

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

BRUNO BRAGA RAMALHO

DUAS DÉCADAS DE METAS PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DA PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA E DO REPASSE CAMBIAL

UBERLÂNDIA
MARÇO DE 2021

BRUNO BRAGA RAMALHO

**DUAS DÉCADAS DE METAS PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DA PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA E DO REPASSE CAMBIAL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva

**UBERLÂNDIA
MARÇO DE 2021**

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

| | |
|--------------|---|
| R165 2021 | <p>Ramalho, Bruno Braga, 1994- Duas Décadas de Metas para a Inflação no Brasil [recurso eletrônico] : Uma Análise da Persistência Inflacionária e do Repasse Cambial / Bruno Braga Ramalho. - 2021.</p> <p>Orientador: Cleomar Gomes da Silva. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Pós-graduação em Economia. Modo de acesso: Internet. Disponível em: http://doi.org/10.14393/ufu.di.2021.115 Inclui bibliografia. Inclui ilustrações.</p> <p>1. Economia. I. Silva, Cleomar Gomes da, 1971-, (Orient.). II. Universidade Federal de Uberlândia. Pós- graduação em Economia. III. Título.</p> <p>CDU: 330</p> |
|--------------|---|

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091



UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia
Av. João Naves de Ávila, nº 2121, Bloco 1J, Sala 218 - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG, CEP 38400-902
Telefone: (34) 3239-4315 - www.ppge.ie.ufu.br - ppge@ufu.br



ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

| | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|-------|-----------------------|-------|
| Programa de Pós-Graduação em: | Economia | | | | |
| Defesa de: | Dissertação de Mestrado Acadêmico, Nº 293, PPGE | | | | |
| Data: | 12 de março de 2021 | Hora de início: | 16:00 | Hora de encerramento: | 17:10 |
| Matrícula do Discente: | 11912ECO001 | | | | |
| Nome do Discente: | Bruno Braga Ramalho | | | | |
| Título do Trabalho: | Duas Décadas de Metas para a Inflação no Brasil: Uma Análise da Persistência Inflacionária e do Repasse Cambial | | | | |
| Área de concentração: | Desenvolvimento Econômico | | | | |
| Linha de pesquisa: | Economia Aplicada | | | | |
| Projeto de Pesquisa de vinculação: | Política Monetária no Brasil: Coordenação Fiscal e Impactos Cambiais | | | | |

Reuniu-se a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Professores Doutores: Flávio Vilela Vieira - UFU; Clemens Vinícius de Azevedo Nunes - EESP-FGV; Cleomar Gomes da Silva - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que em decorrência da pandemia pela COVID-19 e em conformidade com Portaria Nº 36/2020, da Capes e Ofício Circular nº 1/2020/PROPP/REITO-UFU, a participação dos membros da banca e do aluno ocorreu de forma totalmente remota via webconferência. O professor Clemens Vinícius de Azevedo Nunes participou desde a cidade de Curitiba (PR). Os demais membros da banca e o aluno participaram desde a cidade de Uberlândia (MG).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Cleomar Gomes da Silva, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor(a) presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos(às) examinadores(as), que passaram a arguir o(a) candidato(a). Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o(a) candidato(a):

Aprovado.

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Cleomar Gomes da Silva, Presidente**, em 12/03/2021, às 17:24, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Flavio Vilela Vieira, Professor(a) do Magistério Superior**, em 12/03/2021, às 17:24, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **CLEMENS VINICIUS DE AZEVEDO NUNES, Usuário Externo**, em 15/03/2021, às 18:19, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **2626095** e o código CRC **BBA61F82**.

BRUNO BRAGA RAMALHO
Duas Décadas de Metas para a Inflação no Brasil:
Uma Análise da Persistência Inflacionária e do Repasse Cambial

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Banca Examinadora:

Orientador Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva (PPGE/UFU)

Prof. Dr. Flávio Vilela Vieira (PPGE/UFU)

Prof. Dr. Clemens Vinícius de Azevedo Nunes (EESP-FGV)

UBERLÂNDIA
MARÇO DE 2021

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, aos meus pais, que me incentivaram e me deram suporte durante todos os anos que estive na faculdade. Obrigado por fazerem de tudo para que eu consiga alcançar todos os meus objetivos.

Aos meus irmãos, Michel, Larissa e Wesley, por estarem sempre comigo.

À minha namorada, Milena, que sempre me incentivou, apoiou e torceu durante toda essa trajetória. Obrigado por suportar todos os meus dias de mau humor e de falta de atenção.

Aos meus amigos, Valdecy, Paulo Henrique, Raphael e Matheus Astolphi, que sempre me incentivaram, ajudaram e estiveram presente em todos os momentos do meu Mestrado.

À Secretária do Programa de Pós-Graduação de Economia, Camila, que sempre solucionou todas as minhas dúvidas.

Aos professores do Instituto de Economia, por compartilharem os ensinamentos dentro e fora da sala de aula.

Ao meu orientador, Cleomar Gomes da Silva, pela paciência, agilidade e disponibilidade para que este trabalho fosse concluído. Obrigado por todo o auxílio que foi dado para a elaboração deste trabalho. Todo suporte que me deu foi fundamental para o meu crescimento pessoal e profissional.

Aos professores Flávio Vilela Vieira e Clemens Vinícius de Azevedo Nunes, por aceitarem participar da banca examinadora deste trabalho.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo financiamento deste trabalho.

Resumo

Este trabalho analisa empiricamente a dinâmica da inflação brasileira durante duas décadas de vigência do regime de metas para a inflação no Brasil, com foco na persistência inflacionária e no repasse cambial. Para o período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2019, são utilizados Modelos Autorregressivos de Integração Fracionária (ARFIMA) e Estimações com Parâmetros Variantes no Tempo (TVP), via filtro de Kalman. Os resultados dos modelos ARFIMA mostram que a persistência inflacionária é mais presente na expectativa da inflação e no núcleo da inflação do que no IPCA. Isso se traduz em uma persistência controlada. Para as expectativas e núcleo de inflação parece haver influência das quebras estruturais. Os principais resultados da análise via TVP são: (i) a abordagem TVP é relevante em decorrência das instabilidades encontradas ao longo do período analisado; (ii) os coeficientes de expectativas de inflação são maiores que a inércia (persistência) em todos os casos, porém a inércia é determinante importante da inflação; (iii) choque de custos é responsável pela instabilidade nos parâmetros de inércia e expectativa; (iv) o coeficiente do repasse cambial é maior na análise até 2019 e há significância estatística, diferente do caso até 2014; (v) o núcleo da inflação apresenta parâmetros mais estáveis em comparação com o IPCA; (vi) crise crônica da economia após 2015 causou maior instabilidade nos parâmetros da Curva de Phillips com variável dependente o IPCA do que com o núcleo da inflação.

Palavras-Chave: Inflação. Curva de Phillips, ARFIMA. Parâmetro Variante no Tempo.

JEL: C22, E31, C32, E31.

Abstract

This paper empirically analyzes the dynamics of Brazilian inflation during two decades of the inflation targeting regime in Brazil, focusing on inflationary persistence and exchange rate pass-through. For the period between January 1999 and December 2019, fractional integration autoregressive models (ARFIMA) and estimates with time variant parameters (TVP) are used, using the Kalman filter. The results of the ARFIMA models show that inflationary persistence is more present in inflation expectations and in core inflation than in the IPCA. This translates into controlled persistence. For the expectations and core inflation there seems to be an influence of structural breaks. The main results of the analysis via TVP are: (i) the TVP approach is relevant due to the instabilities found throughout the analyzed period; (ii) the coefficients of inflation expectations are greater than the inertia (persistence) in all cases, however inertia is an important determinant of inflation; (iii) cost shock is responsible for the instability in the parameters of inertia and expectation; (iv) the exchange rate pass-through coefficient is higher in the analysis until 2019 and there is statistical significance, differently from the case until 2014; (v) core inflation presents more stable parameters compared to the IPCA; (vi) chronic crisis of the economy after 2015 caused greater instability in the parameters of the Phillips curve with dependent variable the IPCA than core inflation.

Keywords: Inflation. Phillips Curve. ARFIMA. Time-Varying Parameter.

JEL: C22, E31, C32, E31.

Lista de Tabelas

| | | |
|------------|---|----|
| Tabela 1 - | Metas para a Inflação no Brasil | 22 |
| Tabela 2 - | Estatística Descritiva (Jan./03 - Dez./19) | 36 |
| Tabela 3 - | Testes de Raiz Unitária | 37 |
| Tabela 4 - | Testes de Raiz Unitária com Quebras Estruturais | 38 |
| Tabela 5 - | Modelos ARFIMA | 39 |
| Tabela 6 - | Procedimento ARFIMA (0, d, 0) de Granger e Hyung (2004) | 40 |

Lista de Figuras

| | | |
|-------------|---|----|
| Figura 1 - | Taxa de Inflação e Expectativa de Inflação - jan./2003 a dez./2019 (% 12 meses) | 23 |
| Figura 2 - | Brasil: Produto Interno Bruto - 2003-2019 (% a.a.) | 24 |
| Figura 3 - | Taxa de Juros Real e Taxa de Juros Nominal (Selic) - jan./2003 a dez./2019 (% a.a.) | 25 |
| Figura 4 - | Taxa de Câmbio Nominal e Taxa de Câmbio Real Efetiva – jan./2003 a dez./2019 | 26 |
| Figura 5 - | Necessidade de Financiamento do Setor Público - jan./2003 a dez./2019 (% PIB) | 28 |
| Figura 6 - | Dívida do Setor Público Líquida e Bruta - jan./2003 a dez./2019 (% PIB) | 30 |
| Figura 7 - | Curva de Phillips com IPCA (Estimação do Filtro de Kalman) | 41 |
| Figura 8 - | Curva de Phillips com IPCA de jan./2003 a dez./2014 (Estimação do Filtro de Kalman) | 42 |
| Figura 9 - | Curva de Phillips com Núcleo do IPCA (Estimação do Filtro de Kalman) | 43 |
| Figura 10 - | Curva de Phillips com Núcleo do IPCA de jan./2003 a dez./2014 (Estimação do Filtro de Kalman) | 44 |

Sumário

| | |
|--|-----------|
| Introdução | 12 |
| 1 Uma Breve Revisão da Literatura | 13 |
| 1.1 Revisão Teórica | 13 |
| 1.2 Revisão Empírica | 16 |
| 2 Duas décadas de metas para a inflação no Brasil | 21 |
| 3 Metodologia | 30 |
| 3.1 Modelos ARFIMA e Quebras Estruturais | 30 |
| 3.2 Parâmetros Variantes no Tempo | 32 |
| 4 Dados, Estatística Descritiva e Testes de Raiz Unitária | 35 |
| 4.1 Dados e Estatística Descritiva | 35 |
| 4.2 Testes de Raiz Unitária | 36 |
| 5 Resultados | 38 |
| 5.1 Modelos ARFIMA e Quebras Estruturais | 38 |
| 5.2 Parâmetros Variantes no Tempo via Filtro de Kalman | 40 |
| Considerações Finais | 45 |
| Referências | 47 |

Introdução

Compreender a variação dos níveis de preços é uma tarefa relevante na formulação de políticas econômicas. Soma-se a isso o expressivo histórico inflacionário brasileiro, principalmente nas décadas anteriores, quando o país enfrentou o fenômeno da hiperinflação, por isso, ainda hoje, os indicadores de níveis de preços possuem grande relevância e são variáveis centrais para a formulação de políticas econômicas.

Há diversas discussões sobre os motivos que levam uma economia ao processo inflacionário, e um desses motivos é a persistência (inércia) inflacionária, um dos principais componentes da inflação brasileira. Com o intuito de aumentar o controle sobre o movimento de aumento dos níveis de preço, e, com isso, controlar a persistência inflacionária, surge o regime de metas para a inflação, adotado no Brasil em junho de 1999. O relativo sucesso da experiência pode ser medido pela aderência da taxa de inflação efetiva às metas fixadas pelo Banco Central. Nesse caso, é necessário investigar os fatores que contribuem para as variações da taxa efetiva e mensurar a necessidade de utilização de políticas econômicas para conter o processo. Diversos estudos empíricos investigaram as variações nos níveis gerais de preços demonstrando a tendência persistente da inflação.

Observa-se uma grande indexação de preços na economia brasileira, mesmo após o Plano Real, causando influência direta nos comportamentos dos agentes econômicos. Neste ínterim, encontra-se uma importante discussão sobre a diferença entre choque e tendência inflacionária. Caso fosse possível calcular os efeitos dos choques sobre a taxa de inflação observada no país, encontraríamos também uma parte isolada não explicada por esses choques, que seria identificada como à tendência inflacionária. Portanto, em caso de ausência de choques, a taxa de inflação corrente é igual à tendência. Além disso, deve-se citar a influência do repasse cambial para a inflação no Brasil; em períodos de alta volatilidade da taxa de câmbio, conhecer a magnitude do *pass-through* cambial é crucial para determinar a política econômica.

O objetivo deste trabalho é analisar empiricamente a dinâmica inflacionária durante o regime de metas para a inflação no Brasil, explicando como a taxa de inflação efetiva se comportou ao longo das últimas duas décadas, com foco na persistência inflacionária e no repasse cambial. Inicialmente, foi utilizado o modelo Autorregressivos Fracionários de Médias Móveis (ARFIMA), analisando a persistência das variáveis de inflação, expectativa de inflação e núcleo de inflação. Na segunda parte, foi aplicada a abordagem de Parâmetros Variantes no Tempo (TVP), via filtro de Kalman, para estimar Curvas de Phillips Novo-Keynesianas Híbridas com a taxa de inflação e o núcleo de inflação com o foco de analisar a persistência inflacionária e o repasse cambial para o caso brasileiro. A base de dados da pesquisa é de janeiro de 2003 até dezembro de 2019.

1 Uma Breve Revisão da Literatura

1.1 Revisão Teórica

Adotadas pelo Brasil a partir de junho de 1999, as metas para a inflação são consideradas um “novo” regime de política monetária implementado, inicialmente, pela Nova Zelândia, em 1990 e, posteriormente, por Canadá e Chile, em 1991; Reino Unido, em 1992; e Suécia, em 1993, com o principal objetivo de alcançar e manter a estabilidade de preços mantendo a inflação baixa e estável (SVENSSON, 1999). Esse regime tem o foco na estabilidade de preços, obtida através da credibilidade, flexibilidade e legitimidade, de acordo com Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009). A credibilidade é considerada muito importante na conduta da política monetária, com o objetivo de evitar os problemas associados com a inconsistência intertemporal (BARRO; GORDON, 1983). É importante ressaltar que alguns autores como Kydland e Prescott (1977), Calvo (1978), Barro e Gordon (1983) dizem que, caso haja falta de credibilidade por causa de inconsistência intertemporal, a política de metas para a inflação possivelmente não seria a ideal e viável para país.

Para que o regime funcione corretamente, é importante que haja um compromisso institucional com a estabilidade de preços e que seja o principal objetivo de longo prazo, assim a política monetária forçará a política fiscal a se alinhar a ela (MISHKIN, 2000). Nesse sentido, Svensson (1999) ressalta a importância de os bancos centrais optarem pelas metas para a inflação em prol da estabilidade de preços. Assim, o autor argumenta que quanto mais o banco central se preocupa com as flutuações do produto, mais tempo leva para obter a estabilidade de preços.

Sobre as características do regime de metas, Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009) acentuam mais uma vez o comprometimento da estabilidade dos preços como o objetivo principal da política monetária, que, por vezes, pode ser acompanhada do objetivo de estabilização do nível do produto, desde que, ao atuar dessa forma, as determinações não entrem em conflito com o seu principal objetivo, negligenciando a estabilidade de preços. Para tanto, metas predefinidas são publicadas periodicamente orientando o nível de preços para o nível almejado de inflação. Os autores atribuem a três características o intuito de atingir o objetivo principal: a credibilidade frente aos agentes econômicos; a flexibilidade, permitindo ações da política monetária com vistas a tratar choques não antecipados; e a legitimidade, uma vez que a política monetária deve poder contar com o aval do poder público. Dentre essas três características, a predominante, segundo os autores, é, sem dúvidas, a credibilidade, uma vez que a manifestação de ausência da confiança dos agentes econômicos é capaz de tornar inviável a política monetária (ARESTIS; DE PAULA; FERRARI-FILHO, 2009).

Outra característica abordada por Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009) diz respeito ao fato de que, no regime de metas, a política monetária se caracteriza como o principal instrumento da política macroeconômica, uma vez que a política fiscal não é considerada macroeconomicamente eficiente. Dessa forma, a política monetária se faz o principal meio de manipular o nível de preços, tanto que, no longo prazo, a inflação responde à atuação da política mone-

tária, diferentemente do nível de preços e de produto nesse mesmo interregno. Outro ponto importante, segundo autores, é que, por vezes, o poder público se vê tentado a operacionalizar políticas monetárias de forma a se obterem ganhos de curto prazo dando razão a prejuízos de longo prazo — aumentar o nível de emprego num dado momento permitindo o aumento da inflação num segundo momento —, o que ocasiona os chamados “problemas de inconsistência intertemporal”. Sendo assim, no cenário onde se encontra incorporado um regime de metas, com vistas a se manter uma maior confiança dos agentes econômicos, Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009) defendem que a política monetária deve ser controlada por um corpo especializado com autonomia das funções do Banco Central em relação ao poder público, sinalizando sua independência estatal e seu compromisso com a manutenção dos níveis de preços. Contudo, é importante ressaltar que mesmo um Banco Central independente deve manter seus objetivos de longo prazo associados aos objetivos do poder eleito pelo povo para comandar o governo; sua autonomia é necessária para evitar as inconsistências intertemporais e manter alta a confiança dos agentes econômicos.

