13996,03	33,50
Romania	2008	7,85	5,79	10,25	10435,04	36,40
Sweden	2008	3,44	6,23	2,00	56152,55	28,10
Thailand	2008	5,47	1,18	2,75	4379,66	40,30
Turkey	2008	10,44	9,71	15,63	10941,17	39,00
South Africa	2008	10,06	22,41	11,50	6350,65	63,00
Armenia	2009	3,41	18,44	5,00	2994,34	28,00
Australia	2009	1,77	5,56	3,75	42783,32	33,89
Brazil	2009	4,89	8,52	8,75	8597,79	53,70
Canada	2009	0,30	8,34	0,25	40876,31	33,28
Chile	2009	0,35	11,31	0,50	10208,91	47,00
Colombia	2009	4,20	11,29	3,50	5193,24	54,30

Czech Republic	2009	1,02	6,66	1,00	19861,70	26,20
United Kingdom	2009	1,96	7,54	0,50	38952,21	34,30
Hungary	2009	4,21	10,03	6,25	13081,79	27,00
Indonesia	2009	4,39	6,11	6,50	2261,25	35,10
Iceland	2009	12,00	7,22	9,13	41301,27	28,70
Israel	2009	3,34	9,53	1,00	27780,46	40,31
Mexico	2009	5,30	5,36	4,50	8002,97	49,48
Norway	2009	2,20	3,10	1,75	79977,70	26,20
Peru	2009	2,94	3,98	1,25	4196,31	47,00
Philippines	2009	4,22	3,86	4,00	1904,20	46,30
Poland	2009	3,80	8,17	3,50	11526,06	33,40
Romania	2009	5,59	6,86	8,00	8548,12	35,60
Sweden	2009	-0,49	8,35	0,50	46946,96	27,30
Thailand	2009	-0,85	0,95	1,25	4213,01	39,60
Turkey	2009	6,25	12,55	6,50	9103,47	39,00
South Africa	2009	7,26	23,52	7,00	6532,74	62,12
Armenia	2010	8,18	19,01	7,25	3218,38	30,00
Australia	2010	2,92	5,21	4,75	52087,97	34,70
Brazil	2010	5,04	7,27	10,75	11286,07	55,66
Canada	2010	1,78	8,06	1,00	47562,08	33,60
Chile	2010	1,41	8,42	3,25	12808,04	48,96
Colombia	2010	2,27	10,98	3,00	6336,71	54,60
Czech Republic	2010	1,47	7,28	0,75	19960,07	26,60
United Kingdom	2010	2,49	7,79	0,50	39688,61	34,40
Hungary	2010	4,86	11,17	5,75	13223,08	29,40
Indonesia	2010	5,13	5,61	6,50	3122,36	36,40
Iceland	2010	5,40	7,56	3,88	43237,07	26,20

Israel	2010	2,72	8,48	2,00	30780,02	42,50
Mexico	2010	4,16	5,30	4,50	9271,40	47,20
Norway	2010	2,42	3,52	2,00	87693,79	25,70
Peru	2010	1,53	3,58	3,00	5082,35	45,50
Philippines	2010	3,79	3,61	4,00	2217,47	45,89
Poland	2010	2,58	9,64	3,50	12613,01	33,20
Romania	2010	6,09	6,96	6,25	8214,08	35,50
Sweden	2010	1,16	8,61	0,50	52869,04	27,70
Thailand	2010	3,25	0,62	2,00	5076,34	39,40
Turkey	2010	8,57	10,66	1,63	10742,77	38,80
South Africa	2010	4,06	24,68	5,50	8148,96	63,40
Armenia	2011	7,65	18,44	8,00	3525,81	29,40
Australia	2011	3,30	5,08	4,25	62574,15	33,89
Brazil	2011	6,64	6,92	11,00	13245,39	52,90
Canada	2011	2,91	7,51	1,00	52223,70	33,28
Chile	2011	3,34	7,34	5,25	14637,23	46,00
Colombia	2011	3,42	10,11	4,75	7335,17	53,50
Czech Republic	2011	1,92	6,71	0,75	21871,27	26,40
United Kingdom	2011	3,86	8,04	0,50	42284,88	33,20
Hungary	2011	3,93	11,03	7,00	14240,26	29,20
Indonesia	2011	5,36	5,15	6,00	3643,05	39,70
Iceland	2011	4,00	7,03	4,13	47714,59	26,80
Israel	2011	3,48	7,14	2,75	33775,51	40,31
Mexico	2011	3,41	5,17	4,50	10203,42	49,48
Norway	2011	1,28	3,21	1,75	100600,56	25,30
Peru	2011	3,37	3,48	4,25	5869,32	44,70
Philippines	2011	4,72	3,59	4,50	2450,74	45,89

