



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS

INSTITUTO DE ECONOMIA

LUAN LIMA MUGARTE

**ASSIMETRIA DO REPASSE CAMBIAL NO BRASIL: UMA
ABORDAGEM EMPÍRICA NÃO LINEAR**

CAMPINAS

2021



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE ECONOMIA

LUAN LIMA MUGARTE

**ASSIMETRIA DO REPASSE CAMBIAL NO BRASIL: UMA
ABORDAGEM EMPÍRICA NÃO LINEAR**

Dissertação apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas como parte dos requisitos exigidos para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Carolina Troncoso Baltar.

Coorientadora: Prof.^a Dr.^a Rosângela Ballini.

Este exemplar corresponde a uma versão final da dissertação defendida pelo aluno Luan Lima Mugarte, orientada pela Prof.^a Dr.^a Carolina Troncoso Baltar e coorientada pelo Prof.^a Dr.^a Rosângela Ballini.

CAMPINAS
2021

Ficha catalográfica
Universidade Estadual de Campinas
Biblioteca do Instituto de Economia
Luana Araujo de Lima - CRB 8/9706

M891a Mugarte, Luan Lima, 1994-
Assimetria do repasse cambial no Brasil : uma abordagem empírica não linear / Luan Lima Mugarte. – Campinas, SP : [s.n.], 2021.

Orientador: Carolina Troncoso Baltar.
Coorientador: Rosângela Ballini.
Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia.

1. Inflação. 2. Conflito distributivo. 3. Taxas de câmbio. 4. Estatística descritiva. 5. Análise de séries temporais. I. Baltar, Carolina Troncoso, 1979-. II. Ballini, Rosângela, 1969-. III. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. IV. Título.

Informações para Biblioteca Digital

Título em outro idioma: Asymmetric exchange rate pass through in Brazil : a nonlinear empirical approach

Palavras-chave em inglês:

Inflation (Finance)

Distributive conflict

Foreign exchange rates

Descriptive statistics

Time-series analysis

Área de concentração: Teoria Econômica

Títuloção: Mestre em Ciências Econômicas

Banca examinadora:

Carolina Troncoso Baltar [Orientador]

Débora Mesquita Pimentel

Maryse Farhi

Data de defesa: 26-05-2021

Programa de Pós-Graduação: Ciências Econômicas

Identificação e informações acadêmicas do(a) aluno(a)

- ORCID do autor: <https://orcid.org/0000-0003-3362-3864>

- Currículo Lattes do autor: <http://lattes.cnpq.br/4244166173105857>



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE ECONOMIA

LUAN LIMA MUGARTE

**ASSIMETRIA DO REPASSE CAMBIAL NO BRASIL: UMA
ABORDAGEM EMPÍRICA NÃO LINEAR**

Prof^a. Dra. Carolina Troncoso Baltar – orientadora

Prof^a. Dra. Rosângela Ballini - coorientadora

Defendida em 26/05/2021

COMISSÃO JULGADORA

Prof^a. Dra. Carolina Troncoso Baltar - PRESIDENTE
Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP)

Prof^a. Dra. Maryse Farhi
Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP)

Prof^a. Dra. Débora Mesquita Pimentel
Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ)

A Ata de Defesa, assinada pelos membros da Comissão Examinadora, consta no processo de vida acadêmica da aluna.

Agradecimentos

Nestes dois últimos anos, há muitas pessoas que eu preciso agradecer.

Agradeço aos meus pais, Terezinha e Luis Carlos, por sempre terem me apoiado e me proporcionado tudo (e muito mais) do que um filho necessita. Não há palavras que exprimem toda a gratidão que tenho por vocês. Agradeço também ao meu irmão, Melke, por sempre ser alguém que me estimula a me desenvolver e crescer na vida.

Agradeço a minha namorada Karina por sempre estar ao meu lado durante todo esse período. Poder compartilhar minha vida com você tornou os bons momentos ainda melhores e os episódios ruins mais suportáveis. Você é a melhor companheira que alguém poderia ter e eu sou muito feliz e afortunado por trilhar esse caminho com você.

Agradeço às professoras Carolina Baltar e Rosângela Ballini, minha orientadora e coorientadora, por todos os ensinamentos que proporcionaram nos últimos anos, que vão muito mais além da economia e a academia. Vocês são mulheres incríveis e se tornaram uma enorme fonte de inspiração para mim - em especial, neste último ano tão conturbado.

