



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
DOUTORADO EM ECONOMIA

FERNANDO MARQUES MANSILLA

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA, CHOQUES DE OFERTA E DINÂMICA
INFLACIONÁRIA**

FORTALEZA

2024

FERNANDO MARQUES MANSILLA

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA, CHOQUES DE OFERTA E DINÂMICA
INFLACIONÁRIA

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

FORTALEZA

2024

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

M248e Mansilla, Fernando Marques.
Ensaio sobre política monetária, choques de oferta e dinâmica inflacionária / Fernando Marques
Mansilla. – 2024.
84 f. : il. color.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2024.
Orientação: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.

1. Política monetária. 2. Choques de oferta. 3. Inflação. I. Título.

CDD 330

FERNANDO MARQUES MANSILLA

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA, CHOQUES DE OFERTA E DINÂMICA
INFLACIONÁRIA

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Doutor em Economia.

Aprovada em: 12/08/2024.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Rafael Barros Barbosa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Universidade de Fortaleza (UNIFOR)

Dr. Antônio Clécio de Brito
Membro Externo

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Doutor Elano Ferreira Arruda, meu orientador, que me acompanha desde o mestrado, por toda sua ajuda, incentivo e disponibilidade na orientação desta tese; pelo trato agradável e sua condução ímpar. Agradeço ainda por me proporcionar vivências acadêmicas que permitiram meu crescimento, estímulo e melhor formação acadêmica.

Aos meus pais, Jesus Fernando Mansilla Baca e Vera Lucia Marques Mansilla, por sempre me apoiar e me ajudar a conquistar meus objetivos e por me fazer manter a tranquilidade e ter pensamentos positivos. Aos meus irmãos, Igor Marques Lopes de Andrade e Arthur Marques Mansilla, por manter nossa família sempre unida e forte e me proporcionar momentos de alegria e distração. Aos meus tios Ana e Edgard, por estarem ao meu lado e serem pessoas agradáveis mesmo nos momentos mais difíceis.

Presto meus agradecimentos aos professores que compõem a banca examinadora, Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar, Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira e Prof. Dr. Rafael Barros Barbosa. Estes foram meus professores em muitas disciplinas desde o mestrado e seus conhecimentos transmitidos em sala foram de suma importância para minha formação.

Aos colegas da turma de Mestrado de 2017 e do Doutorado de 2019, em especial, aos amigos Marsio Portocarrero, Maurício Baca, Pedro Veloso, Wesley Leitão, Davi Albuquerque, Francisco Assuero, Ana Karine, Isabela Braga e Antônio Clécio. Agradeço também ao Kleber, Franciron, Carmem, Marcia e todos os funcionários do Caen.

À Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico Superior (FUNCAP), pelo financiamento da pesquisa de doutorado por meio da bolsa de estudos.

RESUMO

A inflação é uma das principais variáveis na análise macroeconômica moderna, visto que os Bancos Centrais ao redor do mundo têm como objetivo manter a estabilidade dos preços. Em especial, após a elevada inflação verificada durante a pandemia do coronavírus, o desafio de lidar com grandes choques de oferta impôs dificuldades inflacionárias não vistas pelos Bancos Centrais desde os choques de petróleo de 1970. Nesse sentido, esta tese propõe três exercícios empíricos relacionados a esse tema. No primeiro artigo, estima-se uma regra de política monetária não-linear considerando regimes distintos de inflação. Para tal, utilizou-se dados mensais entre janeiro de 2003 e dezembro de 2021 e modelos econométricos com efeitos *threshold* na presença de regressores endógenos. Os resultados apontam para um processo de suavização na condução da política monetária brasileira e que a atividade econômica e a taxa de câmbio não se mostram estatisticamente significativas na função de reação do Banco Central brasileiro no período estudado, quaisquer que sejam os regimes de inflação analisados. No regime de inflação reduzida, o efeito do desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta é estatisticamente nulo, revelando uma preferência do Banco Central brasileiro pela estabilidade de preços. No segundo artigo, propõe-se um estudo de caso sobre a greve dos caminhoneiros ocorrida no Brasil entre os dias 21 e 30 de maio de 2018, para investigar como o grau de comercialização de subgrupos da inflação é afetado por um choque de oferta. Utilizando dados mensais entre junho de 2017 e dezembro de 2019 e um modelo de diferenças em diferenças dinâmico aplicável em estudo de eventos, os resultados apontam que os subitens comercializáveis respondem de forma mais intensa do que seus pares não-comercializáveis, apresentando uma persistência de nove meses. Além disso, analisando setorialmente, destacam-se os grupos Alimentação e Bebidas, Habitação, Artigos de Residência, Transporte e Despesas Pessoais como os mais afetados pela greve dos caminhoneiros, com efeitos nos preços persistindo por oito meses. Por fim, o terceiro ensaio investiga se a assimetria de preços relativos se mostra uma boa *proxy* alternativa para modelar efeitos de choques de oferta na Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH), utilizando informações mensais entre janeiro de 2003 e dezembro de 2023 e o método dos momentos generalizados robusto na presença de heterocedasticidade e autocorrelação, GMM-HAC. Adicionalmente, foram realizados exercícios de robustez em subamostras indicativas de conjunturas macroeconômicas distintas. Os resultados confirmam que a assimetria dos preços relativos desponta como uma boa variável de choque de oferta na CPNKH e que seu efeito tende a ser majorado em cenários de maior incerteza econômica. A inércia inflacionária se mostrou significativa e com efeitos

potencializados em cenários de maior instabilidade. Por fim, o componente *forward-looking* da inflação apresenta significância estatística apenas num ambiente de maior estabilidade macroeconômica.

Palavras-chave: política monetária; choques de oferta; inflação.

ABSTRACT

Inflation is one of the main variables in modern macroeconomic analysis, as central banks around the world aim to maintain price stability. Following the high inflation observed during the coronavirus pandemic, the challenge of dealing with large supply shocks posed inflationary difficulties not seen by central banks since the oil shocks of the 1970s. In this context, this thesis proposes three empirical exercises related to this theme. In the first article, a nonlinear monetary policy rule is estimated considering different inflation regimes. Monthly data from January 2003 to December 2021 and econometric models with threshold effects in the presence of endogenous regressors were used. The results indicate a smoothing process in the conduct of Brazilian monetary policy, showing that economic activity and the exchange rate are not statistically significant in the reaction function of the Brazilian central bank during the period studied, regardless of the inflation regimes analyzed. In the low inflation regime, the effect of the deviation of inflation expectations from its target is statistically null, revealing a preference of the Brazilian central bank for price stability. In the second article, a case study on the truck drivers' strike that took place in Brazil from May 21 to 30, 2018, is proposed to investigate how the degree of tradability of inflation subgroups is affected by a supply shock. Using monthly data from June 2017 to December 2019 and a dynamic difference-in-differences model applicable in event studies, the results indicate that tradable sub-items respond more intensely than their non-tradable counterparts, exhibiting a persistence of nine months. Additionally, sectoral analysis highlights the groups Food and Beverages, Housing, Household Articles, Transportation, and Personal Expenses as the most affected by the truck drivers' strike, with price effects persisting for eight months. Finally, the third essay investigates whether the asymmetry of relative prices serves as a good alternative proxy for modeling the effects of supply shocks in the Hybrid New Keynesian Phillips Curve (HNKPC), using monthly information from January 2003 to December 2023 and the generalized method of moments robust to heteroskedasticity and autocorrelation (GMM-HAC). Additionally, robustness exercises were conducted in subsamples indicative of different macroeconomic conditions. The results confirm that the asymmetry of relative prices emerges as a good supply shock variable in the NKHPC and that its effect tends to be greater in scenarios of higher economic uncertainty. Inflation inertia proved significant, with effects amplified in scenarios of greater instability. Lastly, the forward-looking component of inflation shows statistical significance only in an environment of greater macroeconomic stability.

Keywords: monetary policy; supply shocks; inflation.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - IPCA entre junho de 2017 e dezembro de 2019 (%).....	40
Gráfico 1 - Evolução das Expectativa média de inflação para os próximos 12 meses, <i>threshold</i> estimado, Meta de inflação e seu limite inferior e seu limite superior.....	27
Gráfico 2 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o IPCA agregado.....	44
Gráfico 3 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Alimentação e Bebidas.....	46
Gráfico 4 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Comunicação.....	47
Gráfico 5 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Saúde e Cuidados Pessoais.....	48
Gráfico 6 - Série da Taxa de Juros anualizada.....	75
Gráfico 7 - Série dos desvios das expectativas da inflação.....	75
Gráfico 8 - Série do hiato do produto.....	76
Gráfico 9 - Série da taxa de câmbio real.....	76
Gráfico 10 - Série da taxa de inflação.....	77
Gráfico 11 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Despesas Pessoais.....	79
Gráfico 12 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Educação.....	79
Gráfico 13 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Habitação.....	80
Gráfico 14 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Artigos e Residência.....	80
Gráfico 15 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Transporte.....	81
Gráfico 16 - Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Vestuário.....	81
Gráfico 17 - Série do Hiato do IBC-BR.....	82
Gráfico 18 - Série da Inflação acumulada de 12 meses.....	82
Gráfico 19 - Série das Expectativas de Inflação.....	83
Gráfico 20 - Série da Assimetria Relativa de Preços.....	83

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária.....	25
Tabela 2 - Testes de não-linearidades.....	26
Tabela 3 - Resultados da Estimação da Regra de Política Monetária com <i>Threshold</i>	28
Tabela 4 - Testes de Raiz Unitária.....	63
Tabela 5 - Resultados da Estimação de GMM-HAC da CPNKH (Amostra completa)..	63
Tabela 6 - Resultados da Estimação de GMM-HAC da CPNKH (2003-2013).....	65
Tabela 7 - Resultados da Estimação de GMM-HAC da CPNKH (2014-2023).....	66
Tabela 8 - Teste de Robustez considerando Índice de <i>Commodities</i>	77
Tabela 9 - Teste de Robustez considerando Déficit Primário.....	78
Tabela 10 - Teste de Robustez considerando uma combinação de Déficit Primário com Índice de <i>Commodities</i>	78

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas.....	21
Quadro 2 - Descrição da variável utilizada.....	39
Quadro 3 - Síntese das Variáveis Utilizadas.....	59
Quadro 4 - Descrição dos subitens da inflação.....	84

SUMÁRIO

	APRESENTAÇÃO.....	12
1	DINÂMICA INFLACIONÁRIA E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA MONETÁRIA DO BRASIL.....	15
1.1	Introdução.....	15
1.2	Referencial teórico.....	17
1.3	Estratégia metodológica.....	20
1.3.1	<i>Banco de dados.....</i>	<i>20</i>
1.3.2	<i>Modelo threshold com regressores endógenos.....</i>	<i>21</i>
1.3.3	<i>Regra de Taylor com threshold.....</i>	<i>24</i>
1.4	Análise e discussão de resultados.....	25
1.5	Considerações finais.....	29
2	CHOQUE DE OFERTA E DINÂMICA DE PREÇOS: UMA ANÁLISE DA GREVE DOS CAMINHONEIROS.....	31
2.1	Introdução.....	31
2.2	Referencial teórico.....	33
2.2.1	<i>Heterogeneidade dos preços.....</i>	<i>33</i>
2.2.2	<i>Impacto dos choques de oferta na inflação.....</i>	<i>36</i>
2.3	Aspectos metodológicos.....	38
2.3.1	<i>Base de dados.....</i>	<i>38</i>
2.3.2	<i>Estratégia empírica.....</i>	<i>39</i>
2.3.2.1	<i>Modelo principal.....</i>	<i>39</i>
2.3.2.2	<i>Modelos secundários.....</i>	<i>41</i>
2.4	Análise e discussão de resultados.....	43
2.4.1	<i>Efeito agregado.....</i>	<i>43</i>
2.4.2	<i>Efeitos setoriais.....</i>	<i>45</i>
2.5	Considerações finais.....	49
3	ASSIMETRIA DE PREÇOS RELATIVOS E DINÂMICA INFLACIONÁRIA NO BRASIL.....	50
3.1	Introdução.....	50
3.2	Revisão de literatura.....	52
3.2.1	<i>Oscilações dos preços relativos e inflação.....</i>	<i>52</i>
3.2.2	<i>Curva de Phillips no Brasil.....</i>	<i>54</i>
3.3	Aspectos metodológicos.....	57

3.3.1	<i>Base de dados</i>	57
3.3.2	<i>Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida</i>	59
3.3.3	<i>Estratégia econométrica</i>	61
3.4	Resultados	62
3.5	Considerações finais	66
4	CONCLUSÃO	68
	REFERÊNCIAS	70
	APÊNDICE A – DINÂMICA INFLACIONÁRIA E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA MONETÁRIA DO BRASIL	75
	APÊNDICE B – CHOQUES DE OFERTA E DINÂMICA DE PREÇOS: UMA ANÁLISE DA GREVE DOS CAMINHONEIROS	79
	APÊNDICE C – ASSIMETRIA DE PREÇOS RELATIVOS E DINÂMICA INFLACIONÁRIA NO BRASIL	82

APRESENTAÇÃO

A inflação é um dos principais indicadores macroeconômicos para análise de conjuntura na economia. Episódios de inflação elevada no passado comprovaram que o controle desse indicador é essencial em vista de não distorcer preços relativos, não atrapalhar o planejamento futuro dos agentes econômicos, manter a estabilidade financeira e combater a pobreza. Nesse sentido, grande parte dos Bancos Centrais do mundo atualmente trabalham com metas de inflação e fazem uso das taxas básicas de juros da economia para atingir tais alvos (Hargreaves *et al.*, 2006).

Além disso, outro aspecto que tem sido acompanhado pelas autoridades monetárias é a dinâmica do ciclo da atividade econômica de modo a conter um possível vetor inflacionário oriundo de um excesso de demanda. Assim, quando o Banco Central entende que o produto está acima do seu nível de equilíbrio eleva a taxa de juros e freia a economia, devendo ter em conta os fortes custos das políticas desinflacionárias, especialmente no mercado de trabalho.

Dado esse contexto, Taylor (1993) elaborou uma regra de política monetária em que o Banco Central deve fixar as taxas de juros considerando os desvios do nível de preços e do produto real da economia. Posteriormente, aperfeiçoamentos nessa relação foram sugeridos por autores como Clarida, Galí e Gertler (1998) e Svenson (1998), que incorporaram elementos *forward-looking*, como os desvios das expectativas de inflação em relação à sua meta, e a taxa de câmbio na regra de Taylor, contribuindo ainda mais para a formulação de uma regra ótima de política monetária.

Mais recentemente, Caporale *et al.* (2018) apontou que a regra de política monetária pode apresentar não-linearidades em resposta a choques internos ou externos. Sendo assim, o autor pontua que existe assimetrias nas respostas das autoridades monetárias em diferentes regimes de inflação.

No cenário referido, outro fator vem ganhando destaque recentemente, os choques de oferta. Blanchard e Bernanke (2024) argumentam que essa variável foi responsável por boa parte da dinâmica inflacionária verificada na época da pandemia da Covid-19, uma vez que esse fator arrefeceu o nível de inflação levando-o a aproximar das metas estipuladas por diversos países da Europa e EUA.

Cabe ressaltar, conforme Simonsen e Cysne (2009) destacam que, dentro da teoria macroeconômica fundamentada em expectativas racionais, os choques de oferta tendem a afetar preços e atividade econômica em direções apostas; ao contrário dos choques de demanda que produzem efeitos na mesma direção; ou seja, choques adversos de oferta tendem a arrefecer a

produção e aumentar os preços e, em condições semelhantes, choques de demanda promoveriam retração em ambos os indicadores.

Ademais, a análise dos preços relativos indica que os choques de oferta têm efeitos distintos entre os diferentes grupos de inflação. Em tese, os impactos inflacionários oriundos desses choques tendem a ser maiores em grupos de inflação mais comercializáveis, uma vez que respondem mais às condições da oferta da economia.

Com esteio nessas discussões, esta tese se propõe a estudar as relações supracitadas a partir de três ensaios que versam sobre política monetária, choques de oferta e dinâmica inflacionária no Brasil.

O primeiro ensaio desta tese analisa a ocorrência de assimetrias na política monetária brasileira considerando regimes distintos de inflação. Para tal, faz-se uso de estimações não-lineares de funções de reação da autoridade monetária brasileira a partir da modelagem econométrica com efeito *threshold* na presença de regressores endógenos, desenvolvido por Caner e Hansen (2004), tendo a inflação com variável limiar.

Os resultados indicam que, no cenário de inflação baixa, o impacto do desvio das expectativas de inflação em relação à meta é estatisticamente nulo, revelando uma preferência da autoridade monetária brasileira pela estabilidade de preços. Além disso, há evidências de suavização na condução da política monetária brasileira, e a atividade econômica e a taxa de câmbio não são estatisticamente significativas na função de reação do Banco Central durante o período estudado.

O segundo capítulo examina os impactos dos choques de oferta na dinâmica dos preços relativos, em um estudo de caso para a greve dos caminhoneiros, para analisar como o grau de comercialização de grupos da inflação são impactados em termos de magnitude e persistência. Para tal, utiliza-se um modelo de diferenças em diferenças dinâmico, adequado para estudos de eventos, e analisa-se, na ocorrência de um choque negativo de oferta, o quanto os grupos comercializáveis aumentam seus preços em relação aos seus pares não-comercializáveis e qual a duração desse efeito. Além disso, faz-se a mesma análise a nível setorial de inflação em busca de identificar quais grupos de inflação se mostram mais sensíveis a choques de oferta.

Os resultados agregados indicam que, na ocorrência de um choque de oferta negativo, os subitens comercializáveis aumentam seus preços de forma mais intensa do que os seus pares não-comercializáveis e seus efeitos persistem por nove meses. A avaliação setorial indica que os grupos mais impactados foram os de Alimentação e Bebidas, Habitação, Artigos de Residência, Transporte e Despesas Pessoais e há persistência nos efeitos em média de nove

meses. Os grupos de Comunicação e Educação não se mostraram afetados pelo choque. Por fim, os grupos de Saúde e Cuidados Pessoais e Vestuário reportaram efeitos defasados e pequena persistência nos seus efeitos no preço.

Finalmente, o terceiro ensaio se propõe a avaliar como a assimetria dos preços relativos se comporta como indicador de choques de oferta na Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH), uma vez que o indicador mais utilizado para essa variável na CPNKH, o repasse cambial, tem sido criticado por razões teóricas e por apresentar evidências controversas (Sachsida, 2013). Nesse sentido, respaldado pelo arcabouço teórico dos modelos de custo de menu (Ball; Mankiw, 1995), e nos apontamentos de Blanchard e Bernanke (2024) destacando que os choques de oferta apresentam impacto significativo na inflação, o presente estudo apresenta estimações de GMM-HAC da CPNKH entre janeiro de 2003 e dezembro 2023 e usando subamostras com distintos cenários macroeconômicos.

Os resultados apontam que a assimetria de preços relativa se comporta bem como indicador de choques de oferta, tem efeito positivo na inflação e seu efeito se amplia num cenário de maior instabilidade macroeconômica. Além disso, o efeito da inércia inflacionária se acentua num ambiente instável, enquanto as expectativas de inflação futuras só são significativas com ambiente macroeconômico estável. Por fim, o hiato da atividade se mostrou estatisticamente significativo em quaisquer conjunturas analisadas.

1 DINÂMICA INFLACIONÁRIA E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA MONETÁRIA DO BRASIL

1.1 Introdução

A taxa de juros é um dos instrumentos mais importantes de política monetária a qual dispõe a autoridade monetária de uma economia. Segundo Dornbusch (2011), se usada corretamente, tal política deve equilibrar a economia no curto prazo. Visto que, um incremento na taxa de juros exerce uma influência negativa na atividade econômica, enquanto uma redução tende a promover um aquecimento da Economia. Além disso, em Economias que adotam um regime de Metas de Inflação, as mudanças da política monetária tendem a agir de modo a garantir determinado nível¹ de inflação, estabilidade financeira e ancoragem das expectativas de inflação futuras.

Nesse sentido, em seu trabalho referência, Taylor (1993) estabeleceu qual seria a função de reação da autoridade monetária americana, *Federal Reserve*, para a determinação da taxa de juros, a qual estaria em função de desvios no nível de preços e do produto real da Economia. Em seguida, vários economistas realizaram estudos visando testar a adequação da relação proposta por Taylor para outros países, dentre eles, destacam-se Clarida, Galí e Gertler (1998 e 2000) que, além dos EUA, testaram a regra de Taylor para países europeus com uma conjuntura ligeiramente diferente, utilizando expectativas racionais e o cálculo dos desvios de produto e inflação com uma ótica *forward-looking*. Ademais, Mohanty e Klau (2005) encontram evidências para vários países, inclusive o Brasil, de que a regra de Taylor apresenta regularidade empírica na explicação da dinâmica da taxa de juros. Adicionalmente, Svensson (1998) pontuou que para economias abertas e sujeitas a choques externos seria apropriado recomendar a inclusão de outras variáveis, como a taxa de câmbio. Outrossim, Mishkin (2007) também reforça a inclusão desta variável para países emergentes.

Mais recentemente, Caporale *et al.* (2018) destacam que a regra de política monetária definida por Taylor pode apresentar não-linearidades dependendo de alguns aspectos conjunturais; ou seja, as economias estão sujeitas a assimetrias em suas relações macroeconômicas, sejam elas oriundas de choques internos (crises políticas, problemas de qualidade das instituições, tamanho do mercado interno, etc.) ou externos (oscilações em preços

¹ Esse nível normalmente não é fixo. Na maioria dos casos, o regime de Metas de Inflação possui uma meta com bandas inferiores e superiores.

de *commodities*, problemas de contágio de crises em mercados internacionais, crises cambiais etc.).

Para examinar tais não-linearidades na função de reação da autoridade monetária, os autores estimaram regras de política monetária com *threshold* em cinco economias emergentes² e observaram que existem fortes assimetrias nas respostas das autoridades monetárias, tanto em magnitude quanto em significância estatística em regimes distintos de inflação. O estudo conclui que uma regra de Taylor não linear ampliada pela taxa da câmbio parece capturar com mais precisão os movimentos da política monetária.

Além do estudo acima, na literatura internacional, vários outros têm destacado evidências de não linearidades e efeitos *threshold* na função de reação da autoridade monetária (Taylor; Davradakis, 2006; Surico, 2007; Cukierman; Muscatelli, 2008; Castro, 2011; Martin; Milas, 2013; Akdogan, 2015; Ahmad, 2016).

Já no caso do Brasil, estudos recentes também têm indicado uma melhor adequação da modelagem não-linear e a presença de assimetrias na função de reação do Banco Central. Nesse sentido, Aragon e Portugal (2010) estimam uma regra de política monetária não linear para a economia brasileira que permite identificar e testar a significância estatística dos parâmetros de assimetrias nas preferências da autoridade monetária para o período de 2000-2007. Os autores encontram, ainda, evidências de uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta.

Portanto, em virtude das eventuais assimetrias observadas no comportamento da atividade econômica e na dinâmica inflacionária, além do avanço recente do uso de modelos não lineares para a modelagem das funções de reação do Banco Central, o presente estudo pretende contribuir nessa linha com a estimação de uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) não linear tendo como variável *threshold* o nível de inflação defasado, à la Caporale *et al.* (2018), exercício ainda não realizado para o Brasil.

Em suma, a hipótese testada é a de que os desvios das expectativas de inflação em relação à meta tendem a ser estatisticamente insignificantes em regimes de baixa inflação. Por outro lado, em um contexto de inflação elevada, espera-se uma necessidade maior de intervenções da autoridade monetária em resposta a esse indicador. Este exercício empírico fará uso de informações mensais entre janeiro de 2003 e setembro de 2021 e modelos econométricos com efeito *threshold* na presença de regressores endógenos, nos moldes de Caner e Hansen (2004).

² Indonésia, Israel, Coreia do Sul, Tailândia e Turquia.

Além da introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A seção dois se reserva a apresentar uma revisão da literatura. Em seguida, é apresentada a estratégia metodológica. Na seção quatro os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as considerações finais.

1.2 Referencial teórico

A contribuição teórica mais relevante no debate sobre uma regra ótima de política monetária foi elaborada por Taylor (1993), o qual defende que o Banco Central Americano (FED) deve alterar a taxa de juros básica americana em resposta a desvios tanto no nível de preços como no produto real da Economia, regra de Taylor. Dessa forma, o autor entende que tal regra aproxima a atuação da política monetária americana dos finais dos anos 1980 e início dos anos 1990. No entanto, o economista americano defende que essa regra não seja usada de forma automática e usa os casos da Unificação Alemã e Choque do Petróleo em 1990 para demonstrar que desvios temporários podem ocorrer.

Uma alteração à regra de Taylor foi elaborada por Clarida, Galí e Gertler (1998). Em seu trabalho os autores defendem, para ela, uma versão “*forward-looking*” dessa regra, em que o Banco Central muda a taxa de juros de acordo com desvios das expectativas de inflação e produto. Nesse contexto, após 1979, é analisada a política monetária em 6 países divididos em 2 grupos³, o primeiro: Alemanha, Japão e EUA; e, o segundo: Inglaterra, Itália e França. Com isso, os autores concluem que, para o primeiro grupo, a especificação “*forward-looking*” da Regra de Taylor possui performance superior a uma Regra de Taylor “*backward-looking*” e que para esses países há uma maior resposta a desvios da inflação esperada que dos desvios do produto esperado. Já para o segundo grupo, por não ter sua política monetária independente, esses países seguiram a função de reação do Banco Central Alemão, o que implicou que esses países mantivessem os juros num nível muito elevado mesmo quando produto e inflação já se encontravam em equilíbrio.

Uma possível lacuna na formulação da Regra de Taylor original é a não inclusão da taxa de câmbio. Nesse sentido, Svensson (1998) elabora um modelo com o qual uma pequena economia é aberta e tanto a oferta quanto a demanda agregada são *forward-looking*. Nesse contexto, o autor argumenta que todas as economias com meta de inflação são abertas e possuem livre mobilidade de capital, bem como que a taxa de câmbio possui uma função

³ O autor separou os 2 grupos argumentando que o primeiro tem uma política monetária independente enquanto o segundo tem restrições devido a compromissos com o Sistema Monetário Europeu.

importante no mecanismo de transmissão da política monetária. Sendo assim, o autor argumenta que choques vindos do exterior alteram a inflação doméstica, via produtos importados, com alguma defasagem e por isso a variável taxa de câmbio deve ser adicionada à função de reação da política monetária.