Poland	2011	4,24	9,63	4,50	13879,56	33,20
Romania	2011	5,79	7,18	6,00	9099,22	35,90
Sweden	2011	2,96	7,80	1,91	60755,76	27,60
Thailand	2011	3,81	0,66	3,25	5492,12	37,50
Turkey	2011	6,47	8,80	5,00	11420,56	40,00
South Africa	2011	5,02	24,64	5,50	8810,93	62,12
Armenia	2012	2,56	17,30	8,00	3681,84	29,60
Australia	2012	1,76	5,22	3,00	68027,84	33,89
Brazil	2012	5,40	7,19	7,25	12370,22	53,50
Canada	2012	1,52	7,29	1,00	52669,09	33,50
Chile	2012	3,01	6,66	5,00	15351,54	48,96
Colombia	2012	3,17	9,74	4,25	8050,26	52,60
Czech Republic	2012	3,29	6,98	0,05	19870,80	26,10
United Kingdom	2012	2,57	7,88	0,50	42686,80	32,30
Hungary	2012	5,65	11,00	5,75	12989,18	30,80
Indonesia	2012	4,28	4,47	5,75	3694,36	39,70
Iceland	2012	5,19	6,00	5,38	45995,55	26,80
Israel	2012	1,69	6,86	2,00	32667,61	41,30
Mexico	2012	4,11	4,89	4,50	10241,73	48,70
Norway	2012	0,70	3,12	1,50	101524,14	25,70
Peru	2012	3,61	3,24	4,25	6528,97	44,40
Philippines	2012	3,03	3,50	3,50	2694,31	46,50
Poland	2012	3,56	10,09	4,25	13097,27	33,00
Romania	2012	3,33	6,79	5,25	8507,10	36,50
Sweden	2012	0,89	7,98	1,14	58037,82	27,60
Thailand	2012	3,01	0,58	2,75	5860,58	39,30
Turkey	2012	8,89	8,15	5,00	11795,63	40,20

South Africa	2012	5,72	24,73	5,00	8222,20	62,12
Armenia	2013	5,79	16,18	7,75	3838,17	30,60
Australia	2013	2,45	5,66	2,50	68156,63	33,89
Brazil	2013	6,20	6,98	10,00	12300,39	52,80
Canada	2013	0,94	7,07	1,00	52635,17	33,80
Chile	2013	1,79	6,21	4,50	15842,94	45,80
Colombia	2013	2,02	9,05	3,25	8218,35	52,60
Czech Republic	2013	1,44	6,95	0,05	20133,17	26,50
United Kingdom	2013	2,29	7,52	0,50	43713,81	33,20
Hungary	2013	1,73	10,18	3,00	13719,95	31,50
Indonesia	2013	6,41	4,34	7,50	3623,93	40,00
Iceland	2013	3,87	5,38	5,38	49804,98	25,40
Israel	2013	1,58	6,21	1,00	36499,46	40,31
Mexico	2013	3,81	4,91	3,50	10725,18	49,48
Norway	2013	2,12	3,42	1,50	102913,45	26,40
Peru	2013	2,77	3,57	4,00	6756,75	43,90
Philippines	2013	2,58	3,50	3,50	2871,43	45,89
Poland	2013	0,99	10,33	2,50	13696,47	33,10
Romania	2013	3,98	7,10	4,00	9547,85	36,90
Sweden	2013	-0,04	8,05	1,00	61126,94	28,80
Thailand	2013	2,18	0,25	2,25	6168,26	37,80
Turkey	2013	7,49	8,73	3,50	12614,78	40,20
South Africa	2013	5,78	24,56	5,00	7467,08	62,12
Armenia	2014	2,98	17,50	8,50	3986,23	31,50
Australia	2014	2,49	6,08	2,50	62511,69	34,40
Brazil	2014	6,33	6,66	11,75	12112,83	52,10
Canada	2014	1,91	6,91	1,00	50956,00	33,20