Agradeço às professoras Maryse Farhi e Ana Rosa por todas as sugestões e contribuições ao meu trabalho durante a qualificação e eventuais encontros posteriores, que proporcionaram um enriquecimento notável de meu trabalho.

Agradeço à professora Débora Pimentel, em que seu trabalho inspirou esta dissertação e que gentilmente aceitou o convite para participar da banca de defesa.

Agradeço também às membras e membros do nascente Grupo de Estudos de Economia Aplicada e Dinâmica Econômica (GEADE) por todas as críticas e sugestões valiosas para o avanço do meu trabalho.

Agradeço aos amigos do IE - os que vieram da graduação e os que surgiram na pós - por todas as conversas sobre economia e não economia, que trouxeram aprendizados e bons momentos de descontração nesse período. Também preciso agradecer às outras amizades de longa data que nunca falharam em trazer alegria ao meu dia, principalmente ao João, Murilo e Antônio.

Agradeço aos funcionários de toda a equipe do Instituto de Economia e da Unicamp, por todo o trabalho que mantém essa grande universidade pública funcionando e se aprimorando cada vez mais.

Agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq por ter me concedido uma bolsa de mestrado e ter possibilitado a minha pesquisa durante todo esse tempo.

À todos vocês, muito obrigado!

Resumo

Esta dissertação investiga se apreciações e depreciações da moeda exercem efeitos assimétricos sobre a inflação doméstica, com base no caso brasileiro para um período após a implementação do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas de Inflação (2000-2019). No primeiro capítulo, é feita uma revisão de duas teorias da inflação, o Novo Consenso em Macroeconomia e a teoria do conflito distributivo, apontando as principais diferenças sobre as causas da inflação e as políticas de controle inflacionário. No segundo capítulo, são revisados os modelos teóricos ortodoxos e pós Keynesianos de repasse cambial e, em uma seção posterior, é realizada uma revisão dos estudos empíricos sobre repasse cambial para o caso do Brasil ou um conjunto de países emergentes. No terceiro capítulo, analisa-se a evolução da inflação brasileira após a implementação do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas de Inflação, destacando os principais fatores determinantes de processos inflacionários partindo-se de uma visão do conflito distributivo. No quarto capítulo, são descritos e estimados modelos Vetor Autorregressivos (VAR) e Vetor Autorregressivo com mudanças de Markov (MSVAR) para verificar a hipótese de assimetria do repasse cambial, utilizando tanto o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como o Índice Geral de Preços (IGP) para a variável de inflação nos modelos. O uso dos modelos MSVAR permite a estimação de coeficientes específicos aos regimes de apreciação e depreciação da moeda. Logo, com base nas Funções Impulso Resposta e nas Decomposições da Variância do Erro, avaliam-se os impactos de choques cambiais sobre a variável de inflação nos dois regimes. Os resultados mostraram um coeficiente de repasse cambial significativamente maior no regime de depreciação do que no regime de apreciação, indicando a existência de assimetria do repasse cambial nos modelos MSVAR construídos tanto com a variável IPCA quanto com a variável IGP. Adicionalmente, a análise da decomposição da variância dos modelos revelou um efeito mais forte dos choques cambiais sobre a variabilidade da inflação no regime de depreciação do que no regime de apreciação. Por fim, o coeficiente de repasse cambial calculado para a variável IGP foi significativamente maior do que para a variável IPCA nos modelos VAR e MSVAR.

Palavras-chave: inflação, conflito distributivo, taxas de câmbio, estatística descritiva, análise de séries temporais.