Por conta disso, Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009) advogam que medidas de transparência, abertura e responsabilização são necessárias para que os agentes econômicos se sintam confiantes na política econômica proposta, aumentando-se assim a credibilidade da política monetária. Dessa forma, é prevista a necessidade da publicação de relatórios periódicos que analisam a trajetória do nível de preços, assim como outras variáveis macroeconômicas, como o nível de emprego, o produto, taxa de juros, com avaliação das condições econômicas. Caso não haja o cumprimento dos padrões determinados pela política monetária para o regime de metas, é preciso que o órgão competente se preste a esclarecer os motivos que levaram ao não cumprimento das metas, assim como sinalizar as correções propostas para solucionar os problemas apresentados anteriormente. Segundo Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009), quanto maior e mais eficiente forem as medidas de transparência dos órgãos públicos responsáveis pelas políticas monetárias, maior será a confiança dos agentes na competência do Banco Central em controlar os níveis de inflação.

Em relação a flutuações excessivas na taxa de juros, dados os propósitos da política monetária, o nível de produto sofre variações por meio de flutuações das taxas de câmbio. Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009) apontam que essa questão levanta a necessidade da implantação de metas cambiais. Entretanto, há de se primar, principalmente no caso de países emergentes, pelo comprometimento para com a estabilidade de preços em um sistema de câmbio flutuante, para que não aconteçam crises monetário-cambiais oriundas da adoção dessas políticas econômicas.

No regime de metas para a inflação é necessário que haja duas medidas. A primeira é a meta de inflação, e a segunda é o seu núcleo. O núcleo de inflação é derivado a partir da taxa de inflação, portanto, é importante que seja explicada a relação entre elas. A inflação é a variação generalizada dos preços de bens e serviços, enquanto o núcleo de inflação é a parte que realmente importa para as autoridades monetárias. Há duas teorias do núcleo de inflação: a hipótese do núcleo como inflação generalizada e o núcleo como inflação persistente

(ROGER, 1998). A hipótese da inflação generalizada surge da teoria quantitativa da moeda, considerando que o núcleo é o componente generalizado da inflação. A hipótese da inflação persistente entende que a inflação é dividida em persistente e transitória. Assim, o núcleo seria a inflação persistente, pois é a parte que realmente importa para as autoridades monetárias, enquanto a inflação transitória, é representada por choques que impactam temporariamente os preços (SANTOS; CASTELAR, 2016).

A persistência inflacionária é um assunto que tem sido bastante discutido teórica e empiricamente por meio de métodos econométricos. Fuhrer (2010) traz a definição da persistência como um análogo econômico da inércia da física, definindo-a como a resistência de um corpo em mudar sua velocidade, a menos que seja influenciada por uma força externa. Assim, desde uma perspectiva econômica e analisando-se a inflação, a mudança no nível de preços é tida como persistente quando se mantém constante na ausência de uma força econômica que a leve ao nível atual.

Seria para analisar o trade-off entre inflação e desemprego que surge, originalmente, a Curva de Phillips. Ao longo dos anos, mudanças significativas ocorreram na dinâmica da inflação, servindo de base para o desenvolvimento da Curva de Phillips Novo-Keynesiana, que é fundamentada na abordagem de Taylor (1979), Rotemberg (1982) e Calvo (1983) e, inicialmente, derivada por Roberts (1995):

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + k_0 y_t + \xi_t \quad (1)$$

onde π_t = taxa de inflação; $E_t \pi_{t+1}$ = expectativa da inflação; y_t = variação da atividade econômica; β = fator de desconto; k_0 = redução estrutural para o parâmetro; ξ_t = termo de erro.

Porém, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana, em sua versão mais básica, não é capaz de captar a persistência inflacionária. Dessa forma, é importante ressaltar outros trabalhos que contribuíram com esse modelo, como Gali e Gertler (1999), que propuseram um modelo com um componente de expectativa adaptativa (backward-looking); em outras palavras: a inflação passada tem influência sobre a inflação corrente. E ao longo dos anos surgem outros trabalhos aprofundando a Curva de Phillips Novo-Keynesiana, como Mankiw e Reis (2002), que tratam a persistência inflacionária a partir do conceito de rigidez de informação; e Woodford (2003), aprofunda a teoria da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, de Gali e Gertler (1999), introduzindo a suposição de que algumas firmas indexam seus preços, parcialmente, com base na inflação passada:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma E_t \pi_{t+1} + \lambda m c_t + \xi_t \quad (2)$$

onde, π_{t-1} = taxa de inflação passada; $m c_t$ = custo marginal; γ_b , γ_t e λ = coeficientes de redução estrutural.

Blanchard e Gali (2007) introduzem a rigidez de salário real, diferenciando-se dos demais trabalhos, e chegam à equação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida da seguinte

forma:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta E_t\pi_{t+1} - \lambda u_t + \theta\Delta v_t + \xi_t \quad (3)$$

em que π_t é a inflação corrente, π_{t-1} é a inflação defasada, $E_t\pi_{t+1}$ refere-se à expectativa de inflação, u_t é a taxa de desemprego, Δv_t é a variação real do preço dos insumos não produzidos e α , β , λ , θ são coeficientes da forma estrutural reduzida, com restrição de que $\alpha, \beta \in (0, 1)$ e $\alpha + \beta = 1$.

Percebemos, então, que a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida engloba, além da inflação, a inflação defasada, expectativa de inflação no futuro, hiato do produto (diferença entre o produto observado e o seu potencial) e variações no hiato do produto, permitindo analisar a inflação a partir da taxa de desemprego e dos choques de oferta. Neste estudo utilizaremos a versão da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida de Blanchard e Gali (2007) com adaptação para o caso brasileiro.

1.2 Revisão Empírica

Com objetivo de analisar a persistência (inércia) da inflação, surgem diversos trabalhos empíricos com contribuições importantes para literatura. Em relação ao caso brasileiro, Tejada e Portugal (2001), em uma análise econométrica dos efeitos dos planos de estabilização implementados a partir de 1986 sobre o comportamento da inflação, chamados de Plano Cruzado I e II, Plano Collor e Plano Real, perceberam que, com o Plano Real, além de se ter reduzido a taxa de inflação a baixos níveis por um longo período de tempo, houve uma queda consistente no grau de persistência inflacionária da economia.

Campêlo e Cribari-Neto (2003) analisaram os dados do Brasil de janeiro de 1974 até junho 1993 e concluíram que os resultados sugeriam que o grau de inércia inflacionária no país é baixo. Entretanto, Cribari-Neto e Cassiano (2005), em um trabalho também empírico, encontraram resultados diferentes, afirmando haver inércia inflacionária na dinâmica inflacionária brasileira, constatação que corrobora o trabalho de Cati, Garcia e Perron (1999). Ademais, Cribari-Neto e Cassiano (2005) também encontraram o mesmo resultado de Tejada e Portugal (2001), de que o Plano Real foi capaz de reduzir o grau de persistência inflacionária brasileira.

Em relação aos estudos de persistência inflacionária, vários foram levados a cabo em diferentes países, como o de Coenen (2007), que estudou o caso na área do Euro; Ortega (2003), que realizou uma análise empírica das principais economias europeias; e Reis (2003), que analisou o caso americano, concluindo que há grande persistência inflacionária e, também, correlação positiva entre a persistência de desemprego e inflação. Davig e Doh (2008) também analisaram o caso americano, e Yıldırım, Özdemir e Doğan (2013) pesquisaram a persistência inflacionária nos preços de energia dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

As pesquisas empíricas referentes à persistência inflacionária utilizando a Curva de Phillips

são de fundamental importância para explicar a dinâmica da inflação no Brasil. Nesse sentido, é importante destacar trabalhos, como o de Neto e De Aquino (2010), que estimaram uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana para o período de abril de 2000 a outubro de 2008 e identificaram que a persistência inflacionária é fator determinante na dinâmica da inflação brasileira. Já em relação aos casos de persistência geral que englobam a Curva de Phillips, podem ser citados os estudos de Steinsson (2003) e de Gali, Gertler e Lopez-Salido (2001).

Os modelos ARFIMA foram utilizados por variados trabalhos empíricos que tinham com objetivo analisar a dinâmica inflacionária. Doornik e Ooms (2004) analisaram os processos inflacionários nos casos americano e britânico empregando a metodologia ARFIMA. Para os EUA, foram utilizados dados trimestrais do primeiro trimestre de 1957 até o quarto trimestre de 2003, registrando-se que a inflação americana pode ser concebida como estacionária. Já em relação ao Reino Unido, foram usados os dados do primeiro trimestre de 1959 até o segundo trimestre de 2002, e os parâmetros estimados registraram que não há estacionariedade na série britânica.

Em relação ao caso brasileiro, Reisen, Cribari-Neto e Jensen (2003) contestaram os autores que argumentavam que a dinâmica inflacionária no Brasil segue um processo de raiz unitária, apresentando, desse modo, inércia. Utilizando os modelos ARFIMA, os autores concluíram que a processo inflacionário brasileiro é mais bem modelado por um processo de longa memória do que por um mecanismo de raiz unitária. Portanto, tal fato implica não haver inflação inercial, contrariando os outros autores.

Figueiredo e Marques (2009) investigaram a dependência de longo prazo da inflação brasileira, descrevendo-a como um processo fracionário integrado tanto na média quanto na variância. Para tanto, esses autores empregaram a metodologia ARFIMA-FIGARCH, e chegaram à conclusão de que, para o período pós-Plano Real, a inflação brasileira exibe um comportamento estacionário em seus dois primeiros momentos, com lento decaimento hiperbólico, com indícios de longa memória na média e na variância do processo.

Em outro estudo, Rebelo, Silva e Lopes (2009) fizeram uma análise empírica em relação à persistência inflacionária por meio da metodologia econométrica ARFIMA para os seguintes países de economias semelhantes: Brasil, Chile, México e Turquia. A conclusão do trabalho foi a de que o grau de persistência ao índice de preços ao consumidor de cada país não difere dos valores encontrados para o Brasil. Portanto, esse argumento não seria válido para justificar uma trajetória mais fraca de queda da taxa de juros Selic.

Figueiredo e Marques (2011) analisaram o período de 1944 até 2009, com uma estrutura fracionária com mudança de regime markoviana, MS-ARFIMA, fornecida por Tsay e Härdle (2009), e um modelo ARFIMA. Os autores registraram uma vigência de dois regimes distintos, com ambos apresentando alta persistência, de modo que o regime de baixa inflação é o mais persistente. Além disso, também concluíram que a memória de longo prazo da inflação é sensível a mudanças de regime. Dessa forma, identifica-se uma contribuição importante para o caso brasileiro de que há um indicador de solidez da estabilidade de preços que vigora na economia

nos 15 anos antecedentes à pesquisa.

Mapeli e Silva (2016), mais recentemente, analisaram a inflação de serviços e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA agregado para o caso brasileiro no período de janeiro de 1999 até dezembro de 2014, utilizando testes para a verificação de quebras estruturais, o modelo econométrico ARFIMA e os testes convencionais de raiz unitária. O objetivo da pesquisa era a análise do dilema da persistência inflacionária na inflação de serviços, também conhecido como *services inflation persistence puzzle*. Os resultados encontrados mostraram que a persistência inflacionária na inflação de serviços é maior que no IPCA agregado, porém, com as quebras estruturais, a inflação de serviços passa a ter características de antipersistência e estacionária.

Em relação aos demais estudos referentes à persistência inflacionária que empregaram os modelos econométricos ARFIMA, ARIMA ou GARCH, podem ser citados: Koop, Osiewalski e Steel (1994); Grier e Perry (2000); Baillie, Chung e Tieslau (1996), que analisaram dados de Argentina, Brasil, Canadá, França, Alemanha, Israel, Itália, Japão, Reino Unido e EUA; Gadea e Mayoral (2005), para os países da OCDE; e Franta, Saxa e Smidkova (2007), para os países da zona do Euro e para novos membros da União Europeia (Chipre, Eslovênia, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Malta, Polônia, República Tcheca e República Eslovaca). No tocante ao Brasil, podem ser mencionados os trabalhos de Novaes (1991), Ferreira e Figueiredo (2002) e Silva e Vieira (2013).

Alguns trabalhos utilizaram a metodologia TVP para analisar os determinantes da inflação e trouxeram contribuições interessantes para literatura empírica da dinâmica inflacionária. Pivetta e Reis (2007) estudaram o caso americano entre 1965 e 2001, utilizando estimativas bayesianas de parâmetros variantes no tempo. Analisando os resultados encontrados, chegaram à conclusão de que a persistência inflacionária foi alta e praticamente inalterada ao longo do período de análise.

Caldeira, Moura e Santos (2015) utilizaram modelos baseados em vetores autorregressivos com parâmetros variantes no tempo e contendo efeitos heterocedásticos propostos por Koop e Korobilis (2012) para analisar a previsão do IBC-Br, IPCA e a taxa de juros Selic no Brasil. A pesquisa utilizou dados de 2003 até 2015. Os resultados mostraram que a estratégia de usar TVP-VAR-DMA apresenta previsões satisfatórias para todas as variáveis analisadas em todos os quatro horizontes de previsão considerados.

Boaretto e Silva (2019) analisaram a dinâmica inflacionária de serviços no Brasil, com foco no *services inflation persistence puzzle*. Foi aplicada uma abordagem de parâmetros variantes no tempo, via filtro de Kalman, com dados de janeiro de 2004 até fevereiro de 2016. Os resultados mostraram que a abordagem TVP é relevante devido à instabilidade observada em alguns parâmetros. Além disso, há evidências de que pressões de custos, devido a aumentos salariais no setor de serviços, são mais importantes para explicar inflação de serviços do que as pressões de demanda no início de 2009 até meados de 2014.

Outros estudos relevantes que utilizaram a metodologia TVP para analisar a inflação são: Kazerooni, Salmani e Feshari (2012), Koop e Korobilis (2012), Sachsida (2013), Mwabutwa,

Bittencourt, Viegi et al. (2016).

O impacto do *pass-through* cambial na inflação é assunto muito discutido empiricamente. Taylor (2000) analisa de maneira empírica as causas e consequências do período de estabilidade inflacionária que começou em muitos países na década de 1980 ou no início de 1990 e a importância desse fato para uma futura formulação de políticas. Os resultados mostraram evidências de que a inflação está positivamente correlacionada com a persistência, sugerindo que o declínio no repasse cambial se deve ao ambiente de baixa inflação, mas pode desaparecer rapidamente se a política monetária e as expectativas mudarem. Caso esse declínio seja relacionado a fatores microeconômicos, como estrutura de mercado, grau de diferenciação ou como as multinacionais operam, o declínio poderia ser mais persistente.

Correa et al. (2004) analisaram os efeitos da internacionalização da indústria brasileira sobre o comportamento dos coeficientes de *pass-through* setoriais entre 1996 e 2001. A pesquisa empírica indicou que a intensidade do *pass-through* tem tendência a ser diferenciada com base na estrutura de mercado e na estratégia das empresas. Além disso, os resultados mostraram que a internacionalização da economia brasileira resultou em maior sensibilidade ao comportamento da taxa de câmbio dos preços setoriais da indústria local.

Correa e Minella (2005) investigaram mecanismos não lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil. Há indicadores de que o repasse cambial tem não linearidade e que o grau de *pass-through* pode ser em função de algumas variáveis macroeconômicas. Os resultados apresentados deram indícios de que o repasse de curto prazo é maior em situações de expansão econômica, quando há depreciação da taxa de câmbio acima de certo valor e quando há menor volatilidade na taxa de câmbio.

Albuquerque e Portugal (2005) analisaram o *pass-through* cambial na inflação brasileira, utilizando o filtro de Kalman, no período entre 1980 e 2002. Os resultados mostraram redução do grau de repasse cambial no IPCA e IGP-DI após a implantação do plano Real, e redução mais intensa com a adoção do câmbio flutuante em 1999.

Dentre os diversos estudos estrangeiros que pesquisaram *pass-through* cambial, podemos citar: Mann (1986), Ohno (1989), Goldberg (1995), Gil-Pareja (2000), Mahdavi (2002), Olivei et al. (2002) e Pollard e Coughlin (2004). Trabalhos importantes que estudaram o caso brasileiro são: Minella, Freitas et al. (2002), Carneiro, Monteiro e Wu (2004) e Areosa (2004).

O núcleo da inflação é uma importante variável a ser analisada quando o país adota o regime de metas para a inflação, visto que as autoridades monetárias utilizam o núcleo para tomada de decisões na política monetária. Alguns trabalhos importantes a ser citados são: Le Bihan e Sédillot (2000), Marques, Neves e Sarmiento (2003), Smith (2004), Bermingham (2010). Já para o caso brasileiro, Fiorenco e Moreira (2002), Silva Filho e Figueiredo (2011), Silva e Vieira (2013), Santos e Castelar (2016).

Diversos trabalhos utilizaram métodos empíricos com objetivo de analisar os resultados da implantação do regime de metas para a inflação no mundo. Minella, Freitas et al. (2002) avaliaram empiricamente os três primeiros anos do regime de metas para a inflação no Brasil. Mesmo

com o regime relativamente novo, os autores afirmam que tem se mostrado importante para atingir níveis baixos de taxas de inflação, apesar dos grandes choques. Esse quadro de metas também se mostrou de grande importância para a estabilização macroeconômica. Os resultados encontrados demonstraram que houve redução do grau de persistência da inflação e da volatilidade da inflação e do produto. Além disso, o repasse cambial para os preços administrados é mais de duas vezes maior que aquele para os preços livres.

Silva e Aidar (2004) analisaram o regime de metas para a inflação no Brasil desde sua implementação, com foco na influência dos preços livres e administrados nas metas. Foi utilizada a metodologia VAR (Vetores autorregressivos) através da análise das Funções de Resposta a Impulsos (FRI), a Decomposição de Variância dos Erros de Previsão e o Teste de Causalidade Granger. Os autores concluíram que há vícios de origem relacionados aos preços livres e monitorados, causando influência negativa no sistema todo. Além disso, os preços administrados apresentaram influência na variabilidade da inflação e no descumprimento das metas. Ou seja, foi observado que o governo preza pelo monitoramento dos preços livres, deixando os preços administrados sofrerem com oscilações cambiais. Por fim, os resultados também evidenciaram um desaquecimento na economia decorrente da tentativa de contenção da inflação de demanda.