Outro trabalho que aponta alternativas para a Regra de Taylor originária foi desenvolvido por Shortland e Stasavage (2004). Os quais analisam a função de reação da política monetária do Banco Central de países da África Ocidental entre janeiro de 1995 e dezembro de 2000. Para testar diferentes especificações, os autores estimam funções de reação do Banco Central, à la Clarida, Gali e Gertler (1998), e modelos logit multinomial⁴, além disso concluem que no longo prazo as mudanças na taxa de juros aplicadas por esse Banco Central acompanham as mudanças na taxa de juros aplicadas pelo Banco Central Francês de 1 para 1. Porém, no curto prazo, o Banco Central consegue mudar a taxa de juros em resposta às mudanças em variáveis domésticas, como: inflação, desvio do produto, posição cambial em moeda estrangeira e empréstimos do governo.

Outra possível inovação na Regra de Taylor original, diz respeito a uma proposta por Cukierman e Muscatelli (2008), com o qual argumentam que a função de reação da política monetária, até então, era a taxa de juros como função linear dos desvios de produto e inflação. No entanto, esses autores apontam não-linearidades na Regra de Taylor para EUA e Reino Unido. A fim de testar a hipótese de não-linearidade, os autores usam uma estrutura de modelo novo keynesiana e regressões de transição suaves tangentes hiperbólicas as quais confirmam que para ambos os países, na maior parte do tempo, entre 1979 e 2005 para o Reino Unido e entre 1960 e 2005 para os EUA, há a presença de não-linearidades na Regra de Taylor. Por exemplo, no Reino Unido, até a implementação do Regime de Metas de inflação, a política monetária possuía preferências de aversão à recessão⁵. Já, após a implementação do Regime de Metas da inflação, a política monetária passou a ter preferências de aversão a pressões inflacionárias⁶.

Já Moura e de Carvalho (2010) também analisam a função de reação da política monetária nos sete maiores países da América Latina e para isso utilizam dados mensais entre janeiro de 1999 e janeiro de 2008. Nesse sentido, os autores usam 16 especificações diferentes

⁴ Este tipo de modelo permite estimar as probabilidades de mudanças discretas na taxa de juros implementadas pelo Banco Central dos países da África Ocidental.

⁵ Tendo preferências de aversão à recessão, o Banco Central, ao determinar a taxa de juros, reage mais intensamente a desvios negativos do produto.

⁶ Tendo preferências de aversão a pressões inflacionárias, o Banco Central reage mais intensamente a desvios positivos da inflação.

da Regra de Taylor, e buscam encontrar nela a melhor forma funcional de acordo com desempenho preditivo fora da amostra. Dentre os resultados, destaca-se que enquanto para a Colômbia uma regra “*backward-looking*” da função de reação da política monetária possui o melhor desempenho preditivo, para o Brasil uma regra assimétrica “*forward-looking*” com relação à inflação e ao desvio do produto apresenta o melhor desempenho preditivo. Além disso, observou-se que há não-linearidades na regra de política monetária de Chile e Brasil, visto que, quando a inflação está acima da meta o Banco Central sobe, desproporcionalmente, a taxa de juros, em comparação à sua descida no período em que a inflação está abaixo da meta, e observa-se assimetria no desvio do produto, com valores altos do seu coeficiente quando o produto está abaixo do potencial⁷.

Outro trabalho que analisa a possibilidade de não-linearidades na Regra de Taylor é feito por Miles e Schreyer (2012). Esses autores estudam a função de reação de quatro países emergentes asiáticos, quais sejam: Indonésia, Coreia do Sul, Malásia e Tailândia. Para isso, os autores empregam uma regressão quantílica na função de reação da política monetária e confirmam a não-linearidade da política monetária em todos os países analisados. Ademais, observam que os Bancos Centrais respondem com elevações de juros à inflação em todos os níveis de quantis analisados. Contudo, essa resposta em forma de subida de juros vai se elevando de acordo com o quantil da inflação até atingir um valor máximo e depois cair. Isso reflete o fato desses apresentarem receio de perder competitividade no comércio internacional tendo em vista a valorização cambial provocada pela sua subida da taxa de juros.

Outro trabalho nesse sentido foi elaborado por Medeiros (2014) que utiliza o método da regressão quantílica inversa (RQIV) para estimar a função de reação da autoridade monetária brasileira e detectar possíveis não-linearidades. Seus resultados apontam para a prevalência das expectativas nos moldes *forward-looking* ao invés da *backward-looking* na determinação da dinâmica da taxa de juros e para a existência de não-linearidades ao longo dos quantis analisados. Já Olivindo (2020) utiliza a estratégia do *Dynamic Model Averaging (DMA)* para investigar as não-linearidades da função de reação do BCB entre 2003 e 2017. As evidências indicam mudanças na condução da política monetária brasileira, que apresentou um maior foco na estabilização dos preços no início do período analisado e um relaxamento dessa política durante a gestão Tombini.

Outra possível fonte de não-linearidades na Regra de Taylor foi apontada por Gurgel (2021) ao indicar que o grau de abertura comercial provoca assimetrias na dinâmica do

⁷ Isso pode refletir o que Cukierman e Muscatelli (2008) chama de preferência de aversão à recessão por parte da política monetária.

ajuste da taxa de juros determinada pelo Banco Central. Nesse sentido, os autores utilizam informações mensais entre 2003 e 2010 e estimam uma regra de Taylor não-linear, tendo como variável limiar o grau de abertura comercial. Sendo assim, os autores concluem que enquanto num regime de maior abertura comercial o coeficiente de desvio das expectativas de inflação é estatisticamente nulo e o coeficiente de desvio do produto é significativo, num regime de menor abertura comercial o coeficiente de desvio das expectativas de inflação é significativo, como também é o coeficiente do desvio do produto, além de apresentar valor maior que no regime de maior abertura comercial.

1.3 Estratégia metodológica

1.3.1 Banco de dados

Conforme exposto anteriormente, diferentes especificações da Regra de Taylor foram utilizadas na literatura, incluindo variáveis de taxa de câmbio, preços de *commodities*, déficit público, dentre outras variáveis. Entretanto, considerando o objetivo de investigar a ocorrência de assimetrias na regra de política monetária da economia brasileira para regimes distintos de inflação, opta-se por uma formulação mais parcimoniosa e tradicional, que inclui o desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta, ao hiato do produto, a taxa de câmbio real⁸ e às defasagens da taxa de juros, de modo a capturar uma suavização da política monetária, nos moldes de Clarida, Galí e Gertler (1998, 2000). Para tal, são utilizadas informações mensais entre janeiro de 2003⁹ e setembro de 2021. O quadro 1 sintetiza as variáveis utilizadas e a sua respectiva fonte.

O Índice de preços ao consumidor (IPCA) e a Meta de Inflação são utilizados para calcular o desvio da inflação. Para tanto, fez-se uso da série da expectativa média de inflação para os próximos 12 meses, calculada pelo Banco Central, como variável das expectativas de inflação. No caso da meta de inflação esta é definida pelo conselho monetário nacional. O desvio das expectativas com relação à meta é calculado por meio da diferença entre esses dois

⁸ A taxa de câmbio é utilizada como instrumento. Vários trabalhos usam a (variação) taxa de câmbio real como, por exemplo, Bonomo e Brito (2001) e Barbosa, Camelo e João (2016), ou a taxa de câmbio nominal, como em Belaisch (2003). Desta forma, optou-se por estimar quatro modelos com essas duas variáveis, em nível e em taxa de variação (primeira diferença). Os resultados foram praticamente idênticos e os resultados com a taxa de câmbio real são apresentados. A similaridade dos resultados com as diferentes taxas de câmbio não é uma surpresa, dado o elevado coeficiente de correlação, em torno de 0,84, entre essas variáveis.

⁹ O período amostral foi escolhido em função da disponibilidade de dados para a variável de atividade econômica, Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), que só está disponível a partir de janeiro de 2003.

indicadores. Já para a variável câmbio utiliza-se a variação da taxa de câmbio efetiva real indexada ao IPCA, fornecida pelo Banco Central.

Na linha dos principais estudos realizados para o Brasil, utilizou-se a taxa de juros SELIC, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS), como indicador de taxa de juros. Com relação ao hiato do produto, emprega-se o Índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-BR) subtraído dos valores obtidos a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott.

Os gráficos das séries das taxas de juros, hiato do produto, desvio do produto, taxa de câmbio real e inflação encontram-se no Apêndice A.

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Proxy	Fonte dos Dados
Taxa de Juros	Taxa Selic anualizada	BACEN
Hiato do Produto	Diferença entre IBC-Br e sua tendência gerada pelo filtro HP	BACEN
Inflação	IPCA	BACEN
Desvio das Expectativas em relação à meta	Diferença entre Expectativa média da Inflação – IPCA – para os próximos 12 meses e a meta de inflação	Relatório FOCUS do BACEN
Taxa de Câmbio Nominal e Efetiva Real	Taxa de Câmbio Nominal e Efetiva Real indexada pelo IPCA	BACEN

Fonte: Elaboração própria.

1.3.2 Modelo *threshold* com regressores endógenos

Em modelos que envolvem variáveis *forward-looking*, dada a possível correlação entre a variável explicativa endógena e o erro, há que se utilizar uma estratégia que considere esse problema, sob pena de obter resultados espúrios. Uma importante alternativa nessa direção é o Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Como o objetivo desse trabalho é estimar uma regra de política monetária não linear é necessária uma técnica que, além de tratar a presença de regressores endógenos, trate dessa não linearidade. Nesse sentido, Caner e Hansen (2004) elaboraram uma modelagem que trata dessas duas necessidades. Tal modelagem considera um modelo de regressão *threshold* com variáveis explicativas endógenas, com o qual se divide a amostra em grupos que são estabelecidos de acordo com um certo valor da variável *threshold*. Na maioria dos trabalhos, o valor do parâmetro *threshold* é desconhecido e, portanto, necessita ser estimado.

A exemplo disso, considere uma amostra $\{y_i, z_i, x_i\}_{i=1}^n$, em que y_i é a variável endógena, z_i é um vetor de variáveis exógenas de ordem m e x_i é um vetor de

instrumentos de ordem k , onde com $k \geq m$. Além disso, a variável *threshold* $q_i = q(x_i)$ é um elemento, ou função do vetor x_i , e deve ter uma distribuição de probabilidade contínua, bem como o banco de dados deve ser obtido de forma aleatória, ou ser uma série temporal com fraca dependência entre as variáveis.

A equação estrutural do modelo é definida de seguinte maneira:

$$y_i = \theta_1 z_i I(q_i \leq \gamma) + \theta_2 z_i I(q_i > \gamma) + e_i \quad (1)$$

Em que I é uma função indicadora e o parâmetro da variável limiar é $\gamma \in \Gamma^{10}$. Esse parâmetro é tido como desconhecido e precisa ser estimado. Tal modelo permite que os parâmetros da regressão θ_1 e θ_2 se alterem de acordo com o valor de γ .

Nesse sentido, o processo de estimação é sequencial e feito em três etapas. Num primeiro momento, monta-se uma forma reduzida de regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) para se alcançar um valor previsto para as variáveis endógenas. Em seguida, é estimado o parâmetro limiar γ usando os valores previstos para as variáveis endógenas z_i por MQO. Finalmente, uma vez separadas as amostras, utiliza-se o método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) ou método dos momentos generalizados (GMM) para o cálculo dos coeficientes em cada subamostra analisada.

A estrutura para a estimação da forma reduzida é dada a seguir:

$$z_i = g(x_i, \pi) + u_i, \quad (2)$$

$$E(u_i \mid x_i) = 0, \quad (3)$$

Em que π é um vetor de parâmetros $p \times 1$, $g(\cdot, \cdot)$ mapeia $R^k \times R^p$ em R^m , e u_i é $m \times 1$. A função g é conhecida, porém o vetor π é desconhecido. Com relação à função $g(\cdot)$, Caner e Hansen (2004) argumentam que diversas formas reduzidas podem ser aceitas, além disso, e autores expõem uma forma não-linear, conforme descrita a seguir:

$$g(x_i, \pi) = \Pi_1 x_1 I(q_i \leq \rho) + \Pi_2 x_2 I(q_i > \rho) \quad (4)$$

Para estimar o parâmetro π , utiliza-se uma regressão de mínimos quadrados ordinários quando a função $g(\cdot)$ é assumida como uma forma reduzida linear. Considere a seguinte partição para $z_i = (z_{1i}, z_{2i})$, em que $z_{1i} \in x_i$ é a parcela endógena e $z_{2i} \in x_i$ é a exógena.

¹⁰ Γ é um subconjunto estrito de suporte do q_i .

Em paralelo, tem-se $g = (g_1, g_2)$. Sendo assim, a forma reduzida com o parâmetro π se refere somente a g_1 , ou seja, a parte referente com a parte endógena da variável z_i para a qual se pretende prever os valores.

Nesse sentido, a estimação de MQO seguirá a equação:

$$\hat{\pi} = \arg \min_{\pi} \det \left(\sum_{i=1}^n (z_{1i} - g_1(x_i, \pi)) (z_{1i} - g_1(x_i, \pi))' \right) \quad (5)$$

Após estimar $\hat{\pi}$, os valores previstos para z_i na primeira parte do processo serão:

$$\hat{z}_i = \hat{g}_i = g_i(x_i, \hat{\pi}) \quad (6)$$

Uma vez estimada a forma reduzida, a seguinte etapa visa estimar o valor *threshold*, à la Hansen(2000). Uma vez conhecidos os grupos amostrais divididos pelo valor limiar, utiliza-se o Método dos Momentos Generalizados (GMM) em cada subamostra para o cálculo dos coeficientes da equação estrutural (1), θ_1 e θ_2 . Esse processo é exposto a seguir.

Considerando \widehat{X}_1 , \widehat{X}_2 , \widehat{Z}_1 , \widehat{Z}_2 as matrizes estimadas dos vetores de informação x_i (para os instrumentos) e z_i para as variáveis endógenas e os subíndices 1 e 2 referindo-se à qual subamostra a matriz está relacionada, sendo 1 para valores menores que o limiar e 2 para valores maiores que o limiar. Os coeficientes da estimação de mínimos quadrados em dois estágios serão:

$$\widetilde{\theta}_1 = (\widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \widetilde{\Omega}_1^{-1} \widehat{X}_1' \widehat{Z}_1)^{-1} \widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \widetilde{\Omega}_1^{-1} \widehat{X}_1' Y \quad (7)$$

$$\widetilde{\theta}_2 = (\widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \widetilde{\Omega}_2^{-1} \widehat{X}_2' \widehat{Z}_2)^{-1} \widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \widetilde{\Omega}_2^{-1} \widehat{X}_2' Y \quad (8)$$

Já os resíduos serão calculados a partir da seguinte equação:

$$\widetilde{e}_i = y_i - z_i' \widetilde{\theta}_1 I(q \leq \gamma) - z_i' \widetilde{\theta}_2 I(q > \gamma) \quad (9)$$

Uma vez obtidos os resíduos, as matrizes de peso para o GMM serão:

$$\widetilde{\Omega}_1 = \sum_{i=1}^n x_i \cdot x_i' \cdot (\widetilde{e}_i)^2 I(q \leq \gamma) \quad (10)$$

$$\widetilde{\Omega}_2 = \sum_{i=1}^n x_i \cdot x_i' \cdot (\widetilde{e}_i)^2 I(q > \gamma) \quad (11)$$

Assim, os estimadores do modelo estrutural:

$$\widehat{\theta}_1 = (\widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \widetilde{\Omega}_1^{-1} \widehat{X}_1' \widehat{Z}_1)^{-1} \widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \widetilde{\Omega}_1^{-1} \widehat{X}_1' Y \quad (12)$$

$$\widehat{\theta}_2 = (\widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \widehat{\Omega}_2^{-1} \widehat{X}_2' \widehat{Z}_2)^{-1} (\widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \widehat{\Omega}_2^{-1} \widehat{X}_2' Y) \quad (13)$$

Os autores demonstram que esses estimadores são consistentes e assintoticamente normais. Nesse sentido, essa modelagem será usada para estimar uma regra de política monetária não-linear com regressores endógenos.

1.3.3 Regra de Taylor com threshold

Uma regra ótima para a função de reação da política monetária vem se aperfeiçoando desde o trabalho seminal de Taylor (1993), onde se estabeleceu que a taxa de juros definida pelo Banco Central deve ser alterada em resposta a desvios no nível de preços e desvios no nível de produto da Economia. Depois de algumas revisões, como uma versão “*forward-looking*” da Regra de Taylor, elaborada por Clarida, Galí e Gertler (1998), a introdução da taxa de câmbio, proposta por Svensson (1998) e um mecanismo de suavização considerando taxa de juros de períodos anteriores, chegou-se a uma versão mais moderna da função de reação da política monetária, Regra de Taylor aumentada, recomendada para aplicações em países emergentes (Caporale *et al.*, 2018).

Uma versão da Regra de Taylor considerando a taxa de câmbio, como é defendida por Svensson (1998), pode ser representada como:

$$i_t = \rho_1 \cdot i_{t-1} + \rho_2 \cdot i_{t-2} + \rho_3 \cdot i_{t-3} + \rho_4 \cdot i_{t-4} + \beta [E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma h_t + \mu \theta_t + e_t \quad (14)$$

Onde, i_t é a taxa de juros corrente, $E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*$ é o desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta, h_t é o hiato do produto (variável de atividade econômica) e θ_t é a taxa de câmbio real.

No entanto, como discutido nas seções anteriores, diferentes níveis de inflação podem ter efeitos assimétricos na definição da taxa de juros, afetando assim o comportamento da Regra de Taylor. Para incorporar essa possibilidade, emprega-se a Regra de Taylor com efeito *threshold* que pode ser representada como:

$$i_t = \{\rho_1^1 \cdot i_{t-1} + \rho_2^1 \cdot i_{t-2} + \rho_3^1 \cdot i_{t-3} + \rho_4^1 \cdot i_{t-4} + \beta^1 [E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma^1 h_t + \mu^1 \theta_t\} \cdot I(\pi_{t-1} \leq \varphi) + \{\rho_1^2 \cdot i_{t-1} + \rho_2^2 \cdot i_{t-2} + \rho_3^2 \cdot i_{t-3} + \rho_4^2 \cdot i_{t-4} + \beta^2 [E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma^2 h_t + \mu^2 \theta_t\} \cdot I(\pi_{t-1} > \varphi) \quad (15)$$

Em que, i_t , $E(\pi_{t+1}|\Omega_{t+1}) - \pi^*$, h_t e θ_t são os mesmos indicadores expostos na equação 14 e $I(\cdot)$ é uma função indicadora. A inflação defasada, π_{t-1} , é a variável *threshold* utilizada, e φ é o seu valor de limiar estimado. O sobrescrito 1 denota o regime de inflação baixa, $I(\pi_{t-1} \leq \varphi)$, enquanto o regime da alta inflação é descrito pelo sobrescrito 2 no coeficiente, onde $I(\pi_{t-1} > \varphi)$.

Considerando a provável endogeneidade introduzida no modelo pela presença de indicadores *forward-looking*, será utilizada a estratégia proposta por Caner e Hansen (2004) para estimar a equação (15). O procedimento de estimação consiste em três etapas: i) utiliza-se uma regressão na forma reduzida para obter uma previsão para as variáveis endógenas; ii) utiliza-se o método dos mínimos quadrados ordinários para estimar o valor limiar da inflação defasada e dividir a amostra, conforme Hansen (2000); iii) emprega-se o método dos momentos generalizados (GMM) em cada subamostra para estimar o comportamento da função de reação da autoridade monetária em cada regime. Nessa etapa, são utilizadas de seis a doze defasagens dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta, do hiato do produto e da taxa de câmbio efetiva real como instrumentos.

1.4 Análise e discussão de resultados

Para investigar possíveis assimetrias na regra de Taylor para a economia brasileira em diferentes regimes de inflação, inicialmente foram realizados testes para verificar a estacionariedade das séries empregadas, a partir dos testes de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula mostra que a série analisada é estacionária, e de DickeyFuller Aumentado (ADF), em que a hipótese nula é a presença de raiz unitária. De acordo com os resultados apresentados na tabela 1, todas as séries empregadas se mostraram estacionárias a 5%.

Tabela 1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL	ADF	KPSS
Taxa de Juros	-3,39 [-2,87]	0,49* [0,73]
Desvio das Expectativas	-6,34 [-2,87]	0,26 [0,46]
Hiato do Produto	-5,85 [-2,87]	0,03 [0,46]
Taxa de Câmbio Efetiva Real	-10,65 [-2,87]	0,40 [0,46]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Notas: Valor crítico do teste ao nível de significância 5% entre colchetes. / * Teste com intercepto e tendência.

Em seguida, de modo a testar a existência de não linearidade na regra de política monetária a ser estimada, empregou-se o teste proposto por Hansen (1999), um teste F sequencial que contrasta inicialmente o modelo linear contra um modelo não linear com um *threshold* e, portanto, dois regimes; em se rejeitando o modelo linear, confronta-se o modelo de dois regimes contra o de três e, assim, sucessivamente. Os resultados estão sintetizados na tabela 2.

Tabela 2 – Testes de não-linearidades

Teste de não Linearidade	Estatística de Teste F	Valor Crítico
Modelo linear vs Modelo não linear (2 Regimes)	28.15*	23.70
Modelo não linear (2 Regimes) vs. Modelo não linear (3 Regimes)	21.72	23.75

Fonte: Elaboração própria.

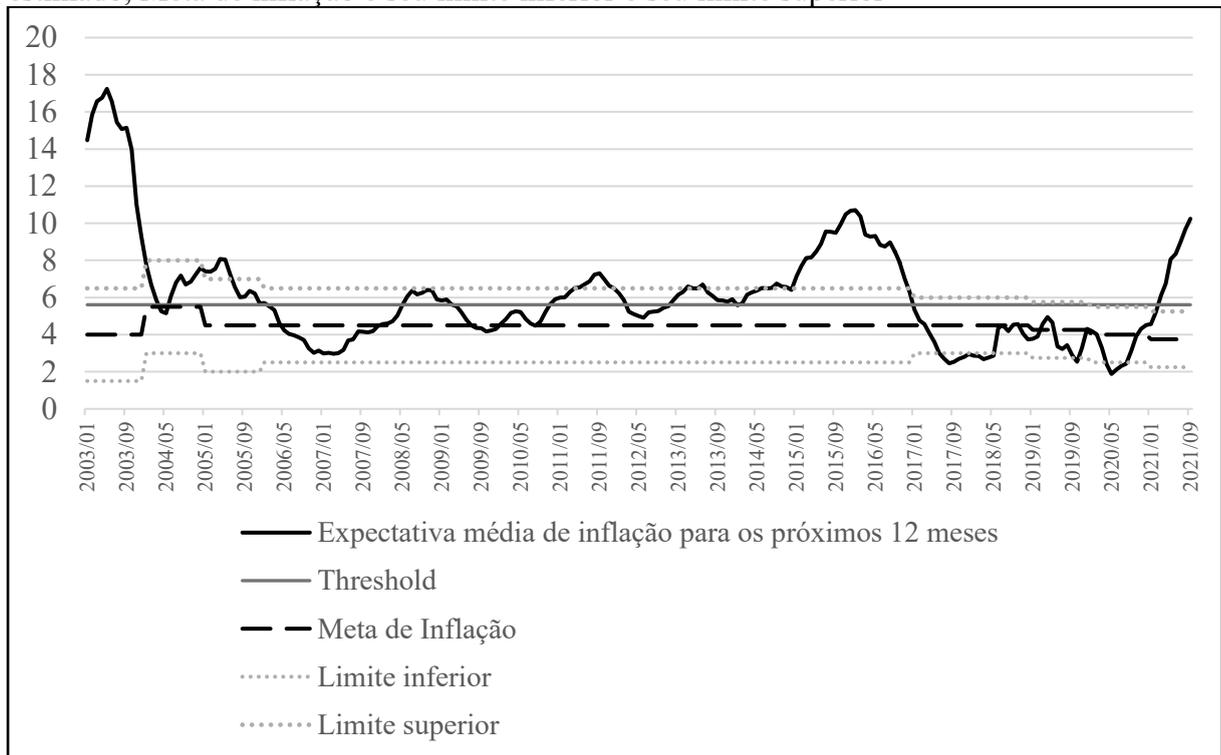
Nota: * Significante a 5%.

O resultado do teste aponta para a rejeição da hipótese nula, indicando que o modelo não-linear é o mais apropriado. Em seguida, ao comparar os modelos não lineares com dois e três regimes, o teste aponta o primeiro como o mais adequado.

Portanto, o teste de não linearidade indica como melhor especificação uma regra de política monetária não linear com dois regimes de inflação. Esse resultado confirma os achados de Fonseca, Oreiro e Araújo (2018) e de Gurgel (2021), que também apontam para uma melhor adequação de uma função de reação da autoridade monetária não linear no Brasil. Em seguida, empregou-se a estratégia metodológica proposta por Caner e Hansen (2004) descrita na seção anterior.

O valor *threshold* estimado para a inflação defasada foi de 5,61%. Dessa maneira, as subamostras dos regimes de alta e baixa inflação dispõem de 103 e 110 observações, respectivamente. O Gráfico 1 mostra a trajetória desse indicador em torno do *threshold* estimado.

Gráfico 1 – Evolução das Expectativa média de inflação para os próximos 12 meses, *threshold* estimado, Meta de inflação e seu limite inferior e seu limite superior



Fonte: Elaboração própria.

O regime de inflação alta observado no início da amostra pode caracterizar a incerteza em relação ao primeiro governo Lula, a forte desvalorização cambial e repercussões da crise energética ocorrida no Brasil ao final do segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso. No entanto, a desconfiança inicial se desfez na medida que o governo passou a adotar medidas que indicavam um compromisso com a meta de inflação. Tal cenário se manteve até meados de 2014. Ao final de 2014, a inflação volta a acelerar, em virtude da crise fiscal que se agrava em 2015 e 2016, culminando no impeachment da presidente Dilma Rousseff. O governo que assumiu adotou forte compromisso com ajustes fiscais, capitaneados pela emenda constitucional nº 85, promulgada em 15 de dezembro de 2016, e condução ortodoxa da política monetária. Por fim, a inflação volta a crescer em virtude da pandemia da Covid-19 e das incertezas relacionadas à condução da política fiscal e monetária durante o seu enfrentamento.