Chile	2014	4,72	6,66	3,00	14670,99	48,96
Colombia	2014	2,90	8,57	4,50	8114,34	52,60
Czech Republic	2014	0,34	6,11	0,05	19890,92	25,90
United Kingdom	2014	1,45	6,11	0,50	47787,24	34,00
Hungary	2014	-0,23	7,73	2,10	14298,83	30,90
Indonesia	2014	6,39	4,05	7,75	3491,64	39,40
Iceland	2014	2,04	4,90	4,50	54576,74	27,80
Israel	2014	0,49	5,89	0,25	37847,65	39,80
Mexico	2014	4,02	4,81	3,00	10928,92	48,70
Norway	2014	2,04	3,48	1,25	97019,18	26,80
Peru	2014	3,41	3,21	3,50	6672,88	43,10
Philippines	2014	3,60	3,60	4,00	2959,65	45,89
Poland	2014	0,05	8,99	2,00	14271,31	32,80
Romania	2014	1,07	6,80	2,75	10043,68	36,00
Sweden	2014	-0,18	7,95	1,00	60020,36	28,40
Thailand	2014	1,90	0,58	2,00	5951,88	37,00
Turkey	2014	8,85	9,88	7,50	12157,99	41,20
South Africa	2014	6,14	24,89	5,75	6988,81	63,00
Armenia	2015	3,73	18,26	8,75	3607,29	32,40
Australia	2015	1,51	6,05	2,00	56707,02	33,89
Brazil	2015	9,03	8,43	14,25	8813,99	51,90
Canada	2015	1,13	6,91	0,50	43596,14	33,70
Chile	2015	4,35	6,51	3,50	13574,17	44,40
Colombia	2015	4,99	8,30	5,75	6175,88	51,00
Czech Republic	2015	0,31	5,05	0,05	17829,70	25,90
United Kingdom	2015	0,37	5,30	0,50	45404,57	33,20
Hungary	2015	-0,06	6,81	1,35	12720,71	30,40

Indonesia	2015	6,36	4,51	7,50	3331,70	39,70
Iceland	2015	1,63	3,98	5,75	52951,68	26,80
Israel	2015	-0,63	5,25	0,10	35808,44	40,31
Mexico	2015	2,72	4,31	3,25	9616,65	49,48
Norway	2015	2,17	4,30	0,75	74355,52	27,50
Peru	2015	3,40	3,27	3,75	6229,10	43,40
Philippines	2015	0,67	3,07	4,00	3001,04	44,60
Poland	2015	-0,87	7,50	1,50	12578,50	31,80
Romania	2015	-0,59	6,81	1,75	8969,15	35,90
Sweden	2015	-0,05	7,43	1,60	51545,48	29,20
Thailand	2015	-0,90	0,60	1,50	5840,05	36,00
Turkey	2015	7,67	10,24	7,25	11006,28	42,90
South Africa	2015	4,51	25,15	6,25	6259,84	62,12
Armenia	2016	-1,40	17,62	6,25	3591,83	32,50
Australia	2016	1,28	5,71	1,50	49881,76	33,89
Brazil	2016	8,74	11,60	13,75	8710,06	53,30
Canada	2016	1,43	7,00	0,50	42315,60	32,70
Chile	2016	3,79	6,74	3,50	13753,59	48,96
Colombia	2016	7,51	8,69	7,50	5870,78	50,60
Czech Republic	2016	0,68	3,95	0,05	18575,23	25,40
United Kingdom	2016	1,01	4,81	0,25	41499,56	34,80
Hungary	2016	0,39	5,11	0,90	13107,38	30,30
Indonesia	2016	3,53	4,30	4,75	3562,82	38,60
Iceland	2016	1,70	2,98	5,00	61987,93	27,20
Israel	2016	-0,55	4,80	0,10	37330,26	39,00
Mexico	2016	2,82	3,86	5,75	8744,52	46,30
Norway	2016	3,55	4,68	0,50	70460,56	28,50