Carrara e Correa (2012) utilizaram métodos econométricos para analisar o regime de metas com o foco principal na discussão da utilização do IPCA como balizador da inflação no Brasil. Os resultados obtidos mostraram que a resistência da inflação brasileira de se manter em patamares baixos sem utilização de taxa de juros elevadas pode ser advinda da presença de preços ajustados por contrato para formação do índice de preços. A pesquisa teve como proposta uma mudança do balizador dos níveis de preços da economia para alguma medida do núcleo da inflação. Apesar das limitações do IPCA, os autores afirmam que o regime está cumprindo o seu objetivo.

Há autores que estudaram o regime de metas para a inflação em outros países, como Mishkin e Schmidt-Hebbel (2001), que analisaram uma década de metas para a inflação em 18 experiências ao redor do mundo. Os autores concluíram que o surgimento de metas para a inflação foi um desenvolvimento importante na abordagem dos bancos centrais à condução da política monetária, conseguindo ser bem-sucedida no controle da inflação e na melhoria do desempenho da economia. Entretanto, ele afirma que há questões que não foram resolvidas e que dependem de pesquisas futuras sobre mais dez anos de metas para a inflação para melhorar o processo de formulação de políticas monetárias.

Buckle (2018) analisou como a prática de metas para a inflação e a escolha de instrumentos de política monetária evoluíram ao longo de 30 anos na Nova Zelândia. Os autores consideraram que essa medida foi bem-sucedida para o controle e a redução da inflação. As análises mostraram que as metas para a inflação resultaram em melhorias na condução da política monetária, promovendo maior credibilidade, permitindo que o banco central adotasse uma abordagem mais flexível à meta para a inflação.

McKibbin e Panton (2018) avaliaram 25 anos de metas para a inflação na Austrália. Esse

período coincidiu com um grande desempenho da economia australiana em conjunto com um regime flexível de metas para a inflação. Os autores concluem que as metas para a inflação com regime flexível funcionaram bem nesse período e que, provavelmente, seria o mesmo regime dos próximos 25 anos no país.

2 Duas décadas de metas para a inflação no Brasil

O processo de estabilização da economia brasileira ocorreu após a adoção do Plano Real em 1994. Arestis, De Paula e Ferrari-Filho (2009) expõem que os mecanismos utilizados foram semelhantes aos dos programas de estabilização implementados em outros países da América Latina no mesmo período, isto é, abertura da economia, reformas liberais, utilização da taxa de câmbio como preço-âncora e taxa de juros atrativa à entrada de capitais externos a fim de financiar o balanço de pagamentos.

Ferrari-Filho e De Paula (2003) relatam que, em um primeiro momento, o fluxo de capitais entrantes foi suficiente para propiciar o equilíbrio do balanço de pagamentos e acúmulo de reservas internacionais, gerando apreciação da taxa de câmbio. Entretanto, o déficit da balança comercial impactava negativamente o saldo das transações correntes. A dependência de capitais de curto prazo colocava o país em uma situação de fragilidade externa e suscetível a movimentações especulativas posteriormente intensificadas por crises no México, Sudeste Asiático e Rússia.

O contexto de crise, de acordo com Laurini (2013), aumentava a volatilidade inflacionária, destacando a pertinência de um comportamento não linear para o IPCA no período. Figueiredo e Marques (2009) argumentam que, apesar da estabilização no nível de preços, a memória inflacionária não foi completamente eliminada. Os agentes econômicos, que condicionam a taxa de inflação corrente a partir das expectativas, possuem grande influência em determinar a continuidade da tendência inflacionária. E, por isso, o Banco Central deposita grande peso sobre as expectativas de inflação (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

O aumento recorrente da taxa Selic e o baixo volume das reservas a fim de controlar a espiral inflacionária inviabilizariam o regime de câmbio adotado. A solução definida em 1999 foi permitir a flutuação da taxa de câmbio. No primeiro momento, ocorreu uma depreciação da moeda doméstica gerando uma pressão de alta na inflação via efeito do repasse cambial (pass-through). Belaisch (2003) estimou o repasse cambial para o período posterior à flexibilização do câmbio (1999 a 2002) e concluiu que 17% do choque cambial eram repassados aos preços domésticos após um ano do choque. Para controlar esse movimento, implementou-se em julho de 1999 o regime de metas de inflação.

As metas inflacionárias seriam a nova âncora nominal da economia, e foi escolhido o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para cálculo e controle inflacionário. O Comitê de Política Monetária determinou que a taxa de juros utilizada seria a Selic overnight, desse modo, as metas estabelecidas foram de 8% para 1999, 6% para 2000 e 4% para 2001 (Tabela 1). Nos

primeiros anos, ficou determinado o intervalo de tolerância de dois pontos percentuais, ou seja, a inflação poderia ficar dois pontos percentuais acima ou abaixo da meta central (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

Tabela 1: Metas para a Inflação no Brasil

| Ano | Variação Percentual | | Ponto Percentual Tolerância |
|------|---------------------|---------------|--------------------------------|
| | IPCA (% a.a.) | Meta (% a.a.) | |
| 1999 | 8,94 | 8 | 2 |
| 2000 | 5,97 | 6 | 2 |
| 2001 | 7,67 | 4 | 2 |
| 2002 | 12,53 | 3,5 | 2 |
| 2003 | 9,3 | 4 | 2,5 |
| 2004 | 7,6 | 5,5 | 2,5 |
| 2005 | 5,69 | 4,5 | 2,5 |
| 2006 | 3,14 | 4,5 | 2 |
| 2007 | 4,46 | 4,5 | 2 |
| 2008 | 5,9 | 4,5 | 2 |
| 2009 | 4,31 | 4,5 | 2 |
| 2010 | 5,91 | 4,5 | 2 |
| 2011 | 6,5 | 4,5 | 2 |
| 2012 | 5,84 | 4,5 | 2 |
| 2013 | 5,91 | 4,5 | 2 |
| 2014 | 6,41 | 4,5 | 2 |
| 2015 | 10,67 | 4,5 | 2 |
| 2016 | 6,29 | 4,5 | 2 |
| 2017 | 2,95 | 4,5 | 1,5 |
| 2018 | 3,75 | 4,5 | 1,5 |
| 2019 | 4,31 | 4,25 | 1,5 |

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração Própria.

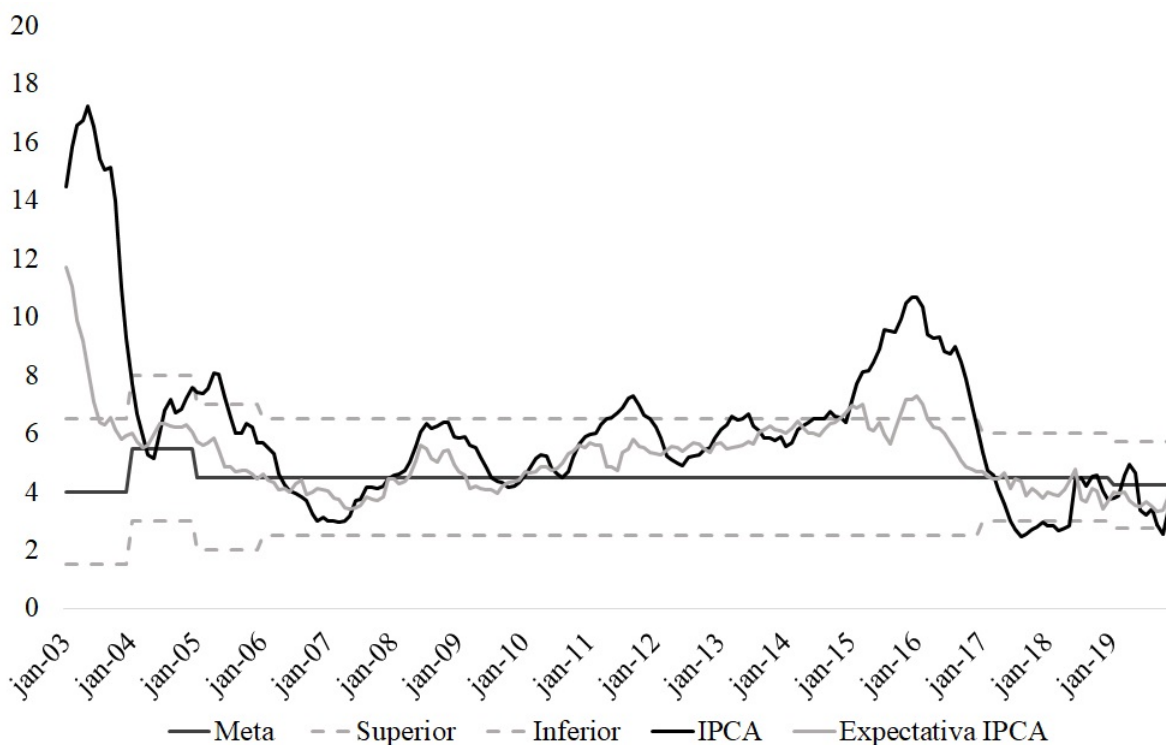
Nos anos de 1999 e 2000, as taxas de inflação foram, respectivamente, de 8,94% e 5,97%, portanto, considerando os intervalos de tolerância, ficaram dentro das metas. Contudo, em 2001, Minella, De Freitas et al. (2003) argumentam que a economia brasileira foi impactada por vários choques domésticos e externos, tais como a crise energética, crise argentina, efeitos dos ataques terroristas de 11 de setembro aos EUA e fim da bolha especulativa nas bolsas mundiais.

A remoção de mecanismos institucionais de indexação, ocorrida nos anos anteriores, não foi o suficiente para conter a persistência inflacionária causada pelos choques adversos no período. No estudo realizado por Ferreira e Figueiredo (2002), estima-se que 51% do IPCA do período de 1999 a 2002 sejam explicados pelos preços indexados. Fasolo e Portugal (2004), a partir da estimação da Curva de Phillips não linear, corroboram a hipótese da existência de um componente inercial autônomo para o período após a flexibilização cambial.

No ano de 2002, as incertezas políticas do período eleitoral, os problemas estruturais da economia brasileira e a desaceleração da economia mundial colocaram em xeque a capacidade de estabilização da inflação. Nesse ano, a taxa de câmbio aumentou 53,5%, pressionando a

inflação via repasse cambial. O IPCA fechou o ano de 2002 em 12,53%, valor muito superior à meta central de 3,5% e ao teto de 5,5% (MINELLA; DE FREITAS et al., 2003). O repasse cambial e a inércia inflacionária foram responsáveis por 46,4% e 7,4%, respectivamente, da inflação do ano de 2002 (BCB, 2003).

Figura 1: Taxa de Inflação e Expectativa de Inflação - jan./2003 a dez./2019 (% 12 meses)



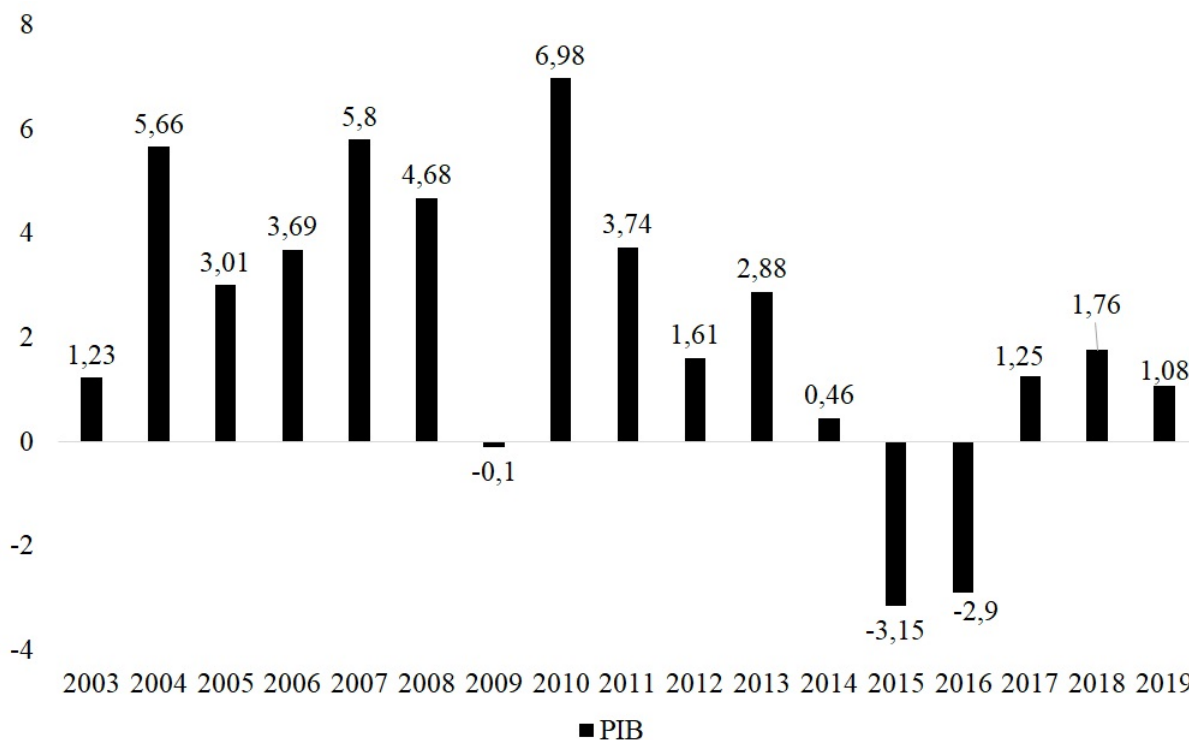
Fonte: IBGE e Banco Central do Brasil. Elaboração Própria.

Em 2003, o novo governo deu continuidade às medidas de estabilização, e o resultado negativo de 2002 teve um efeito inercial. No entanto, os formuladores de política econômica mantiveram a política conservadora e optaram por um aumento na taxa Selic e política fiscal restritiva para reverter a tendência de desestabilização, indicando o compromisso com as metas para a inflação. Além disso, foram divulgadas as novas metas para os anos seguintes e o novo intervalo de tolerância de 2,5 pontos percentuais (Tabela 1). Com a modificação do centro da meta e dos intervalos, a inflação no ano de 2003 fechou dentro dos parâmetros esperados (SILVA; AIDAR, 2004).

No ano de 2004, a economia brasileira apresentou um considerável crescimento do PIB (Figura 2). De acordo com Bresser-Pereira e Silva (2009), o ajuste externo ocorrido entre 1998 e 2004 foi o responsável pelo crescimento econômico, sendo que o cenário externo se mostrou favorável às exportações brasileiras com a elevação nos preços das commodities. Vale ressaltar que o aumento das exportações, o resultado superavitário do saldo de transações correntes e a manutenção das altas taxas de juros resultaram em valorização da moeda doméstica, pressio-

nando a inflação para baixo (*pass-through* cambial). Além disso, o Banco central promoveu alterações do teto da meta, fazendo com que inflação fechasse o ano pouco abaixo do teto superior (SILVA; AIDAR, 2004).

Figura 2: Brasil: Produto Interno Bruto - 2003-2019 (% a.a.)



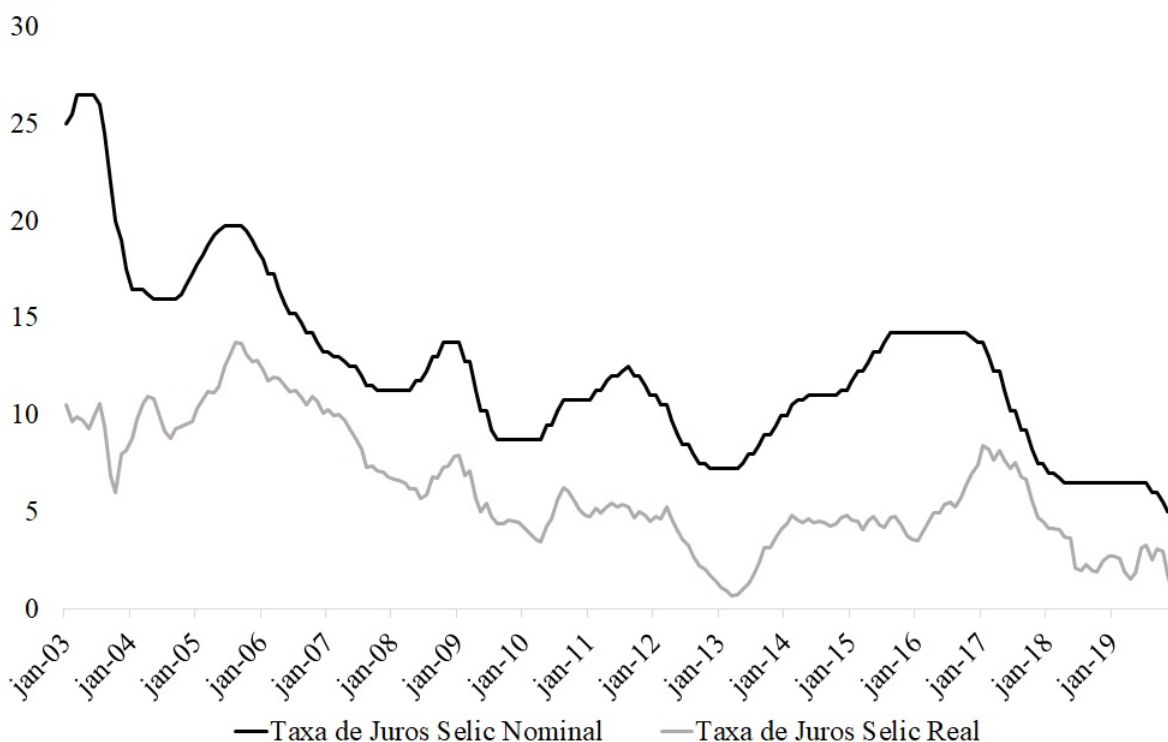
Fonte: IBGE. Elaboração Própria.