Abstract

This dissertation investigates whether currency appreciation and depreciation has asymmetrical effects on domestic inflation based on the Brazilian case for the period after the implementation of the floating exchange rate regime and the Inflation Targeting Regime (2000- 2019). The first chapter presents a review of two inflation theories, the New Consensus in Macroeconomics and the conflicting claims approach, exploring the differences between these views concerning the main determinants of core inflation and inflation fighting policies. In the first part of the following chapter, a brief discussion is carried out on the orthodox and post Keynesian theoretical models of exchange pass-through; and, in the second part, the empirical studies on exchange pass-through for the case of Brazil or a group of emerging countries are reviewed. In the third chapter, stylized facts about the Brazilian inflation after the implementation of the floating exchange rate regime and the Inflation Targeting Regime are detected, highlighting the main determining factor in the evolution of domestic prices. In the fourth chapter, Vector Autorregressive (VAR) and Markov-Switching Vector Autoregressive (MSVAR) models are estimated to verify the hypothesis of asymmetric exchange rate pass through, using both Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) and Índice Geral de Preços (IGP) as prices indexes for the inflation variable in the models. The use of MSVAR models allows the estimation of coefficients conditioned on each regimes of currency appreciation or depreciation. Thus, based on the Impulse Response Functions and the Forecast Error Variance Decompositions, the impact of exchange rate shocks on the inflation variable in both regimes are evaluated. The results show a higher exchange rate pass through coefficient in the currency depreciation regime than the one estimated in the appreciation regime, indicating the existence of asymmetry in the exchange rate pass through in the MSVAR models with the IPCA variable and the IGP variable. In addition, an analysis of the forecast error variance decomposition of the models revealed a stronger effect of exchange rate shocks on the variability of inflation in the currency depreciation regime than in the appreciation regime. Finally, the estimated exchange pass-through coefficient for the IGP variable had a larger magnitude than for the IPCA variable in the VAR and MSVAR models.

Keywords: inflation (Finance), distributive conflict, foreign exchange rates, descriptive statistics, time-series analysis.

Lista de Figuras

1.1	Modelo básico do conflito distributivo	27
2.1	Tipos de assimetrias de acordo com Meyer e Cramon-Taubadel (2004).	40
3.1	Trajeto�rias da taxa de �mbio nominal, taxa de crescimento do PIB e taxa acumulada de 12 meses do IPCA	69
3.2	Regime de Metas de Infla��o (IPCA ao fim do ano, meta, piso e teto) e decomposi��o da taxa de infla��o em componentes selecionados, dada pela m�dia da taxa acumulada em 12 meses por per�odo.	70
3.3	Taxa de �mbio nominal e da taxa acumulada em 12 meses do IPCA (�ndice cheio e outras desagrega��es) para o per�odo entre 1999 e 2020 (periodicidade trimestral)	71
3.4	Taxas acumuladas em 12 meses do IPCA de bens dur�veis, semidur�veis, n�o dur�veis e �ndice cheio	72
3.5	Taxa de �mbio nominal (eixo esquerdo) e �ndice de pre�os de <i>commodities</i> (eixo direito)	74
3.6	Trajeto�rias do IPCA do grupo de Alimentos e Bebidas e do �ndice cheio	75
3.7	Varia��o do �ndice cheio do IPCA e sua decomposi��o nas categorias de n�o <i>tradables</i> e servi�os - taxas acumuladas em 12 meses para o per�odo entre 1999 e 2019	77
3.8	Balan�o dos reajustes salariais e compara��o entre o �ndice IPCA e INPC	81
4.1	Gr�ficos das s�ries temporais da base de dados utilizada	88
4.2	Fun��es Impulso Resposta do IPCA aos choques de <i>Commodities</i> , �mbio, Hiato do Produto Industrial e IPCA	99
4.3	Fun��es Impulso Resposta do IGP aos choques de <i>Commodities</i> , �mbio, Hiato do Produto Industrial e IGP	100
4.4	Taxa de �mbio nominal e probabilidades do regime de deprecia��o no modelo MSVAR com IPCA	103
4.5	Taxa de �mbio nominal e probabilidades do regime de deprecia��o no modelo MSVAR com IGP	103
4.6	Fun��es Impulso Resposta do IPCA aos choques de <i>Commodities</i> , �mbio, Hiato do Produto Industrial e IPCA - Modelo MSVAR	105

Lista de Figuras

4.7	Funções Impulso Resposta do IGP aos choques de <i>Commodities</i> , Câmbio, Hiato do Produto Industrial e IGP - Modelo MSVAR	107
-----	--	-----