Peru	2016	3,56	3,74	4,25	6205,00	43,60
Philippines	2016	1,25	2,70	3,00	3073,65	45,89
Poland	2016	-0,66	6,16	1,50	12447,44	31,20
Romania	2016	-1,54	5,90	1,75	9548,59	34,40
Sweden	2016	0,98	6,99	-0,50	51965,16	29,60
Thailand	2016	0,19	0,69	1,50	5993,31	36,90
Turkey	2016	7,78	10,84	7,25	10894,60	41,90
South Africa	2016	6,59	26,54	7,00	5756,97	62,12
Armenia	2017	0,97	17,70	6,00	3914,53	33,60
Australia	2017	1,95	5,59	1,50	53934,25	33,89
Brazil	2017	3,45	12,82	7,00	9928,68	53,30
Canada	2017	1,60	6,34	1,00	45129,36	33,30
Chile	2017	2,18	6,96	2,50	14998,82	44,40
Colombia	2017	4,31	8,87	4,75	6376,71	49,70
Czech Republic	2017	2,45	2,89	0,50	20636,20	24,90
United Kingdom	2017	2,56	4,33	3,39	40857,76	35,10
Hungary	2017	2,35	4,16	0,90	14623,70	30,60
Indonesia	2017	3,81	3,88	4,25	3837,58	38,10
Iceland	2017	1,76	2,74	4,25	72010,15	26,10
Israel	2017	0,24	4,22	0,10	40774,13	40,31
Mexico	2017	6,04	3,42	7,25	9287,85	49,48
Norway	2017	1,88	4,16	0,50	75496,75	27,00
Peru	2017	2,99	3,69	3,25	6710,51	43,30
Philippines	2017	2,85	2,55	3,00	3123,25	45,89
Poland	2017	2,08	4,89	1,50	13864,68	29,70
Romania	2017	1,34	4,93	1,75	10807,01	36,00
Sweden	2017	1,79	6,72	-0,50	53791,51	28,80

Thailand	2017	0,67	0,83	1,50	6593,82	36,50
Turkey	2017	11,14	10,82	7,25	10589,67	41,40
South Africa	2017	5,18	27,04	6,75	6690,94	62,12
Armenia	2018	2,52	18,97	6,00	4220,54	34,40
Australia	2018	1,91	5,30	1,50	57180,78	33,89
Brazil	2018	3,66	12,33	6,50	9151,38	53,90
Canada	2018	2,27	5,83	1,75	46548,52	33,28
Chile	2018	2,43	7,23	2,75	15888,14	48,96
Colombia	2018	3,24	9,11	4,25	6729,58	50,40
Czech Republic	2018	2,15	2,24	1,75	23419,74	25,00
United Kingdom	2018	2,29	4,00	3,39	43646,95	34,92
Hungary	2018	2,85	3,71	0,90	16427,37	29,60
Indonesia	2018	3,20	4,40	6,00	3893,86	37,80
Iceland	2018	2,68	2,70	4,50	74469,80	27,81
Israel	2018	0,82	4,00	0,25	42063,45	40,31
Mexico	2018	4,90	3,28	8,25	9686,98	45,40
Norway	2018	2,76	3,80	0,75	82267,81	27,60
Peru	2018	1,51	3,49	2,75	6957,79	42,40
Philippines	2018	5,21	2,34	4,75	3252,11	42,30
Poland	2018	1,81	3,85	1,50	15468,48	30,20
Romania	2018	4,63	4,19	2,50	12398,98	35,80
Sweden	2018	1,95	6,36	1,60	54589,06	30,00
Thailand	2018	1,06	0,77	1,75	7296,88	36,40
Turkey	2018	16,33	10,89	22,50	9454,35	41,90
South Africa	2018	4,50	26,91	6,75	7005,10	62,12
Armenia	2019	1,44	18,30	5,50	4604,65	29,90
Australia	2019	1,61	5,16	0,75	54875,29	33,89