O crescimento do PIB em 2005 foi inferior em 2,65 pontos percentuais em relação ao resultado do ano anterior. No entanto, a política monetária teve que ser mais restritiva para conter pressões de demanda no início do ano. A elevação da taxa de juros Selic (Figura 3) e o movimento contínuo de valorização da taxa de câmbio (Figura 4) foram decisivos para o arrefecimento da inflação. De acordo com Sachsida, Mendonça e Medrano (2011), a partir de 2005, o *pass-through* cambial passou a apresentar efeitos estatisticamente insignificantes no IPCA, mesmo diante de movimentos de desvalorização da taxa de câmbio, pois o efeito tende a ser reduzido em um ambiente de baixa inflação. Ainda sobre movimentos cambiais, Prates (2010) relata que, após 2003, a tendência de valorização da taxa de câmbio corrigiu a desvalorização acentuada ocorrida nos períodos anteriores. Porém, após 2004, o BCB retoma as intervenções no mercado cambial para reduzir o ritmo de apreciação do real.

Observando a Figura 1, é possível perceber que no ano de 2006 a taxa de inflação se manteve abaixo do centro da meta. Contudo, Bevilaqua, Mesquita e Minella (2008) apontam que a política econômica sofreu modificações: a troca do Ministro da Fazenda, política fiscal expansionista (aumento do investimento público) e política monetária sinalizando maior preocupação

com o crescimento econômico (redução da taxa de juros reais). Nesse momento, apesar de ter havido uma expectativa de alta na inflação devido às mudanças na política econômica, o Regime de Metas de Inflação reduziu as incertezas dos agentes e estabilizou as expectativas (BEVILAQUA; MESQUITA; MINELLA, 2008).

Figura 3: Taxa de Juros Real e Taxa de Juros Nominal (Selic) - jan./2003 a dez./2019 (% a.a.)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração Própria.

Curado (2011) cita que a partir do ano de 2003 até o ano de 2008 ocorreu um movimento de retomada do crescimento econômico impulsionado pelo cenário externo positivo, aumento da liquidez internacional, saldo comercial superavitário e redução da taxa de juros reais. O autor calculou que, no período, a taxa média de crescimento econômico foi de 4,2%.

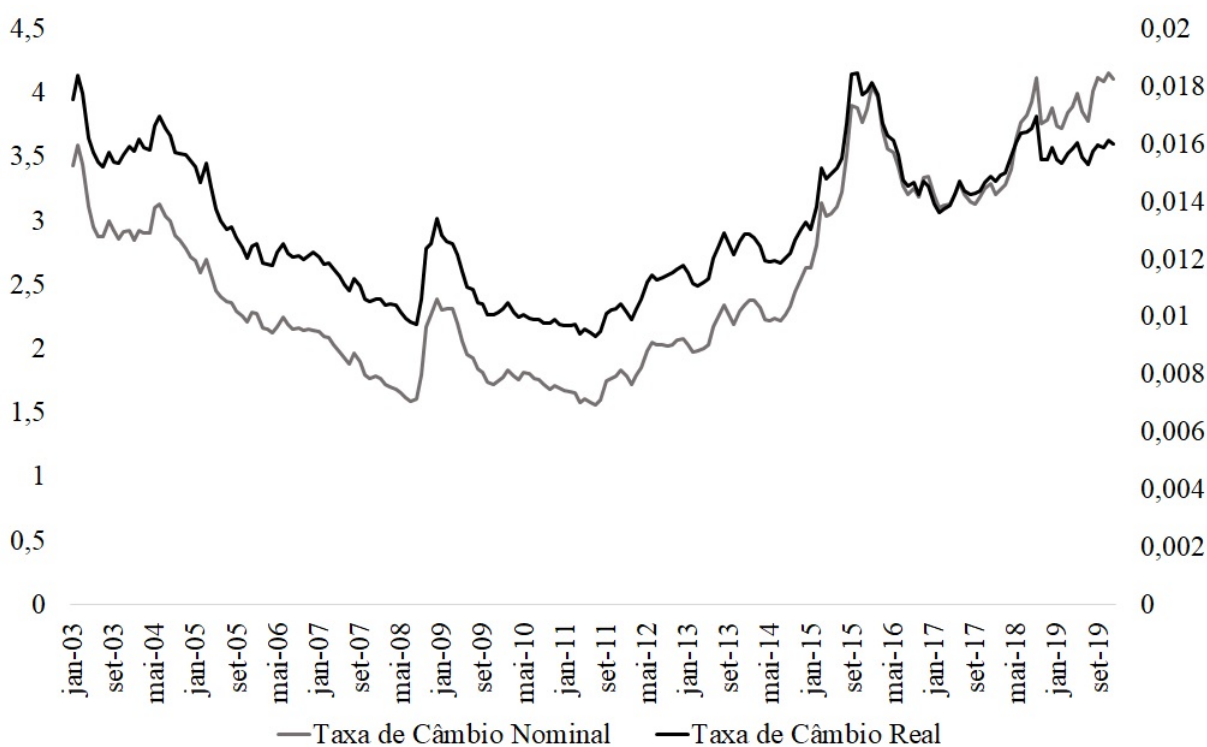
Após a eclosão da crise em setembro de 2008, Araujo e Gentil (2011) explicitam que o cenário econômico mudou drasticamente. A desaceleração mundial reduziu a demanda e os preços das commodities, impactando negativamente no saldo das transações correntes. A redução da liquidez internacional tornava os investidores mais avessos ao risco, aumentando a fuga de capitais e pressão inflacionária causada pela desvalorização da moeda doméstica (ARAÚJO; GENTIL, 2011).

Diante de tais desafios, as autoridades foram obrigadas a alterar a política monetária – redução das taxas de juros (Figura 3) e a promover uma redução das reservas compulsórias – a fim de garantir a liquidez do sistema bancário. Passou-se a adotar uma política fiscal expansionista anticíclica. Contudo, a persistência inflacionária registrada a partir de 2007 (Figura 1) foi inter-

rompida pelos efeitos da crise, mesmo com a alteração na condução das políticas econômicas. A partir de 2010, a recuperação econômica veio acompanhada de uma aceleração da taxa de inflação. O principal instrumento utilizado foi a taxa de juros (Figura 3), que se manteve em trajetória de alta para arrefecer a demanda agregada (ARAÚJO; GENTIL, 2011).

Com a retomada da atividade econômica, o Brasil passou a receber um alto fluxo de capitais de curto prazo, inflados pelo alto diferencial de taxas de juros internas e externas. Desse modo, a moeda doméstica apresentou grande apreciação nesse período, conforme apresentado na Figura 4 (SERRANO; SUMMA, 2012). Assis, Fonseca e Feijó (2019) apontam para a existência de uma assimetria no repasse cambial, isto é, diferentes reações dos preços a depender da direção da variação cambial. Nesse contexto, esperava-se que as apreciações da taxa de câmbio apresentassem um repasse menor em relação aos movimentos de depreciação e, por isso, a apreciação do câmbio não foi capaz de reverter, naquele momento, a tendência de alta da inflação.

Figura 4: Taxa de Câmbio Nominal e Taxa de Câmbio Real Efetiva – jan./2003 a dez./2019



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração Própria.

*Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$) e Taxa de Câmbio Real Efetiva (1/(número índice); 2010 = 100)

Cagnin et al. (2013) evidenciam que o início do primeiro governo Dilma, no ano de 2011, foi marcado por mudanças na condução da política econômica, desaceleração da economia mundial e queda dos preços das commodities, fatores que impunham limitações ao financiamento do Estado. Para lidar com esse novo cenário, o novo governo adotou um conjunto de medidas que

ficou conhecido como Nova Matriz Econômica (NME)¹. Silva e Fishlow (2021) afirmam que a NME teve origem nas medidas anticíclicas adotadas entre 2008 e 2010. Em relação à carga tributária, houve a criação de regimes tributários especiais, isenção e redução de alíquotas para bens de consumo, combustíveis e operações financeiras. A atividade econômica passou a ser estimulada por meio da redução do superávit primário, Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) expandido, reajuste anual do salário-mínimo com base no IPCA e no crescimento do PIB e expansão dos programas de transferência de renda. Na mesma linha, houve uma progressiva expansão do crédito via bancos públicos, com ênfase na atuação do BNDES e medidas de estímulo monetário como a atualização de regras do Banco Central, redução da taxa Selic e da Taxa de Juros de Longo Prazo (SILVA; FISHLOW, 2021).

Para Mendonça, Marçal e Brito (2016), o conjunto de medidas fiscais anticíclicas adotadas a partir de 2011 revelou-se ineficaz por apresentar um multiplicador fiscal inferior à média internacional e a valores encontrados anteriores à crise de 2008. Em contrapartida, houve um aumento da dívida bruta nos anos seguintes. Já no trabalho realizado por Vegh e Vuletin (2014), foi investigado o comportamento de países latinos, incluindo o Brasil, em momentos de crises após os anos 2000. Os autores constataram que o comportamento anticíclico no momento de crise foi eficaz em reduzir a intensidade e duração das crises.

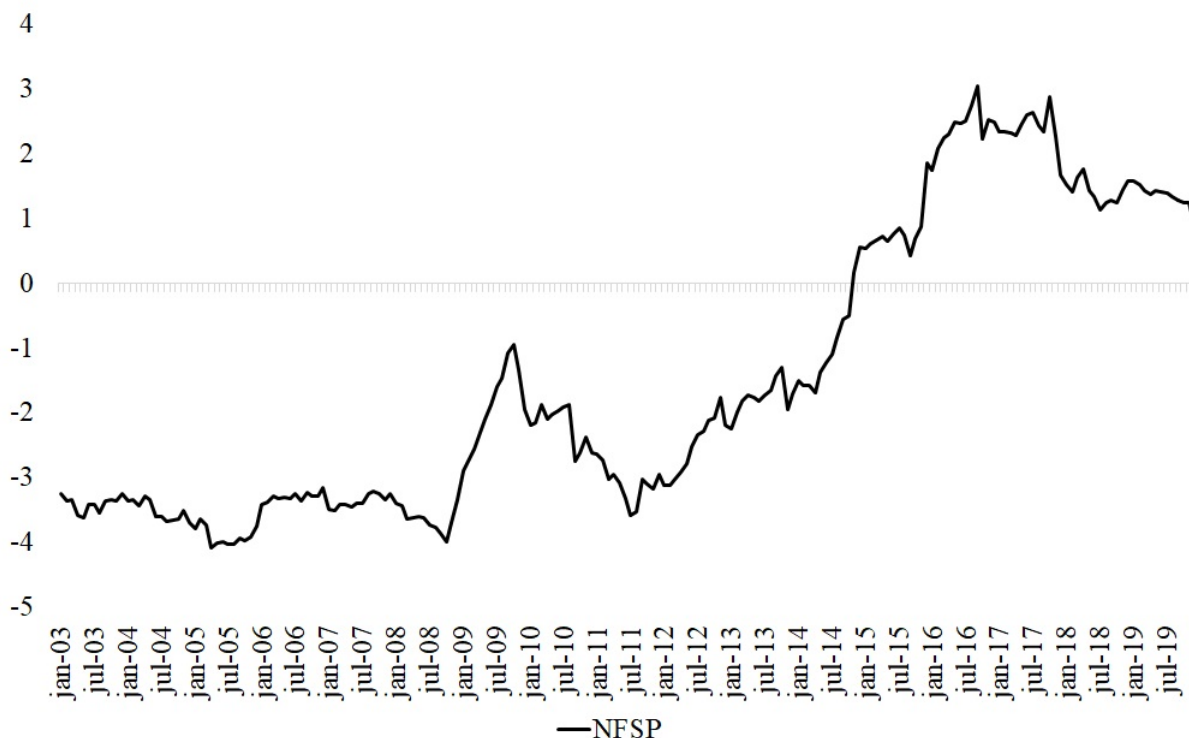
Na Figura 3, pode-se perceber que a Selic nominal apresentou uma trajetória de queda até 2013, saindo de 12,5% em 2011 para 7,5% em 2013. Enquanto o real, entre 2011 e 2013, apresentou uma tendência de depreciação (Figura 4), aumentando o repasse cambial para a inflação. Para Barbosa Filho (2017), com o objetivo de conter a pressão inflacionária, o governo deu continuidade à política de represamento de preços, principalmente o dos combustíveis e energia elétrica. Apesar dos esforços, o IPCA fechou em 6,5% em 2011, no limite do teto da meta.

A intervenção governamental, no ano de 2012, já dava sinais de deterioração das contas públicas, aumentando a necessidade de financiamento do setor público (Figura 5). Os problemas econômicos refletiram no resultado de 2012 (Figura 2), o baixo crescimento do PIB e a inflação próxima do teto da meta pressionavam por mudanças na política econômica. Nesse momento, apesar do represamento dos preços monitorados, a inércia inflacionária persistia, havendo uma crescente pressão para a adoção de uma política monetária contracionista. Entretanto, o governo manteve a política monetária expansionista com a queda da taxa Selic (Figura 3) mesmo em um contexto de aceleração da inflação (CAGNIN et al., 2013).

Holland (2019) relata que, em 2013, os incentivos fiscais foram mantidos, contudo, sem aumento correspondente das receitas. Para impedir o desaquecimento da economia, o governo continuou com a política de redução de impostos para setores específicos e subsídios financeiros na compra de bens de capital via bancos públicos. Tais medidas foram cruciais para o

¹ A nova matriz econômica consistia em manter o nível de atividade econômica por meio da ampliação estatal utilizando política monetária expansionista, elevação dos gastos públicos, concessão de subsídios e intervenção em preços (BARBOSA FILHO, 2017).

Figura 5: Necessidade de Financiamento do Setor Público - jan./2003 a dez./2019 (% PIB)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração Própria.

crescimento de 3,0% no PIB e 5,8% nos investimentos em 2013. A economia internacional continuava desacelerando, enquanto que a expectativa de inflação (Figura 1) se mantinha próxima ao teto da meta. A taxa de juros Selic foi elevada para 10% ao ano (Figura 3) e a meta fiscal não foi cumprida, aumentando a desconfiança em relação à capacidade de controle dos gastos públicos (DE PAULA; PIRES, 2017).

Holland (2019) indica que, a partir do segundo trimestre de 2014, a economia brasileira começa a desacelerar rapidamente. A Nova Matriz econômica, adotada nos anos anteriores, não conseguiu sustentar o crescimento. Em contrapartida, houve uma deterioração das contas públicas. As manifestações sociais, as incertezas frente à eleição presidencial de 2014 e o avanço da operação Lava Jato aumentavam as incertezas políticas. Holland (2019) aponta que os incentivos fiscais perderam a eficácia e o modelo de crescimento por meio da expansão do consumo dava sinais de exaustão. Além disso, os termos de trocas desfavoráveis e a rápida deterioração das contas públicas contribuíam para o cenário de crise em 2014.

Nos anos seguintes (2015-2016), a crise hídrica, a desvalorização do real e o aumento da taxa de juros impactaram negativamente o resultado do período. Gobetti e Orair (2017) analisam que, naquele momento, a capacidade de sustentação fiscal era uma questão relevante, as receitas estavam abaixo do esperado e para cumprir o superávit primário o governo utilizou manobras nos resultados fiscais que comprometeram a credibilidade dos formuladores de política

econômica.

Orair e Gobetti (2017) afirmam que a partir de 2015 iniciou-se um período de austeridade com o fim da política de represamento de preços, que culminou em um grande reajuste dos preços monitorados (combustíveis e energia elétrica) e a acentuada desvalorização do real (Figura 4); tais fatores contribuíram para que o IPCA fosse de 10,7% em 2015, muito acima do teto de 6,5% (Figura 1). Em 2016, as manobras fiscais dos anos anteriores resultaram na abertura do processo de Impeachment da ex-presidente Dilma. A taxa de juros Selic (Figura 3) mantinha-se em patamar elevado, enquanto a inflação voltava a desacelerar, fechando o ano de 2016 em 6,29% (Tabela 1).

Apesar das tentativas de ajuste fiscal, a dívida líquida e bruta do setor público entrou em trajetória de alta a partir de 2015 (Figura 6). O processo de Impeachment confirmou-se ainda em 2016, indicando alterações na condução da política econômica. No ano de 2017, o então presidente Temer deu início à agenda de reformas. Foi aprovada a Emenda Constitucional nº 95, que instituiu o novo regime fiscal, conhecido como teto dos gastos públicos, que limitou o crescimento das despesas, a partir de 2018, para os próximos 20 anos com a expectativa de interromper a trajetória de alta da dívida pública (BARBOSA FILHO, 2017).

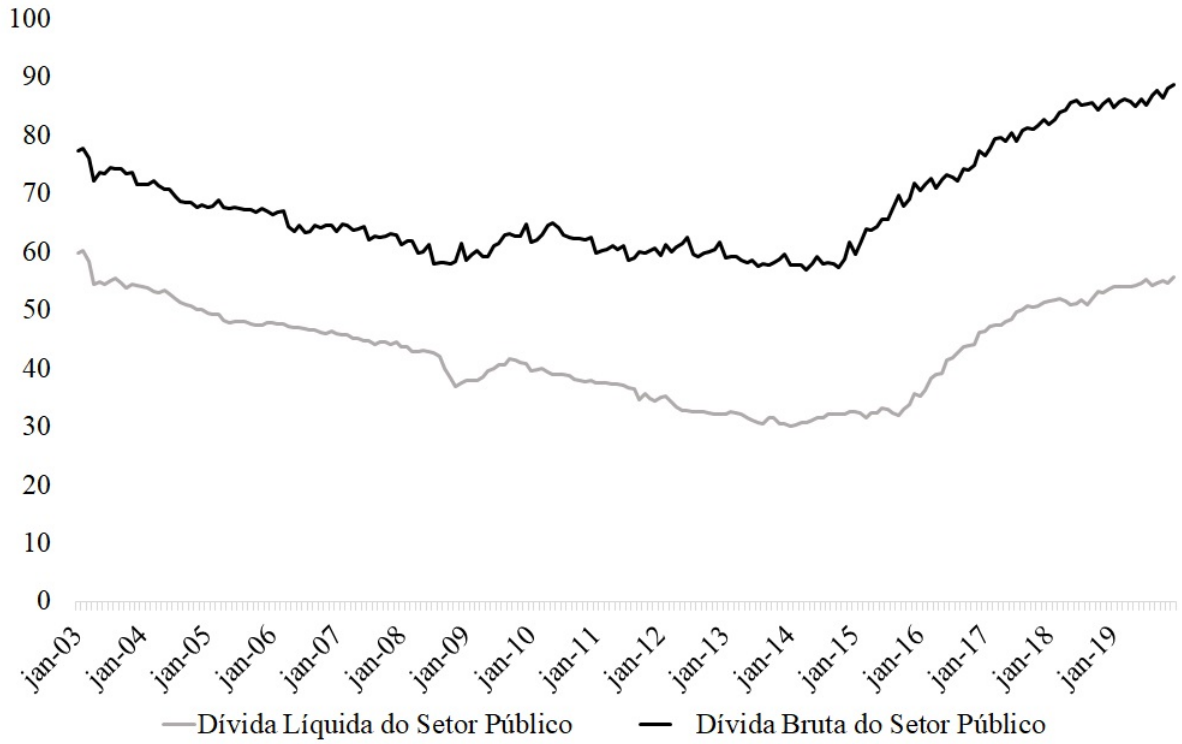
Naquele momento, o cenário político continuava a impactar na capacidade do governo em aprovar medidas para conter o avanço da crise econômica. Segundo Silva e Fishlow (2021), a aprovação da reforma trabalhista, durante o governo Temer, permitiu uma atualização da legislação trabalhista flexibilizando as relações de trabalho. A reforma da previdência proposta tinha o objetivo de corrigir distorções e impor uma idade mínima de aposentadoria. Contudo o baixo poder político do presidente diante das novas denúncias por corrupção interrompeu o debate das reformas (SILVA; FISHLOW, 2021).