Lista de Tabelas

2.1	Quadro resumido dos trabalhos empíricos sobre repasse cambial	60
3.1	Dados selecionados sobre a evolução do mercado de trabalho brasileiro e parcela salarial do produto entre 1999 e 2018 (%)	79
4.1	Distintas especificações dos modelos MSVAR com mudanças em seu intercepto.	95
4.2	Critérios de Seleção de Defasagem - Modelo VAR (IPCA)	98
4.3	Decomposição da Variância da Inflação - Modelo VAR com o IPCA	101
4.4	Decomposição da Variância da Inflação - Modelo VAR com o IGP	101
4.5	Informações adicionais sobre os regimes nos modelos MSVAR	104
4.6	Decomposição da Variância do modelo MSVAR com o IPCA	108
4.7	Decomposição da Variância do modelo MSVAR com o IGP	109
A.1	Testes de Raiz Unitária - Variáveis em nível	124
A.2	Testes de Raiz Unitária - Variáveis em variação percentual	125
A.3	Critérios de Seleção de Defasagem - Modelo VAR (IGP)	126
A.4	Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo VAR com IPCA	126
A.5	Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo VAR com IPCA	127
A.6	Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo VAR com IGP	127
A.7	Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo VAR com IGP .	128
A.8	Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo MSVAR com IPCA . .	128
A.9	Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo MSVAR com IPCA	129
A.10	Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo MSVAR com IGP . . .	129
A.11	Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo MSVAR com IGP	130
A.12	Valores das raízes inversas no modelos VAR	130
A.13	Valores das raízes inversas no modelo MSVAR com IPCA	130
A.14	Valores das raízes inversas no modelo MSVAR com IGP	131

Sumário

Introdução	14
1 Teorias de inflação	17
1.1 Novo Consenso em Macroeconomia	17
1.1.1 O modelo básico do Novo Consenso em Macroeconomia	19
1.1.2 A política monetária no NCM	21
1.2 A teoria do conflito distributivo	22
1.2.1 A determinação dos preços e dos salários nominais	22
1.2.2 O modelo básico da teoria do conflito distributivo	26
1.2.3 Extensões do modelo básico: os efeitos da demanda e da produtividade e análise para uma economia aberta	28
1.2.4 Políticas de controle inflacionário a partir da teoria do conflito distributivo	29
2 Repasse cambial: teoria e empiria	32
2.1 Literatura teórica sobre repasse cambial	34
2.1.1 Determinantes microeconômicos	34
2.1.2 Determinantes macroeconômicos do repasse cambial	36
2.1.3 Determinantes do repasse de preços assimétrico	39
2.2 Revisão da literatura empírica	41
2.2.1 Repasse cambial simétrico	42
2.2.2 Repasse cambial assimétrico e não linear	50
2.2.3 Considerações finais sobre a revisão da literatura empírica	66
3 Fatos estilizados sobre a inflação brasileira entre 1999 e 2019	67
3.1 Breve descrição dos antecedentes da adoção do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas da Inflação	67
3.2 Taxa de câmbio e inflação	70
3.2.1 Preços de <i>commodities</i> e taxa de câmbio nominal: uma relação inversa .	74
3.3 Ciclo econômico e inflação	76
3.3.1 Breves apontamentos sobre a questão da produtividade do trabalho . . .	82
3.4 O peso e papel dos preços administrados	83
3.5 Considerações finais	84

4 Modelos empíricos do repasse cambial no Brasil	86
4.1 Base de dados	86
4.1.1 Relações esperadas entre as variáveis	90
4.2 Metodologia VAR e MSVAR	91
4.2.1 Modelo Vetor Autorregressivo - VAR	92
4.2.2 Modelo Vetor Autorregressivo com mudanças de Markov - MSVAR	94
4.3 Estimação e resultados dos modelos	97
4.3.1 Resultados dos modelos VAR - IPCA e IGP	98
4.3.2 Resultados dos modelos MSVAR - IPCA e IGP	102
4.4 Considerações finais	109
Conclusão	111
Referências Bibliográficas	114
Apêndice A	124

Introdução

Com a implementação do Plano Real durante o ano de 1994, observou-se um processo de estabilização da taxa de inflação no Brasil em patamares relativamente baixos - ao menos, se comparados aos níveis históricos da taxa de inflação brasileira. Entre as principais medidas que levaram ao sucesso deste plano na estabilização inflacionária, destacam-se a adoção de mecanismos de desindexação da economia e de um regime de câmbio administrado, em que a taxa de câmbio foi utilizada como âncora cambial. A taxa de câmbio estável correspondeu a um fator de controle dos efeitos de choques externos, ao disciplinar os reajustes de preços dos bens importados, exportáveis e aqueles produzidos com insumos importados ou exportáveis (BATISTA JUNIOR, 1996). No entanto, após uma série de déficits externos elevados, eclosão de crises financeiras em diversos países emergentes e ataques especulativos sobre a moeda brasileira, o regime de câmbio administrado tornou-se insustentável e foi substituído pelo regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999. Em seguida, em julho deste mesmo ano, adotou-se formalmente o Regime de Metas da Inflação como a forma de condução da política monetária para alcançar a estabilidade dos preços internos. Deste modo, as metas de inflação passaram a funcionar como âncoras nominais que procuram guiar as expectativas dos agentes econômicos (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