A seguir, procedeu-se com a estimação da Regra de Taylor aumentada não linear, conforme a equação 15. Vale ressaltar, nos moldes de Caporale *et al.* (2018), que as variáveis de desvios das expectativas de inflação em relação à meta, do hiato do produto e da taxa de câmbio efetiva real foram utilizadas como instrumentos no modelo, entre 6 e 12 defasagens, e

que não se pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são válidos pelo teste J. Os resultados estão dispostos na tabela 3.

Tabela 3 – Resultados da Estimação da Regra de Política Monetária com *Threshold*

Variáveis	Regime de Baixa Inflação <5,61% (110 Obs.)		Regime de Alta Inflação ≥ 5,61% (103 Obs.)	
	Coefficientes	Erro Padrão	Coefficientes	Erro Padrão
Desvio Expect.	-0,13	0,17	0,48*	0,16
Hiato Produto	15,56	10,79	-7,21	9,61
Taxa de Câmbio Efetiva Real	-0,001	0,003	-0,005	0,003
Taxa de Juros _{t-1}	0,15	0,12	0,56*	0,09
Taxa de Juros _{t-2}	0,80*	0,08	0,33*	0,10
Taxa de Juros _{t-3}	0,30*	0,08	0,41*	0,10
Taxa de Juros _{t-4}	-0,29*	0,10	-0,35*	0,11
Teste J	11,13	Valor Crítico		15,51

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *Significante a 5%.

De forma geral, os resultados confirmam a hipótese do trabalho; ou seja, em um ambiente de baixa inflação, a autoridade monetária tende a não responder às oscilações dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta, tendo em vista a conjuntura de inflação controlada. Já no regime de inflação alta, a resposta do Banco Central a esse indicador passa a ser estatisticamente significativa, reportando uma preferência da autoridade monetária pela estabilidade dos preços, conforme destacam Cukierman e Muscatelli (2008). Nessa circunstância, os resultados indicam que, para um aumento de 1 p.p. no desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta, a taxa de juros é majorada em 0,48 p.p. no mês.

As evidências reportam, ainda, que, em ambos os regimes, a maior parte dos termos autorregressivos, ou indicadores de suavização, mostraram-se, estatisticamente, significantes e com efeitos acumulados em torno de 0,81p.p., no regime de baixa inflação, e de 0,95p.p., sob um ambiente de inflação alta. Os valores elevados de suavização podem sugerir o compromisso da autoridade monetária em não alterar bruscamente a taxa de juros. Resultados similares são reportados em outros estudos como, por exemplo, Souza Júnior e Caetano (2014), Olivindo (2020) e Gurgel (2021). Os resultados atestam, ainda, que a autoridade monetária brasileira parece não responder às oscilações da atividade econômica e da taxa de câmbio.

Com vistas a avaliar a robustez das evidências encontradas, foram testadas três formulações alternativas para a regra de política monetária com *threshold* a partir de indicações da literatura. A primeira especificação, nos moldes de Christiano, Eichenbaum e Evans (1996), incorpora o índice de preço das *commodities*, e está disposta na tabela 8 em apêndice. Em seguida, emprega-se uma regra de política monetária não linear acrescida de uma variável

fiscal, resultado primário (%PIB), na linha sugerida por Dornbush (1998) e Pires (2008), com resultado na tabela 9, em apêndice. Por fim, uma regra de Taylor não linear acrescida de ambas as variáveis, índice de preço das *commodities* e resultado primário (% do PIB), na tabela 10, em apêndice¹¹.

Os resultados confirmam as evidências do modelo original, tanto em relação ao valor do *threshold* estimado, variando entre 5,61% e 5,85%, como em relação à direção do impacto das variáveis, sua magnitude e significância; ou seja, em linhas gerais, no regime de inflação baixa, é estatisticamente nulo o efeito do desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta. Já num ambiente de inflação elevada, o efeito dessa variável se mostra estatisticamente robusto e de magnitude semelhante à do modelo anterior. Ademais, também se observou uma tendência de suavização na condução política monetária brasileira e que o hiato do produto e a taxa de câmbio se mostraram estatisticamente nulas em ambos os regimes. Por fim, as variáveis adicionais não apresentaram significância estatística nos exercícios realizados.

Em suma, as evidências encontradas neste trabalho reforçam a importância da utilização de versões não lineares para a modelagem de regras de política monetária em países emergentes, como defendem Caporale *et al.* (2018). Além disso, os resultados confirmam que a autoridade monetária brasileira apresenta um comportamento assimétrico em resposta aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta, com respostas significantes apenas em ambientes de alta inflação.

1.5 Considerações finais

O presente estudo investigou a presença de assimetrias na função de reação da autoridade monetária brasileira considerando regimes distintos de inflação. Para tal, utilizaram-se estimações de regras de Taylor não lineares tendo como variável *threshold* a inflação defasada, nos moldes de Caporale *et al.* (2018).

Os resultados indicam a existência de assimetrias nas respostas da política monetária que apontam para uma preferência por baixa inflação/estabilidade dos preços; ou seja, no regime de inflação baixa, a resposta da autoridade monetária aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta se mostrou estatisticamente nula em todos os modelos estimados; por outro lado, no regime de inflação elevada, essa variável apresentou

¹¹ O índice de preços de *commodities*, a relação dívida/PIB do governo geral (%) e o resultado primário como proporção do PIB (%) foram obtidos juntos no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

impacto positivo e estatisticamente robusto sobre a decisão da taxa de juros em todos os exercícios realizados.

As evidências também apontam para uma tendência de suavização nas decisões da autoridade monetária, uma vez que os componentes autoregressivos acumulados estimados se mostraram significantes e flutuaram entre 0,81, no regime de inflação baixa, e 0,95, no ambiente de inflação elevada. Os achados reportam ainda que as oscilações da atividade econômica e da taxa de câmbio não parecem influenciar as decisões da autoridade monetária, uma vez que ambas se mostraram estatisticamente nulas.

Por fim, o presente estudo, assim como em Caporale *et al.* (2018), aponta para a importância da utilização de modelos não lineares na estimação de regras de política monetária em economias emergentes com vistas a identificar possíveis assimetrias na atuação de suas autoridades monetárias.

2 CHOQUE DE OFERTA E DINÂMICA DE PREÇOS: UMA ANÁLISE DA GREVE DOS CAMINHONEIROS

2.1 Introdução

No dia 21 de maio de 2018 um grupo de caminhoneiros autônomos realizou uma paralisação e bloqueio de rodovias em todos os estados do Brasil, a qual ficou conhecida como greve dos caminhoneiros. Por ser um evento de características únicas na história do país, não era esperada nem pelo governo brasileiro, nem pelos consumidores e nem pelos produtores. Apesar da curta duração, encerrando-se em 30 de maio, esse evento levou a um expressivo aumento de preços e até a casos de desabastecimento de alguns produtos.

O efeito imediato da greve dos caminhoneiros na inflação pode ser visto através do aumento da inflação brasileira, que é medida de forma mensal pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a qual se elevou de 0,4% em maio de 2018 para 1,26% em junho de 2018, uma elevação significativa e atípica para o período. Além disso, ao se estudar os dados desagregados da inflação observa-se que há uma grande heterogeneidade na mudança de preços entre os subítem do Índice Nacional de Preços. Sendo assim, uma forma de analisar como a greve dos caminhoneiros impactou os preços se dá por meio do nível de comercialização de um subitem da inflação.

Considerando a definição de Gordon (1984), em que um choque de oferta diz respeito a um evento que cria uma mudança autônoma na curva de oferta agregada ao relacionar o nível agregado de preços ao nível de produção, o choque de oferta causado pela greve dos caminhoneiros se encaixa nessa definição, uma vez que os produtores não conseguem distribuir seus produtos e nem adquirir os insumos de produção. Sendo assim, uma forma de analisar como a greve dos caminhoneiros impactou os preços é por intermédio do nível de comercialização de um subitem da inflação. Nesse sentido, itens comercializáveis respondem às condições da oferta da Economia e, no caso da greve dos caminhoneiros, seriam mais fortemente afetados, ao contrário dos itens não comercializáveis, em que se esperam impactos modestos.

Portanto, o presente estudo utiliza a greve dos caminhoneiros como um caso de choque de oferta para analisar a dinâmica de preços setoriais no Brasil a partir de um estudo de eventos que permite analisar a transmissão de um choque de oferta tanto no nível geral de preços quanto em seus grupos. Nesse sentido, o objetivo deste trabalho é investigar se o nível de comercialização nos subítem do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) explica o

aumento de preços e sua persistência. Para tal, os subitens do IPCA serão separados em grupos de controle e grupos de tratamento seguindo a classificação de Figueiredo e Ferreira (2002), que separam os subitens do IPCA em comercializáveis e administrados.

Em seguida, será empregado um modelo de diferenças em diferenças dinâmico, na linha de Hobijn, Nechio e Shapiro (2021) e Barbosa *et al.* (2022), para avaliar a hipótese que liga o nível de comercialização de cada subitem da inflação a um impacto maior no nível de preços em resposta a choques de oferta. Nesse tipo de modelo, é necessário preencher a suposição que os parâmetros estimados antes de maio de 2018 apresentam tendências paralelas, o que implica que as diferenças entre as taxas de inflação dos subitens não se alterem em decorrência do nível de comercialização anterior à greve dos caminhoneiros. O presente trabalho inova ao usar o arcabouço dos estudos de eventos para analisar o impacto de um choque de oferta tanto no nível do IPCA quanto nos seus grupos.

Este trabalho vai na linha da literatura que se iniciou em Bils e Klenow (2004) com o estudo sobre alteração de preços de dados desagregados de 350 categorias e bens e serviços americanos entre os anos de 1995 e 1997. Nesse contexto, os autores concluem que há uma grande heterogeneidade na frequência de mudanças de preços entre os produtos analisados, com os subgrupos dos bens duráveis e não-duráveis com dinâmicas semelhantes e impactos superiores aos observados no grupo dos serviços.

No caso do Brasil, Barros *et al.* (2009) estudaram a fixação de preços no país em um ambiente econômico muito instável entre os anos de 1996 e 2008. Dessa forma, os autores concluíram que o grupo dos bens comercializáveis têm maior frequência de ajuste e com maior magnitude de ajustamento, já os serviços, tendem a ajustar seus preços menos frequentemente e em menor magnitude e os produtos administrados ajustam seus preços em frequência semelhante à dos serviços, mas com impactos ainda menores.

Além disso, também é tratado nesse trabalho o impacto que um choque de oferta pode ter no nível de preços. A literatura sobre esse assunto tem início com o trabalho de Ball e Mankiw (1995) que utilizam um modelo de custo de menu para demonstrar que desvios na curva de Phillips de curto prazo somente são provocados por grandes choques de oferta que geram um efeito desproporcional no nível de preços, com isso, os aumentos de preços observados se explicariam pela distribuição dos preços relativos estar assimétrica à direita.

Complementando os resultados de Ball e Mankiw (1995), Auer e Fischer (2010) elaboraram modelos dinâmicos que buscaram entender como os preços da economia americana reagiram à concorrência da importação de países de baixos salários, utilizando choques de oferta induzidos por vantagens comparativas nessas nações. Ademais, Smets e Wouters (2003)

ao elaborar um modelo DSGE com diversos tipos de fricções nominais e reais para a economia europeia em que foram considerados como choques de oferta: choque de produtividade e choque de oferta de emprego, demonstraram que choques de oferta positivos tendem a reduzir o nível geral de preços.

Além desta introdução, o presente trabalho está dividido em cinco seções. A próxima apresenta uma revisão da literatura que discute tanto a heterogeneidade no ajuste de preços quanto o impacto do choque de oferta na inflação. A seção três se reserva à apresentação da base de dados e à estratégia empírica tanto do modelo principal quanto dos modelos setoriais. Em seguida, os resultados são apresentados e discutidos e, por fim, tecidas as considerações finais do estudo.

2.2 Referencial teórico

2.2.1 Heterogeneidade dos preços

Até o surgimento das bases de dados a nível bem desagregado para índices de preços ao consumidor e produtor, a evidência empírica sobre a fixação de preços no plano microeconômico se restringia a determinados produtos¹². Nesse sentido, Bils e Klenow (2004) elaboraram um trabalho pioneiro que examinou a frequência de alteração de preços mensal de 350 categorias e bens e serviços americanos¹³ utilizando uma base de dados coletada pelo “U.S Bureau of Labor Statistics” (BLS) entre os anos de 1995 e 1997. Sendo assim, os autores encontraram mudanças de preço na frequência de 4,3 meses em metade das categorias analisadas. Além disso, observa-se uma grande heterogeneidade na frequência de mudanças de preços, entre os distintos grupos de produtos, com os subconjuntos dos bens duráveis e não-duráveis apresentando frequência semelhante de alteração de preços e maior que o subconjunto dos serviços. Produtos vendidos em mercados mais competitivos apresentam maior frequência na mudança de preços.

Na mesma linha do estudo anterior, Dhyne *et al.* (2005) elaboraram um trabalho que buscou identificar as principais características do estabelecimento de preços do varejo na zona do euro. Para isso, os autores utilizaram a base de dados da “Eurosystem Inflation

¹² Trabalhos que se destacam sobre esse assunto são: Cecchetti (1986) para preços de revistas de bancas de jornal, Eden (2001) para preços de produtos alimentícios e Genesove (2003) para aluguéis de apartamentos.

¹³ Este conjunto de categorias de bens e serviços corresponde a 70% do gasto de consumo americano.

Persistence Network”¹⁴, que selecionou uma amostra de 50 categorias de produtos que seriam uma representação adequada do universo de produtos desses países. Sendo assim, os principais resultados obtidos pelos autores são os seguintes: a média de frequência mensal de ajustes de preço é de 15%, um percentual menor que o valor encontrado para os E.U.A por Bils e Klenow (2004), há uma grande heterogeneidade na média de mudanças de preços entre os produtos, num extremo encontram-se comida não-processada e energia que mudam de preço constantemente e, no outro, serviços e bens industriais não-energéticos que quase não alteram o preço. Além disso, observou-se heterogeneidade na frequência de mudança de preços entre os países¹⁵, mas menos acentuada que entre as categorias de produtos; e relacionada a diferenças nas estruturas de consumo dos países e no tratamento estatístico dos produtos em promoção.

Outro trabalho que analisou essa dinâmica de preços, agora para o México, foi desenvolvido por Gagnon (2009). Esse estudo se diferenciava dos demais¹⁶ por introduzir nessa análise períodos de baixa e de alta inflação, já que os estudos anteriores sobre esse tema não apresentaram tanta variação no nível de inflação. Os resultados apontaram que, em períodos de inflação baixa, a maior parte do ajuste de preços ocorreu via efeito magnitude da mudança dos preços e o efeito da frequência dos ajustes teve pequeno impacto sobre a inflação; já com inflação alta, ambos os efeitos foram potencializados. Além disso, observou-se que mudanças de preços eram mais frequentes no subconjunto dos produtos do que no dos serviços para todos os níveis de inflação.

Na mesma linha dos trabalhos anteriores, Barros *et al.* (2009) analisaram a fixação de preços em um ambiente macroeconômico variável usando um conjunto de dados exclusivo do Índice de Preços ao Consumidor brasileiro da Fundação Getúlio Vargas entre os anos de 1996 e 2008. Os autores argumentaram que a formação de preços é um processo que depende tanto do preço desejado por uma determinada firma como de fricções que o impedem de se ajustar totalmente. Os autores construíram estatísticas de fixação de preços a partir de vários esquemas de agregação e concluíram que os itens classificados¹⁷ como bens comercializáveis apresentaram preços mais flexíveis e com maiores magnitudes de ajustamento, já os itens

¹⁴ “Eurosystem Inflation Persistence Network” é uma equipe de economistas do Banco Central Europeu realizando pesquisas conjuntas sobre a persistência da inflação na zona do euro, como um todo e nos seus países membros.

¹⁵ Os países analisados nesse estudo são: Áustria, Bélgica, Finlândia, Alemanha, Itália, Luxemburgo, Holanda, Portugal e Espanha.

¹⁶ Como os de Dhyne et al (2005) para a Europa e Bils e Klenow (2004) para os EUA.

¹⁷ Outra classificação foi feita dividindo a amostra em 17 grupos, os quais são: nove grupos de produtos, seis grupos de serviços e grupos de produtos regulados; e se observou que a heterogeneidade da frequência de ajuste do preço e sua magnitude é maior nessa classificação mais desagregada. Nesse sentido, destacaram-se os grupos: comida crua, com duração média do preço de 2,5 meses e tamanho médio de ajuste de preço de 23,5% e, no sentido contrário, Serviços de Assistência Médica com duração média do preço de quase 2 anos e ajuste de preço de 21,1%.

classificados como serviços tiveram preços menos flexíveis e com ajuste em magnitude menor. Por fim, os preços dos itens classificados como produtos regulados apresentam frequência de alteração de preços semelhante aos serviços e ajustaram os preços em menor magnitude, em relação aos outros dois grupos.

Como foi apontado por Klenow e Malin (2010), a maioria dos trabalhos empíricos sobre ajuste de preço utilizando microdados usaram somente índices de preços ao consumidor, no entanto, entender como é feito os ajustes de preços do produtor também é importante, uma vez que há perdas de bem-estar em políticas monetárias que só focam na inflação do consumidor ao invés de focar na inflação tanto do produtor quanto do consumidor (Huang; Liu, 2005).

Nesse sentido, Nakamura e Steinsson (2008) utilizaram microdados para entender como se comportam os preços ao produtor¹⁸ para a economia americana. Esses autores criaram uma base de dados dos preços dos produtores que é originada de arquivos utilizados pelo BLS para construir o “Producer Price Index”. A partir disso, os bens foram divididos em 3 tipos: bens finalizados, bens intermediários e materiais crus. Os autores encontraram elevada heterogeneidade na frequência de mudanças de preço, com destaque para materiais crus que representaram preços quase flexíveis. Além disso, observaram que a frequência de aumento de preços varia fortemente com a inflação, enquanto o mesmo não é observado para a frequência de reduções de preço.

Vermeulen *et al.* (2012) utilizou milhões de cotações¹⁹ de preços dos produtores mensais coletadas por órgãos nacionais de seis países europeus²⁰, entre 1990 e 2000, para analisar as principais características da formação de preço ao produtor nesses países. Os autores observaram, entre outros resultados, que a média mensal de mudança de preço do produtor é de 21%, há pouca diferença entre os países na frequência de mudança de preço do produtor, há uma considerável variação na flexibilidade de preços entre os setores²¹ que pode ser explicada por diferenças no nível de inflação setorial, nível de competição e estrutura de custo, e que os preços dos produtores mudaram mais frequentemente, mas com magnitude menor, se comparado com preços do consumidor.

¹⁸ Nakamura e Steinsson (2008) argumentam que as formas de coletar dados de índices de preço ao consumidor e produtor são diferentes. Na primeira, os agentes da “BLS” verificam os preços dos produtos na prateleira enquanto na segunda os preços são coletados via pesquisas o que pode gerar questionamentos sobre a qualidade desses dados.

¹⁹ Os preços foram coletados a partir de pesquisas nas firmas.

²⁰ Os países analisados são: Bélgica, França, Portugal, Itália e Espanha.

²¹ Enquanto 72% dos preços da energia são reajustados mensalmente, menos de 10 % dos bens de capital e bens duráveis mudam todo mês.

2.2.2 Impacto dos choques de oferta na inflação

Os choques de oferta se caracterizam como uma das principais fontes de alteração da dinâmica de preços. Ball e Mankiw (1995) elaboraram uma teoria sobre choques de oferta se baseando em mudanças nos preços relativos da economia e nas fricções nos ajustes de preço nominal. Esses autores utilizaram um modelo de custo de menu²² onde desvios na curva de Phillips de curto prazo somente são provocados por grandes choques de oferta que geram um efeito desproporcional no nível de preços. Logo, a distribuição das mudanças dos relativos influencia o nível de preços. Quando essa distribuição é enviesada para a esquerda, os preços caem e, quando tendem para a direita, sobem.

Para testar sua hipótese, os autores utilizaram dados anuais do “*Producer Price Index*” e examinaram a distribuição “*cross-section*” das mudanças de preço de 1949 a 1989. Os autores concluíram que muitos dos movimentos na inflação dos EUA no pós-guerra podem ser explicados por grandes choques de oferta, como as crises do petróleo, que geraram assimetrias nas variações dos preços relativos. Além disso, os resultados indicam que as variáveis de assimetria propostas por Ball e Mankiw (1995) apresentaram performance melhor na explicação da inflação que mudanças relativas nos preços de comida e energia, medidas tradicionais de choques de oferta.

Em Ball e Mankim (1995) é suposto um modelo de um período em que todos os preços, inicialmente, são ótimos, porém, os preços iniciais para um determinado período podem diferir dos preços ideais, uma vez que as empresas podem não ter ajustado totalmente os preços aos choques passados. Auer e Fischer (2010) preencheram essa lacuna ao elaborar modelos dinâmicos que buscaram entender como os preços da economia americana reagiram à concorrência da importação de países de baixos salários (PBS)²³, utilizando choques de oferta induzidos por vantagens comparativas²⁴ nessas nações. Sendo assim, utilizando fluxos de comércio e o componente de vantagem comparativa funcionando como variáveis instrumentais, observaram que um aumento de 1% na participação de PBS reduziu os preços do produtor em quase 2,4% numa amostra de 325 indústrias manufatureiras americanas. Além disso, no modelo dinâmico, constataram-se que o efeito da competição de PBS no Índice de Preços ao Produtor é equivalente a um choque que reduz a inflação em 0,44% ao ano, de 2000 a 2006. Por fim,

²² O modelo de custo de menu prevê que ao ajustar os preços as firmas necessitam pagar um custo.

²³ Os países de baixo salário usados são: China, Brasil, Indonésia, Índia, Malásia, México, Filipinas, Tailândia e Vietnã.

²⁴ Os autores argumentam que países de baixo salário e mão-de-obra abundante crescem suas exportações mais em setores intensivos em trabalho que em capital.

argumentou-se que, como os choques de preços relativos decorrentes do aumento da concorrência das importações foram muito consideráveis em termos econômicos, alteraram a assimetria das mudanças de preços e isso reduziu a inflação de equilíbrio, como mostraram Ball e Mankiw (1995).

Na mesma linha Hirakata, Iwasaki e Kawai (2014) investigaram como um choque de oferta no setor de bens finais comercializáveis de um país como a China afetou a taxa de inflação em países desenvolvidos como Japão e EUA. Num primeiro momento, os autores utilizaram a mesma metodologia adotada por Auer e Fisher (2010) e observaram que um aumento da participação de importados de países emergentes provocaram uma redução no índice de inflação do produtor do Japão entre 4% e 5%, valor superior ao encontrado por Auer e Fisher (2010) para os EUA. Além disso, os choques positivos de oferta reduziram a inflação em média 2,3% ao ano entre 1989 e 2007.

Smets e Wouters (2003) desenvolveram um modelo DSGE com diversos tipos de fricções nominais e reais para a economia europeia, em que foram considerados dois choques de oferta, quais sejam, choque de produtividade e choque de oferta de emprego. Os autores observaram, ao analisar as funções impulso-resposta dos choques estruturais, que ambos os choques de oferta reduziram a inflação. Visto que um choque positivo de produtividade reduz o emprego e o custo marginal; já um choque positivo na oferta de mão-de-obra aumenta o emprego e, em seguida, o salário real cai de forma acentuada provocando uma queda no custo marginal e na inflação.

Outro trabalho que analisou o impacto dos choques de oferta e de outros tipos de choque na dinâmica de preços foi desenvolvido por Smets e Wouters (2007). Esses autores usaram uma abordagem bayesiana de máximo-verossimilhança para estimar um modelo DSGE para as principais macrovariáveis²⁵ da economia americana; e incluíram no modelo diversos tipos de fricções nominais e reais e sete tipos de choques estruturais²⁶. Para isso, usaram dados do primeiro trimestre de 1966 até o quarto trimestre de 2004 e concluíram que os choques nos mark-ups dos salários e dos preços foram os fatores que mais explicaram a inflação. Além do que, no curto prazo, os choques nos mark-ups de preços dominaram, enquanto, no médio e longo prazo, os de salários se tornam mais importantes.

²⁵ Estas variáveis são: o PIB real, horas trabalhadas, consumo, investimento, salários reais, preços e taxa de juros real de curto prazo da economia americana.

²⁶ Os choques estruturais são: choques de política monetária, choques de gastos exógenos, choques de prêmio de risco, choque de fator total da produtividade, choques de tecnologia específicos de investimento, choques nos “mark-up” dos salários e choques nos “mark-up” dos preços.

2.3 Aspectos metodológicos

2.3.1 Base de dados

Para analisar o impacto da greve dos caminhoneiros na dinâmica dos preços em nível regional e por grupos de produtos e serviços, foram utilizadas informações mensais entre junho de 2017 e dezembro de 2019 do Índice Nacional de Preços ao Consumidor²⁷ (IPCA), elaborado pelo IBGE. Essa base de dados possui diferentes níveis de agregação, tais como: grupo (nível mais agregado), subgrupo, item e subitem (nível mais desagregado). Como pontuou Hobijn, Nechio e Shapiro (2021), a utilização de dados no nível mais desagregado é a melhor forma de analisar a sensibilidade da dinâmica de preços, uma vez que permite estudar uma maior variação entre os preços desses produtos, provocada por um choque de oferta, por exemplo.

Nesse sentido, exemplificando, utiliza-se o subitem Alface para explicar como a base de dados é montada. O qual faz parte do item Hortaliças e Verduras, que integra o subgrupo Alimentação no Domicílio que, por sua vez, faz parte do grupo Alimentação e Bebidas.

Dessa forma, a base de dados utilizada originalmente é composta por 464 subitens e foi pesquisada em dez regiões metropolitanas (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Grande Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre). Entretanto, devido à ausência de alguns dados, optou-se por utilizar os 161 subitens que tinham informações disponíveis para todos os meses e em todas as regiões analisadas. As quais estão divididas nos seguintes grupos: Alimentação e Bebidas, Habitação, Artigos de residência, Vestuário, Transportes, Saúde e Cuidados Pessoais, Despesas Pessoais, Educação e Comunicação.