A lenta recuperação da economia brasileira se refletiu nos indicadores de emprego, renda e contas públicas. No contexto de lenta atividade econômica, o IPCA passou a apresentar valores abaixo da meta (Tabela 1), ficando em 2,95%, 3,75% e 4,31%, respectivamente, nos anos de 2017, 2018 e 2019.² Com base nos dados da Figura 3, é possível perceber um movimento de queda vertiginosa da taxa Selic a partir de 2017; apesar da política monetária expansionista, a inflação se manteve em baixa. No mesmo período, a taxa de câmbio (Figura 4) obteve uma trajetória de constante desvalorização, contudo, a pressão inflacionária por meio do pass-through cambial foi amortecida pelo cenário de recessão (PRATES; FRITZ; PAULA, 2019).

Silva e Fishlow (2021) concluem que a condução da política econômica, na década de 2010, foi marcada por imprecisões de planejamento. Como consequência a taxa de crescimento acumulada do PIB per capita da década (5%) foi inferior ao resultado de 7,4% da chamada década perdida (década de 1980).

²Nos anos de 2017 e 2018, a meta central da inflação foi de 4,5% com margem de tolerância de 1,5%. Em 2019, ficou determinado que o centro da meta seria de 4,25%, mantendo a margem de tolerância de 1,5%.

Figura 6: Dívida do Setor Público Líquida e Bruta - jan./2003 a dez./2019 (% PIB)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração Própria.

3 Metodologia

3.1 Modelos ARFIMA e Quebras Estruturais

Para analisar a persistência inflacionária da inflação, a expectativa da inflação e do núcleo de inflação, faremos a estimação univariada usando os modelos ARFIMA. De acordo com Silva e Vieira (2013), esses modelos são uma generalização dos modelos ARIMA (p, d, q) com a vantagem de a ordem de integração ‘d’ poder ser fracionada entre 0 e 1. Além disso, é importante mencionar que os modelos ARFIMA auxiliam na resolução do problema amplamente conhecido de baixo poder dos tradicionais testes de raiz unitária e são de fundamental importância para modelar as dinâmicas a curto e longo prazos dos processos inflacionários, via estimação das funções de resposta aos impulsos (REBELO; SILVA; LOPES, 2009).

A seguir, como explicado por Silva e Vieira (2013) com base em Hamilton (1994), tem-se um modelo ARMA (p,q):

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \xi_t + \beta_1 \xi_{t-1} + \dots + \beta_q \xi_{t-q}, t = 1, \dots, T \quad (4)$$

onde $\xi_t \sim NID[0, \sigma_\xi^2]$.

Um processo integrado de ordem ‘d’ pode ter a seguinte representação:

$$(1 - L)^D y_t = \varepsilon(L) U_t \quad (5)$$

com $\sum_{j=0}^{\infty} |\varepsilon_j| > \infty$. Geralmente, assume-se que $d=1$, ou que a primeira diferença da série é estacionária. Contudo, valores fracionados de ‘d’ podem ser de grande utilidade e foram discutidos pelos autores Granger e Joyeux (1980), Hosking (1984) e Hamilton (1994).

Em relação aos valores fracionados de ‘d’, se $0 \leq d \leq 0.5$, a série é estacionária, com reversão à média e com um processo de memória longa. Quando $0.5 < d \leq 1$, a série não é estacionária, mas com reversão à média. Se $d \geq 1$, a série não é estacionária e não possui reversão à média. Por fim, se $-0.5 < d < 0$, o processo é chamado de memória intermediária ou sobre-diferenciado (SILVA; VIEIRA, 2013; GIL-ALANA, 2001).

Em relação aos modelos ARFIMA, disponíveis no pacote econométrico OxMetrics de Doornik e Ooms (1999), os mais comuns são: Perfil Modificado de Verossimilhança (Modified Profile Likelihood – MPL), Mínimos Quadrados Não Lineares (Nonlinear Least Squares - NLS) e Máxima Verossimilhança Exata (Exact Maximum Likelihood – EML). Analisando-se cada um desses modelos, verifica-se uma semelhança de definição entre EML e MPL, que impõem $-1 < d < 0.5$. Quando o modelo incluir variáveis regressoras e se a amostra for pequena, é preferido usar o MPL em vez do EML (SILVA; VIEIRA, 2013).

A metodologia NLS, por sua vez, permite que $d > -0.5$ e pode ser utilizada na estimação de séries não estacionárias (BAILLIE; CHUNG; TIESLAU, 1996). Apesar de as séries examinadas serem estacionárias, utilizaremos a metodologia NLS, pois a EML é seriamente enviesada para baixo para valores de ‘d’ próximos de 0,5 e maiores que 0,5 (SILVA; VIEIRA, 2013). Desse modo, é mais apropriado empregar a metodologia NLS, que não sofre esses vieses usuais.

Desta forma, estimaremos os modelos ARFIMA para as variáveis de taxa de inflação, expectativa de inflação e os diversos núcleos de inflação divulgados pelo Banco Central do Brasil. O objetivo continua sendo o mesmo: analisar o comportamento destas variáveis no período de duas décadas de vigência do regime de metas para a inflação no Brasil. Sem dúvida, a instituição de uma âncora nominal baseada numa meta explícita para a variação do índice de preços ao consumidor carrega consigo a busca de credibilidade na condução da política monetária, a ancoragem de expectativas e a queda gradual da memória inflacionária inerente ao comportamento do agente econômico em tempos de altas taxas inflacionárias. Nesta etapa será analisada somente a questão da persistência inflacionária.

Primeiramente, neste estudo serão feitos os testes de raiz unitária com o objetivo de analisar a ordem de integração das séries. Realizaremos os testes mais tradicionais como Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), dos trabalhos de, respectivamente, Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988) e Kwiatkowski et al. (1992). No entanto, em relação aos testes de raiz unitários tradicionais, Perron (1989)

aponta que as mudanças estruturais e a raiz unitária estão relacionadas entre si. Testes convencionais são enviesados, podendo rejeitar uma falsa raiz unitária por causa de quebras estruturais nos dados. Então, com intuito de aprofundar e evitar a má especificação no teste ADF, Perron (1989, 1997) e Zivot e Andrews (2002) consideraram quebras exógenas e endógenas. Desta forma, esses autores aprofundaram o teste ADF introduzindo quebras estruturais.

Além destes testes, é importante destacar que Clemente, Montañés e Reyes (1998) propuseram um teste de raiz unitária que lida com a possibilidade de ocorrência de duas quebras estruturais considerando dois tipos de eventos: *outliers* aditivos (AO) ou inovativos (IO). Os eventos diferem no fato de que os eventos AO avaliam mudanças bruscas nas séries, enquanto os eventos IO medem uma alteração gradual na média das séries. A ideia desta pesquisa é realizar os testes de raiz unitária tradicionais e, posteriormente, estimar os testes que lidam com as quebras estruturais (SILVA; VIEIRA, 2013). Neste trabalho utilizaremos o teste ADF com quebras estruturais de Perron (1989, 1997) e Zivot e Andrews (2002).³

3.2 Parâmetros Variantes no Tempo

Na segunda etapa do trabalho aplicamos a metodologia econométrica Parâmetro Variante no Tempo para estimar a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida. Essa etapa será aplicada para analisar o repasse cambial e a persistência inflacionária na curva para o caso brasileiro. Os modelos de TVP utilizam em sua maioria o filtro de Kalman, desenvolvido inicialmente por Kalman (1960), que são métodos chamados de espaço de estado. As especificações-padrão do filtro de Kalman são para captura da dinâmica dos parâmetros ao longo do tempo. Em um sistema linear com ruído gaussiano, o filtro de Kalman proporciona previsões ideais para variáveis de medição (observadas) e de estado (não observadas). Esse sistema linear relaciona equações de estado e medida, como em Hamilton (1994) e Elliott e Timmermann (2016). O modelo foi desenvolvido com o uso do Pacote Econométrico Eviews, versão 9, através da mesma metodologia de Boaretto e Silva (2019), que apresentaram as seguintes equações:

$$y_t = H\xi_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, R) \quad (6)$$

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, Q) \quad (7)$$

$$E \left[\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \right] = \begin{bmatrix} Q & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix} \quad (8)$$

em que y_t é um vetor de variáveis observadas; ξ_t é um vetor de coeficientes que conectam variáveis observadas e de estado; F é um vetor de coeficientes para a lei de movimento do

³Para mais detalhes sobre os testes de raiz unitária com quebras estruturais, ver: Perron (1990), Banerjee, Lumsdaine e Stock (1992), Perron e Vogelsang (1992), Vogelsang e Perron (1998), Strazicich (2003) e Kim e Perron (2009)

estado; ε_t e η_t são termos de erro i.i.d com matriz de variância-covariância dada por Q e R, respectivamente. A equação 6 é denominada equação de medida, a 7 é a equação de estado e a 8 é a equação de distúrbios.

IHS Global (2015) considera a distribuição condicional do vetor de estado ξ_t , com as informações disponíveis no momento s , definindo a matriz de média e variância da distribuição condicional como:

$$\xi_{t|s} \equiv E_s(\xi_t) \quad (9)$$

$$P_{t|s} \equiv E_s[(\xi_t - \xi_{t|s})(\xi_t - \xi_{t|s})'] \quad (10)$$

onde subscrito abaixo do operador de expectativa indica que as expectativas são tomadas usando a distribuição condicional para aquele período.

IHS Global (2015) mostra que uma distribuição condicional importante é obtida pela configuração $s = t - 1$, de modo que obtenhamos a média de *one-step ahead* $\xi_{t|t-1}$ e a variância de *one-step ahead* $P_{t|t-1}$ dos estados ξ_t . Sob a suposição de erro gaussiano, $\xi_{t|t-1}$ é também o estimador de erro quadrático médio mínimo de ξ_t e $P_{t|s}$ é o erro quadrático médio (MSE) de $\xi_{t|t-1}$. Se a suposição de normalidade for descartada, $\xi_{t|t-1}$ ainda é o estimador linear quadrado médio mínimo de ξ_t .

Seguindo a metodologia de IHS Global (2015), dada a média condicional do estado *one-step ahead*, podemos formar a estimativa mínima linear de MSE *one-step ahead*, que pode ser representado como:

$$\tilde{y}_t = y_{t|t-1} = E_{t-1}(y_t) \equiv E(y_t | \xi_{t|t-1}) = H_t \xi_{t|t-1} \quad (11)$$

O erro de previsão de *one-step ahead* é representado pela equação:

$$\tilde{\varepsilon}_t = \varepsilon_{t|t-1} \equiv y_t - \tilde{y}_{t|t-1} \quad (12)$$

E a variância do erro de previsão é definida por:

$$T_t = T_{t|t-1} \equiv \text{var}(\varepsilon_{t|t-1}) = H_t P_{t|t-1} H_t' + Q_t \quad (13)$$

O filtro de Kalman é um algoritmo recursivo para atualizar sequencialmente a estimativa de *one-step ahead* e a média e variância do estado, dadas novas informações. Para nossos propósitos, é suficiente notar que dados os valores iniciais para a média e covariância do estado, valores para as matrizes do sistema e observações sobre y_t , o filtro de Kalman pode ser usado para calcular estimativas *one-step ahead* do estado e a média associada matriz de erro quadrado $\{\xi_{t|t-1}, P_{t|t-1}\}$, a média e variância do estado contemporâneo ou filtrado, ξ_t, P_t , e a previsão de *one-step ahead*, erro de previsão e variância do erro de previsão, $\{y_{t|t-1}, \varepsilon_{t|t-1}, F_{t|t-1}\}$. Observemos que também podemos obter o resíduo de predição padronizado, $\varepsilon_{t|t-1}$, dividindo $\varepsilon_{t|t-1}$

pela raiz quadrada do elemento diagonal correspondente de $T_{t|t-1}$ (IHS GLOBAL, 2015).

Partindo do pressuposto de que ε_t e η_t são gaussianos, a probabilidade de logaritmo da amostra do filtro de Kalman, como em IHS Global (2015), pode ser representada por:

$$\log L(\theta) = -\frac{nG}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum \log |T_t(\theta)| - \frac{1}{2} \sum \tilde{\varepsilon}_t'(\theta) T_t(\theta)^{-1} \tilde{\varepsilon}_t(\theta) \quad (14)$$

onde G é conhecido como suavização de intervalo fixo e os parâmetros θ são desconhecidos.

Alguns trabalhos que também utilizaram a metodologia do filtro de Kalman são: Cogley, Morozov e Sargent (2005), Cogley e Sargent (2005), Primiceri (2005), Tombini, Alves et al. (2006), Koop, Leon-Gonzalez e Strachan (2009) e Korobilis (2009).

Os modelos de espaço de estados estimados neste estudo são semelhantes aos modelos feitos por Boaretto e Silva (2019) e podem ser representados pelas seguintes equações:

$$\pi_t = A_{0t} + A_{1t}\pi_{t-1} + A_{2t}E_t\pi_{t+1} + A_{3t}\Delta e_{t-4} + A_{4t}y_t + \varepsilon_{At}, \quad \varepsilon_{At} \sim N(0, \sigma_A^2) \quad (15)$$

com $A_{it} = A_{it-1} + \eta_{Ai}, \quad \eta_{Ai} \sim N(0, \sigma_{Ai}^2), \quad \forall i \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$

$$\pi_t^* = B_{0t} + B_{1t}\pi_{t-1}^* + B_{2t}E_t\pi_{t+1} + B_{3t}\Delta e_{t-4} + B_{4t}y_t + \varepsilon_{Bt}, \quad \varepsilon_{Bt} \sim N(0, \sigma_B^2) \quad (16)$$

com $B_{lt} = B_{lt-1} + \eta_{Bl}, \quad \eta_{Bl} \sim N(0, \sigma_{Bl}^2), \quad \forall l \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$

onde π_t^* = núcleo da inflação; π_{t-1}^* = núcleo da inflação defasado; y_t = hiato do produto; Δe_{t-4} = variação da taxa de câmbio real efetiva.

Para que as estimativas sejam positivas, as variâncias dos erros são tratados de forma exponencial em medidas e equações de estado, ou seja, $\sigma^2 = \exp\{r\}$, onde r é um vetor de hiperparâmetros (BOARETTO; SILVA, 2019).

Assumiremos que uma matriz de variância-covariância diagonal para o estado, isto é, covariâncias entre estados diferentes, é zero. Os hiperparâmetros r são obtidos por máxima verossimilhança, pois as equações do filtro de Kalman permitem calcular a função de verossimilhança por meio da decomposição do erro de previsão (HAMILTON, 1994; ELLIOTT; TIMMERMAN, 2016).

Para determinar os valores iniciais para cada parâmetro variante no tempo, suas respectivas variações e defasagens para variáveis explicativas, assim como em Boaretto e Silva (2019), vamos basear em estimativas OLS, sem restrições nos parâmetros, para a equação de medição, dada pelas equações 17 e 18 com parâmetros fixos:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2E_t\pi_{t+1} + \beta_3\Delta e_{t-4} + \beta_4y_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\pi_t^* = \beta_0 + \beta_1\pi_{t-1}^* + \beta_2E_t\pi_{t+1} + \beta_3\Delta e_{t-4} + \beta_4y_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

Será utilizada a metodologia de parâmetros variantes no tempo para discutir a persistência

inflacionária e a questão do repasse cambial, pois capturam a variação dos parâmetros ao longo do tempo, diferentemente dos modelos com parâmetros fixos. Por fim, serão feitos os testes de correlação serial residual nas equações de medida do TVP, por meio dos testes de correlação serial LM, como Breusch (1978) e Godfrey (1978).

4 Dados, Estatística Descritiva e Testes de Raiz Unitária

4.1 Dados e Estatística Descritiva

Para cumprir nosso objetivo de analisar empiricamente a dinâmica da inflação brasileira e, particularmente, os casos de persistência e repasse de variações cambiais para os preços, faremos uso de uma série de variáveis para o período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2019. Os dados utilizados são advindos das seguintes fontes: Banco Central do Brasil (BCB), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Bank for International Settlements (BIS). As variáveis utilizadas nas estimações são as seguintes:

- Inflação Geral, IPCA (π_t): taxa mensal (% a.m.), dessazonalizada pelo método Census X-12 - fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);
- Expectativa Média de Inflação (E_{t+1}): expectativa média mensal do IPCA no último dia útil do mês anterior para o mês corrente, taxa mensal (% a.m.), dessazonalizada pelo método Census X-12 - fonte: Banco Central do Brasil (BCB);
- Meta para a inflação (π_t^M): centro da meta para o IPCA - fonte: Banco Central do Brasil (BCB);
- Núcleo da Inflação (π_t^*): núcleo de dupla ponderação⁴, taxa mensal (% a.m.), dessazonalizada pelo método Census X-12 - fonte: Banco Central do Brasil (BCB);
- Índice de Atividade Econômica do Banco Central, IBC-Br (y_t): hiato extraído via filtro HP do Número Índice mensal, dessazonalizado pelo método Census X-12 - fonte: Banco Central do Brasil (BCB);
- Taxa de Câmbio Real Efetiva⁵ (Δe_t): taxa de variação (% a.m.), dessazonalizado pelo método Census X-12 - fonte: *Bank for International Settlements* (BIS).