Após a adoção do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas de Inflação em 1999, choques de desvalorização cambial consistiram em um dos principais determinantes de uma aceleração da inflação na economia brasileira¹. A importância do repasse cambial, definido como o impacto de mudanças na taxa de câmbio sobre os preços domésticos, para a dinâmica inflacionária do Brasil é destacada na literatura empírica, tanto no *mainstream* econômico² (GOLDFAJN; WERLANG, 2000; CORREA; MINELLA, 2010), como na heterodoxia (ARAÚJO; MODENESI, 2010; BRAGA, 2013; BALTAR, C., 2015). A transmissão de choques cambiais para os preços domésticos de consumidor final pode ocorrer por diferentes mecanismos, como o

¹A importância dos choques cambiais para a inflação doméstica também é verificada para momentos anteriores à implementação do regime de câmbio administrado. Por exemplo, o trabalho de Pinkusfeld et al. (2018) analisa as causas de episódios de forte aceleração inflacionária para a economia brasileira entre 1951 e 1985. Os autores identificaram 8 episódios de surto inflacionário, dos quais 5 estavam relacionados aos choques cambiais (e outros 2 estavam associados a choques de preços de *commodities*).

²Nesta pesquisa, os termos *mainstream* econômico, ortodoxia e literatura convencional são utilizados como sinônimos, referindo-se ao conceito sociológico proposto por Dequech (2007, p. 281, tradução nossa), segundo o qual a visão *mainstream* da economia é a "ensinada nas universidades e escolas de maior prestígio e seus adeptos publicam nas revistas mais prestigiadas, recebem financiamento das principais fundações e/ou institutos de pesquisa e também ganham os prêmios mais prestigiados".

impacto sobre os preços de bens denominados em moeda estrangeira utilizados na produção - como é o caso de insumos importados ou produtos exportáveis (por exemplo, *commodities*) - ou no próprio consumo doméstico. Outro canal de transmissão possível apontado pela literatura convencional decorre de uma elevação da demanda por bens substitutos domésticos que competem com insumos e produtos finais importados, de modo a elevar os preços dos substitutos domésticos (FIGUEIREDO; GOUVEA, 2011).

Dada a importância do repasse cambial para a evolução dos preços domésticos no Brasil, Serrano (2010) argumenta que a moeda valorizada foi um dos fatores determinantes para a relativa estabilidade da inflação observada durante a primeira década dos anos 2000. O autor também considera que o principal canal de transmissão da política monetária doméstica opera via alterações da taxa de câmbio nominal causadas pelo diferencial de juros - isto é, a diferença entre a taxa de juros básica doméstica e a taxa de juros de referência internacional somada a um prêmio pelo risco soberano. No caso brasileiro, que adota o Regime de Metas de Inflação, é objetivo do Banco Central manter a estabilidade dos preços domésticos, por meio da manipulação da taxa de juros básica - variável considerada como o principal instrumento da política monetária. Desde a implementação do Regime de Metas de Inflação, a inflação efetiva superou o teto da meta em 2001, 2002, 2003 e 2015, em que a variação cambial foi um dos principais fatores que causaram o descumprimento da meta nestes anos³, em especial em 2001 e 2002 (BCB, 2002; BCB, 2003; BCB, 2004; BCB, 2016).

De modo geral, a literatura teórica e empírica aborda o repasse cambial como um fenômeno de natureza simétrica, ou seja, espera-se que uma depreciação da moeda local provoque um impacto sobre os preços domésticos em uma magnitude *igual* à uma apreciação da moeda. Em contestação desse caráter simétrico, uma literatura em desenvolvimento argumenta que o repasse cambial pode ser assimétrico, de modo que os repasses de variações cambiais em direções opostas tenham magnitudes significativamente distintas (POLLARD; COUGHLIN, 2004; BUSSIÉRE, 2013). Delimitando-se ao caso brasileiro, alguns trabalhos empíricos apontam um efeito mais acentuado de desvalorizações cambiais sobre a inflação do que episódios de valorização da taxa de câmbio (CORREA; MINELLA, 2010; PIMENTEL; LUPORINI; MODENESI, 2016; MARODIN; PORTUGAL, 2018; SANTORO, 2020).