Para analisar o impacto da greve dos caminhoneiros na dinâmica de preços do IPCA será utilizado um modelo de Diferenças em Diferenças Dinâmico, no mesmo escopo utilizado por Hobijn, Nechio e Shapiro (2021) e Barbosa *et al.* (2021); ou seja, para estudo de eventos. Para tal, é necessário dividir os subitens em grupos de controle e grupos de tratamento. Com isso, utilizou-se o critério de Figueiredo e Ferreira (2002) que permitiu separar os subitens do IPCA em comercializáveis e administrados, visto que, uma *proxy* do grau de comercialização de um bem pode ser o quanto seu preço é livre ou administrado, em que o primeiro é definido por meio das condições de demanda e oferta e o segundo é regulado de alguma forma pelo

²⁷ Como foi apontado por Malin e Klenow (2010), a maioria dos trabalhos utiliza Índices de Preços ao Consumidor para estudar a formação de preços em nível micro.

Governo ou contratos. Com base nesse critério, dividiu-se os 161 subitens em 141 subitens classificados como subitens comercializáveis, grupo de tratados, e 20 subitens como subitens não-comercializáveis, grupos de controle, em que esses subitens seriam menos sensíveis à greve dos caminhoneiros. O quadro 2 sintetiza a variável utilizada e sua respectiva fonte.

Quadro 2 – Descrição da variável utilizada

VARIÁVEL	PROXY	SUBITENS		FONTE
Inflação	Variação mensal dos subitens do IPCA	161 subitens do IPCA		IBGE
		141 subitens comercializáveis	20 itens não-comercializáveis	

Fonte: Elaboração própria.

2.3.2 Estratégia empírica

2.3.2.1 Modelo principal

Em primeiro lugar, o objetivo deste trabalho é testar a hipótese que relaciona o nível de comercialização de cada subitem da inflação a um impacto maior no nível de preços, ou seja, o quão maior e mais persistente será a resposta em termos de desvio da trajetória de preços de subitens da inflação que respondem mais aos choques de oferta na economia.

Nesse sentido, para mensurar o efeito do grau de comercialização de um subitem da inflação sobre a dinâmica de preços dos subitens da inflação será utilizado um modelo de diferenças em diferenças dinâmico, modelo principal, que avalia a evolução do impacto da interação entre o período da greve dos caminhoneiros, choque de oferta, e o grau de comercialização de um determinado subitem da inflação. Nos moldes de Hobijn, Nechio e Shapiro (2021) e Barbosa *et al.* (2021), a equação principal de interesse é definida da seguinte forma:

$$r_{ist} = \alpha + \sum_{t=-11}^{-1} \lambda_t \text{Trat}_i + \sum_{t=+1}^{+18} \lambda_t \text{Trat}_i \text{Greve}_t + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{its} \quad (1)$$

Em que: r_{ist} , refere-se à inflação padronizada²⁸ mensal de cada subitem i na região metropolitana s , no período t , enquanto a variável Trat_i diz respeito à classificação de um subitem i entre comercializável e não-comercializável. A variável recebe valor 1 para subitens classificados como comercializáveis e 0 para subitens classificados como não-comercializáveis.

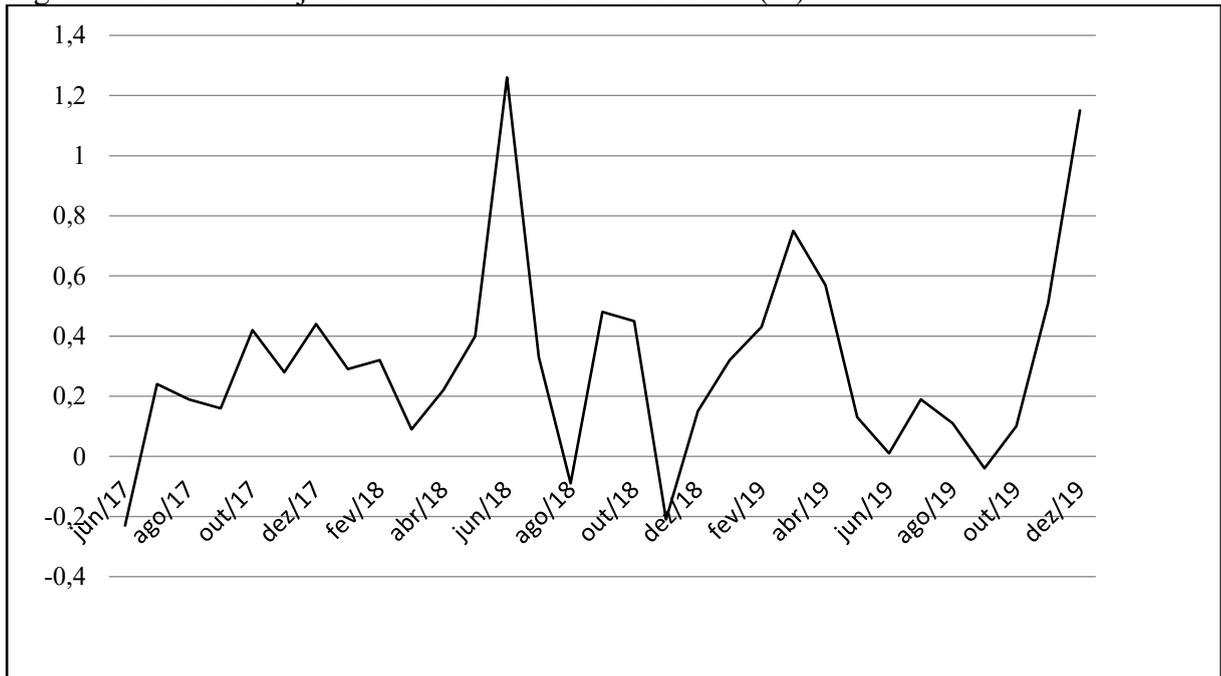
²⁸ O valor da inflação é reduzido da sua média amostral durante o período e dividido pelo desvio padrão amostral. Essa padronização é feita para evitar que a volatilidade dos diferentes tipos de itens implique o impacto do choque de oferta e para tornar o impacto de diferentes tipos de preços para diferentes tipos de itens comparáveis entre si.

Já a variável $Greve_t$ atribui valor 1 para meses após maio de 2018 e zero para antes desse mês. A greve foi declarada oficialmente no dia 21 de maio de 2018 e logo em seguida foram relatados aumento de preços. Como se pode observar no Gráfico 1, a inflação mensal que estava em 0,4% em maio de 2018 se eleva para 1,26% em junho de 2018, e até casos de desabastecimento de alguns tipos de produtos são observados. As variáveis μ_i e ρ_t representam os efeitos fixos das regiões metropolitanas e mensais para absorver características próprias entre essas regiões e choques nacionais que possam afetar a inflação mensal em meses específicos. Além disso, o mês de maio de 2018 é considerado como mês de referência e é excluído da amostra para evitar colinearidade. A figura 1 descreve o comportamento da inflação no período analisado.

Cabe notar que cada região metropolitana terá um valor de inflação para o grupo de itens de controle (itens administrados) e itens do grupo de tratamento (itens comercializáveis). Assim, tem-se um painel com dez regiões do país por nove grupos, totalizando 90 observações transversais por um período de 29 meses.

Além disso, o parâmetro de interesse λ_t mede o impacto da Greve dos Caminhoneiros nos subitens da inflação que respondem mais às condições de oferta da economia em comparação à subitens em que a oferta da economia possua pouca influência sobre os preços. Supõe-se que o sinal desse parâmetro seja positivo, indicando que subitens comercializáveis tenham sofrido um impacto maior da Greve dos Caminhoneiros.

Figura 1 – IPCA entre junho de 2017 e dezembro de 2019 (%)



Fonte: Elaboração própria.

Há evidência para supor que subitens comercializáveis tiveram maior impacto nos preços durante a greve dos caminhoneiros. Nesse sentido, subitens com preços administrados são regulamentados ou fiscalizados pelo poder público ou por meio de agências reguladoras ou fiscalizadoras, ou seja, com pouco efeito das condições de oferta da economia. Logo, o choque exógeno de oferta afetaria mais os subitens comercializáveis.

Portanto, na equação (1) são considerados onze períodos anteriores à Greve dos Caminhoneiros (junho de 2017 até abril de 2018) e dezoito meses posteriores (junho de 2018 a dezembro de 2019). O mês de maio de 2018 é deixado como referência e excluindo para evitar colinearidade. O principal pressuposto de validade da estratégia de Diferenças em Diferenças é a hipótese de tendências paralelas, na qual os comportamentos dos subitens das taxas de inflação deveriam seguir a mesma trajetória na ausência do choque causado pela Greve dos Caminhoneiros.

Uma vez que não é possível testar tal hipótese na prática, uma maneira de aproximar sua validade é observar se existem diferenças de tendências antes da ocorrência da greve dos caminhoneiros, esperando-se que os parâmetros estimados antes de maio de 2018 não apresentem tendências diferentes. Sendo assim, a identificação causal dos parâmetros pode ser inferida na medida em que não foi antecipado pelos agentes de mercado e governamentais o impacto da Greve dos Caminhoneiros nos índices de inflação dos subitens do IPCA, tal evento teve início no dia 21 de maio de 2018 e nada havia sido feito anteriormente para mitigar seus efeitos.

2.3.2.2 Modelos secundários

Outro foco deste trabalho é o de analisar o impacto da greve dos caminhoneiros nos nove grupos de inflação que compõem o IPCA, para isso, será analisada a hipótese que relaciona o nível de comercialização de cada subitem da inflação a um impacto maior no nível de preços dentro de cada grupo do IPCA. Dessa forma, serão empregados nove modelos secundários para estimar o impacto provocado na interação entre o período do efeito da greve dos caminhoneiros e o grau de comercialização de um determinado subitem da inflação dentro de cada grupo do IPCA. Com isso, tem-se uma versão do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para cada grupo da inflação expressa na equação 2:

$$r_{isjt} = \alpha + \sum_{t=-11}^{-1} \lambda_{tj} \text{Trat}_{ij} + \sum_{t=+1}^{18} \lambda_{tj} \text{Trat}_{ij} \text{Greve}_{tj} + \mu_{ij} + \rho_{tj} + \varepsilon_{itsj} \quad (2)$$

Nela, r_{isjt} é a inflação mensal padronizada²⁹ de cada subitem i na região metropolitana s , no grupo j e no período t analisada nos nove grupos do IPCA. O subscrito j vai de 1 até 9 fazendo referência a cada grupo de inflação. A variável $Trat_{ij}$ representa a classificação de um subitem i no grupo j entre comercializável e não-comercializável, a variável recebe valor 1 para subitens classificados como comercializáveis dentro do grupo j e 0 para os não-comercializáveis.

Em tal contexto, o objetivo desse exercício é identificar quais grupos da inflação reagem mais intensamente e de forma mais persistente a um choque de oferta como a Greve dos Caminhoneiros, na medida em que os grupos de tratados divergem seus preços do grupo de controle. Nesse sentido, o coeficiente de interesse λ_t poderá mostrar quais grupos do IPCA foram mais impactados por esse choque oferta; ou seja, quanto maior λ_t maior o efeito da Greve dos Caminhoneiros nos subitens comercializáveis.

Mais uma vez, o pressuposto de validade da estratégia empregada é o de tendências paralelas, em que as trajetórias dos subitens da inflação dentro de cada grupo do IPCA se comportariam de forma semelhante na não ocorrência da greve dos caminhoneiros. Dado que não é possível testar tal hipótese, uma forma de aproximar sua verificação é observar se existem diferenças de tendências antes da ocorrência da greve dos caminhoneiros dentro de cada grupo do IPCA e espera-se que os parâmetros estimados antes de maio de 2018 não mostrem tendências diferentes em cada grupo da inflação.

A variável $Greve_{tj}$ recebe valor 1 para meses após maio de 2018 e zero para antes desse mês, conforme explicado na subseção anterior. As variáveis μ_{ij} e ρ_{tj} representam os efeitos fixos das regiões metropolitanas e mensais dentro de cada grupo absorvendo características próprias entre as regiões metropolitanas e choques nacionais que possam afetar a inflação mensal em meses específicos dentro de cada grupo. Além disso, maio de 2018 é considerado como mês de referência e, por isso, excluído da amostra para evitar colinearidade.

Ademais, o parâmetro de interesse λ_{tj} captura o efeito da greve dos caminhoneiros nos grupos do IPCA. Supõe-se que o efeito será maior em grupos da inflação que são vendidos em mercados mais competitivos, como aponta Bils e Klenow (2004). A equação (2) examina os períodos dos 11 meses anteriores (junho de 2017 a abril de 2018) e dos 18 meses seguintes (junho de 2018 a dezembro de 2019) à greve dos caminhoneiros.

²⁹ O valor da inflação é reduzido da sua média da subamostra, dentro de cada grupo, durante o período e dividido pelo desvio padrão da subamostra, dentro de cada grupo.

A hipótese causal primária do modelo dinâmico de diferenças em diferenças gira em torno da noção de tendências paralelas. Essa hipótese postula que os padrões inflacionários dos subitens do IPCA seguiriam trajetórias semelhantes na ausência do choque de oferta induzido pela greve dos caminhoneiros. Embora testar tal hipótese seja um desafio na prática, um substituto para a sua validação envolve o exame minucioso de quaisquer disparidades nas tendências anteriores à Greve dos Caminhoneiros. Conseqüentemente, prevê-se que os parâmetros estimados antes de abril de 2018 não apresentem diferenças perceptíveis nas tendências em cada grupo.

A identificação causal dos parâmetros pode ser depreendida ao se supor que o índice de comercialização dos grupos da inflação antes da Greve dos Caminhoneiros não foi antecipado devido a esse choque de oferta. A Greve dos Caminhoneiros foi inesperada e iniciada em 21 de maio de 2018 e nada foi feito para mitigar seus efeitos em nenhum dos grupos do IPCA.

2.4 Análise e discussão de resultados

2.4.1 Efeito agregado

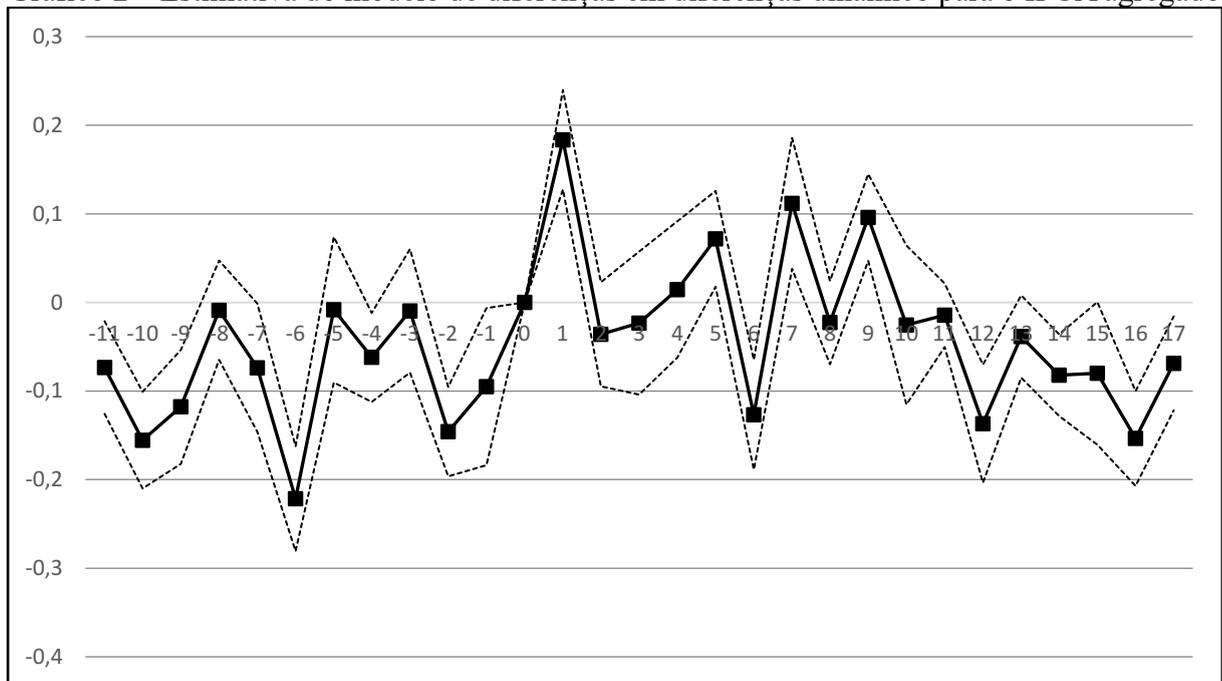
Como já foi abordado, espera-se que o nível de comercialização de um subitem da inflação seja determinante na magnitude do efeito de um choque de oferta, como a greve caminhoneiros, sobre a dinâmica inflacionária. A composição do IPCA, um índice ampliado com produtos que apresentam níveis distintos de comercialização e itens com preços administrados, impossibilita que a sua dinâmica seja conduzida apenas pelas condições da oferta da economia, mas permite analisar o quanto será o seu efeito agregado geral em termos de desvio de preços, em comparação aos subitens da inflação menos comercializáveis, e quanto tempo levará para os preços convergirem ao que era observado antes desse choque.

Para examinar o efeito da Greve dos Caminhoneiros nos preços dos subitens da inflação do consumidor, com diferentes níveis de comercialização, é estimada a equação 1. Nesta especificação é possível verificar em quais períodos o impacto no preço foi maior e o quanto o efeito da Greve dos Caminhoneiros persistiu no tempo ou teve efeito de forma atrasada. Ademais, essa estimação dinâmica do modelo de diferenças em diferenças permite examinar um dos pressupostos fundamentais desse tipo de modelos, o pressuposto de tendências paralelas.

O Gráfico 2 mostra as estimativas para a variação mensal dos preços dos subitens do IPCA entre junho de 2017 e dezembro de 2019. O mês de maio de 2018 é considerado como referência e é retirado da amostra para evitar a colinearidade. Já os meses anteriores ao começo da Greve dos Caminhoneiros não devem causar diferenças significativas entre as estimativas, sendo esperado que sejam próximos de zero. As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança.

Extraí-se do Gráfico 2 que em junho de 2018 o IPCA foi fortemente impactado positivamente, com oscilações que persistiram por 9 meses. O impacto inicial, mês de junho de 2018, se mostrou o mais intenso, com picos observados em outubro de 2018, dezembro de 2018 e fevereiro de 2019. Além do forte impacto inicial, observa-se que a reversão à dinâmica anterior ocorreu apenas 10 meses depois do choque.

Gráfico 2 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o IPCA agregado



Fonte: Elaboração própria.

Chama a atenção que, mesmo a Greve dos Caminhoneiros tendo uma duração de somente dez dias, os subitens da inflação mais comercializáveis tiveram um aumento de preço de 0,18 desvios-padrões acima da média antes da greve vis-à-vis os subitens da inflação menos comercializáveis no mês de maior impacto, junho de 2018. Tal resultado aponta para uma complementaridade fraca entre os bens administrados e comercializáveis, mas essa diferença das mudanças dos preços tende a desaparecer com o passar do tempo, como apontam Klenow e Malin (2010).

Além disso, nota-se que, anteriormente à greve dos caminhoneiros, o grau de comercialização dos subitens do IPCA não foi capaz de gerar significativas diferenças entre esses subitens, implicando a ausência de tendências prévias. Sendo assim, tal evidência pode fortalecer a ideia de que a estratégia econométrica de diferenças em diferenças é adequada para abordar tal problema.

Em suma, as evidências confirmam que o grau de comercialização de um subitem da inflação é relevante para explicar o impacto de um choque de oferta, como a greve dos caminhoneiros, na linha de Ball e Mankiw (1995). Os impactos se mostraram estatisticamente significantes e com oscilações que persistiram por nove meses, como se observa em Gagnon (2009) e Barros et al. (2009). Vale lembrar que a greve dos caminhoneiros teve uma duração de dez dias e que não foi observado efeito permanente na inflação após esse choque.

2.4.2 Efeitos setoriais

Na mesma linha, procedeu-se aos exercícios setoriais de modo a examinar quais setores se mostraram mais sensíveis à greve dos caminhoneiros e com efeitos mais persistentes. A hipótese testada é a de que os grupos mais comercializáveis devem apresentar uma resposta mais acentuada em forma de desvio de preços relacionado à greve dos caminhoneiros.

Para analisar quais grupos do IPCA tiveram seus preços mais impactados pela greve dos caminhoneiros, estimou-se a equação (2) para os nove grupos do IPCA. Nesta especificação, é possível analisar em quais períodos o impacto no preço foi mais relevante em diferentes grupos da inflação e investigar a persistência desse impacto. Além disso, a estimação dinâmica do modelo de diferenças em diferenças possibilita analisar uma das principais hipóteses desse tipo de modelo, a hipótese de tendências paralelas.

Em termos gerais, as estimativas do modelo diferenças em diferenças para os nove grupos do IPCA indicam três padrões de comportamento da dinâmica dos preços. O primeiro padrão, observado no grupo Alimentação e Bebidas³⁰, Habitação, Artigos de Residência, Transporte e Despesas Pessoais, reporta inflação fortemente impactada em junho de 2018, a maioria dos bens desses grupos são cíclicos e, como apontam Malin e Klenow (2010), esses tipos de bens mudam de preço com maior frequência.

Em seguida, os grupos Comunicação e Educação, que praticamente não reportaram efeitos da greve dos caminhoneiros em sua dinâmica inflacionária, pois os bens de tais grupos

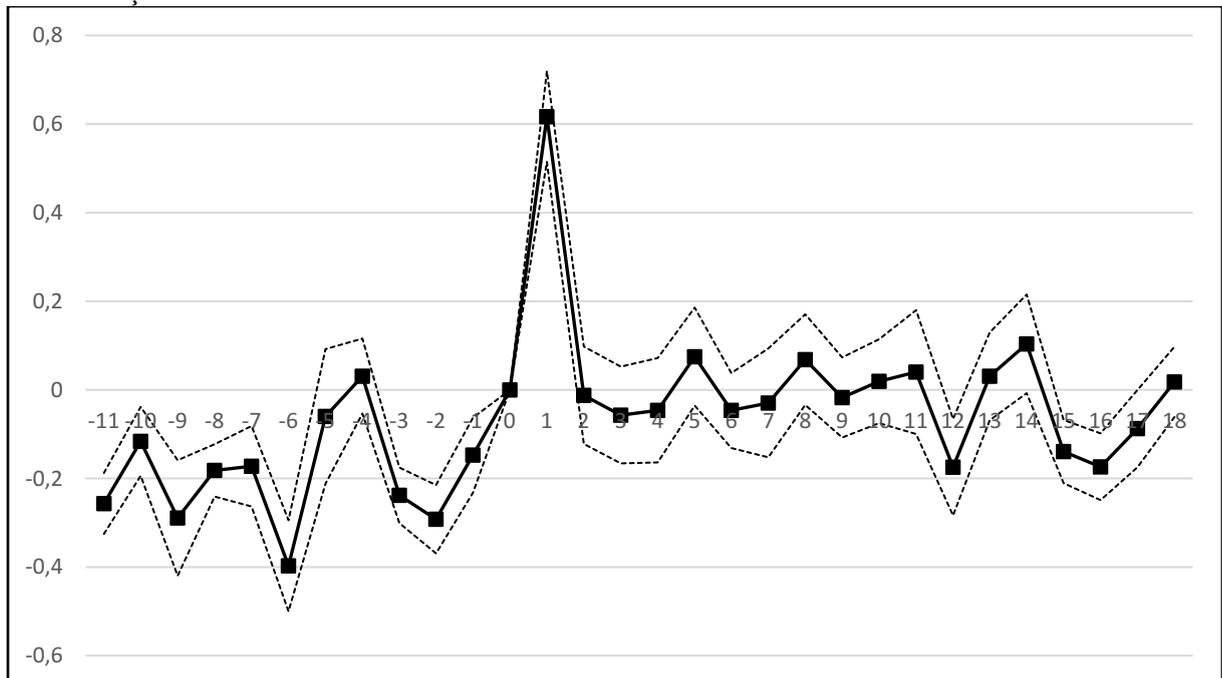
³⁰ O comportamento dos preços de Alimentação e Bebidas se assemelha ao do IPCA agregado.

são associados a contratos, explícitos ou implícitos, e isso pode ter impedido os produtores de alterarem seus preços, Fabiani *et al.* (2005) indica esse motivo para que as firmas na Europa evitem mudar preços.

Por fim, os grupos Saúde e Cuidados Pessoais e Vestuário, os quais reportaram efeitos defasados, especialmente entre setembro de 2018 e janeiro de 2019, nesse sentido os bens desses grupos possuem maiores custos trabalhistas em relação aos outros e a alteração dos preços dos seus serviços estaria relacionada com as mudanças salariais que eles empregam, como aponta Druant *et al.* (2009).

O gráfico 3 apresenta o resultado da estimação para o grupo Alimentação e Bebidas. A resposta inicial desse grupo, junho de 2018, apontou o maior impacto entre todos os grupos analisados nessa pesquisa, acima de 0,6 desvios-padrões acima da média antes da greve com oscilações no comportamento dinâmico que perduraram por cerca de nove meses, com picos menores em outubro de 2018 e janeiro de 2019.

Gráfico 3 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Alimentação e Bebidas



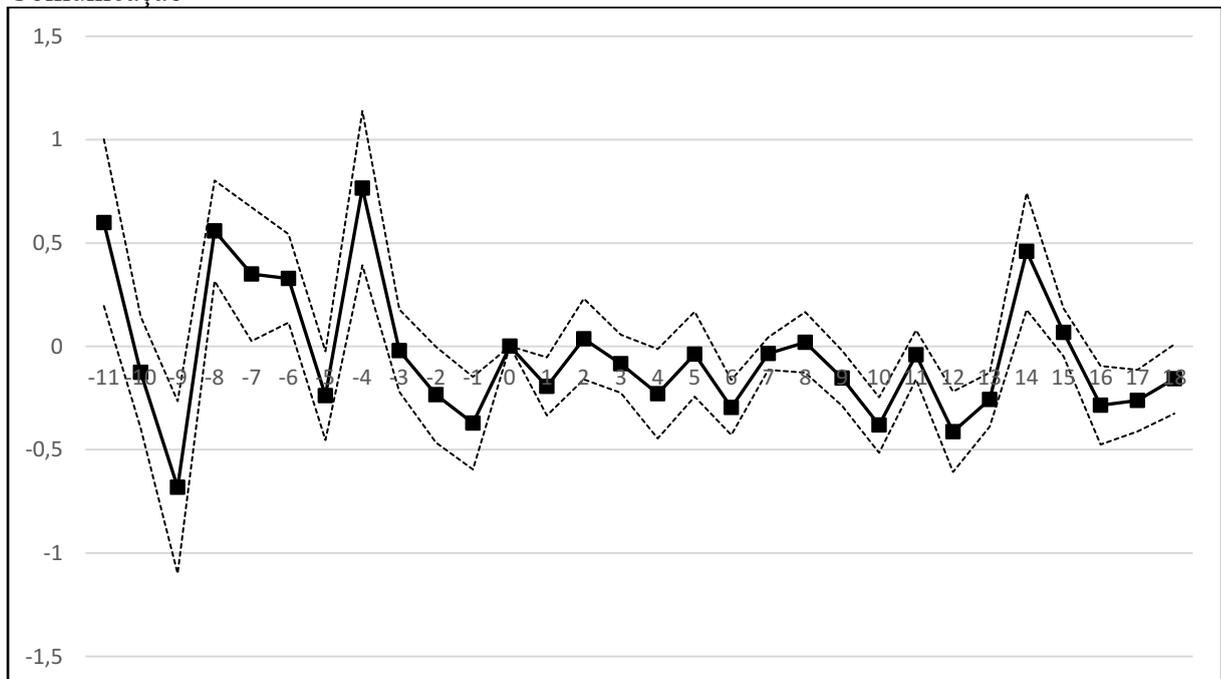
Fonte: Elaboração própria.