Após a análise das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na Tabela 2, nota-se que a inflação apresenta valor maior de máximo e menor de mínimo em relação às expectativas e ao núcleo da inflação. Desta forma, o desvio-padrão da inflação é maior. Em relação aos dados da taxa de câmbio real efetiva, tem-se a média negativa. Portanto, a moeda brasileira, ao longo

⁴Foram feitos os testes com todos os núcleos disponibilizados pelo BCB. Os resultados encontrados foram semelhantes.

⁵Também foram feitos os testes com a taxa de câmbio nominal. Os resultados apresentados foram idênticos. Desta forma, optamos por utilizar a Taxa de Câmbio Real Efetiva.

desse período, teve desvalorização real (Figura 4). Por fim, na variável de hiato do produto podemos destacar a média negativa, que evidencia a dificuldade de crescimento da economia brasileira nesse período.

Os máximos no IPCA, Núcleo e Expectativa foram de 1,96, 1,69 e 1,30, respectivamente, e todos ocorreram em janeiro de 2003. Isso é visível na Figura 1, mostrando que 2003 foi o ano de maior inflação no período analisado. Conforme explicitado no capítulo 2, o início do ano de 2003 foi fortemente impactado pela inércia inflacionária do ano de 2002, entretanto, a política macroeconômica adotada conseguiu reverter a tendência de alta. Os mínimos do IPCA, núcleo e expectativa foram de -0,18, 0,06 e 0,03, respectivamente, todos registrados em 2018, período em que a inflação estava abaixo da meta (Figura 1). O valor máximo da taxa de câmbio efetiva real foi de 0,16. Essa alta ocorreu em outubro de 2008, após o início da crise, como dito no capítulo 2. O mínimo de -0,09 na taxa de câmbio ocorreu em outubro de 2018 em um momento de especulações em torno das eleições presidenciais no Brasil. Em relação ao IBC-Br, foi registrado o máximo de 5,18 em 2008, período de alto crescimento que antecedeu a crise de 2009, justamente o período da mínima de -6,91.

Tabela 2: Estatística Descritiva (Jan./03 - Dez./19)

| | Média | Mediana | Máximo | Mínimo | Desvio-Padrão |
|---|---------|---------|--------|--------|---------------|
| IPCA (π_t) | 0,47 | 0,42 | 1,96 | -0,18 | 0,28 |
| Núcleo da Inflação (π_t^*) | 0,48 | 0,47 | 1,68 | 0,06 | 0,20 |
| Expectativa de inflação (E_{t+1}) | 0,44 | 0,43 | 1,30 | 0,03 | 0,16 |
| Taxa de câmbio efetiva real ($\triangle e_t$) | -0,0005 | -0,0015 | 0,16 | -0,09 | 0,03 |
| IBC-Br (y_t) | -0,0001 | 0,17 | 5,18 | -6,91 | 2,37 |

Fonte: Elaboração Própria.

4.2 Testes de Raiz Unitária

Inicialmente, estimamos os testes convencionais de raiz unitária, Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os dois primeiros testes têm hipótese nula de presença de raiz unitária na série, ou seja, $d = 1$. Já no teste KPSS a hipótese nula é de estacionariedade ($d = 0$). Kwiatkowski et al. (1992) expõem o baixo poder estatístico dos testes com hipótese nula de raiz unitária para justificar a inversão da hipótese nula do teste.⁶

Os respectivos valores críticos nos testes ADF e PP são -2,87 e -2,57, para 5% e 10% de significância. Para os testes KPSS os valores críticos são 0,46 e 0,34 para 5% e 10%, respectivamente. Pelos resultados dos testes expostos na Tabela 3 houve rejeição da hipótese nula a 5% e 10% nos testes ADF e PP, indicando que as séries são estacionárias. Nos testes KPSS não houve rejeição da hipótese nula em 5% e 10%. Desta forma, os resultados dos testes convencionais de raiz unitária deixam claro que todas as variáveis utilizadas são estacionárias.

⁶Para mais informações, ver: Dickey e Fuller (1979), Perron (1994) e Kwiatkowski et al. (1992)

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária

| Variável | ADF | PP | KPSS |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Teste Estatístico | Teste Estatístico | Teste Estatístico |
| IPCA (π_t) | -8,31** | -8,22** | 0,18 |
| Núcleo da Inflação (π_t^*) | -4,92** | -7,46** | 0,33 |
| Expectativa de Inflação (E_{t+1}) | -7,01** | -7,00** | 0,28 |
| IBC-Br (y_t) | -4,18** | -8,07** | 0,03 |
| Taxa de câmbio efetiva real (Δe_t) | -9,97** | -9,99** | 0,33 |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: **indica rejeição da hipótese nula a 5%.

Para verificar se as quebras causam algum impacto nos resultados encontrados anteriormente, utilizamos o teste ADF de raiz unitária com duas quebras estruturais desenvolvido pelos autores: Perron (1989, 1997), Vogelsang e Perron (1998) e Zivot e Andrews (2002), como definido na seção 3.1. Foram feitos os testes *outlier* inovativo e *outlier* aditivo em todas as variáveis. Os respectivos valores críticos no teste são -4,44 e -4,19, para 5% e 10% de significância. Assim como nos testes convencionais, houve rejeição da hipótese nula a 5%. Desta forma, todas as variáveis são estacionárias. Os resultados estão expostos na Tabela 4, assim como as datas das quebras estruturais de cada variável.

Em relação ao IPCA, março de 2015 (quebra aditiva) é a data de início de reajustes na economia que contribuíram para elevação da inflação, ficando muito acima do teto das metas de 6,5%. Porém, no ano de 2016 nota-se, na figura 1, que a inflação desacelerava. Com o contexto de lenta atividade econômica, nos anos de 2017, 2018, o IPCA estava reduzindo mensalmente, porém, houve uma quebra de tendência, a partir de junho de 2018, com elevação da taxa de inflação, ficando próximo à meta de 4,5%.

Percebe-se pelo núcleo que as datas das quebras são referentes ao ano de 2016, a primeira quebra é no início da queda na taxa e a segunda quebra é o período de desaceleração mais acentuada no núcleo. Como abordado no capítulo 2, 2016 foi o ano com a taxa de juros Selic mais elevada.

A expectativa teve quebra na data de julho de 2004, que representa o período de expectativas abaixo da taxa de inflação efetiva, como observado na Figura 1. Bresser-Pereira e Silva (2009) relatam que o cenário externo era favorável às exportações brasileiras com a elevação dos preços das commodities, podendo ser esse o motivo das expectativas de baixa inflação. Na quebra inovativa da expectativa, nota-se semelhança com a quebra do IPCA, período em que a expectativa eleva-se, porém em patamar inferior à taxa de inflação.

Em relação à taxa de câmbio efetiva real, as duas quebras foram na mesma data de outubro de 2008, um mês após a eclosão da crise de 2008, como observado no capítulo 2, quando a desaceleração mundial reduziu a demanda e os preços das commodities resultando na desvalorização cambial. No período que antecedeu a crise, nota-se a quebra do IBC-Br, em julho de 2008, que representou o início da desaceleração econômica causada pela crise. Por fim, pode-se associar a quebra aditiva do IBC-Br, em abril de 2004, ao início do considerável crescimento

econômico desse ano.

Tabela 4: Testes de Raiz Unitária com Quebras Estruturais

| | 1ª Quebra Inovativa (t-stat) | 2ª Quebra Aditiva (t-stat) |
|--|------------------------------|----------------------------|
| | (junho/2018) | (mar./2015) |
| IPCA (π_t) | -8,93** | -8,87** |
| | (maio/2016) | (nov./2016) |
| Núcleo da Inflação (π_t^*) | -6,05** | -8,28** |
| | (mar./2015) | (julho/2004) |
| Expectativa de Inflação (E_{t+1}) | -7,76** | -7,61** |
| | (out./2008) | (out./2008) |
| Taxa de câmbio efetiva real (Δe_t) | -11,56** | -11,61** |
| | (jun./2008) | (abril/2004) |
| IBC-Br (y_t) | -4,43** | -4,61** |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: **indica rejeição da hipótese nula a 5%

5 Resultados

5.1 Modelos ARFIMA e Quebras Estruturais

Os modelos ARFIMA foram estimados para testar o fenômeno da persistência nos dados da taxa de inflação, do núcleo da inflação, assim como das expectativas inflacionárias. Nesta etapa não serão analisados os dados da taxa de câmbio, uma vez que a análise do fenômeno do repasse cambial requer uma estimação da Curva de Phillips.

Para estimar os modelos de memória longa ARFIMA, o primeiro passo é estimar os modelos sem os componentes autorregressivos e de média móvel, AR e MA, que são os modelos ARFIMA (0, d, 0). Em seguida, deve-se analisar se há estacionariedade ou não das séries verificando se os parâmetros “d”, das taxas de decaimento, estão mais próximos de 0 ou de 1. Estimamos 15 modelos ARFIMA (p,d,q) para cada série, com o AR e o MA em defasagens de até três períodos, utilizando o critério de Schwarz de selecionar o melhor modelo para cada série com o número de defasagens, isto é, um modelo sem problema de correlação serial.

A Tabela 5 apresenta os modelos estimados ARFIMA (0,d,0) e o melhor modelo ARFIMA (p,d,p) selecionado via critério de Schwarz. Analisando os resultados do primeiro modelo, percebe-se que o valor ‘d’ para o IPCA é inferior a 1, indicando que há estacionariedade e reversão à média de longo prazo, com memória longa. Já no caso das Expectativas do IPCA e para o Núcleo Ponderado do IPCA, o valor de ‘d’ está no intervalo de 0,5 e 1, mostrando que as séries não são estacionárias, mas com reversão à média de longo prazo. Porém, quando analisamos os melhores modelos selecionados ARFIMA (p,d,p), há queda no valor ‘d’ para o IPCA, representando pouca memória, mas continua indicando o mesmo quadro de estacionariedade e reversão à média de longo prazo. Em relação aos modelos selecionados para as Expectativas e o Núcleo, não há mudança no quadro anterior. Os resultados também mostram que tanto em d

= 0 quanto $d = 1$ os testes têm suas hipóteses nulas rejeitadas, ou seja, não há indícios de que as variáveis analisadas tenham características de ausência total de memória ($d = 0$) ou que não tenham convergência a uma média de longo prazo ($d = 1$).

A análise dos resultados dos modelos de memória longa feita até então mostra que a persistência é mais presente na expectativa da inflação e no núcleo da inflação do que no IPCA. Para efeito de comparação com outros trabalhos, Campêlo e Cribari-Neto (2003) também encontraram pouca inércia nos cálculos com a inflação brasileira. Minella, De Freitas et al. (2003), utilizando dados de julho de 1995 até dezembro de 2002, encontraram evidências de queda da persistência inflacionária do IPCA, principalmente após o regime de metas para a inflação. Rebelo, Silva e Lopes (2009) concluíram que o processo inflacionário brasileiro ainda possuía algum grau de persistência, mas com reversão a uma média, assim como em outros países emergentes. Mapeli e Silva (2016) encontraram "d" com valor de 0,30 para o IPCA Total, além de outros subitens, e concluíram que há estacionariedade do IPCA.

Tabela 5: Modelos ARFIMA

| | ARFIMA (0,d,0) | | | ARFIMA (p,d,q) | |
|---------------------------------------|----------------|---------------------------------|---------------------------------|----------------|----------------|
| | d (e.p.) | H0: d=0 Teste t [p valor] | H0: d=1 Teste t [p valor] | ARMA (p,q) | d [p valor] |
| IPCA (π_t) | 0,46 (0,06) | 7,05 [0,00] | -8,38 [0,00] | (2,0) | 0,33 [0,01] |
| Expectativa de Inflação (E_{t+1}) | 0,55 (0,06) | 10,7 [0,00] | -7,52 [0,00] | (0,0) | 0,55 [0,00] |
| Núcleo da Inflação (π_t^*) | 0,55 (0,05) | 10,80 [0,00] | -8,77 [0,00] | (0,0) | 0,55 [0,00] |

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do OxMetrics e Eviews 9.0.

O próximo passo é a utilização da metodologia de Granger e Hyung (2004), para investigar se os resultados reportados na Tabela 5 podem estar sendo afetados por quebras estruturais. Este mesmo procedimento já foi utilizado em diversos trabalhos, tais como em: Silva e Vieira (2013) e Mapeli e Silva (2016).

Para colocar em prática a metodologia de Granger e Hyung (2004), deve-se estimar um modelo ARFIMA (0, d, 0) para os resíduos da seguinte regressão:

$$y_t = \beta' Z_t + \xi_t \quad (19)$$

onde y_t representa a série analisada e Z_t contém os termos determinísticos do teste de raiz unitária com quebras, cujas datas já foram definidas na Tabela 4. Caso os processos de memória longa encontrados anteriormente tenham sido causados pela omissão das quebras estruturais, espera-se que os coeficientes 'd', estimados no procedimento de Granger e Hyung (2004), sejam menores (SILVA; VIEIRA, 2013).

Os resultados dos novos modelos ARFIMA (0, d, 0), baseados no procedimento de Granger

e Hyung (2004), estão expostos na Tabela 6. No caso da taxa de inflação (IPCA), houve pequena queda no valor de 'd' de 0,46 para 0,41, não indicando mudança em relação ao quadro anterior. Para as expectativas e núcleo de inflação também houve recuo para 0,47 e 0,49, respectivamente, contra 0,55 da estimação anterior. Isso significa que, em ambas as variáveis, parece haver influência das quebras estruturais, passando a predominar a característica de estacionariedade, com reversão à média.

Tabela 6: Procedimento ARFIMA (0, d, 0) de Granger e Hyung (2004)

| | d (e.p.) | H0: d=0 Teste t [p valor] | H0: d=1 Teste t [p valor] |
|---------------------------------------|----------------|---------------------------------|---------------------------------|
| IPCA (π_t) | 0,41 (0,07) | 6,02 [0,00] | -8,65 [0,00] |
| Expectativa de Inflação (E_{t+1}) | 0,47 (0,06) | 8,83 [0,00] | -8,06 [0,00] |
| Núcleo da Inflação (π_t^*) | 0,49 (0,06) | 9,37 [0,00] | -9,46 [0,00] |

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do OxMetrics e Eviews 9.0.

5.2 Parâmetros Variantes no Tempo via Filtro de Kalman

Com o objetivo de aplicar a abordagem dos Parâmetros Variantes no Tempo (TVP) para as Curvas de Phillips Híbridas relacionadas ao IPCA e ao Núcleo do IPCA, foram estimadas as equações 17 e 18 expostas na metodologia dos parâmetros variantes no tempo. Para inicialização do filtro de Kalman utilizamos, respectivamente, os coeficientes e o quadrado dos erros-padrão usados como antecedentes para a magnitude e variância do estado. Os intervalos de confiança para os parâmetros filtrados são dados pelo dobro do erro quadrático médio ($2 \pm \text{RMSE}$).⁷ Para todas as figuras, numeradas de 7 a 10, a exposição dos gráficos referentes aos coeficientes estimados terá a seguinte sequência: A0 (intercepto); A1 (inércia ou persistência da variável dependente); A2 (expectativa do IPCA); A3 (repasso cambial); A4 (hiato do produto).

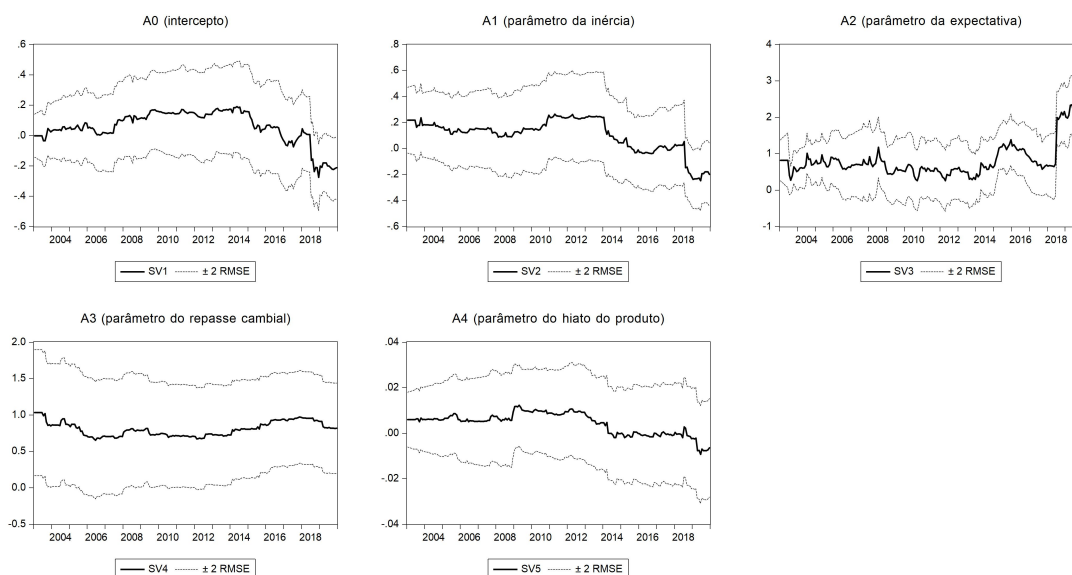
A Figura 7 apresenta a dinâmica dos parâmetros variantes no tempo para a Curva de Phillips tendo o IPCA como variável dependente. Na comparação da dinâmica referente à persistência (inércia) da inflação (coeficiente A1) e à expectativa inflacionária (coeficiente A2), fica perceptível a mudança na trajetória das variáveis e certa instabilidade dos parâmetros. De forma geral, parece que os agentes econômicos estão priorizando mais as expectativas, na determinação da inflação, do que sua persistência. Vale ressaltar que as metas para a inflação foram cumpridas

⁷Foram feitos os testes LM Breusch-Godfrey's de Correlação Serial para os modelos estimados de parâmetros variantes no tempo. A hipótese nula do teste é de ausência de correlação serial. Os resultados mostram que em todos os casos a hipótese nula é aceita a 5%. No teste LM da estimativa do IPCA da figura 7 o p-valor do X^2 é de 0,081. No teste LM da estimativa do núcleo na figura 9 o p-valor do X^2 é de 0,502. No teste LM da estimativa do IPCA na figura 8 o p-valor do X^2 é de 0,1356. E, por fim, no teste LM da estimativa do núcleo na figura 10 o p-valor do X^2 é de 0,3801.

na maior parte da análise, com exceção de 2001 até 2003 e no ano de 2015, que são justamente os anos com mais instabilidades dos parâmetros. É importante citar que, em 2015, o choque de custos causado pelos reajustes dos preços monitorados em conjunto com uma acentuada desvalorização cambial provavelmente pode ter contribuído para a instabilidade dos parâmetros.