Neste contexto, esta dissertação pretende contribuir a esta literatura ao investigar a existência de assimetria no repasse cambial para a inflação doméstica no Brasil entre 2000 e 2019. A metodologia empregada para verificar essa hipótese consiste em uma abordagem empírica baseada na estimação de modelos Vetor Autorregressivo (VAR) e Vetor Autorregressivo com mudanças de Markov (MSVAR). No tratamento de relações assimétricas, o modelo MSVAR

³No caso do ano de 2003, como houve um movimento de apreciação da moeda, o repasse cambial observado foi negativo. No entanto, na Carta Aberta de 2003 redigida pelo presidente do Banco Central Brasileiro ao Ministro da Fazenda - que explica as razões pelo descumprimento da meta -, aponta-se que o efeito da forte depreciação da moeda em 2002 contribuiu para o aumento de inflação em 2003, devido às defasagens existentes no mecanismo de repasse cambial, mais acentuadas para os preços administrados (BCB, 2004).

possui a vantagem de estimar regimes *endogenamente*, relativos aos momentos de apreciação e depreciação da moeda brasileira no caso deste trabalho.

A importância de se estudar a assimetria do repasse cambial está relacionada às consequências da volatilidade cambial sobre a inflação e sobre a condução da política monetária brasileira nos contornos do Regime de Metas de Inflação. Na presença de um repasse cambial assimétrico, os impactos sobre a inflação de movimentos da taxa de câmbio em direções opostas tendem a não se anular com o tempo, pois os efeitos de depreciações da moeda se sobrepõem aos de apreciações da moeda. Por conseguinte, a existência de volatilidade cambial⁴ tende a resultar em uma elevação dos preços domésticos, mesmo se esta volatilidade da taxa de câmbio decorre de um mesmo número de episódios de apreciação e depreciação da moeda, com uma magnitude igual de sua variação percentual. Deste modo, o controle da volatilidade da taxa de câmbio deve ser reforçado como uma forma de garantir a estabilidade da inflação doméstica, configurando-se como um outro objetivo importante a ser perseguido pelo Banco Central.

Esta dissertação está dividida em 4 capítulos, além desta introdução e da conclusão.

O Capítulo 1 apresenta uma revisão sobre duas teorias da inflação, o Novo Consenso em Macroeconomia e a teoria do conflito distributivo, destacando os principais pontos de divergência em relação às causas da inflação e às recomendações de política econômica para o controle inflacionário.

No Capítulo 2, avança-se sobre a discussão de modelos teóricos ortodoxos e Pós Keynesianos de repasse cambial, com foco nos modelos que procuraram compatibilizar a teoria com as evidências empíricas de repasse cambial incompleto. Uma segunda parte do capítulo revisa os estudos empíricos sobre repasse cambial - simétricos e assimétricos - para o caso do Brasil ou de um conjunto de países emergentes.

No Capítulo 3, são apontados fatos estilizados sobre a dinâmica da inflação brasileira após a implementação do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas de Inflação, destacando os principais determinantes de acelerações dos preços domésticos com base na teoria do conflito distributivo.

Por fim, no Capítulo 4, é apresentada a metodologia empírica empregada nesta dissertação, que consiste na estimação de modelos VAR e MSVAR. A hipótese de assimetria do repasse cambial é verificada com base na análise das Funções Impulso Resposta e na Decomposição da Variância do Erro. Ademais, adotam-se tanto o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) quanto o Índice Geral de Preços (IGP) para a variável de inflação analisada nos modelos, de modo a mostrar o efeito distinto dos choques cambiais em cada índice.

⁴Esta questão é ainda mais relevante ao considerar a volatilidade mais aguda do Real brasileiro em relação à outras moedas internacionais (KALTENBRUNNER, 2011; CONTI; PRATES; PLIHON, 2014; RAMOS, 2016).

Capítulo 1

Teorias de inflação

Este capítulo aborda duas vertentes teóricas distintas sobre inflação: a teoria *mainstream* de inflação de acordo com o Novo Consenso em Macroeconomia e a teoria do conflito distributivo¹.