Essa evidência reforça os resultados de Dhyne *et al.* (2005) que apontam que diversos tipos de Alimentos estão entre os subitens que mais mudam de preço, com a diferença que aqui se trata de um aumento provocado por um choque de oferta. Os grupos Artigos de Residência, Transporte, Despesas Pessoais e Habitação, gráficos 9, 10, 6 e 8, respectivamente, em apêndice, apresentaram dinâmica similar, mas com impacto de menor magnitude. Os efeitos

inflacionários se mostraram mais persistentes nos grupos Habitação, Artigos de Residência, com variações positivas que perduram cerca de nove meses.

Para representar o segundo padrão de comportamento observado, o gráfico 4 reporta as estimativas para a variação mensal dos preços dos subitens entre junho de 2017 e dezembro de 2019 para o grupo Comunicação. A análise do gráfico indica que esse grupo praticamente não foi afetado pelo choque oriundo da greve dos caminhoneiros. Comportamento similar foi identificado no grupo Educação, gráfico 12 em apêndice. Tais resultados vão ao encontro dos observados por Klenow e Malin (2010), que apontam que setores mais intensivos em trabalho e com maiores questões contratuais tendem a apresentar maior rigidez em seus preços.

Gráfico 4 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Comunicação



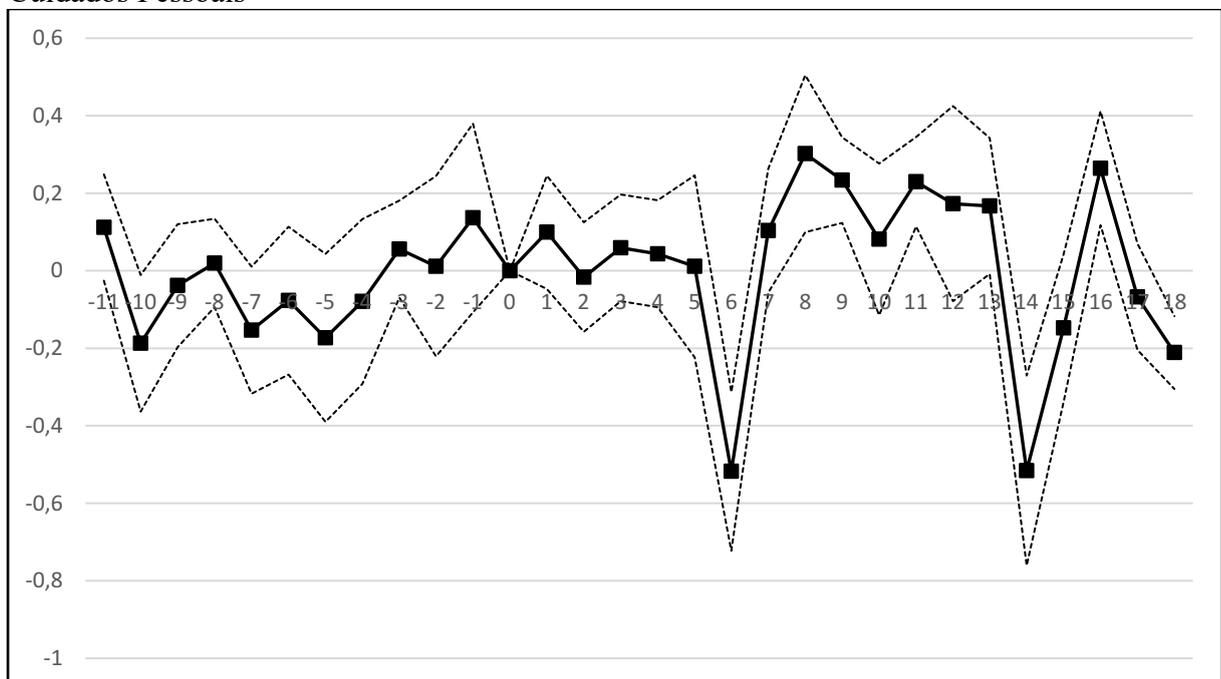
Fonte: Elaboração própria.

Por fim, extrai-se do Gráfico 5 que o grupo Saúde e Cuidados Pessoais foi afetado pela Greve dos Caminhoneiros com um certo atraso, ou seja, o efeito do choque de oferta não é sentido de forma imediata, mas isso acontece de forma defasada, com efeito negativo em -0,51 desvios-padrões acima da média antes da greve no sexto mês após o choque. Cabe ressaltar que há uma recuperação logo em seguida, com um pico positivo de 0,30 desvios-padrões acima da média antes da greve em janeiro de 2019. Impactos defasados também foram identificados no grupo de Vestuário, em que reportou impacto de 0,67 desvios-padrões acima da média antes da greve, sete meses após a greve dos caminhoneiros. Na linha de Barros et al. (2009), os grupos

ligados aos serviços não ajustam seus preços tão intensamente como os produtos e, além disso, essa defasagem também pode ser explicada pela existência de contratos.

Ademais, observa-se que antes da Greve dos Caminhoneiros o nível de comercialização dos grupos do IPCA não é capaz de gerar significativas diferenças nas taxas de inflação mensais entre os grupos, implicando ausência de tendências prévias nas estimativas de todos os grupos. Tal resultado aponta o uso correto da hipótese de tendências paralelas, o que implica que a estratégia econométrica de diferenças em diferenças dinâmica seja adequada para abordar tal problema.

Gráfico 5 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Saúde e Cuidados Pessoais



Fonte: Elaboração própria.

Em resumo, os resultados parecem confirmar a hipótese de que o nível de comercialização dos grupos do IPCA é importante para definir a magnitude do impacto de um choque de oferta, como a Greve dos Caminhoneiros, sobre os preços desses grupos; ou seja, quanto maior for o nível de comercialização antes de um choque de oferta, maior o seu efeito inflacionário nesse setor. As evidências indicam, ainda, que setores com preços definidos em contratos tendem a ajustar menos seus preços em resposta a choques de oferta e que, grupos ligados a serviços reportam efeitos defasados sobre a inflação.

2.5 Considerações finais

O presente estudo analisou de que forma o grau de comercialização de grupos da inflação ao consumidor afeta a magnitude de suas respostas a choque de oferta, em um estudo de caso para o impacto da greve dos caminhoneiros, ocorrida em 21 de maio de 2018. Para tal, empregou-se dados mensais entre junho de 2017 e dezembro de 2019 e um modelo de diferenças em diferenças dinâmico em que foram utilizados subitens classificados em comercializáveis como grupos de tratados e subitens classificados como não-comercializáveis como grupos de controle.

Em termos gerais, os resultados confirmam a hipótese do estudo; ou seja, na ocorrência de um choque de oferta, os subitens comercializáveis aumentam seus preços de forma mais intensa do que os seus pares não-comercializáveis e há uma persistência de nove meses nos efeitos da greve dos caminhoneiros. Além disso, dentro dos grupos do IPCA, os de Alimentação e Bebidas, Habitação, Artigos de Residência, Transporte e Despesas Pessoais reportaram impactos positivos, com maior magnitude no primeiro grupo, já os de Comunicação e Educação não apresentaram diferenças significativas em resposta à greve dos caminhoneiros, e os grupos de Saúde e Cuidados Pessoais e Vestuário reportaram efeitos defasados, negativo para o primeiro e positivo para o último.

Dessa forma, os resultados do estudo de caso realizado nessa pesquisa corroboram com a literatura especializada. Ball e Mankiw (1995) demonstram, utilizando modelos de custos de menu, que os choques de oferta afetam os preços relativos repercutindo, assim, na dinâmica inflacionária setorial da Economia. Nessa perspectiva, Klenow (2004) e Barros *et al.* (2009) asseveram que os itens comercializáveis tendem a ser mais afetados por choques dessa natureza, enquanto Klenow e Malin (2010) apontam que setores mais intensivos em trabalho e com maior rigidez contratual tendem a ser menos sensíveis a mudanças dessa natureza.

Cabe destacar que, por se tratar de um choque de oferta de curta duração, seu impacto agregado se mostrou mais contundente no mês seguinte; ou seja, junho de 2018, seguindo uma tendência de dissipação de seu efeito a partir daí. Na perspectiva setorial, os efeitos mais persistentes foram observados nos grupos de Habitação, Artigos de Residência, com incrementos que perduraram cerca de nove meses.

Por fim, cabe recordar que a autoridade monetária brasileira não promoveu mudança na taxa de juros em resposta à greve dos caminhoneiros argumentando que o impacto inflacionário era transitório.

3 ASSIMETRIA DE PREÇOS RELATIVOS E DINÂMICA INFLACIONÁRIA NO BRASIL

3.1 Introdução

Segundo Friedman (1975), fatores reais da economia afetam os preços relativos dos mercados enquanto o nível de preços é determinado pela oferta de moeda. Sendo assim, dado um estoque de moeda, mudanças nos preços relativos se traduzem em incrementos de alguns preços e reduções em outros, ou seja, mudanças nos preços relativos não se traduziriam em alterações no nível geral de preços.

Contrastando com a visão de Friedman (1975), Ball e Mankiw (1995) propõem um modelo de custo de menu em que mudanças nos preços relativos afetam o nível geral de preços. Os autores defendem que as oscilações nos preços relativos podem ser interpretadas como choques de oferta na análise da dinâmica inflacionária. Usando o terceiro momento das variações de preços relativos como medida de assimetria de preços, os autores concluem que medidas de assimetria incorporam uma significativa fração da dinâmica inflacionária nos EUA do início da segunda metade do século XX até o final dos anos 1980, em especial nos anos 1970.

Trabalhos mais recentes como Assarsson (2004), Ráftai (2004) e Çatik, Martin e Onder (2011) buscam estudar o impacto da assimetria das mudanças de preços relativos na inflação ou a adequação desse indicador na estimação da Curva de Phillips e concluem que essa variável apresenta impacto positivo e estatisticamente robusto na modelagem da Curva de Phillips.

No Brasil, a discussão sobre a Curva de Phillips teve início com o trabalho seminal de Cysne (1985). O autor concluiu que não há *trade-off* entre inflação e capacidade ociosa no longo prazo para o período entre 1950 e 1983 e que choques de oferta, como o Choque do Petróleo, devem ser incluídos como variáveis que explicam a mudança de nível de inflação nos anos 1980.

Trabalhos mais recentes como, Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), Sachsida (2013), Arruda, Oliveira e Castelar (2017, 2018) e Brito *et al.* (2019) apontam que, além do tradicional *trade-off* entre inflação e desemprego, a dinâmica inflacionária brasileira está relacionada com componentes de expectativas *backward-looking* e *forward-looking*, uma medida de ciclos econômicos/custo marginal das empresas e uma variável de choques de oferta.

Tal versão é conhecida na literatura de Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH), proposta por Blanchard e Gali (2007).

Apesar de bem ajustada para captar a dinâmica inflacionária brasileira, os resultados das estimações da CPNKH se mostram sensíveis às diversas *proxies* adotadas (Arruda; Oliveira; Castelar, 2017, 2018; Brito *et al.*, 2019), especialmente em relação à variável de choque de oferta. Nesse sentido, Sachsida (2013) destaca que o repasse cambial, indicador mais utilizado como *proxy* para choque de oferta na literatura nacional, em diferentes exercícios apresentam sinais contraditórios e estatisticamente nulos em alguns casos.

Portanto, considerando a inadequação da variável de repasse cambial tradicionalmente empregada como indicador de choque de oferta na CPNKH no Brasil, o presente estudo se propõe a preencher essa lacuna; ou seja, a partir do arcabouço teórico apresentado por Ball e Mankiw (1995) e de exercícios empíricos como os de Assarsson (2004), Ráftai (2004) e Blanchard e Bernanke (2024), utilizar-se-á a assimetria das mudanças de preços relativos como variável, a qual pode refletir os choques de oferta na CPNKH.

Cabe ressaltar que, em estudo recente, Blanchard e Bernanke (2024) destacam que o pico inflacionário observado em onze países no período pós pandemia se deu, em grande parte, por problemas de suprimentos de determinados produtos e choques de preços relativos. Sendo assim, utilizar-se-á o coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado como uma *proxy* da assimetria de preços e testaremos se essa medida se mostra adequada para modelar os choques de oferta na CPNKH do Brasil. Além disso, também serão consideradas conjunturas macroeconômicas distintas da economia brasileira.

Para tal, far-se-á uso de estimações da CPNKH para a economia brasileira empregando o método dos momentos generalizados com correção para heterocedasticidade e correlação (GMM-HAC) e informações mensais entre janeiro de 2003 e dezembro de 2023. Seguindo o padrão da literatura recente aplicada ao Brasil, utilizar-se-á a inflação medida pelo IPCA; o hiato do IBC-BR, como variável de ciclos econômicos; a inflação do IPCA defasada, para capturar a inercia inflacionária; a média das expectativas do relatório FOCUS, como medida de expectativas *forward-looking*; e o coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado como indicador de choque de oferta, nos moldes sugeridos por Ball e Mankiw (1995).

Assim, a principal contribuição desse trabalho reside na avaliação do coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado como medida de choque de oferta na CPNKH. Adicionalmente, de modo a incorporar conjunturas macroeconômicas distintas, serão realizados três exercícios empíricos seguindo a discussão presente em Barbosa Filho (2017): o

primeiro compreende a amostra completa; o segundo analisa a CPNKH para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2013; por fim, é estimada uma CPNKH entre janeiro de 2014 e dezembro de 2023. Além de avaliar a estabilidade da CPNKH para a economia brasileira em cenários distintos, sobretudo em relação à *proxy* de choque de oferta empregada, pode-se identificar assimetrias nos efeitos das variáveis explicativas na dinâmica inflacionária do Brasil.

Além desta seção, este estudo possuiu mais quatro seções. Em que, a dois apresenta uma revisão de literatura sobre o impacto da assimetria de preços relativos na inflação e sobre a CPNKH no Brasil. Em seguida, são apresentados os aspectos metodológicos que envolvem a descrição dos dados e a apresentação do modelo empírico e da estratégia econométrica. Na quarta seção os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

3.2 Revisão de literatura

3.2.1 Oscilações dos preços relativos e inflação

Em estudo pioneiro, Ball e Mankiw (1995) utilizam o arcabouço teórico dos modelos de custos de menu³¹ para defender que o terceiro momento das mudanças de preços e a inflação são positivamente correlacionados. Nesse sentido, a inflação seria afetada pela distribuição dos preços relativos. Caso fosse assimétrica à direita ou à esquerda, os preços seriam afetados positivamente e negativamente, respectivamente. Sendo assim, os resultados obtidos pelos autores explicam mudanças na Curva de Phillips de curto prazo no início dos anos 1970 nos EUA e como o terceiro momento das variações nos preços relativos influencia o *trade-off* entre inflação e desemprego. Além disso, essa medida de assimetria apresentou estabilidade em subperíodos, fazendo com que os autores defendessem o terceiro momento como uma medida de choque de oferta melhor que as utilizadas na época.

Adotando uma abordagem teórica distinta, com respeito a Ball e Mankiw (1995), Balke e Wynne (2000) desenvolvem um modelo de equilíbrio geral com múltiplos setores e preços flexíveis e observa que choques de produtividade³² de um setor específico implicará queda relativa do preço desse setor. Sendo assim, caso um número suficiente de indústrias seja

³¹ Nos modelos de custo de menu, as firmas enfrentam um custo ao reajustar seus preços, logo, os preços somente são alterados em razão de um choque externo ao preço ser grande o suficiente para compensar o custo de menu.

³² Os choques de produtividade são calculados por dois métodos: resíduos de Solow e a versão Basu-Kimball ajustada dos resíduos de Solow.

atingido por choques de produtividade setoriais do mesmo sinal e alguns setores forem mais afetados que outros, um modelo de preços flexível também permite uma correlação positiva entre inflação e terceiro momento das mudanças de preços relativos.

Utilizando uma análise empírica, Dopke e Pierdzioch (2001) optam por estudar a relação entre inflação agregada e o terceiro momento da distribuição de mudanças de preços relativos para a Alemanha entre 1969 e 2000. Os autores utilizam diferentes especificações para modelar a inflação e obtêm que o terceiro momento da distribuição de mudanças de preços relativos compreende um significativo efeito positivo. Nesse sentido, a distribuição do segundo momento da distribuição dos preços relativos também apresenta um efeito positivo. Além disso, os autores concluíram que mudanças na Curva de Phillips podem ser modeladas usando uma medida de assimetria das mudanças dos preços relativos como choques de oferta.

Já Aucremanne *et al.* (2002) examinam a distribuição de preços ao consumidor na Bélgica e sua interação com a inflação agregada entre junho de 1976 e setembro de 2000. Nesse sentido, dado que essa distribuição tem naturalmente caudas grandes, foram utilizadas medidas tanto clássicas quanto robustas de localização, escala e assimetria. Sendo assim, os autores encontraram um efeito positivo de curto prazo da assimetria dos preços relativos na inflação agregada, independentemente do nível de inflação. Além disso, observaram que a dispersão dos preços relativos também possui um efeito positivo no curto prazo, mas que esse efeito depende do regime monetário vigente. Por fim, encontrou-se uma assimetria à direita da distribuição dos preços relativos cointegrando, positivamente, com inflação agregada, sugerindo que tal assimetria seria endógena ao processo inflacionário e desapareceria com inflação zero.

Buscando a melhor identificação da Curva de Phillips sueca, Assarsson (2004) critica como anteriormente não havia sido incluído tanto a variância dos preços relativos como uma medida de assimetria de preços como variáveis explicativas da inflação. Nesse sentido, o autor usa dados da economia sueca entre 1980 e 2003 para fazer diversas estimativas de diferentes Curvas de Phillips e obter a especificação que melhor estimasse a inflação. Os resultados indicam que incluir tanto a variância quanto a assimetria da distribuição dos preços relativos melhoram o ajustamento da Curva de Phillips sueca e que essas variáveis se destacam em termos de magnitude de impacto.

Estudando a interação dinâmica entre inflação e assimetria de preços relativos, Rátfai (2004) aplica modelos VAR bivariados estruturais de inflação e assimetria relativa de preços com o objetivo de avaliar o impacto de choques idiossincráticos na dinâmica da mudança de preços agregados no curto prazo. Para isso, o autor utiliza dados mensais de preço da Hungria entre janeiro de 1992 e julho de 1996. Os resultados indicam que choques idiossincráticos

explicam entre 25% a 30% da variância do erro de previsão da inflação num horizonte de doze meses. Além disso, a correlação entre assimetria relativa dos preços e inflação é positiva e os choques idiossincráticos conduzem a uma acumulação substancial da inflação dois a cinco meses após a perturbação inicial.

Após identificar uma indefinição sobre a melhor especificação da Curva de Phillips para a Turquia, Çatik, Martin e Onder (2011) adicionam medidas de variância e assimetria dos preços relativos com o objetivo de definir um modelo que melhor explique a inflação. Os autores usam dados mensais entre 1996 e 2007 e um modelo ARDL para estabelecer relação de longo prazo entre as variáveis. Num primeiro momento, estima-se um modelo de Curva de Phillips tradicional e não se obtém uma relação de longo prazo entre inflação e produto. No entanto, ao se incluir variância e a assimetria das mudanças dos preços relativos nesse modelo, uma relação de longo prazo se estabelece e o efeito da assimetria é maior do que o da variância na inflação, resultado que aponta para a hipótese formulada por Ball e Mankiw (1995).

Já Silva (2015) analisou a relação causal entre inflação e variabilidade dos preços relativos no Brasil no período entre janeiro de 1995 e junho de 2011. Dessa forma, o autor emprega métodos de séries temporais para estudar essa relação e foca sua análise no Índice de Preços ao Consumidor (IPCA), no seu núcleo e considera o período em que o regime de metas de inflação foi implementado. Os resultados indicam que a correlação entre inflação e dispersão dos seus preços é positiva e significativa e que durante o regime de metas de inflação o impacto da dispersão de preços foi reduzido.

Por fim, Pereira e Souza (2018) estudam a relação entre inflação e volatilidade de preços para a Economia Brasileira após a implementação do Plano Real. Para tal, calculam a volatilidade de preços de onze capitais de estados dividindo o período pós Plano Real em três, cada um com um cenário macroeconômico distinto. A partir daí, estimaram modelos econométricos de painel de erros padrões corrigidos e painel de vetores autorregressivos tanto do período logo após o Plano Real até 2016, como para três subperíodos distintos. Os resultados de ambos os modelos indicam uma relação positiva entre inflação e volatilidade de preços e que essa relação não é constante ao longo do tempo.

3.2.2 Curva de Phillips no Brasil

A relação inversa entre inflação de salários e desemprego foi desenvolvida no trabalho seminal de Phillips (1958) e passou a ser chamada Curva de Phillips. Tal relação tem

sido estudada até hoje pelos Bancos Centrais da maior parte do mundo, principalmente os que optam por regime de meta de inflação (Hargreaves *et al.*, 2006).

No caso brasileiro, Cysne (1985) desenvolveu um trabalho inovador ao formular uma Curva de Phillips para o período entre 1950 e 1983 concluindo que não há existência de um *trade-off* entre inflação e capacidade ociosa no longo prazo. Além disso, aponta que mudanças na política salarial entre 1979 e 1983 e vários choques de oferta, como o Choque de Petróleo de 1979, devem ser incorporados como variáveis que explicam a mudança no nível de inflação observada a partir de 1980.

Uma abordagem diferente da curva de Phillips foi empregada por Lima (2003), ao utilizar dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e a média da taxa média do desemprego, entre o começo dos anos 1980 e dos 2000, para estimar a taxa de desemprego a qual mantém a inflação estável (NAIRU) e a estabilidade dos coeficientes da Curva de Phillips brasileira. Nesse sentido, dois modelos em espaço de estado são adotados pelo autor: um com a NAIRU que se altera de acordo com a especificação de uma cadeia de Markov oculta e outro com uma NAIRU que se altera ao longo do tempo. Os resultados indicam que há uma relação significativa e negativa como resposta da inflação a um aumento do desemprego cíclico, e que a inclinação da curva de Phillips brasileira é estável ao longo do tempo, mas que a NAIRU brasileira vem se alterando ao longo do tempo.

Já Schwartzman (2006) usa preços desagregados para estimar a Curva de Phillips brasileira utilizando o método de mínimos quadrados em três estágios. Com isso, são estimadas diferentes versões para observar o efeito das distintas opções utilizadas na literatura, como a imposição de verticalidade de longo prazo da Curva de Phillips e o teste de efeito da instabilidade política no segundo semestre de 2002 sobre a dinâmica inflacionária. Os resultados apontam que a utilização da capacidade da indústria é uma boa *proxy* do hiato do produto, não é possível observar um efeito direto de depreciações cambiais sobre os preços de bens não comercializáveis, que não é possível rejeitar a hipótese de verticalidade da Curva de Phillips brasileira e que o efeito da incerteza política no segundo semestre de 2002 se intensificou por meio do efeito do repasse cambial nos bens comercializáveis.

Empregando de forma pioneira a Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH) no Brasil, Areosa e Medeiros (2007) introduzem a discussão em torno dos impactos da abertura econômica na dinâmica inflacionária. Para isso, os autores utilizam dados mensais de janeiro de 1995 a setembro de 2003. E ainda, concluem que, numa versão fechada, a economia tem uma forte rigidez nominal e grande grau de indexação, enquanto num modelo com economia aberta, além desses efeitos, a apreciação cambial combinada com inflação

estrangeira afeta a inflação do consumidor, um efeito que se intensifica quanto mais aberta for a economia. Ademais, como efeito indireto, o modelo de economia aberta fortalece o componente de expectativas *forward-looking* em detrimento do seu componente expectativas *backward-looking*.

Buscando endereçar possíveis problemas de estimação ao usar variáveis instrumentais, devido a possível autocorrelação e heterocedasticidade dos erros, Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) utilizam o método GMM-HAC com os quais esses problemas são considerados ao estimar uma curva de Phillips Novo Keynesiana com dados mensais entre janeiro de 1995 e março de 2012. Nesse sentido, os autores utilizam diversas *proxies* para representar as variáveis de interesse. A partir daí, os resultados apontam que a expectativa de inflação futura e a inflação passada possuem impacto significativo no processo inflacionário brasileiro. Além disso, ao se estudar diferentes períodos, observa-se que, quando se considera dados após 2002, o papel das expectativas futuras de inflação é maior, já ao se considerar dados na sua totalidade, desde 1995, o efeito das expectativas futuras de inflação é igual ou menor que da inércia inflacionária.

Já Arruda, Oliveira e Castelar (2017) analisam como a inflação brasileira reage a diferentes cenários de expectativas *forward-looking* na CPNKH usando informações mensais entre janeiro de 2002 e agosto de 2015 e o método de estimação GMM-HAC. Nesse sentido, os autores concluem que a inflação brasileira possui um robusto componente inercial, o qual num cenário de menor previsibilidade dos agentes a inflação se torna mais sensível às oscilações cíclicas da atividade econômica e que há um repasse cambial positivo na inflação.

Diversos estudos apontam que a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida é uma representação adequada para a dinâmica inflacionária brasileira, como por exemplo, Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Arruda, Oliveira e Castelar (2017). No entanto, conforme adverte Sachsida (2013), os resultados são bastante sensíveis às *proxies* utilizadas e há espaço para a discussão de alternativas aos indicadores tradicionalmente empregados.