Quanto aos outros dois coeficientes da estimação, nota-se que o repasse da taxa de câmbio (coeficiente A3) para a inflação vinha em tendência de queda até meados da década de 2010, mas parece ter sofrido reversão a partir de então. Mesmo assim, esta é uma variável estatisticamente significativa em parte da análise, e com boa estabilidade, mostrando papel fundamental da taxa de câmbio na definição de preços nas duas décadas analisadas. Já a atividade econômica (coeficiente A4) parece estar perdendo importância na determinação da taxa de inflação e apresenta significância estatística.

Figura 7: Curva de Phillips com IPCA (Estimação do Filtro de Kalman)



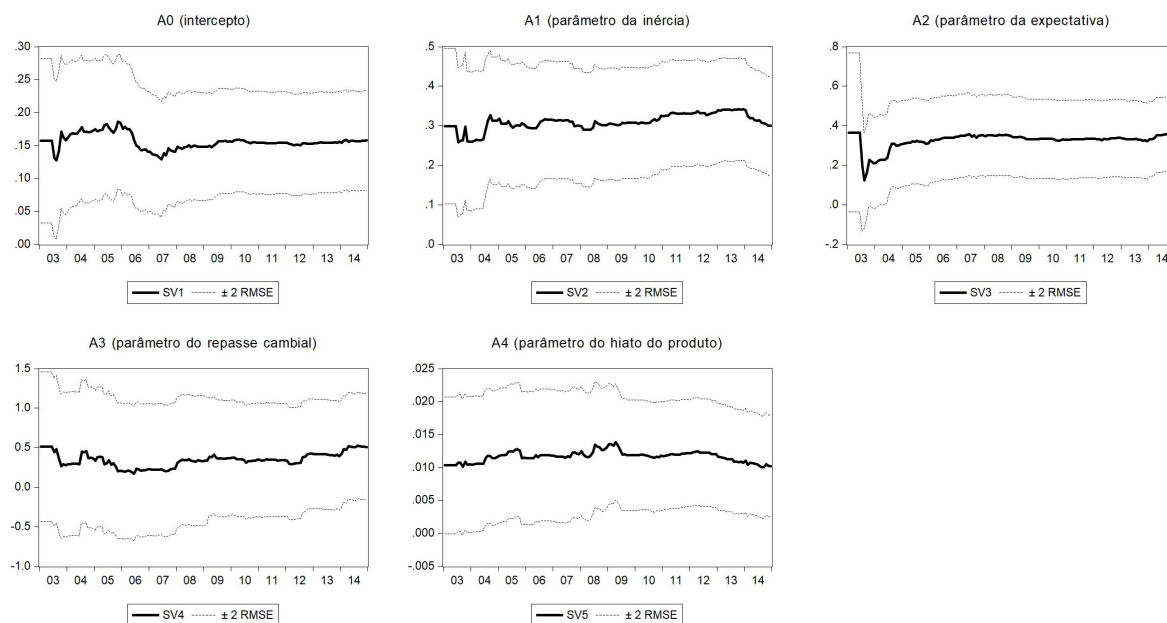
Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 9.0.

Devido à instabilidade dos parâmetros, foram feitas estimações com dados até dezembro de 2014 com objetivo de retirar da amostra o período de crise crônica que o país atravessa e analisar a estabilidade e significância dos parâmetros. As novas estimações da Curva de Phillips estão expostas na Figura 8, contando com o IPCA como variável dependente. Feita uma comparação entre a dinâmica referente à persistência da inflação (coeficiente A1) e à expectativa inflacionária (coeficiente A2), fica evidenciado que há estabilidade nos parâmetros após 2004. Essa estabilidade denota maior nível de assertividade dos agentes econômicos no que tange à precificação da inflação. Nota-se uma pequena superioridade na magnitude do coeficiente da expectativa em relação à persistência na determinação dos níveis de preços. Em 2003, o único ano desse período sem êxito no cumprimento da meta, há queda elevada na participação de ambos os parâmetros (coeficientes A1 e A2) como determinante na definição dos preços,

sendo o único período de instabilidade observado. Importante destacar que o resultado de 2003 tem explicação no contexto de desaceleração da economia mundial, que também impactou o resultado do ano anterior. Apesar disso, as duas variáveis são estatisticamente significantes na maior parte da análise, diferentemente do que é encontrado nas variáveis da Figura 7.

Observando os outros dois coeficientes da estimação, percebe-se que o coeficiente referente à taxa de câmbio (coeficiente A3) é menor em comparação à análise da Figura 7, evidenciando redução na importância do repasse cambial na determinação da inflação até o ano de 2014. Entretanto, é uma variável estatisticamente significativa em toda a análise, com estabilidade e crescimento após 2010, mostrando que, apesar da menor importância, o papel do repasse cambial para os níveis gerais de preços neste período ainda é fundamental nas escolhas dos agentes econômicos. O parâmetro do hiato do produto (coeficiente A4) apresenta uma tendência de crescimento até o ano de 2009, quando acontece uma reversão do cenário, quebrando essa tendência. Nota-se que não há significância estatística da atividade econômica na maior parte do período analisado.

Figura 8: Curva de Phillips com IPCA de jan./2003 a dez./2014 (Estimação do Filtro de Kalman)



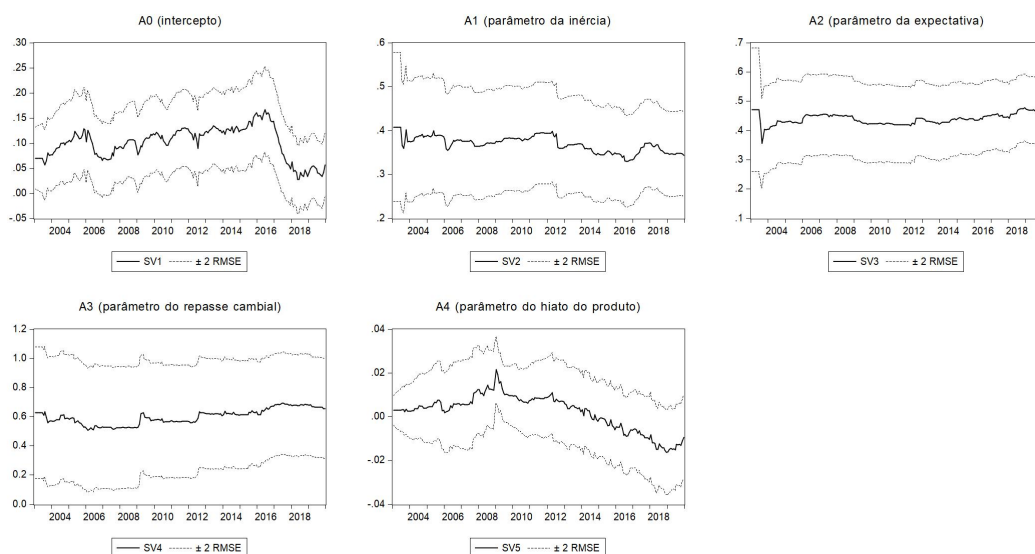
Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 9.0.

A Figura 9 mostra a dinâmica dos parâmetros variantes no tempo para a Curva de Phillips, com o Núcleo do IPCA como variável dependente. Comparando a dinâmica das variáveis referentes à persistência (coeficiente A1) e à expectativa da inflação (coeficiente A2), podemos ver que elas se comportam de maneiras opostas, com a primeira apresentando tendência de queda, e a segunda, de crescimento. Importante ressaltar que ambas apresentam relativa estabilidade e

significância estatística. Nesse contexto, os agentes econômicos têm mais capacidade de identificar previamente as variações dos itens que compõem o núcleo. Lembrando que o núcleo de dupla ponderação reduz a importância de componentes mais voláteis tornando a persistência estável. No ano de 2003, sem o cumprimento da meta, houve queda nos coeficientes e instabilidade momentânea. Porém, no ano de 2015, quando também não se apresenta êxito na questão da meta para a inflação, não há evidência de mudança na trajetória da persistência e da expectativa.

Analisando os outros coeficientes da estimação, observa-se que o repasse cambial (coeficiente A3) para o núcleo vinha de uma tendência de queda até o início de 2009, mas a partir de então há uma quebra nessa tendência, mostrando incerteza por parte dos agentes econômicos em relação ao *pass-through* cambial. Entretanto, é uma variável estatisticamente significativa, com coeficiente maior que os parâmetros anteriores (coeficientes A1 e A2), apresentando também certa estabilidade, o que evidencia a importância do repasse cambial na definição do núcleo. Já a atividade econômica (coeficiente A4) apresenta comportamento semelhante ao analisado anteriormente na Figura 7, com queda de importância na determinação do núcleo da inflação.

Figura 9: Curva de Phillips com Núcleo do IPCA (Estimação do Filtro de Kalman)

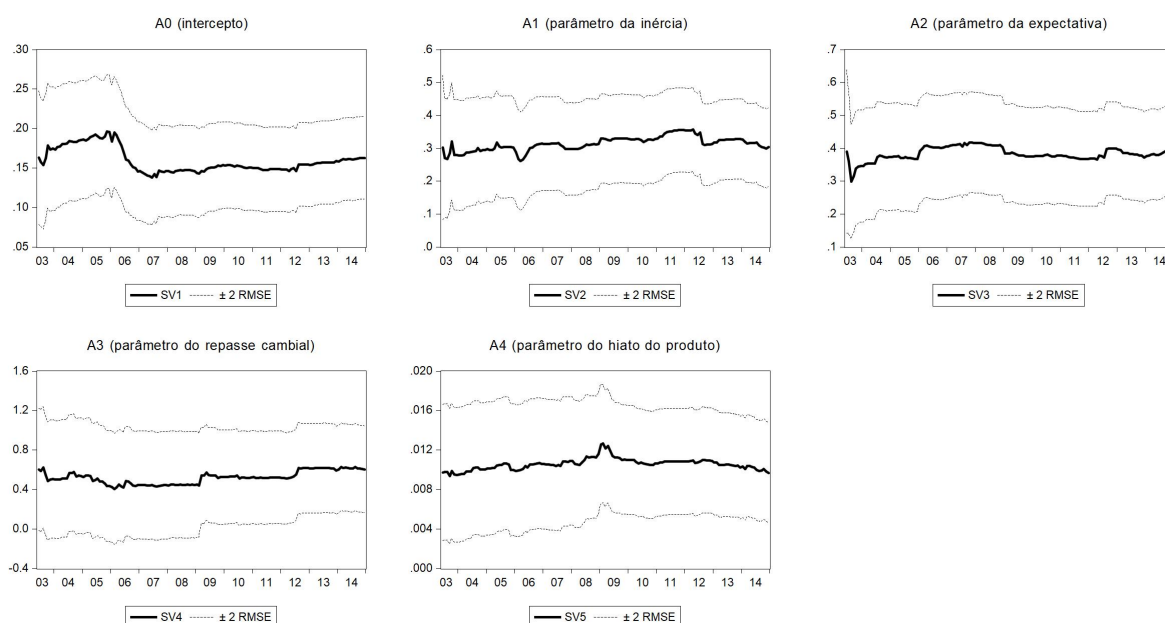


Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 9.0.

Seguindo a mesma linha expositiva da Figura 8, retiramos o período de crise crônica que o país atravessa na estimação. Os parâmetros variantes no tempo da Curva de Phillips, com o núcleo como variável dependente, estão expostos na Figura 10. Fica perceptível que há muita semelhança nos parâmetros de persistência (coeficiente A1), expectativa (coeficiente A2) e repasse cambial (coeficiente A3), com a análise do período todo da Figura 9. Isso reduz a importância da crise crônica presente após 2015 na determinação dos preços dos itens que compõem o núcleo da inflação. No entanto, é importante ressaltar que a variável referente ao repasse

cambial apresenta significância estatística em uma parte do período analisado, diferente do que acontece na Figura 9. Já a atividade econômica (coeficiente A4) tem estabilidade considerável comparada à análise da Figura 9. De forma geral, os agentes econômicos pareciam apresentar maior grau de certeza na importância do hiato do produto como determinante para o núcleo da inflação. Lembrando que, durante os anos em questão, as metas para a inflação foram cumpridas em todos, com exceção de 2003.

Figura 10: Curva de Phillips com Núcleo do IPCA de jan./2003 a dez./2014 (Estimação do Filtro de Kalman)



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 9.0.

Considerações Finais

A partir dos modelos Autorregressivos Fracionários de Médias Móveis (ARFIMA) e Parâmetros Variantes no Tempo, via filtro de Kalman, este trabalho buscou analisar como a taxa de inflação efetiva se comportou ao longo das últimas duas décadas no caso brasileiro, com foco na persistência inflacionária e no repasse cambial. Primeiramente, foi feita uma análise utilizando as variáveis de inflação, expectativa de inflação e núcleo de inflação, com foco na persistência. Na segunda etapa, foi aplicada a abordagem dos Parâmetros Variantes do Tempo, via filtro de Kalman, para estimar Curvas de Phillips Novo-Keynesianas Híbridas com a taxa de inflação e o núcleo de inflação. Por fim, foi utilizada a mesma metodologia anterior, com dados até 2015, com objetivo de retirar da amostra o período de crise crônica que o Brasil atravessa. O período analisado é de janeiro de 2003 a dezembro de 2019.

Os testes de raiz unitária mostraram que as variáveis analisadas são estacionárias. Em relação ao teste de raiz unitária com quebras estruturais, a hipótese nula foi rejeitada a 5% em todas as variáveis. Desta forma, os resultados obtidos foram mantidos.

A respeito dos testes do modelo ARFIMA (0,d,0), constatou-se, no IPCA, que há estacionariedade, reversão à média de longo prazo e memória longa. No caso da expectativa e do núcleo, em ambas variáveis, não há estacionariedade, mas reversão à média de longo prazo. Os resultados da persistência do IPCA são semelhantes aos trabalhos de Rebelo, Silva e Lopes (2009) e Mapeli e Silva (2016). No modelo ARFIMA (p,d,p) selecionado, o resultado do IPCA manteve o mesmo caso de estacionariedade, com reversão à média de longo prazo, porém, pouca memória longa. No caso da expectativa e do núcleo, os resultados não tiveram nenhuma alteração, mantendo-se a não estacionariedade. Em relação às quebras estruturais, parece haver influência na expectativa e no núcleo, revertendo o quadro anterior de não estacionariedade. Esses resultados apresentados demonstram, portanto, que a persistência inflacionária está baixa e controlada nas três variáveis analisadas.

O uso de estimativas do filtro de Kalman, para obter os parâmetros variantes no tempo, nos permite ter uma visão clara das possíveis quebras estruturais nas séries temporais analisadas, além de entender as tendências e as instabilidades dos parâmetros. Observando a inércia da inflação, por meio da estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, foi possível analisar outras variáveis importantes que afetam a inflação corrente, como expectativas de inflação, hiato do produto e a taxa de câmbio.

Como é comum na estimativa da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, os coeficientes de expectativa de inflação foram maiores do que a inflação defasada em todos os casos. Porém, a persistência da inflação não foi desprezível, ela foi um importante determinante da variação do nível de preços. O principal objetivo foi analisar a persistência inflacionária e o repasse cambial na inflação e no núcleo da inflação, para o caso brasileiro, durante o regime de metas.

Nossas estimativas com o IPCA mostraram que os anos em que as metas não foram cumpri-

das foram justamente os anos de maiores instabilidades nos parâmetros das variáveis analisadas. Ressalta-se que em 2015 as metas não foram cumpridas, e, com reajustes dos preços monitorados, acentuada desvalorização do câmbio e taxa de juros Selic elevada, houve uma quebra de tendência na estabilidade dos parâmetros.

Os resultados das estimativas com o núcleo de dupla ponderação como variável independente apresentam parâmetros mais estáveis. Nos anos de 2001-2003 as metas não foram cumpridas, houve instabilidades nos parâmetros e queda nos coeficientes, com exceção do hiato do produto. Nesta estimativa, a queda da persistência é menos acentuada após 2014, em comparação ao caso do IPCA. Neste ano a meta ficou próxima à banda superior de tolerância, e em 2015 ela a ultrapassou. Em relação ao repasse cambial, nessa estimativa, há estabilidade, um coeficiente próximo a 0,6 e significância estatística. Desta forma, é uma variável determinante na dinâmica inflacionária nessas duas décadas.

Por fim, com o objetivo de retirar da amostra o período de crise crônica que o Brasil atravessa e análise dos parâmetros, foram feitas estimativas com dados até dezembro de 2014. Nestas novas estimativas, os parâmetros são mais estáveis e há significância estatística na persistência e na expectativa para o caso do IPCA. Este fato difere da análise inicial. Ressalta-se que nessa nova análise o repasse cambial tem coeficiente menor e não tem significância estatística nos dois casos. Desta forma, é evidente o impacto do repasse cambial quando analisamos todo o período, incluindo 2015, ano em que as metas não foram cumpridas.