Uma das principais distinções entre as teorias está associada à proposição de quais fatores determinam o núcleo ou tendência da inflação. Para o Novo Consenso em Macroeconomia, a elevação dos preços é um fenômeno monetário causado essencialmente por excesso de demanda dos agentes. Em uma abordagem diferente, a teoria do conflito distributivo destaca o lado da oferta (inflação de custos), atribuindo um impacto muitas vezes secundário de pressões da demanda sobre o nível de preços (LAVOIE, 2014). Desta forma, para o Novo Consenso em Macroeconomia, a tendência da inflação é sempre associada à pressões da demanda, enquanto para a visão do conflito distributivo, a inflação é um fenômeno de múltiplas causas possíveis (SICSÚ, 2003).

Em virtude dessa divergência sobre as causas sistemáticas de processos inflacionários, a recomendação de política econômica para o controle da inflação difere substancialmente entre as duas teorias, o que também é explorado neste capítulo.

Além desta introdução, este capítulo divide-se em duas seções, explorando as teorias da inflação respectivas. Desta forma, a primeira seção revisa o Novo Consenso em Macroeconomia, enquanto a segunda seção trata da abordagem do conflito distributivo.

1.1 Novo Consenso em Macroeconomia

Goodfriend e King (1997) definem o Novo Consenso em Macroeconomia (ou Nova Síntese Neoclássica) como a junção de elementos centrais de duas escolas de pensamento econô-

¹A escolha pela revisão da teoria da inflação de acordo com o Novo Consenso em Macroeconomia baseia-se no critério da proeminência desta vertente no debate mais atual sobre inflação, somado ao fato de que no Brasil adota-se o Regime de Metas de Inflação, que é um regime monetário para o controle da inflação embasado teoricamente no Novo Consenso em Macroeconomia. Por outro lado, o resgate da teoria do conflito distributivo é feito por se tratar do referencial teórico que fundamenta este trabalho.

mico, convergindo para um consenso teórico². Da teoria novo clássica e dos modelos de Ciclo de Negócios Reais (*Real Business Cycle* - RBC), o Novo Consenso em Macroeconomia (adiante, NCM) incorporou os conceitos de expectativas racionais e a otimização intertemporal dos agentes aos seus modelos teóricos. Em linhas gerais, a hipótese de expectativas racionais estabelece que os agentes maximizam a utilização de toda a informação disponível e a experiência adquirida ao formarem suas expectativas (MODENESI, 2005). Isto não resulta no pressuposto de que os agentes nunca erram em suas previsões (já que a informação disponível pode ser incompleta), mas sim que este erro não ocorre de forma sistemática - isto é, os agentes aprendem com seus erros e reformulam suas expectativas. A otimização intertemporal corresponde à noção de que os agentes baseiam suas preferências em um longo intervalo de tempo, de forma que suas decisões analisam as condições econômicas vigentes e suas trajetórias futuras esperadas - sejam estas as decisões das famílias (consumir ou poupar, por exemplo) ou das firmas (utilizar mais trabalho ou mais capital em sua produção).

Dos Novos Keynesianos, o NCM herdou a importância de falhas nos mercados - de bens, de trabalho e de crédito - para explicar como variáveis nominais podem afetar o produto no curto prazo. Tais falhas podem corresponder à existência de competição imperfeita e de custos de menu (falhas do mercado de bens), do poder de barganha dos trabalhadores (mercado de trabalho) e de informação assimétrica (mercado de crédito) (LOPREATO, 2013). Isto implica que não há um ajustamento automático (*market clearing*) dos mercados no curto prazo quando algum preço se altera - há rigidez real das variáveis. Assim, devido às falhas de mercado, um choque exógeno que provoque uma elevação do salário monetário dos agentes (variável nominal) pode resultar em uma redução do nível de emprego (variável real) no curto prazo, por exemplo.