Brazil	2019	3,73	11,93	4,50	8897,55	53,40
Canada	2019	1,95	5,66	1,75	46338,34	33,28
Chile	2019	2,56	7,29	1,75	14741,71	48,96
Colombia	2019	3,53	9,96	4,25	6424,98	51,30
Czech Republic	2019	2,85	2,01	2,00	23660,15	26,16
United Kingdom	2019	1,74	3,74	3,39	43070,50	34,92
Hungary	2019	3,34	3,42	0,90	16735,66	29,87
Indonesia	2019	3,03	3,62	5,00	4135,20	38,20
Iceland	2019	3,01	3,51	3,00	68941,46	27,81
Israel	2019	0,84	3,80	0,25	43951,25	40,31
Mexico	2019	3,64	3,48	7,25	9950,45	49,48
Norway	2019	2,17	3,69	1,50	75719,75	27,24
Peru	2019	2,25	3,38	2,25	7027,61	41,50
Philippines	2019	2,48	2,24	4,00	3485,34	45,89
Poland	2019	2,23	3,28	1,50	15732,20	33,17
Romania	2019	3,83	3,91	2,50	12899,35	36,31
Sweden	2019	1,78	6,83	1,60	51939,43	27,62
Thailand	2019	0,71	0,72	1,25	7817,01	34,90
Turkey	2019	15,18	13,67	10,50	9121,52	41,90
South Africa	2019	4,12	28,47	6,50	6624,76	62,12

Fonte: Elaboração Própria.

APÊNDICE B

Estimativas VAR

Tabela 10 - Resultado das Estimativas do Modelo PVAR

Variáveis	d_Juros	d_Desemprego	d_log_pibpc	d_gini
lag1_d_Juros	0,1953814 *** (0,0409565)	0,037822 (0,0183016)	-0,0052373 *** (0,0013101)	0,1040866 *** (0,0313445)
lag1_d_Desemprego	0,1604058 * (0,1195774)	0,2687246 *** (0,0704624)	-0,0128841 *** (0,0042013)	0,2790049 *** (0,0713767)
lag1_d_log_pibpc	-1,014747 (1,468213)	-5,159175 *** (0,720595)	0,1001903 ** (0,0579716)	4,273965 *** (1,372135)
lag1_d_gini	-0,0299293 (0,0624996)	-0,0265041 (0,0251127)	-0,0071852 ** (0,0029537)	-0,4741869 *** (0,0672005)
lag2_d_Juros	0,1206852 *** (0,0304978)	-0,0057806 (0,0150532)	-0,007221 *** (0,0017015)	0,0147854 0,0389593
lag2_d_Desemprego	-0,3359032 *** (0,1144656)	0,0237027 (0,0660304)	-0,0235944 *** (0,0046959)	0,0713767 (0,1107838)
lag2_d_log_pibpc	2,442887 ** (1,25609)	0,9190535* (0,641206)	-0,2480336 *** (0,05117)	-6,73589 *** (1,464906)
lag2_d_gini	-0,266885 *** (0,0641601)	0,0432779 (0,0354506)	0,0039445 * (0,0024544)	0,0618216 (0,0613089)

Fonte: Elaboração Própria.

Nota:*** indica significância estatística ao nível de 1%. Em parênteses tem-se os Erros-padrão robustos.