Ferreira, Gois e Arruda (2018) estudam efeitos assimétricos da credibilidade da autoridade da política monetária na CPNKH no período após a adoção do Regime de Metas de Inflação. Dessa forma, para criar os índices de credibilidade, os autores usam os índices de Cecchetti e Krause (2002) e Mendonça e Souza (2007). Sendo assim, os resultados indicam que num regime de alta credibilidade o componente *forward-looking* é estatisticamente significativo, a inércia inflacionária é menor que no regime de baixa credibilidade e o hiato do desemprego é estatisticamente nulo. Já no regime de baixa credibilidade as expectativas de inflação futura são não significantes, a inércia inflacionária é maior que no regime de alta credibilidade e se

estabelece um *trade-off* entre inflação e desemprego. Portanto, uma maior credibilidade da política monetária reduz os custos de uma política monetária desinflacionária.

Mansilla, Arruda e Ferreira (2020) analisam assimetrias na dinâmica inflacionária do Brasil em diferentes regimes de abertura comercial. Para isso, estima-se uma CPNKH não-linear tendo como variável *threshold* o grau de abertura comercial e se usa dados mensais entre janeiro de 2002 e dezembro de 2017 e modelos econométricos com efeitos *threshold* na presença de regressores endógenos. Nesse sentido, os resultados indicam que num regime de maior abertura há ausência de *tradeoff* entre inflação e desemprego e de inércia inflacionária. Já no regime de menor abertura, a CPNKH se mostra significativa em sua forma original.

Por fim, Brito *et al.* (2019) investigam se medidas de núcleo de inflação podem ser bons indicadores das expectativas de inflação e se os parâmetros estimados estão de acordo com a literatura. À vista disso, os autores utilizam dados mensais entre janeiro de 2002 e agosto de 2015 e o método de GMM-HAC para estimação. As evidências indicam que a inflação brasileira tem um forte componente inercial, que há um *trade-off* entre inflação e desemprego e um efeito *pass-through* da taxa de câmbio. Além disso, observou-se que as medidas de núcleo de inflação se mostraram boas *proxies* das expectativas de inflação.

Em resumo, a literatura recente aplicada ao Brasil indica a CPNKH tem se mostrado um mecanismo importante para modelar a dinâmica inflacionária brasileira. Entretanto, em se tratando da *proxy* normalmente empregada para choques de oferta, o repasse cambial, Sachsida (2013) sugere cautela, uma vez que as evidências empíricas apresentam sinais inconsistentes e não significantes e, ainda, o *pass-through* não possui uma associação adequada com a teoria econômica na estrutura da CPNKH.

Portanto, o presente estudo pretende contribuir nessa linha, ao empregar o coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado como alternativa para a modelagem dos choques de oferta na CPNKH. Além disso, serão realizados exercícios em subamostras de modo a examinar a robustez desse indicador e eventuais assimetrias na dinâmica inflacionária brasileira em conjunturas macroeconômicas distintas.

3.3 Aspectos metodológicos

3.3.1 Base de dados

Para investigar se o coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado se mostra uma boa *proxy* da assimetria de preços e se ajusta bem, como uma medida

de choque de oferta na CPNKH, far-se-á uso de informações mensais entre janeiro de 2003 e dezembro de 2023. O quadro 3 apresenta um resumo descritivo das variáveis utilizadas e suas respectivas fontes.

A variável de inflação utilizada é medida a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulada em doze meses. Esse índice foi obtido junto ao Sistema Nacional de Preços ao Consumidor (SNIPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A medida de ciclos econômicos empregada foi o hiato do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-BR). Tal variável é um indicador de atividade econômica elaborado pelo Banco Central Brasileiro e seu valor é subtraído da tendência extraída a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (HP).

A medida de expectativas de inflação *forward-looking* utilizada foi Expectativa Média de Inflação IPCA – taxa acumulada para os próximos 12 meses – gerada do relatório FOCUS e disponibilizada pelo Banco Central. O indicador de expectativas *backward-looking*, ou inércia inflacionária, utilizado é o próprio IPCA defasado.

Para a construção da variável de assimetria, considerou-se o fato de que o IPCA possui diferentes níveis de agregação, tais como: grupo (nível mais agregado), subgrupo, item e subitem (nível mais desagregado). Sendo assim, utilizaram-se 49 subitens distribuídos nos seguintes grupos: Alimentação e Bebidas, Habitação, Artigos de residência, Vestuário, Transportes, Saúde e Cuidados Pessoais, Despesas Pessoais, Educação e Comunicação. O quadro 4, em apêndice, sintetiza os subgrupos de inflação utilizados dentro de cada grupo.

Após a definição dos subgrupos do IPCA a serem empregados, utilizou-se o coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado, como medida de assimetria, que pode ser expresso pela seguinte fórmula:

$$A = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s} \right)^3 \quad (1)$$

em que, \bar{x} é a média amostral dos subitens e s é o desvio padrão amostral dos subitens.

Vale lembrar que Joannes e Gill (1998) comparam diferentes medidas de assimetria em amostras de vários tamanhos de populações normais e distorcidas e destacam que o coeficiente de Fisher-Pearson ajustado apresenta um bom desempenho com pequeno erro quadrático médio em amostras de populações distorcidas. Além disso, Doane e Seward (2011) reportam que essa medida, além de muito usada na literatura, mostra-se conveniente por estar disponível em vários pacotes de software estatísticos.

Os gráficos das séries do hiato do IBC-BR, inflação acumulada de 12 meses, expectativas de inflação, e assimetria relativa de preços encontram-se no Apêndice C.

Quadro 3 – Síntese das Variáveis Utilizadas

INDICADOR	VARIÁVEL	PROXY	FONTE
Ciclos Econômicos	Ciclo da atividade	Hiato do IBC-BR	BACEN
Inflação	Inflação	Inflação IPCA 12 meses	IBGE/SNIPC
Expectativas	Expectativa <i>backward-looking</i>	Inflação IPCA 12 meses defasado	IBGE/SNIPC
	Expectativa <i>forward-looking</i>	Expectativa Média de Inflação IPCA 12 meses	Relatório Focus Bacen
Assimetria de preços relativos	Assimetria de Preços Relativos	Coefficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado	IBGE/SNIPC

Fonte: Elaboração própria

3.3.2 Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida

Baseando-se em modelos microfundamentados de expectativas racionais, a versão keynesiana da Curva de Phillips considera que os preços não se alteram instantaneamente, e que há uma relação direta entre inflação e o ciclo econômico. Além disso, a Curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK) estabelece que a inflação crescente pode reduzir o desemprego no curto prazo, porém não é capaz de reduzi-lo de forma definitiva.

No entanto, a versão original da CPNK tem uma deficiência significativa ao não considerar o componente inercial, ou *backward-looking*, da inflação. Sendo assim, Gali e Gertler (1999) formularam uma nova versão que adicionou esse componente, e pode ser desenvolvida a partir da seguinte equação:

$$p_t^* = (1-\mu) p_t^f + \mu p_t^b \quad (2)$$

Em que, p_t^* é o nível de preços derivado da maximização de lucros das firmas, p_t^f o preço estipulado pelas empresas que utilizam expectativas *forward-looking* e p_t^b o preço praticado pelo conjunto das firmas que utilizam expectativas *backward-looking*.

Considerando que os dois grupos estipulam preços de maneira distinta, o primeiro grupo de firmas estipula preços como o estabelecido por Calvo (1983). Logo, p_t^f será:

$$p_t^f = (1 - \alpha\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\alpha\theta)^k E_t \{ c m_{t+k}^n \} \quad (3)$$

A equação (3) é derivada a partir de um processo de maximização do valor presente do lucro esperado das firmas e define o preço ótimo escolhido pelas firmas como função de θ^{33} , do custo marginal real e de um fator de desconto α (Calvo, 1983). Sendo assim, essa equação indica que as firmas estipulam seus preços igual ao custo marginal em cada período t , em caso de ausência de fricções ou custo de ajustamento. Porém, uma vez que as firmas não mudam seus preços em todos os períodos, os mesmos devem ser fixados a partir da expectativa do comportamento do custo marginal esperado de modo a maximizar o valor presente do lucro esperado.

Já o segundo grupo de empresas formam suas expectativas de maneira *backward-looking*, de tal forma a considerar o nível de preços do último período acrescido da sua respectiva inflação. Tal formulação pode ser expressa da seguinte maneira:

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (4)$$

Sendo assim, a representação da CPNK pode ser mostrada da seguinte maneira:

$$\pi_t = \delta cm_t + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (5)$$

em que γ_f é o coeficiente do componente *forward-looking*, γ_b representa o termo *backward-looking* da inflação e δ incorpora a contribuição do custo marginal das empresas/ciclos econômicos. Cabe notar que γ_b aponta o grau de persistência inflacionária e que, caso $\gamma_f = 0$, a Curva de Phillips retorna à sua versão original.

Mais recentemente, Blanchard e Gali (2007) defenderam a inclusão de impactos de choques de oferta, sobre a dinâmica inflacionária o que propiciou a formação da chamada Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida que pode ser representada da seguinte forma:

$$\pi_t = \delta cm_t + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t \quad (6)$$

em que θ mensura o impacto dos choques de oferta na inflação. Normalmente, a variável v_t mais utilizada na literatura brasileira é uma medida de repasse cambial. Porém, as evidências observadas indicam que esse indicador é problemático ao variar de acordo com o número de defasagens permitidas, ao apresentar sinais contrários, ao se mostrar estatisticamente insignificante e, principalmente, por não indicar uma associação teórica adequada com os choques de oferta.

³³ Esse termo define a fração das firmas que não ajustam seus preços via otimização de lucros em t .

Nesse sentido, o presente estudo incorpora coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado como medida de choque de oferta, dada a previsão teórica levantada por Ball e Mankiw (1995) que demonstraram que esses indicadores assimetria são positivamente relacionados com a inflação, provocam mudanças no *trade-off* entre inflação e desemprego e justifica seu uso num arcabouço de modelos de custo de menu. Além disso, em estudo recente, Blanchard e Bernanke (2024) também indicam que os preços relativos se mostram importantes indicadores das condições de oferta da economia.

3.3.3 *Estratégia econométrica*

Considerando que ao estimar modelos de expectativas racionais o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) gera estimativas inconsistentes, uma vez que o termo de erro está correlacionado com algum dos regressores endógenos, os métodos mais utilizados nesse tipo de modelo são: Método dos Momentos Generalizados (GMM) e Método de Variáveis Instrumentais. Por exemplo, Blanchard e Gali (2007) utilizam o método IV para estimar a Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida, porém como apontam Baum, Schaffer e Stillman (2007), na presença de heterocedasticidade o GMM mostra-se mais adequado³⁴.

Sendo assim, buscando selecionar o melhor modelo para a estimação dos modelos aplica-se o teste de heterocedasticidade de Pagan e Hall (1983) na estimação por variáveis instrumentais (IV). Em seguida, procede-se a aplicação do teste de autocorrelação de Cumby e Huizinga (1992)³⁵. Caso o teste de Pagan e Hall (1983) rejeite a hipótese nula de homoscedasticidade, faz-se uso do método de GMM com correção para esse problema e, ainda, se o teste de Cumby e Huizinga (1992) apontarem autocorrelação serial, utiliza-se o chamado GMM-HAC, que é um estimador de GMM consistente na presença de autocorrelação e heterocedasticidade.

Em todos os cenários apreciados neste estudo foram verificadas a presença de heterocedasticidade, e em consequência disso, optou-se pelo método dos momentos generalizados em todos os modelos estimados. Hansen (1982) mostra que, caso os instrumentos sejam válidos, ou seja, os instrumentos são ortogonais ao distúrbio da regressão e, simultaneamente, correlacionados com os regressores endógenos, os estimadores de GMM são

³⁴ Na presença de heterocedasticidade a consistência dos coeficientes estimados por IV se mantém, no entanto, na estimação básica de variáveis instrumentais os erros padrão são inconsistentes e, por consequência, a inferência fica afetada.

³⁵ A hipótese nula desse teste é ausência de autocorrelação.

consistentes e assintoticamente normais. Portanto, usa-se o teste de sobreidentificação de Hansen³⁶ (1982) e caso não se rejeite a hipótese nula, pode-se afirmar que os instrumentos são adequados e que o modelo está corretamente estimado. Assim, foram utilizadas até seis defasagens do hiato do IBC-BR, do coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado e do IPCA.

Portanto, o modelo a ser estimado nesse exercício empírico e sua condição de ortogonalidade na estimação por GMM são mostrados nas seguintes equações (7) e (8) respectivamente:

$$\pi_t = \lambda c m_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t + e_t \quad (7)$$

$$E_t[e_t z_t] = E_t\{(\pi_t - \lambda c m_t - \gamma_f \pi_{t+1} - \gamma_b \pi_{t-1} - \theta v_t) z_t\} = 0 \quad (8)$$

Por fim, a estratégia econométrica adotada para a estimação dos modelos empregados neste estudo se dá por inicialmente verificar a presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial na estimação por IV utilizando os testes Pagan e Hall (1983) e Cumby e Huizinga (1992), respectivamente. Rejeitando-se a hipótese nula de homoscedasticidade, emprega-se o GMM com correção para esse problema. Já se também verificar a ocorrência de autocorrelação, adota-se a correção para ambos os problemas, ou seja, o GMM-HAC. Por fim, utiliza-se o teste de Hansen (1982) para atestar a validade dos instrumentos.

3.4 Resultados

Para estimar a CPNKH proposta no presente estudo, procedeu-se inicialmente à análise da estacionariedade das séries empregadas via testes de raiz unitária. Sendo assim, três testes foram empregados, quais sejam, Dickey Fuller Aumentado (ADF) e Phillip-Perron, que possuem como hipótese nula a presença de raiz unitária; e, o teste KPSS, proposto por Kwiatkowski, Phillips e Shin (1992), cuja hipótese nula é que a série é estacionária. A tabela 4 sintetiza os resultados desses testes.

Os resultados apontam que todas as séries empregadas são estacionárias a 5%. Em seguida, de modo a selecionar o melhor método para a estimação da CPNKH, foi empregado o teste de Pagan e Hall (1983) na estimação por variáveis instrumentais. Os resultados indicam a presença de heterocedasticidade na CPNKH e, portanto, todos os modelos foram estimados por

³⁶ A hipótese nula é que os instrumentos são válidos.

GMM com correção para esse problema. Ademais, o teste de Cumby e Huizinga (1992) indicou a presença de autocorrelação. Portanto, todos os modelos foram estimados por GMM-HAC, ou seja, o método dos momentos generalizados robustos para heterocedasticidade e autocorrelação. Por fim, a análise do teste de validade dos instrumentos de Hansen (1982) indica que não se pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Os resultados da estimação de GMM-HAC da CPNKH estão sintetizados na Tabela 5.

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária

Variável	ADF	KPSS	Phillip-Perron
Inflação IPCA	-4.43* [-2.87]	0.18 [0.46]	-3.28* [-2.87]
Expectativa de Inflação	-5.84* [-2.87]	0.33 [0.46]	-5.52* [-2.87]
Hiato da Atividade Econômica	-6.17* [-2.87]	0.02 [0.46]	-10.15* [-2.87]
Assimetria dos Preços Relativos	-9.93* [-2.87]	0.03 [0.46]	-8.62* [-2.87]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Valor crítico do teste a 5% de significância entre colchetes. / *Significante a 5%. Ho do.

Em termos gerais, observa-se que todos os coeficientes se mostraram estatisticamente significantes a 5%. Há que se ressaltar que o coeficiente associado à inércia inflacionária, ou expectativas *backward-looking*, se mostrou superior ao das expectativas *forward-looking*, indicando que a inflação brasileira ainda possui um importante componente inercial que pode ser explicado por um elevado nível de indexação da economia do Brasil. Autores como Arruda, Oliveira e Castelar (2017, 2018) e Brito *et al.* (2019) encontram resultados na mesma direção.

Tabela 5 – Resultados da Estimação de GMM-HAC da CPNKH (Amostra completa)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão
$E_t\{\pi_{t+1}\}$	0.18*	0.06
π_{t-1}	0.90*	0.02
x_t	0.015*	0.006
v_t	0.025*	0.006
Testes	Estatística de Teste	Valor Crítico
Pagan e Hall	44.75*	40.10
Cumby e Huizinga	81.93*	3.84
Hansen J	14.10	35.2

Fonte: Elaborado pelo autor com base na equação $\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t + \varepsilon_t$.

Notas: * Significante a 5%. / Os testes de autocorrelação de Cumby e Huizinga e de heterocedasticidade de Pagan e Hall foram aplicados na estimação com variáveis instrumentais.

Em termos de magnitude, a inflação brasileira seria aumentada em 0,9 p.p. e 0,18 p.p. frente a incrementos de 1 p. p. nas variáveis de expectativas *backward-looking* e *forward-looking*, respectivamente. Essa evidência pode indicar um alto custo de uma política desinflacionária e, possivelmente, uma pequena margem de interferência da autoridade monetária na inflação, tanto pelo seu forte componente inercial, como pelo baixo impacto do termo *forward-looking*, que é mais afetado pela condução da política monetária.

Analisando o impacto dos ciclos econômicos, observa-se que o hiato do IBC-BR apresentou impacto positivo e, estatisticamente, significativo da ordem de 0,015, ou seja, majorando-se em 1 p. p. a atividade econômica, a inflação aumentará em 0,015 p.p. Esse resultado fortalece a hipótese do *trade-off* entre inflação-desemprego ou inflação-atividade econômica observada por alguns autores (Mendonça; Sachsida; Medrano, 2012; Sachsida, 2013).

Considerando o indicador proposto no presente estudo para o impacto dos choques de oferta, observa-se que o coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado reportou impacto positivo e estatisticamente robusto, ou seja, nos moldes discutidos por Ball e Mankiw (1995), uma mudança assimétrica de preços relativos apresenta efeitos inflacionários. Em termos de magnitude, aumentando em 1 ponto percentual (p.p.) a assimetria dos preços relativos, a inflação será majorada em 0,025 p. p.

Além disso, trazendo a discussão dos impactos de choques nos preços relativos para os dias atuais, Bernanke e Blanchard (2024) elaboram um modelo teórico para analisar a dinâmica inflacionária no pós-pandemia e concluem que, num conjunto de onze³⁷ países, os choques de preços relativos impactaram a inflação de forma positiva e significativa, corroborando com os resultados observados nesse trabalho.

Considerando que a economia brasileira e outros emergentes estão sujeitos a choques internos e externos, bem como mudanças na conjuntura macroeconômica, optou-se por realizar exercícios de robustez em subamostras. Na linha exposta por Barbosa Filho (2017), que descreve a forte recessão enfrentada pela economia brasileira gestada, sobretudo, em 2014, escolheu-se os períodos de janeiro de 2003 a dezembro de 2013 e janeiro de 2014 a dezembro de 2023.

Em ambas as CPNKH aplicadas às subamostras, os testes de Pagan e Hall (1983) e Cumby e Huizinga (1992) também apontaram, respectivamente, para a presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Desse modo, empregou-se o GMM-HAC no processo de

³⁷ Estes países são: EUA, Reino Unido, conjunto de países da Zona do Euro, França, Alemanha, Espanha, Itália, Bélgica, Holanda, Canadá e Japão.

estimação de ambos os modelos. O teste de Hansen (1982) também atestou a validade dos instrumentos utilizados nas estimações. Os resultados das CPNKH para os períodos 2003-2013 e 2014-2023 estão sintetizados, respectivamente, nas tabelas 3.3 e 3.4.

No modelo estimado para o período 2003-2013, os resultados se mostraram semelhantes aos da regressão para a amostra completa; ou seja, todos os coeficientes se mostraram estatisticamente significantes a 5%. Cabe destacar que, nesse período pré-crise, embora o coeficiente da inflação inercial permaneça superior ao das expectativas *forward-looking*, observa-se que este apresentou impacto superior e aquele um efeito menor, frente ao modelo com a amostra completa.

Alinhado ao observado por Arruda, Oliveira e Castelar (2017), essa evidência parece indicar que, em períodos de maior estabilidade econômica, as expectativas *forward-looking* se mostram mais ancoradas e, portanto, reportam menor custo de intervenções desinflacionárias, mesmo que o componente inercial ainda se mostre um desafio para a economia brasileira.

Tabela 6 – Resultados da Estimação de GMM-HAC da CPNKH (2003-2013)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão
$E_t\{\pi_{t+1}\}$	0.27*	0.04
π_{t-1}	0.84*	0.01
x_t	0.013*	0.005
v_t	0.017*	0.005
Testes	Estatística de Teste	Valor Crítico
Pagan e Hall	69.38*	35.2
Cumby e Huizinga	41.60*	3.84
Hansen J	8.6	30.1

Fonte: Elaborado pelos autores com base na equação $\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t + \varepsilon_t$.

Notas: * Significante a 5%. / Os testes de autocorrelação de Cumby e Huizinga e de heterocedasticidade de Pagan e Hall foram aplicados na estimação com variáveis instrumentais.

Analisando o impacto dos ciclos econômicos, observa-se que o hiato do IBC-BR apresentou impacto positivo de 0,013, ou seja, aumentando em 1 p.p. a atividade econômica, a inflação será majorada em 0,013 p. p. Tal valor se mostra semelhante ao da amostra completa.

Considerando o efeito dos choques de oferta, via assimetria dos preços relativos, tem-se um impacto positivo e de magnitude inferior ao observado na amostra completa, 0,017 p.p. Nos moldes discutidos por Ball e Mankiw (1995), os efeitos inflacionários da assimetria dos preços relativos tendem a ser majorados ou atenuados a depender da volatilidade dos preços, evidência corroborada por Bernanke e Blanchard (2024).

Ao considerar a amostra que incorpora períodos de fortes crises, 2014-2023, os resultados reportam importantes mudanças. Em linhas gerais, todos os coeficientes estimados se mostraram estatisticamente significantes a 5%, exceto o componente *forward-looking* das expectativas. Tal resultado indica que um cenário macroeconômico conturbado, como indica Barbosa Filho (2017), tende a prover tanta incerteza a ponto de desancorar as expectativas futuras de inflação. Além disso, os resultados apontam para o incremento do efeito da inflação inercial, tornando ainda mais desafiadora uma política desinflacionária.

Tabela 7 – Resultados da Estimação de GMM-HAC da CPNKH (2014-2023)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão
$E_t\{\pi_{t+1}\}$	0.01	0.11
π_{t-1}	0.96*	0.04
x_t	0.02*	0.01
v_t	0.04*	0.01
Testes	Estatística de Teste	Valor Crítico
Pagan e Hall	35.20*	32.7
Cumby e Huizinga	32.36*	3.84
Hansen J	8.5	27.6

Fonte: Elaborado pelos autores com base na equação $\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t + \varepsilon_t$.

Nota: *Significante a 5%. Os testes de autocorrelação de Cumby e Huizinga e de heterocedasticidade de Pagan e Hall foram aplicados na estimação com variáveis instrumentais.

Os resultados associados aos ciclos econômicos se mostraram semelhantes, com magnitude levemente superior à observada no ambiente mais estável, de 0,02 p.p. No entanto, o impacto da assimetria dos preços relativos nessa subamostra se mostrou aproximadamente 2,3 vezes superior ao observado na amostra de maior estabilidade econômica.

Em suma, as evidências confirmam que o coeficiente de momento padronizado de Fisher-Pearson ajustado se mostra uma alternativa importante para modelar os impactos dos choques de oferta na CPNKH economia brasileira. E, ainda, os resultados indicam que, sob ambiente recessivo e/ou de maior instabilidade econômica, há risco de desancoragem das expectativas *forward-looking*, tornando seu componente estatisticamente igual a zero, e o componente inercial da inflação tende a ser majorado.

3.5 Considerações finais

O presente trabalho analisou a adequação da assimetria das mudanças nos preços relativos como indicador de choque de oferta na CPNKH do Brasil e como essa relação se comporta em diferentes cenários macroeconômicos. Para tal, utilizaram-se informações mensais entre janeiro de 2003 e dezembro de 2023 e o método de estimação GMM-HAC.

Em termos gerais, os resultados atestam a hipótese empregada nesse trabalho, ou seja, a assimetria de mudanças nos preços relativos desponta como uma boa *proxy* para incorporar choques de oferta na CPNKH pois, além de apresentar o sinal previsto pela teoria, mostrou-se estatisticamente robusto nas diferentes conjunturas examinadas. Adicionalmente, as evidências apontam que, em cenários de maior instabilidade macroeconômica, seus efeitos tendem a ser potencializados com relação àqueles mais estáveis.

Cabe ressaltar que Bernanke e Blanchard (2024) argumentaram que a elevada inflação observada no período pós-pandemia se deu em grande parte por choques nos preços relativos, o que acentua a importância da discussão exposta neste trabalho.

Com relação tanto à inércia inflacionária quantas às expectativas *forward-looking* ambas possuem coeficientes positivos, na estimação considerando a amostra completa, mas, com a primeira tendo coeficiente maior que a segunda. Tal resultado aponta para a manutenção de altos níveis de indexação da economia brasileira. Além disso, ao considerar subamostras, o coeficiente da inflação inercial aumenta em períodos de instabilidade macroeconômica, enquanto as expectativas *forward-looking* deixa de ser estatisticamente significativa. Tais resultados podem indicar uma desancoragem das expectativas olhando para frente que reflete, fortemente, no custo de políticas desinflacionárias.

Já com respeito aos ciclos econômicos, observou-se um efeito positivo do hiato do IBC-BR na amostra completa e em períodos de menor e maior instabilidade macroeconômica, o que reforça a existência do *trade-off* entre inflação e desemprego. Além disso, esse efeito se mostra levemente superior no período de maior incerteza macroeconômica.

Em suma, os resultados apontam para a assimetria de preços relativos como bom indicador de choques de oferta na CPNKH que tem seu efeito ampliado em cenários de turbulência macroeconômica e que tal imprevisibilidade também fortalece o componente *backward-looking* em detrimento do componente *forward-looking* na dinâmica inflacionária, majorando consideravelmente o custo de políticas de desinflação.

4 CONCLUSÃO

A presente tese se pautou em três ensaios que versam sobre política monetária, choques de oferta e dinâmica inflacionária de modo a se aprofundar na análise dos impactos de choques de oferta na inflação setorial e na curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH), além de propor estimações não lineares de uma regra de Taylor para a economia brasileira.

No primeiro artigo, analisa-se a presença de assimetrias na função de reação da autoridade monetária brasileira considerando dois regimes distintos de inflação a partir da estimação de modelos econométricos com efeitos *threshold* na presença de regressores endógenos.