Referências

- ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980–2002 period. **Revista de Economia**, v. 12, n. 1, p. 17–74, 2005.
- ARAÚJO, V. L. de; GENTIL, D. L. **Avanços, recuos, acertos e erros: uma análise da resposta da política econômica brasileira à crise financeira internacional**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA / Texto para Discussão, No. 1602, 2011.
- AREOSA, W. **Dinâmica da inflação no Brasil: o caso de uma pequena economia aberta**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia, PUC-Rio, 2004.
- ARESTIS, P.; DE PAULA, L. F.; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 1, p. 1–30, 2009.
- ASSIS, T. M.; FONSECA, L. F. C.; FEIJÓ, C. A. V. C. Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 23, n. 1, p. 1–31, 2019.
- BAILLIE, R. T.; CHUNG, C. F.; TIESLAU, M. A. Analysing inflation by the fractionally integrated ARFIMA–GARCH model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 1, p. 23–40, 1996.
- BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L.; STOCK, J. H. Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 271–287, 1992.
- BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A positive theory of monetary policy in a natural rate model. **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 4, p. 589–610, 1983.
- BCB. Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda. **Brasília: Banco Central do Brasil**, 2003.
- BELAISCH, A. **Exchange rate pass-through in Brazil**. IMF Working Paper Series, n. 03/141, 2003.
- BERMINGHAM, C. A critical assessment of existing estimates of US core inflation. **Journal of Macroeconomics**, v. 32, n. 4, p. 993–1007, 2010.
- BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. **Brazil: taming inflation expectations**. Working Paper Series, n. 129, 2008.
- BLANCHARD, O.; GALI, J. Real wage rigidities and the New Keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, S1, p. 35–65, 2007.

- BOARETTO, G. O.; SILVA, C. G. Services inflation dynamics and persistence puzzle in Brazil: a time-varying parameter approach. **Applied Economics**, v. 51, n. 13, p. 1450–1462, 2019.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Central Bank of Brazil, Working Papers Series, n. 1, 2000.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; SILVA, C. G. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio. In: José Luis Oreiro, Luiz Fernando de Paula, Rogério Sobreira. (Org.). **Política Monetária, Bancos Centrais e Metas de Inflação: Teoria e Experiência Brasileira**. 1ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2009. v. I, p. 21–51.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, v. 17, n. 31, p. 334–355, 1978.
- BUCKLE, R. **Thirty years of inflation targeting in New Zealand: The origins, evolution and influence of a monetary policy innovation**. Working Papers in Public Finance, WP14/2018, 2018.
- CAGNIN, R. F. et al. A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). **Novos estudos CEBRAP**, n. 97, p. 169–185, 2013.
- CALDEIRA, J. F.; MOURA, G. V.; SANTOS, A. A. P. Previsões macroeconômicas baseadas em modelos TVP-VAR: evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 4, p. 407–428, 2015.
- CALVO, G. A. On the time consistency of optimal policy in a monetary economy. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 46, n. 6, p. 1411–1428, 1978.
- _____. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CAMPÊLO, A. K.; CRIBARI-NETO, F. Inflation inertia and inliers: The case of Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, p. 713–719, 2003.
- CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A.; WU, T. Y. H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. **Revista de Economia e Administração**, v. 3, n. 1, p. 1–14, 2004.
- CARRARA, A. F.; CORREA, A. O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 16, n. 3, p. 441–462, 2012.
- CATI, R. C.; GARCIA, M. G.; PERRON, P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 1, p. 27–56, 1999.
- CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, v. 59, n. 2, p. 175–182, 1998.
- COENEN, G. Inflation persistence and robust monetary policy design. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, n. 1, p. 111–140, 2007.

COGLEY, T.; MOROZOV, S.; SARGENT, T. J. Bayesian fan charts for UK inflation: Forecasting and sources of uncertainty in an evolving monetary system. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 29, n. 11, p. 1893–1925, 2005.

COGLEY, T.; SARGENT, T. J. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. **Review of Economic Dynamics**, v. 8, n. 2, p. 262–302, 2005.

CORREA, A. et al. A internacionalização da indústria brasileira e seus impactos sobre os coeficientes de pass-through no Brasil no período 1996-2001. In: **ANAIS do XXXII Encontro Nacional de Economia**. 2004.

CORREA, A.; MINELLA, A. Mecanismos Não-Lineares de Repasse Cambial: Um Modelo de Curva de Phillips com Threshold para o Brasil. In: XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005, Natal. **Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia**. 2005.

CRIBARI-NETO, F.; CASSIANO, K. M. Uma análise da dinâmica inflacionária brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 535–566, 2005.

CURADO, M. Uma avaliação da economia brasileira no Governo Lula. **Revista Economia & Tecnologia**, Ano 07, Volume Especial, 2011.

DAVIG, T.; DOH, T. Changes in Inflation Persistence: Lessons from Estimated Markov-Switching New Keynesian Models. **Federal Reserve Bank of Kansas City, mimeo**, 2008.

DE PAULA, L. F.; PIRES, M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 125–144, 2017.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979.

DOORNIK, J. A.; OOMS, M. A package for estimating, forecasting and simulating ARFIMA models: Arfima package 1.0 for Ox. Discussion paper, Nuffield College, Oxford, 1999.

_____. Inference and forecasting for ARFIMA models with an application to US and UK inflation. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 8, n. 2, p. 1–25, 2004.

ELLIOTT, G.; TIMMERMANN, A. Forecasting in economics and finance. **Annual Review of Economics**, v. 8, n. 1, p. 81–110, 2016.

FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips Curve for Brazil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 34, n. 4, p. 725–776, 2004.

FERRARI-FILHO, F.; DE PAULA, L. F. The legacy of the Real Plan and an alternative agenda for the Brazilian economy. **Investigación Económica**, v. 62, n. 244, p. 57–92, 2003.

FERREIRA, T. P.; FIGUEIREDO, F. M. R. **Os preços administrados e a inflação no Brasil**. Banco Central do Brasil. Trabalhos para Discussão, 59, 2002.

FIGUEIREDO, E. A.; MARQUES, A. M. Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo arfima-figarch. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 39, n. 2, p. 437–458, 2009.

_____. Inflação inercial sob mudanças de regime: análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944-2009. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 3, p. 443–457, 2011.

FIORENCIO, A.; MOREIRA, A. R. B. O núcleo da inflação como a tendência comum dos preços. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 2, p. 175–198, 2002.

FRANTA, M.; SAXA, B.; SMIDKOVA, K. **Inflation persistence: Euro area and new EU member states**. ECB Working Paper 810, 2007.

FUHRER, J. C. Inflation persistence. In: **HANDBOOK of monetary economics**. 2010. v. 3. p. 423–486.

GADEA, M.; MAYORAL, L. The persistence of inflation in OECD countries: a fractionally integrated approach. **International Journal of Central Banking**, v. 2, n. 1, p. 51–104, 2005.

GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.

GALI, J.; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45, n. 7, p. 1237–1270, 2001.

GIL-ALANA, L. A. The persistence of unemployment in the USA and Europe in terms of fractionally ARIMA models. **Applied Economics**, v. 33, n. 10, p. 1263–1269, 2001.

GIL-PAREJA, S. Exchange rates and European countries' export prices: An empirical test for asymmetries in pricing to market behavior. **Review of World Economics**, v. 1, n. 136, p. 1–23, 2000.

GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. **Resultado primário e contabilidade criativa: Reconstituindo as estatísticas fiscais "acima da linha" do governo geral**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA / Texto para Discussão No. 2288, 2017.

GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 46, n. 6, p. 1293–1301, 1978.

GOLDBERG, P. K. Product differentiation and oligopoly in international markets: the case of the US automobile industry. **Econometrica**, v. 63, n. 4, p. 891–951, 1995.

GRANGER, C. W.; JOYEUX, R. An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. **Journal of Time Series Analysis**, v. 1, n. 1, p. 15–29, 1980.

GRANGER, C. W.; HYUNG, N. Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns. **Journal of Empirical Finance**, v. 11, n. 3, p. 399–421, 2004.

- GRIER, K. B.; PERRY, M. J. The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some garch-m evidence. **Journal of Applied Econometrics**, v. 15, n. 1, p. 45–58, 2000.
- HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, Princeton, 1994.
- HOLLAND, M. Fiscal crisis in Brazil: causes and remedy. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 39, n. 1, p. 88–107, 2019.
- HOSKING, J. R. Modeling persistence in hydrological time series using fractional differencing. **Water Resources Research**, v. 20, n. 12, p. 1898–1908, 1984.
- IHS GLOBAL. **EvIEWS 9 User's Guide II**. Englewood, CO: IHS Global Inc, 2015.
- KALMAN, R. E. A new approach to linear filtering and prediction problems. **Journal of Basic Engineering**, v. 82, n. 1, p. 35–45, 1960.
- KAZEROONI, A.; SALMANI, B.; FESHARI, M. The Impact of Exchange Rate Regime and Inflationary Environment on Exchange Rate Pass-Through in Iranian Economy (TVP Approach). **Journal of Economic Development Research**, v. 2, n. 5, p. 95–116, 2012.
- KIM, D.; PERRON, P. Unit root tests allowing for a break in the trend function at an unknown time under both the null and alternative hypotheses. **Journal of Econometrics**, v. 148, n. 1, p. 1–13, 2009.
- KOOP, G.; KOROBILIS, D. Forecasting inflation using dynamic model averaging. **International Economic Review**, v. 53, n. 3, p. 867–886, 2012.
- KOOP, G.; LEON-GONZALEZ, R.; STRACHAN, R. W. On the evolution of the monetary policy transmission mechanism. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 33, n. 4, p. 997–1017, 2009.
- KOOP, G.; OSIEWALSKI, J.; STEEL, M. F. Posterior properties of long-run impulse responses. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 12, n. 4, p. 489–492, 1994.
- KOROBILIS, D. Assessing the transmission of monetary policy shocks using dynamic factor models. **Discussion Papers in Economics**, University of Strathclyde, v. 9, n. 14, p. 1–36, 2009.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1, p. 159–178, 1992.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977.
- LAURINI, M. A dynamic econometric model for inflationary inertia in Brazil. **Journal of Statistical and Econometric Methods**, v. 2, n. 2, p. 51–83, 2013.
- LE BIHAN, H.; SÉDILLOT, F. Do core inflation measures help forecast inflation?: Out-of-sample evidence from French data. **Economics Letters**, v. 69, n. 3, p. 261–266, 2000.

- MAHDAVI, S. The response of the US export prices to changes in the dollar's effective exchange rate: further evidence from industry level data. **Applied Economics**, v. 34, n. 17, p. 2115–2125, 2002.
- MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1295–1328, 2002.
- MANN, C. L. Prices, profit margins, and exchange rates. **Federal Reserve Bulletin**, v. 72, n. 6, p. 366–379, 1986.
- MAPELI, G. B.; SILVA, C. G. **O Dilema da Persistência da Inflação de Serviços: Uma Análise do Caso Brasileiro**. In: XLIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC. Florianópolis, 2016.
- MARQUES, C. R.; NEVES, P. D.; SARMENTO, L. M. Evaluating core inflation indicators. **Economic Modelling**, v. 20, n. 4, p. 765–775, 2003.
- MCKIBBIN, W. J.; PANTON, A. J. Twenty-five Years of Inflation Targeting in Australia: Are There Better Alternatives for the Next Twenty-five Years? **Central Bank Frameworks: Evolution or Revolution?**, v. 4, p. 173, 2018.
- MENDONÇA, D. P.; MARÇAL, E. F.; BRITO, M. H. **Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis**. FGV-EESP Working Paper No. 433, 2016.
- MINELLA, A.; DE FREITAS, P. S. et al. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. et al. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, n. 53, p. 1–47, 2002.
- MISHKIN, F. S. Inflation targeting in emerging-market countries. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, p. 105–109, 2000.
- MISHKIN, F. S.; SCHMIDT-HEBBEL, K. **One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?** NBER Working Paper Series, No 8397, 2001.
- MWABUTWA, C.; BITTENCOURT, M.; VIEGI, N. et al. Evolution of monetary policy transmission mechanism in Malawi: A TVP-VAR Approach. **Journal of Economic Development**, v. 41, n. 1, p. 33, 2016.
- NETO, F.; DE AQUINO, F. Persistência inflacionária e Curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 30, n. 2, p. 310–328, 2010.
- NOVAES, A. D. Um teste da hipótese de inflação inercial no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, n. 2, p. 377–396, 1991.

- OHNO, K. Export Pricing Behavior of Manufacturing: A US: Japan Comparison. **Staff Papers**, v. 36, n. 3, p. 550–579, 1989.
- OLIVEI, G. P. et al. Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the United States. **New England Economic Review**, Q 1, p. 3–18, 2002.
- ORAIR, R. O.; GOBETTI, S. W. Do expansionismo à austeridade: a política fiscal em período recente. **Boletim de Análise Político-Institucional (BAPI)**, jul./dez., n. 12, 2017.
- ORTEGA, E. **Persistent inflation differentials in Europe**. Banco de España Documento de Trabajo No. 0305, Madrid: Banco de España, 2003.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355–385, 1997.
- _____. Testing for a unit root in a time series with a changing mean. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 8, n. 2, p. 153–162, 1990.
- _____. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361–1401, 1989.
- _____. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO B.B. (eds) *Cointegration*. Palgrave Macmillan, London. 1994. p. 113–146.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T. Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 4, p. 467–470, 1992.
- PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.
- PIVETTA, F.; REIS, R. The persistence of inflation in the United States. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, n. 4, p. 1326–1358, 2007.
- POLLARD, P. S.; COUGHLIN, C. C. **Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level**. University of Nottingham Research Paper, n. 2004/13, 2004.
- PRATES, D. M. **O regime cambial brasileiro de 1999 a 2008**. Brasília: IPEA, 2010. (Textos para Discussão CEPAL-IPEA, No. 1530).
- PRATES, D. M.; FRITZ, B.; PAULA, L. F. de. **O desenvolvimentismo pode ser culpado pela crise? Uma classificação das políticas econômica e social dos governos do PT ao governo Temer**. Textos para Discussão 009/2019, 2019.
- PRIMICERI, G. E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. **The Review of Economic Studies**, v. 72, n. 3, p. 821–852, 2005.
- REBELO, A.; SILVA, C. G.; LOPES, D. Persistência Inflacionária: Comparações Entre o Caso Brasileiro e Outros Países Emergentes. In: **ANAIS do XXXVII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**. Foz do Iguaçu, 2009.

- REIS, R. Where is the natural rate? Rational policy mistakes and persistent deviations of inflation from target. **Advances in Macroeconomics**, v. 3, n. 1, p. 1118, 2003.
- REISEN, V. A.; CRIBARI-NETO, F.; JENSEN, M. J. Long memory inflationary dynamics: the case of Brazil. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 7, n. 3, p. 1–18, 2003.
- ROBERTS, J. M. New Keynesian economics and the Phillips curve. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, n. 4, p. 975–984, 1995.
- ROGER, S. **Core inflation: concepts, uses and measurement**. Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper, G98/9, 1998.
- ROTEMBERG, J. J. Sticky prices in the United States. **Journal of Political Economy**, v. 90, n. 6, p. 1187–1211, 1982.
- SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 4, p. 549–559, 2013.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. **Inflação, desemprego e choques cambiais: Novas evidências para o Brasil**. Texto para Discussão IPEA, No. 1661, 2011.
- SANTOS, C.; CASTELAR, I. Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 1, p. 35–56, 2016.
- SERRANO, F.; SUMMA, R. A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011. **Oikos (Rio de Janeiro)**, v. 11, n. 2, p. 166–202, 2012.
- SILVA FILHO, T. N. T.; FIGUEIREDO, F. M. R. Has core inflation been doing a good job in Brazil? **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 2, p. 207–233, 2011.
- SILVA, C. G.; AIDAR, O. Metas inflacionárias, preços livres e administrados no Brasil: Uma análise econométrica. In: **ANAIS do XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC**. João Pessoa - PB, 2004.
- SILVA, C. G.; FISHLOW, A. The New Macroeconomic Matrix and the Great Brazilian Recession. **Challenge**, v. 1, p. 1–17, 2021.
- SILVA, C. G.; VIEIRA, F. V. Persistência inflacionária regional brasileira: uma aplicação dos modelos arfima. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 1, p. 115–134, 2013.
- SMITH, J. K. Weighted median inflation: is this core inflation? **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 36, n. 2, p. 253–263, 2004.
- STEINSSON, J. Optimal monetary policy in an economy with inflation persistence. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 7, p. 1425–1456, 2003.
- STRAZICICH, M. Minimum Lm unit root test with two structural breaks. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1082–1089, 2003.
- SVENSSON, L. E. O. Price level targeting versus inflation targeting: a free lunch? **Journal of Money Credit and Banking**, v. 31, n. 3, p. 277–295, 1999.

TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European Economic Review**, v. 44, n. 7, p. 1389–1408, 2000.

_____. Staggered wage setting in a macro model. **The American Economic Review**, v. 69, n. 2, p. 108–113, 1979.

TEJADA, C.; PORTUGAL, M. Credibilidade e Inércia Inflacionária no Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 31, n. 3, p. 459–494, 2001.

TOMBINI, A.; ALVES, S. A. L. et al. **The recent Brazilian disinflation process and costs**. Working Paper Series No. 109, Central Bank of Brazil, 2006.

TSAY, W.-J.; HÄRDLE, W. K. A generalized ARFIMA process with Markov-switching fractional differencing parameter. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, v. 79, n. 5, p. 731–745, 2009.

VEGH, C. A.; VULETIN, G. The road to redemption: Policy response to crises in Latin America. **IMF Economic Review**, v. 62, n. 4, p. 526–568, 2014.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 1073–1100, 1998.

WOODFORD, M. **Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy**. Princeton University Press, 2003.

YILDIRIM, S.; ÖZDEMİR, B. K.; DOĞAN, B. Is there a persistent inflation in OECD energy prices? Evidence from panel unit root tests. **Procedia Economics and Finance**, v. 5, p. 809–818, 2013.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 1, p. 25–44, 2002.