Tabela 11 – Resultado das Estimativas do Modelo Pvar para o Primeiro Modelo de Robustez

Variáveis	d_Juros	d_Inflação	d_Desemprego	d_log_pibpc	d_gini
lag1_d_Juros	0,1992976 *** (0,0261276)	0,4593672 *** (0,0317239)	0,0726458 *** (0,0107851)	-0,0026013 *** (0,0006704)	-0,038894 * (0,0226374)
lag1_d_Inflação	0,2482894 *** (0,0210264)	0,2091657 *** (0,0330285)	-0,052681 *** 0,0117688	-0,00557 *** (0,0007438)	0,1200933 *** (0,021436)
lag1_d_Desemprego	0,004256 (0,0914755)	0,0606219 (0,1565394)	0,1992721 *** (0,0453791)	-0,0196767 *** (0,0031032)	0,1012134 (0,0657255)
lag1_d_log_pibpc	3,054703 ** (1,266828)	5,371219 *** (1,570203)	-5,260921 *** (0,557354)	0,0113557 (0,0404855)	1,079391 (0,7669302)
lag1_d_gini	-1,757465 (1,236477)	-0,3837019 *** (0,0629875)	-0,098222 *** (0,0187407)	-0,0081733 *** (0,0022397)	-0,5877626 *** (0,0448209)
lag2_d_Juros	-0,2370332 *** (0,027816)	-0,1931962 *** (0,0343105)	-0,0079463 (0,0119594)	0,0013074 (0,0013718)	-0,1860227 *** (0,0240187)
lag2_d_Inflação	0,1493459 *** (0,017236)	-0,0159244 (0,0284886)	0,0079429 (0,0078581)	-0,0053025 *** (0,000839)	0,0642826 *** (0,0170818)
lag2_d_Desemprego	-0,2628005 *** (0,0871485)	-0,1671104 (0,1309447)	0,0257373 (0,0463418)	-0,0198943 *** (0,0030397)	0,1115768 * (0,0629788)
lag2_d_log_pibpc	-0,149332 *** (0,0491954)	-1,955008 (1,669657)	-0,1113065 (0,5139333)	-0,3275249 *** (0,0420049)	-4,500258 (0,9956487)
lag2_d_gini	-0,4623288 *** (0,0594801)	-0,1402259 (0,0609778)	-0,050907 ** (0,0259836)	-0,0042799 ** (0,0018693)	-0,0878044 ** (0,0435802)

Fonte: Elaboração Própria.

Nota:*** , ** e * indicam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. Em parênteses tem-se os Erros-padrão robustos.

Tabela 12 – Resultado das Estimativas do Modelo Pvar para o Segundo Modelo de Robustez

Variáveis	d_Juros	d_Desemprego	d_log_pibpc	d_gini
lag1_d_Juros	-0,0599725 (0,1075009)	0,1061617 *** (0,0276219)	-0,0047009 ** (0,0021207)	0,0827211 ** (0,0397937)
lag1_d_Desemprego	-0,6593269 ** (0,265757)	0,3434898 *** (0,0449211)	-0,0190348 *** (0,0039862)	0,3834753 *** (0,0867245)
lag1_d_log_pibpc	-(14,28638) *** (2,827223)	-(1,804279) *** (0,5888129)	0,0707229 * (0,0510369)	5,003442 *** (1,214691)
lag1_d_gini	-0,2285161 * (0,1553826)	-0,0211742 (0,0298105)	-0,0094998 *** (0,0027747)	-0,2942999 *** (0,0554223)
lag2_d_Juros	-0,0719146 (0,0933069)	0,0381411 (0,0242031)	-0,0046744 ** (0,0023689)	-0,0109896 (0,0353781)
lag2_d_Desemprego	-0,2724886 (0,256964)	-0,059023 (0,0668433)	-0,0241323 *** (0,004293)	0,0124427 (0,0856154)
lag2_d_log_pibpc	-11,4997 *** (3,548231)	(2,356355) *** (0,7848943)	-0,0702547 (0,0535532)	-3,720631 *** (1,100842)
lag2_d_gini	-0,199583 * (0,129225)	-0,0038391 (0,0336128)	-0,0081847 *** (0,0021091)	0,1775262 *** (0,0463136)

Fonte: Elaboração Própria.

Nota:***, ** e * indicam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. Em parênteses tem-se os Erros-padrão robustos.