Em termos gerais, os resultados apontam uma tendência de suavização na condução da política monetária brasileira em ambos os regimes de inflação considerados. A atividade econômica e a taxa de câmbio não apresentaram significância estatística nas análises realizadas e, num regime de baixa inflação, o impacto os desvios das expectativas de inflação em relação à sua meta se mostrou estatisticamente nulo, indicando que a autoridade monetária brasileira apresentou uma preferência pela estabilidade dos preços.

Utilizando como um estudo de caso a greve dos caminhoneiros, o segundo capítulo investiga como o grau de comercialização de grupos de inflação afeta a resposta setorial dos preços em termos de magnitude e persistência frente a um choque adverso de oferta. Nesse contexto, estima-se modelo de diferenças em diferenças dinâmico para estudo de eventos.

As evidências indicam que os subitens comercializáveis sobem seus preços de forma mais intensa que os seus pares não comercializáveis e esse efeito persiste por nove meses. Além disso, dentre os grupos analisados se destacam os grupos de Alimentação, Habitação, Artigos de Residência, Transportes e Despesas Pessoais com efeitos maiores e mais persistentes. Por outro lado, os grupos de Comunicação e Educação não apresentaram diferenças significativas em resposta à greve dos caminhoneiros. Por fim, os grupos de Saúde e Cuidados Pessoais e Vestuário reportaram efeitos defasados negativos e positivos, respectivamente, com persistência baixa.

Por fim, o terceiro ensaio analisa em que medida a assimetria de preços relativos pode servir como variável que representa um choque de oferta na CPNKH do Brasil. Emprega-se o método dos momentos generalizados robusto na presença de heterocedasticidade e autocorrelação (GMM-HAC) e exercícios de robustez em subamostras.

Os resultados indicam que a assimetria de preços relativos se mostra uma boa *proxy* para choques de oferta numa CPNKH para o Brasil, já que seu coeficiente apresenta o sinal esperado e se mostrou significativo em todos os modelos estimados. Além disso, o exercício para as subamostras indica que o efeito da assimetria de preços relativos se acentua em ambiente macroeconômico mais turbulento e que o coeficiente correspondente à inércia inflacionária também tem o seu efeito majorado. Por fim, o componente *forward-looking* das expectativas se mostra significativo apenas num ambiente de maior estabilidade macroeconômica.

À guisa de conclusão, a análise macroeconômica moderna não pode prescindir do acompanhamento das flutuações das condições de oferta da economia, uma vez que os seus choques tendem a afetar preços e atividade econômica em direções opostas o que, no caso de choque adverso, pode agravar fortemente a dinâmica da economia. Além disso, há que se ressaltar a necessidade do emprego de modelagens não lineares na formulação, condução e monitoramento da política monetária, especialmente em economias emergentes.

REFERÊNCIAS

- AHMAD, S. A multiple threshold analysis of the Fed's balancing act during the Great Moderation. **EconomicModelling**, v. 55, p. 343–358, 2016.
- AKDOGAN, K. Asymmetric behaviour of inflation around the target in inflation targeting countries. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 62, n. 5, p. 486–504, 2015.
- ARAGÓN, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's Reaction Function: the Case of Asymmetric Preference. **Estudos Economicos**, v. 40, n. 2, p. 373-399, 2010.
- AREOSA, W.; MEDEIROS, M., Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy. **Sociedade Brasileira de Econometria - SBE**, v. 27, 2007
- ARRUDA, E.; OLIVEIRA, M. T. A.; CASTELAR, I. Dinâmica Recente da Inflação Brasileira em Ambientes Distintos de Expectativas *Forward-Looking*. **Revista de Economia Política** (impresso), v. 37, p. 808-831, 2017.
- ARRUDA, E.; OLIVEIRA, M. T. A.; CASTELAR, I. Business cycles, expectations and inflation in Brazil: a New-Keynesian Phillips curve analysis. **Cepal Review**, v. 124, p. 143-158, 2018.
- ARRUDA, E.; FERREIRA, R.; CASTELAR, I., Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 36., 2008, Salvador. **Anais [...]** Salvador: ANPEC, 2008.
- ASSARSSON, B. Inflation and relative-price changes in the Swedish economy. **Sveriges Riksbank Economic Review**, n. 3, p. 43-62, 2004.
- AUCREMANNE, L.; BRYNS, G.; HUBERT, M.; ROUSSEEUW, P.; STRUYF, A. **Inflation, relative prices and nominal rigidities**. Working Paper, n. 20, National Bank of Belgium, Brussels, 2002.
- BALKE, N.; WYNNE, C. An equilibrium analysis of relative price changes and aggregate inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 45, n. 2, p. 269-92, 2000.
- BALL, L.; N. GREGORY M. Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks. **Quarterly Journal of Economics**, p.161-193, 1995.
- BARBOSA, F. A Crise Econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, p. 51, 2017.
- BARBOSA, F. D.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003–2015. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 4, p. 399–417, 2016.
- BARBOSA, R.; NOJOSA G.; BARBOSA, G.; SOUSA, D. **A situação fiscal local e o enfrentamento da pandemia da Covid-19**: Evidências para os municípios brasileiros. Texto para discussão n. 00/2021, 2021.

- BARROS, R.; BONOMO, M.; CARVALHO, C.; MATOS, S. **Price Setting in a Variable Macroeconomic Environment: Evidence from Brazilian CPI**. Working Paper, NBER, 2009.
- BAUM, C.; SCHAEFFER, M.; STILLMAN, S. Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing, **Stata Journal**, v. 7, p. 465-506, 2007.
- BERNANKE, B.; BLANCHARD, O. **An analysis of pandemic-era inflation in 11 economies**. Working Paper 32532, NBER, 2024.
- BILS, M.; KLENOW, P. Some evidence on the importance of sticky prices. **Journal of Monetary Economics**, v. 112, p. 947-985, 2004.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the New Keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, p. 35-65, 2007.
- BRITO, A.; ARRUDA, E.; CASTELAR, I.; TROMPIERI NETO, N.; SANTOS, C. Core Inflation, Expectations and Inflation Dynamics in Brazil. **International Journal of Economics and Finance**, v. 11, p. 1-13, 2019.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, p. 383-398, 1983.
- CASTRO, V. Can central banks' monetary policy be described by a linear (augmented) Taylor rule or by a nonlinear rule? **Journal of Financial Stability**, v. 7, n. 4, p. 228–246, 2011.
- ÇATIK, N.; MARTIN, C.; ONDER, Ö. Relative price variability and the Phillips Curve: evidence from Turkey. **Journal of Economic Studies**, v. 38, p. 546-561, 2011.
- CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: evidence from the United Kingdom and the United States. **B.E. Journal of Macroeconomics**, v. 8, n. 1, 2008.
- CUMBY, R.; HUIZINGA, J. Testing the autocorrelation structure of disturbances in ordinary least squares and instrumental variables regressions. **Econometrica**, v. 60, n. 1, p. 185–195, 1992.
- CYSNE, R. A relação de Phillips no Brasil: 1964-66 × 1980-84. **Revista Brasileira de Economia**, v. 39, 1985.
- DHYNE, E.; ÁLVAREZ, L.; BIHAN, H.; VERONESE, G.; DIAS, D.; HOHHMAN, J.; JONKER, N.; LUNNEMANN, P.; RUMLER, F.; VILMUNEM J. **Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data**. ECB Working Paper 524, 2005.
- DOANE, D.; SEWARD, L. Measuring Skewness: A Forgotten Statistic? **Journal of Statistics Education**, v. 19, n. 2, 2011.
- DOPKE, J.; PIERDZIOCH, C. Inflation and skewness of the distribution of relative price changes: empirical evidence for Germany. **Journal of Statistics and Economics**, v. 223, 2016.

ESTADÃO. **Greve dos caminhoneiros: entenda o movimento que parou o Brasil.** Economia & Negócios, 2018.

FIGUEIREDO, F.; FERREIRA, T. **Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil.** Working Papers Series 59, Central Bank of Brazil, Research Department, 2002.

FONSECA, M. R. R.; OREIRO, J. J. C.; ARAÚJO, E. C. Não Linearidade da Política Monetária Brasileira no Período de Metas de Inflação: uma Análise com Base em um Modelo MS-VAR. **Análise Econômica**, v. 36, n. 70, p. 63-81, 2018.

FRIEDMAN, M. **Perspectives on Inflation.** Newsweek, 1973.

GAGNON, E. Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico. **Quarterly Journal of Economics**, v. 124, p. 1221-1263, 2009.

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

GURGEL, L. C. **Abertura Comercial e não Linearidades a política monetária do Brasil.** 2021. 35f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2021.

HANSEN, B. Testing for linearity. **Journal of Economic Surveys**, v. 13, n. 5, p. 551-576, 1999.

HANSEN, L. Large sample properties of generalized method of moments estimator. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.

HARGREAVES, D.; KITE, H.; HODGETTS, B. Modelling New Zealand inflation in a Phillips curve. **Reserve Bank of New Zealand: Bulletin**, v. 69, n. 3, 2006.

HOBijn, B.; NECHIO, F.; SHAPIRO, A. Using Brexit to Identify the Nature of Price Rigidities. **Journal of International Economics**, v. 130, 2021.

HUANG, K.; LIU, Z. Inflation targeting: What inflation rate to target? **Journal of Monetary Economics**, v. 52, p. 1435-1462, 2005.

JOANES, D.; GILL, C., Comparing Measures of Sample Skewness and Kurtosis. **The Statistician**, v. 47, p. 183-189, 1998.

KLENOW, P.; MALIN, B. **Microeconomic Evidence on Price-Setting.** Working paper NBER, 2010.

LIMA, E. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, p. 899-930, 2003.

MARTIN, C.; MILAS, C. Financial crises and monetary policy: evidence from the UK. **Journal of Financial Stability**, v. 9, n. 4, 654-61, 2013.

MENDONÇA, M.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, p. 475-500, 2012.

MOHANTY, M.; KLAU, M. **Market volatility and foreign exchange intervention in EMEs: What has changed? An overview**, BIS PAPER, 2013.

NAKAMURA, E.; STEINSSON J. Five Facts About Prices: A Revaluation of Menu Cost Models Quarterly. **Journal of Economics**, p. 1415-1464, 2008.

OLIVINDO, M. T. **Ensaio sobre taxa de juros, inflação e produção**. 2020. 90f. Tese (Doutorado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2020.

PAGAN, A.; HALL, D. Diagnostic Tests as Residual Analysis. **Econometric Reviews**, v. 2, n. 2, p. 159-218, 1983.

PEREIRA, H.; SOUZA, M., Inflação e volatilidade de preços relativos: evidências de painéis longos e painel de vetores autoregressivos para a economia brasileira pós-plano real. **Análise Econômica**, v. 36, n. 71, 2018.

PHILLIPS, A. The Relationship between Unemployment and the Rate Of Change Of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957. **Economica**, v. 25, p. 283-299, 1958.

RÁTFAI, A. **Inflation and relative price asymmetry European Central Bank**. Working Paper Series, n. 301, 2004.

SACHSDIDA, A. Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: Uma Revisão da Literatura sobre a Curva de Phillips. **Revista Brasileira de Economia – RBE**, v. 67, n. 4, 2013.

SCHWARTZMAN, F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, 2006.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. **Journal of the European Economic Association**, v. 1, p. 1123-1175, 2003.

SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and Frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE Approach. **American Economic Review**, v. 97, n. 3, p. 586-606, 2007.

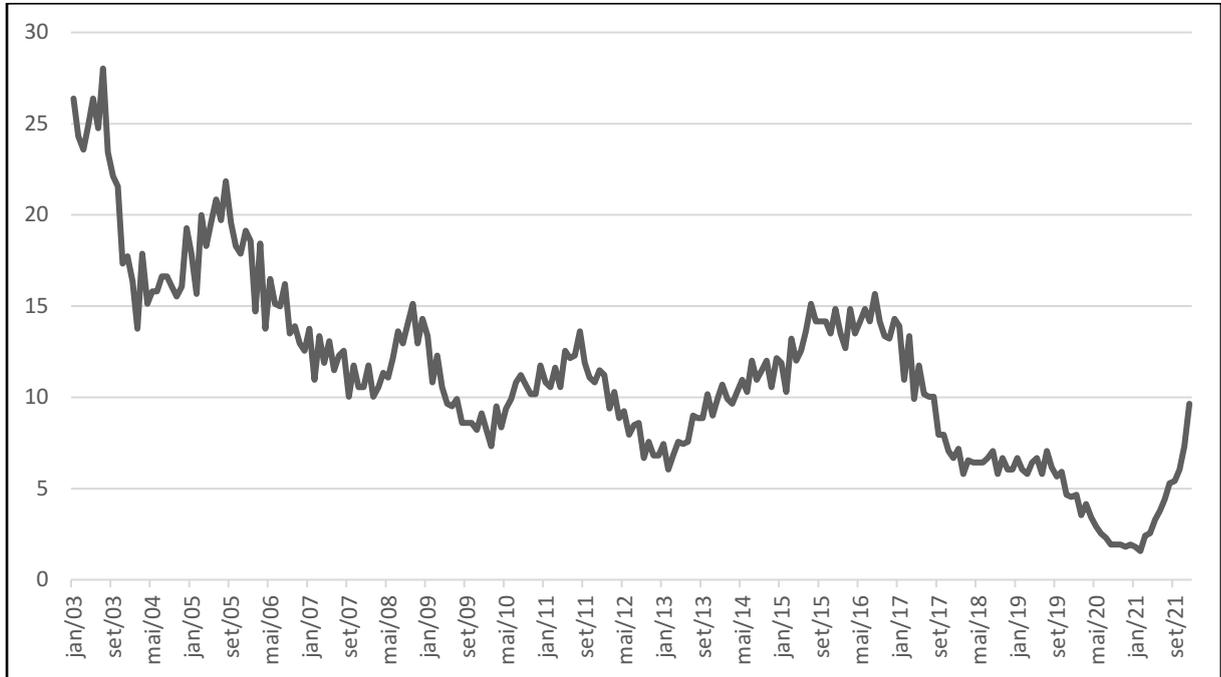
SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and US inflation: the case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, n. 1, p. 305-324, 2007.

TAYLOR, M. P.; DAVRADAKIS, E. Interest rate setting and inflation targeting: evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 10, n. 4, 2006.

VERMEULEN, P.; DIAS, D.; DOSSCHE, M.; GAUTIER, E.; HERNANDO, I.;
SABBATINI, R.; STAHL, H. **Price Setting in the Euro Area:** Some Stylized Facts from
Individual Producer Price Data. ECB Working Paper, 2007.

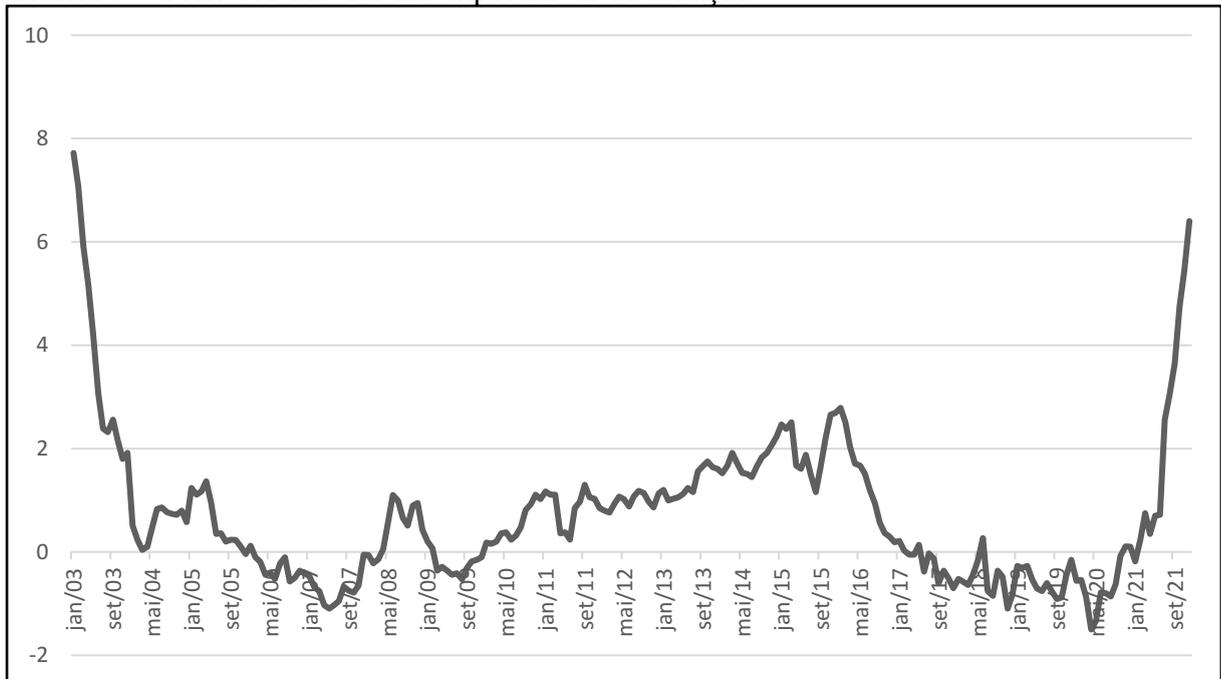
APÊNDICE A – DINÂMICA INFLACIONÁRIA E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA MONETÁRIA DO BRASIL

Gráfico 6 – Série da Taxa de Juros anualizada



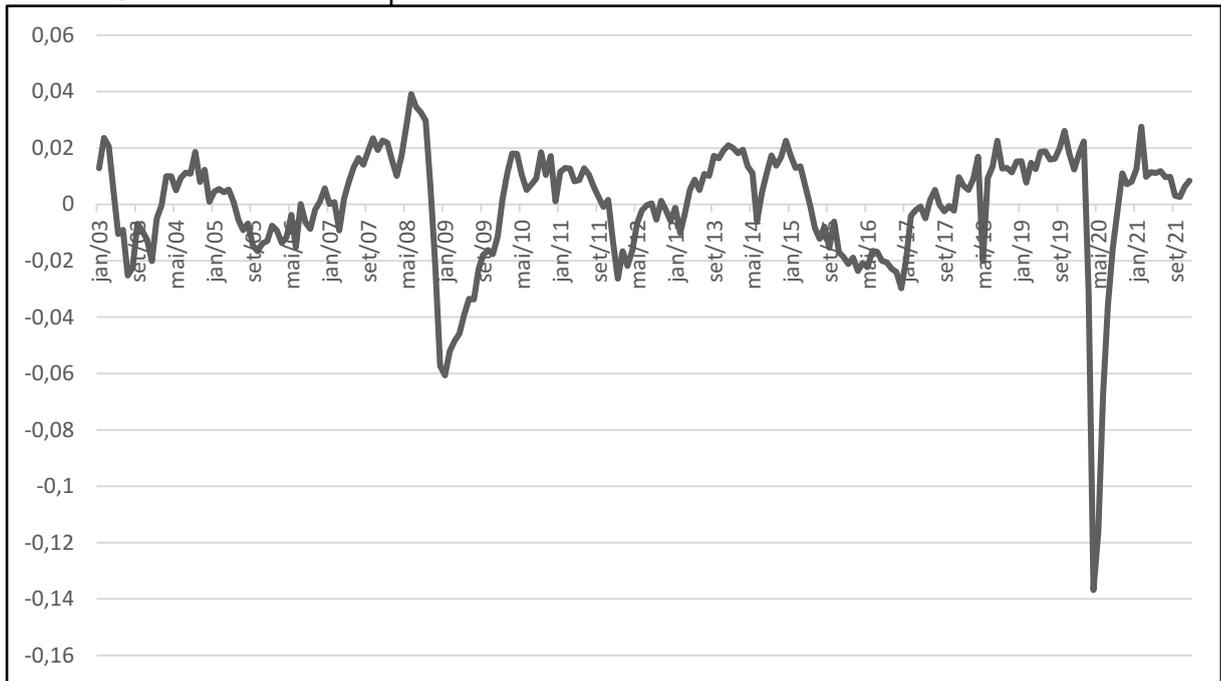
Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Banco Central.

Gráfico 7 – Série dos desvios das expectativas da inflação



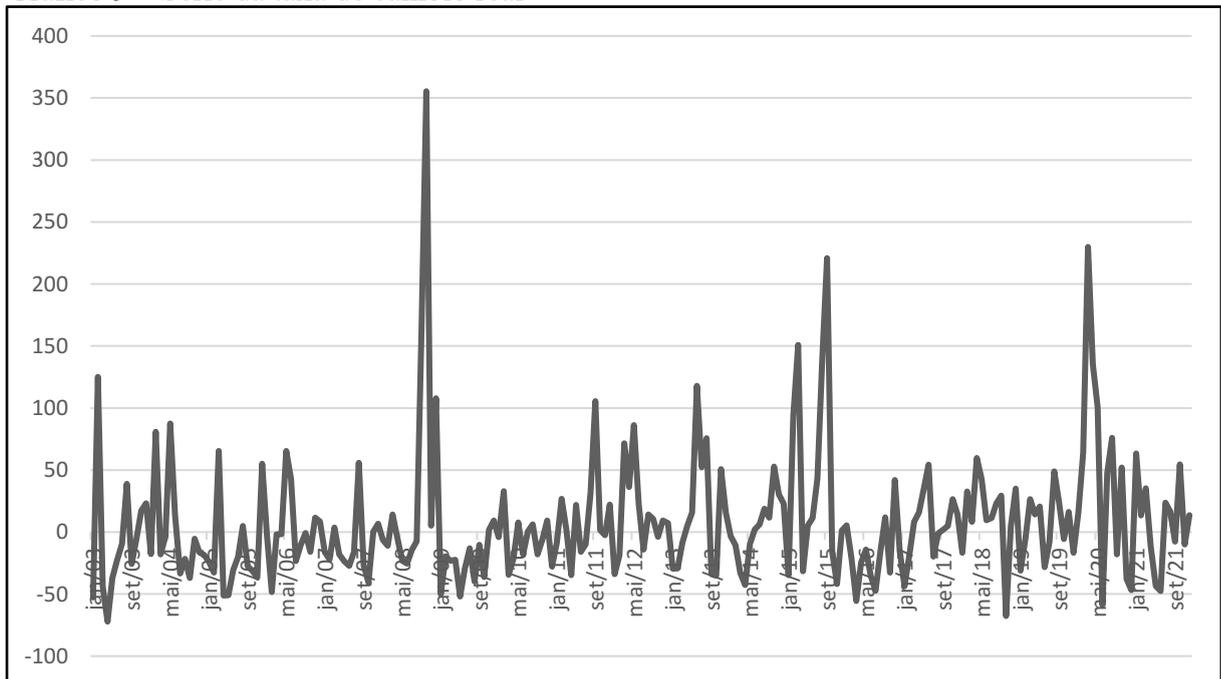
Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Relatório FOCUS do BACEN.

Gráfico 8 – Série do hiato do produto



Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Banco Central.

Gráfico 9 – Série da taxa de câmbio real



Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Banco Central.

Gráfico 10 – Série da taxa de inflação



Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Banco Central.

Tabela 8 – Teste de Robustez considerando Índice de *Commodities*

Variáveis	Regime de Baixa Inflação <5,61 (110 Obs.)		Regime de Alta Inflação ≥ 5,61 (103 Obs.)	
	Coefficientes	Erro Padrão	Coefficientes	Erro Padrão
Desvio Expect.	-0,05	0,18	0,48*	0,16
Hiato Produto	21,70	11,14	-10,42	9,93
Taxa de Câmbio Efetiva Real	-0,001	0,003	-0,006	0,003
Taxa de Juros _{t-1}	0,14	0,12	0,58*	0,10
Taxa de Juros _{t-2} *	0,78*	0,08	0,31*	0,11
Taxa de Juros _{t-3} *	0,28*	0,09	0,41*	0,10
Taxa de Juros _{t-4} *	-0,24*	0,10	-0,35*	0,12
Comodities	-0,04	0,02	0,03	0,04
Teste J	9,07	Valor Crítico		15,51

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: *Significante a 5%. / Instrumentos aferidos pelo teste J: de seis a doze defasagens dos Desvios das Expectativas de inflação, do hiato do produto e da taxa de câmbio efetiva real.

Tabela 9 – Teste de Robustez considerando Déficit Primário

Variáveis	Regime de Baixa Inflação <5,85 (119 Obs.)		Regime de Alta Inflação ≥ 5,85 (94 Obs.)	
	Coefficientes	Erro Padrão	Coefficientes	Erro Padrão
Desvio Expect.	-0,19	0,20	0,48*	0,17
Hiato Produto	16,2	11,90	-4,42	9,54
Taxa de Câmbio Efetiva Real	-0,002	0,003	-0,006	0,004
Taxa de Juros _{t-1}	0,12	0,13	0,51*	0,10
Taxa de Juros _{t-2}	0,74*	0,09	0,45*	0,11
Taxa de Juros _{t-3}	0,32*	0,09	0,35*	0,10
Taxa de Juros _{t-4}	-0,24*	0,11	-0,34*	0,12
Déficit Primário	-0,02	0,02	-0,02	0,03
Teste J	12,33	Valor Crítico		15,51

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: *Significante a 5%. / Instrumentos aferidos pelo teste J: de seis a doze defasagens dos Desvios das Expectativas de inflação, do hiato do produto e da taxa de câmbio efetiva real.

Tabela 10 – Teste de Robustez considerando uma combinação de Déficit Primário com Índice de *Commodities*

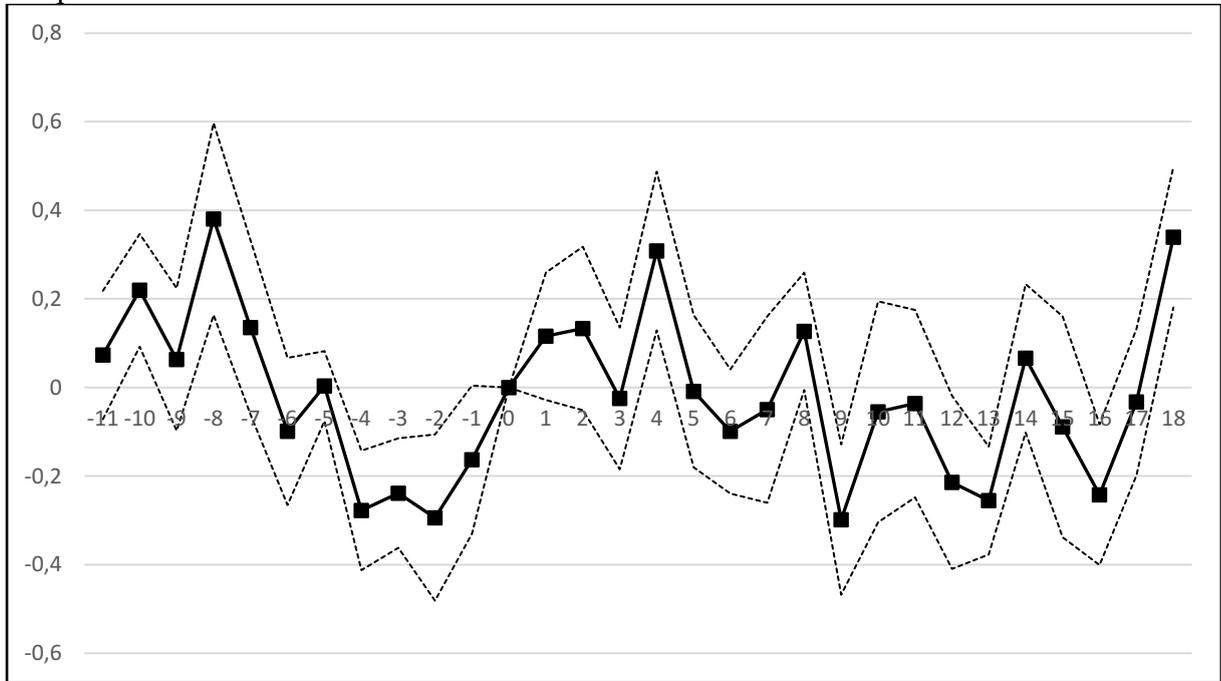
Variáveis	Regime de Baixa Inflação <5,61 (110 Obs.)		Regime de Alta Inflação ≥ 5,61 (103 Obs.)	
	Coefficientes	Erro Padrão	Coefficientes	Erro Padrão
Desvio Expect.	-0,09	0,22	0,49*	0,17
Hiato Produto	20,78	12,39	-7,05	9,89
Taxa de Câmbio Efetiva Real	-0,001	0,003	-0,006	0,004
Taxa de Juros _{t-1}	0,14	0,12	0,56*	0,10
Taxa de Juros _{t-2}	0,78*	0,08	0,33*	0,11
Taxa de Juros _{t-3}	0,28	0,89	0,41	0,97
Taxa de Juros _{t-4}	-0,24*	0,10	-0,34*	0,12
Commodities	-0,04	0,02	0,03	0,04
Déficit Primário	-0,005	0,02	-0,02	0,03
Teste J	11,13	Valor Crítico		15,51

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: *Significante a 5%. / Instrumentos aferidos pelo teste J: de seis a doze defasagens dos Desvios das Expectativas de inflação, do hiato do produto e da taxa de câmbio efetiva real

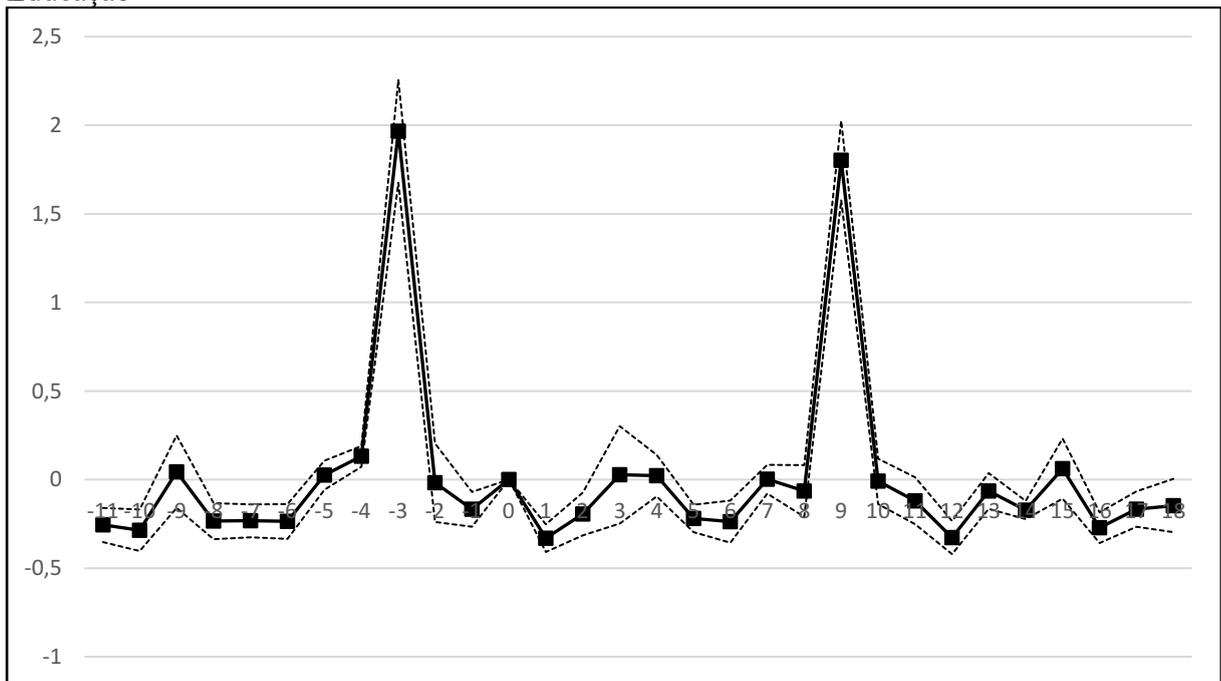
APÊNDICE B – CHOQUES DE OFERTA E DINÂMICA DE PREÇOS: UMA ANÁLISE DA GREVE DOS CAMINHONEIROS

Gráfico 11 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Despesas Pessoais



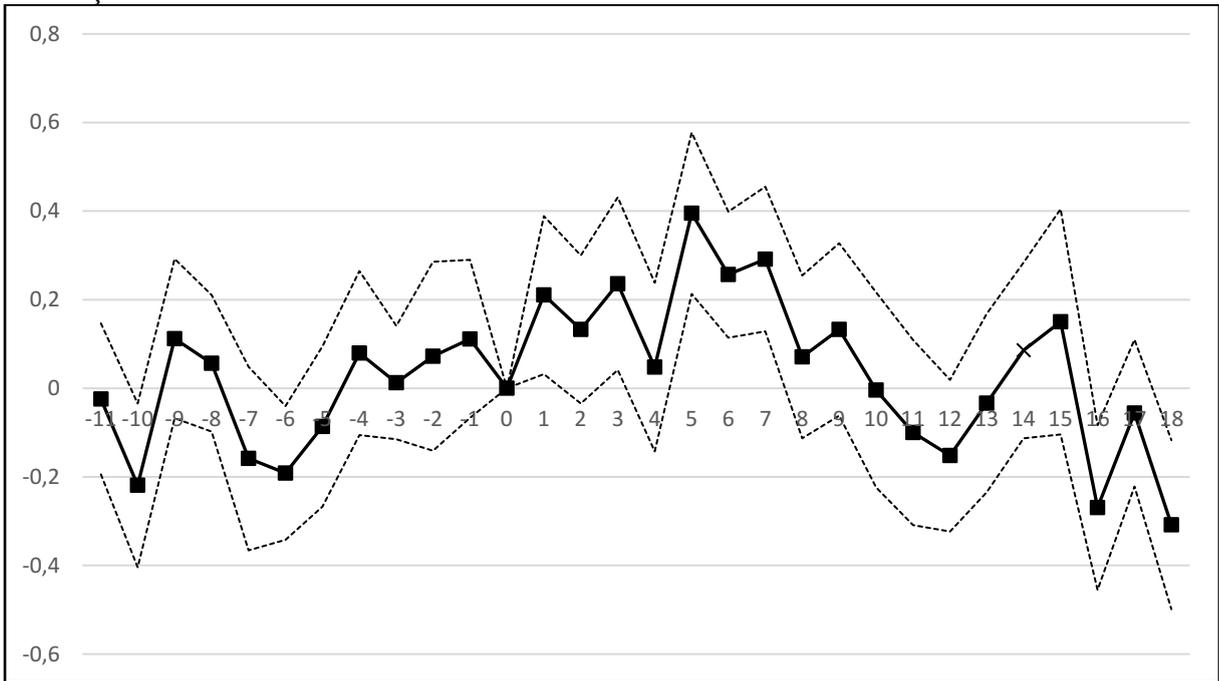
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 12 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Educação



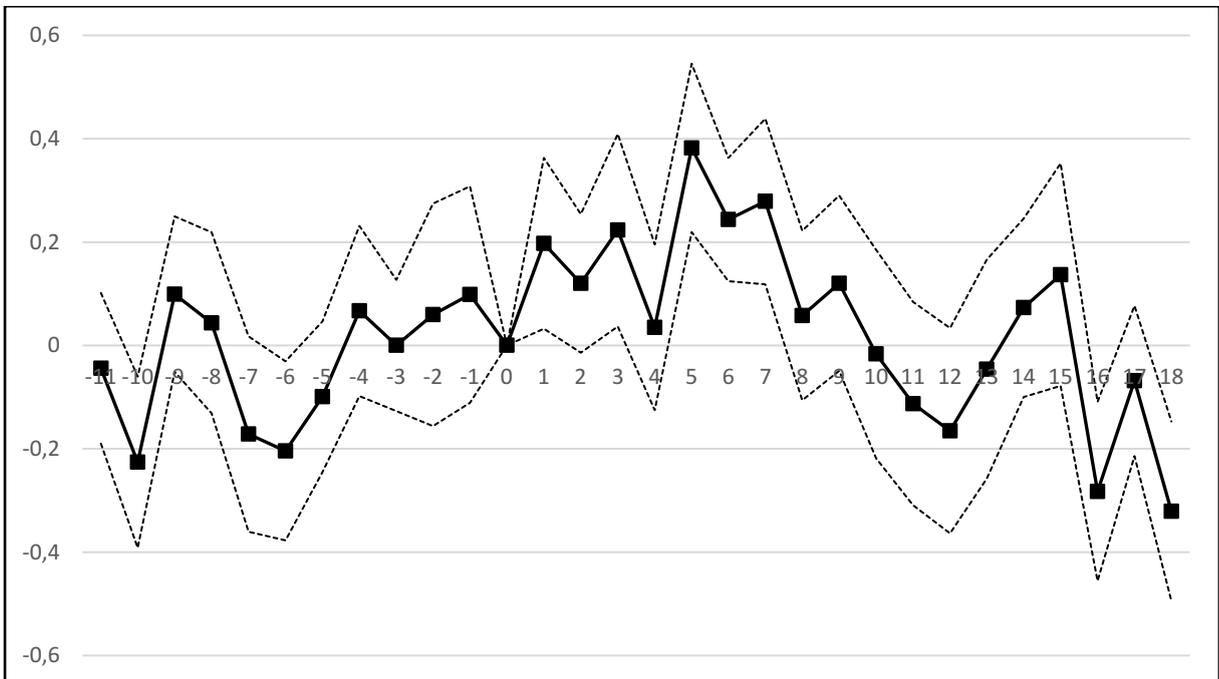
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 13 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Habitação



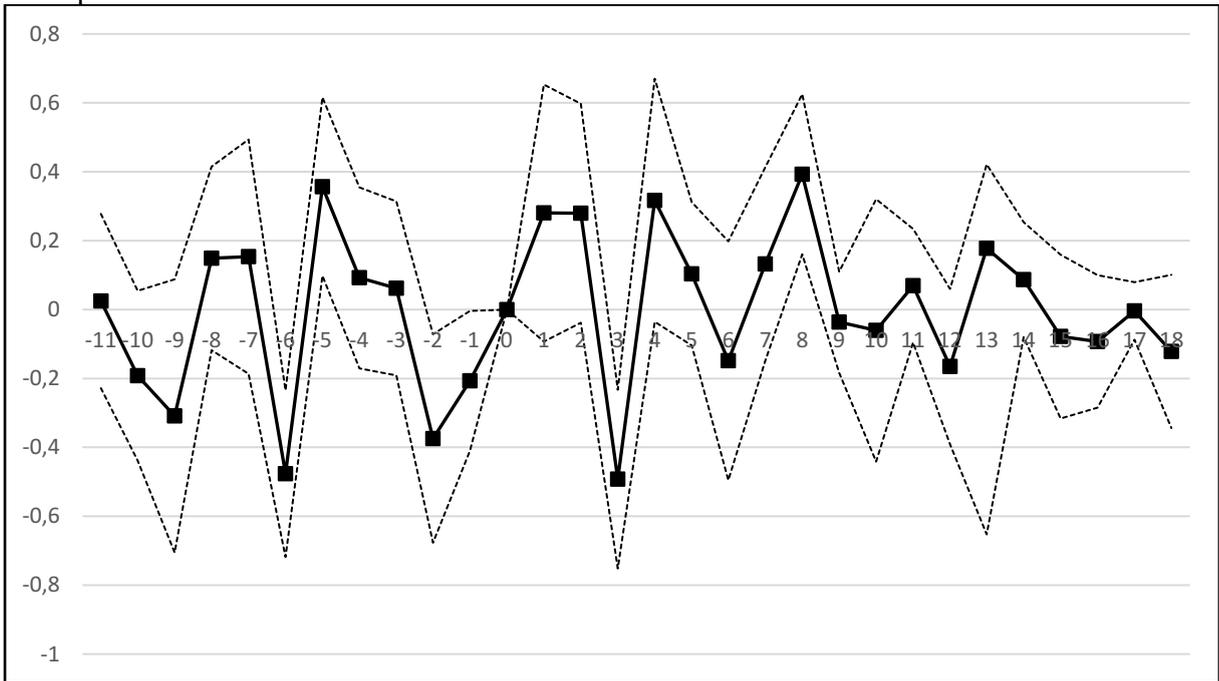
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 14 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Artigos de Residência



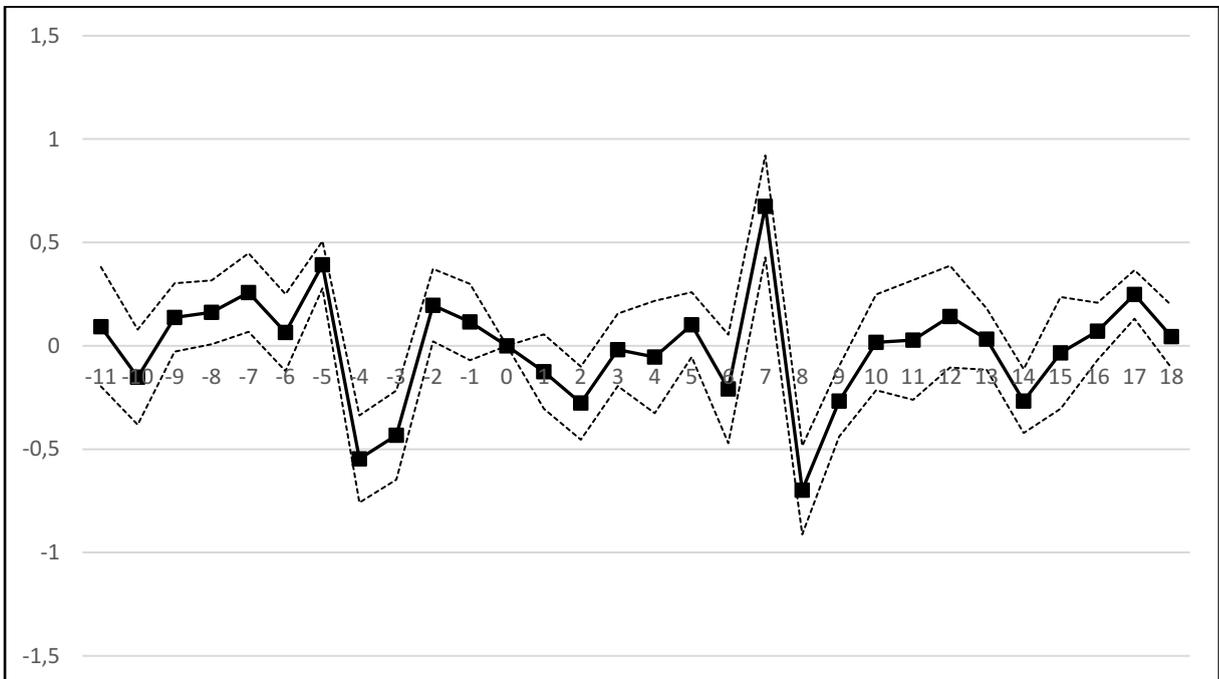
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 15 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Transporte



Fonte: Elaboração do autor.

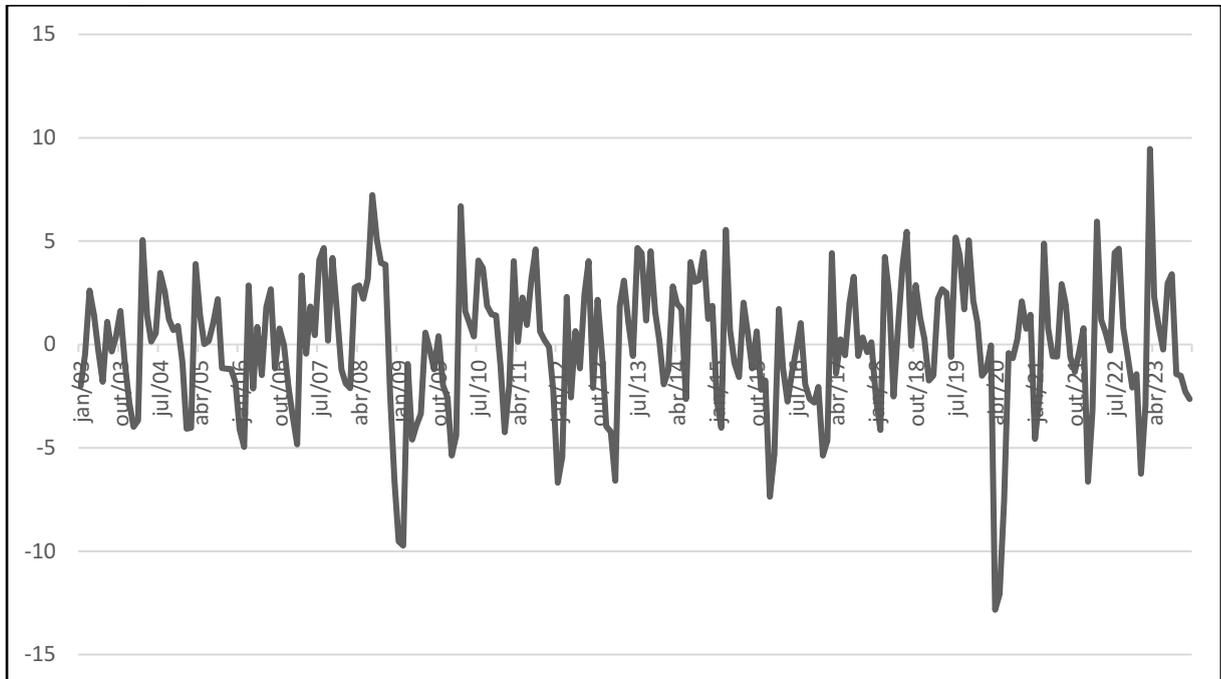
Gráfico 16 – Estimativa do modelo de diferenças em diferenças dinâmico para o grupo Vestuário



Fonte: Elaboração do autor.

APÊNDICE C – ASSIMETRIA DE PREÇOS RELATIVOS E DINÂMICA INFLACIONÁRIA NO BRASIL

Gráfico 17 – Série do Hiato do IBC-BR



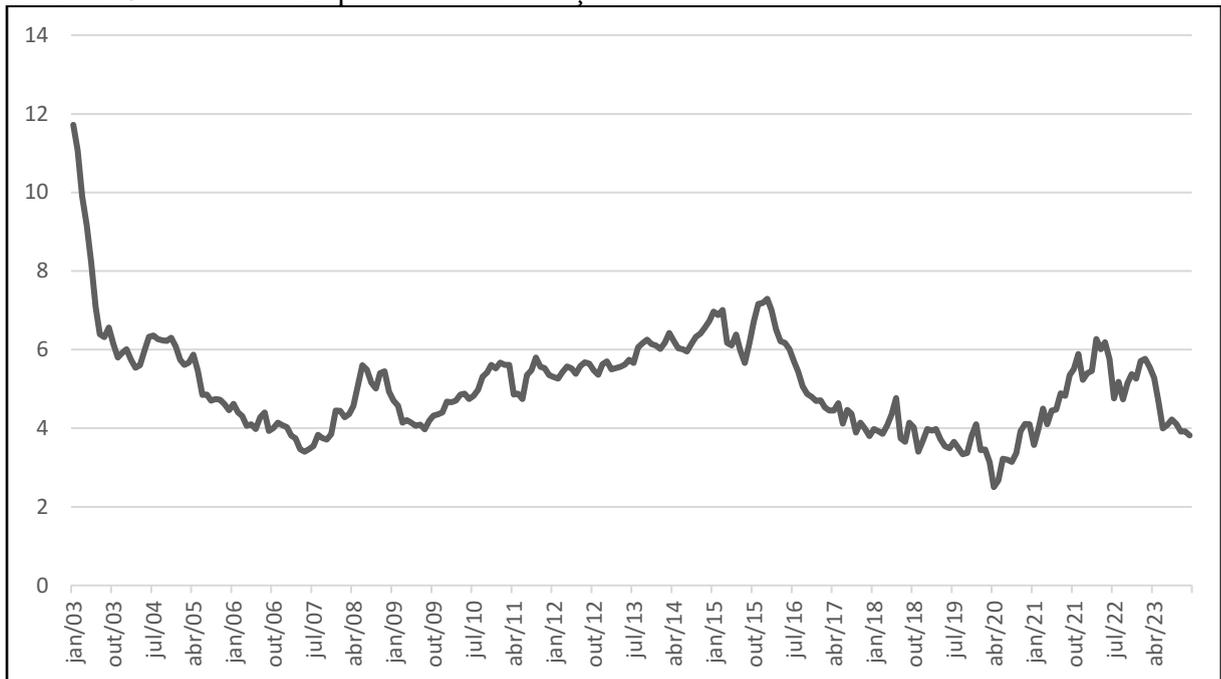
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 18 – Série da Inflação acumulada de 12 meses



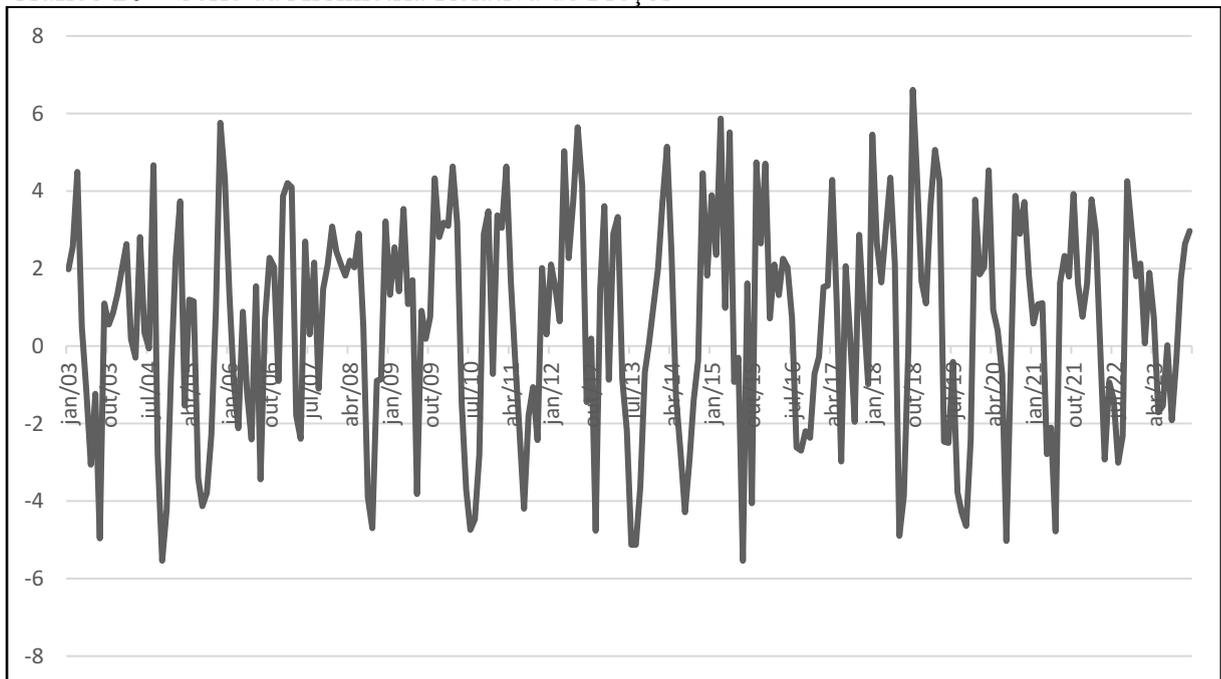
Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 19 – Série das Expectativas de Inflação



Fonte: Elaboração do autor.

Gráfico 20 – Série da Assimetria Relativa de Preços



Fonte: Elaboração do autor.

Quadro 4 – Descrição dos subitens da inflação

VARIÁVEL	PROXY	SUBITENS		FONTE
Inflação	Variação mensal dos subitens do IPCA	Grupos do IPCA	Subitens do IPCA	IBGE
		Alimentação e Bebidas	Cereais, leguminosas e oleaginosas, Farinhas, féculas e massas, Tubérculos, raízes e legumes, Açúcares e derivados, Hortaliças e verduras, Frutas, Carnes, Pescados, Carnes e peixes industrializados, Aves e ovos, Leites e derivados, Panificados, Óleos e gorduras, Bebidas e infusões, Enlatados e conservas, Sal e condimentos	
		Artigos de Residência	Aluguel e taxas, Reparos, Artigos de Limpeza, Combustíveis (domésticos) e Energia Elétrica Residencial	
		Vestuário	Mobiliário, Utensílios e enfeites, Cama, Mesa e Banho, Eletrodomésticos e equipamentos, Tv, som e informática e Consertos e manutenção	
		Transportes	Transporte público, Veículo próprio e Combustíveis (veículos)	
		Saúde e Cuidados Pessoais	Produtos farmacêuticos, Óculos e lentes, Serviços médicos e dentários, Serviços laboratoriais e hospitalares, Plano de saúde e Higiene Pessoal	
		Despesas Pessoais	Serviços pessoais, Recreação e Fumo	
		Educação	Cursos, Leitura e Papelaria	
		Comunicação	Comunicação	

Fonte: Elaboração do autor.