Desta forma, segundo o NCM, um processo inflacionário ocorre quando um choque inicial - como uma expansão fiscal - eleva a demanda acima da capacidade da oferta agregada naquele momento e, em virtude da rigidezes de curto prazo, interfere sobre os preços relativos e provoca movimentos de remarcações dos preços pelas firmas (LOPREATO, 2013). Logo, é responsabilidade da autoridade monetária controlar a inflação crescente, a partir de uma elevação da taxa de juros básica que deve reduzir a demanda agregada e proporcionar o equilíbrio com a oferta agregada nos diferentes mercados da economia. O nível de demanda e oferta agregada compatível com o equilíbrio de preços na economia (inflação estável) é associado a um determinado patamar da taxa de desemprego que equilibra o mercado de trabalho - a NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) - e a um nível específico da taxa de juros real que equilibra o mercado monetário - a taxa de juros real de equilíbrio.

²Para uma revisão das escolas de pensamento econômico tratados pelos autores, ver Screpanti e Zamagni (2005). Além disso, Lavoie (2014) traz uma breve classificação de economistas pertencentes às diferentes escolas de pensamentos em seu primeiro capítulo.

1.1.1 O modelo básico do Novo Consenso em Macroeconomia

Frequentemente, trata-se do modelo do NCM em três equações dinâmicas, como abordam Meyer (2001) e McCallum (2001)³:

$$Y_t^g = a_0 + a_1 Y_{t-1}^g + a_2 E_t(Y_{t+1}^g) - a_3 [R_t - E_t(p_{t+1})] + s_1 \quad (1)$$

$$p_t = b_1 (Y_t^g) + b_2 p_{t-1} + b_3 E_t(p_{t+1}) + s_2 \quad (2)$$

$$R_t = (1 - c_3) [RR^* + E_t(p_{t+1}) + c_1 Y_{t-1}^g + c_2 (p_{t-1} - p^T)] + c_3 R_{t-1} + s_3 \quad (3)$$

com $b_2 + b_3 = 1$, onde Y^g é o hiato do produto doméstico, isto é a diferença entre o produto corrente efetivo e o produto potencial⁴ (capacidade plena de produção da economia); R é a taxa nominal de juros doméstica; p é a taxa de inflação doméstica; p^T é a meta ou patamar desejado de inflação, definida pelo Banco Central (BC); RR^* é a taxa real de juros de equilíbrio; a_0 , d_0 e e_0 são constantes; s_i (com $i = 1, 2, 3$) representam choques estocásticos; e E_t a expectativa no tempo t . Todos os coeficientes são positivos.

A Equação (1) consiste em uma curva do tipo IS (curva de demanda agregada), estabelecendo que a dinâmica do hiato do produto depende da taxa de juros real, além das trajetórias passada e esperada do hiato do produto. Conforme aponta (MEYER, 2001), a especificação incorpora efeitos de elementos de natureza defasada e futura (*forward looking*), representando a inclusão da hipótese de expectativas racionais, o que é uma das diferenças em relação a uma curva IS tradicional.

A Equação (2) é uma curva de Phillips que relaciona a taxa de inflação com o hiato do produto, considerando também a inflação passada e a expectativa da inflação no futuro. Segundo Meyer (2001), o efeito da inflação passada captura a presença de rigidez nos preços, enquanto a existência de expectativas racionais dos agentes incorpora o efeito corrente da inflação esperada no momento posterior. A condição dada por $b_2 + b_3 = 1$ implica em uma curva de Phillips vertical no longo prazo, em que existe flexibilidade total de preços.

A Equação (3) representa a regra de condução da política monetária (conhecida como Regra de Taylor), em que a taxa de juros doméstica - instrumento básico da política monetária - é função do hiato do produto, do desvio da inflação em relação a sua meta fixada pelo Banco Central, da inflação esperada, da taxa de juros passada e de uma taxa de juros considerada como a de equilíbrio. A presença da taxa de juros passada e do parâmetro c_3 representam uma política de suavização da taxa de juros realizada pelo BC, com o intuito de evitar alterações bruscas da taxa de juros. A equação também incorpora a visão de que existe (e o BC conhece) uma taxa de juros real que proporcione o equilíbrio dos mercados e, assim, uma taxa de inflação estável.

³No entanto, esta abordagem se restringe a uma economia fechada. Para uma versão (crítica) do NCM para uma economia aberta, ver Arestis e Sawyer (2008).

⁴De acordo com o NCM, o produto potencial é determinado pelas variáveis reais da economia, como o montante do capital humano e físico acumulado e as técnicas de produção disponíveis.

Portanto, uma taxa de inflação acima da meta tornaria necessária uma elevação da taxa de juros para reduzir a demanda agregada e conter a aceleração dos preços (e vice-versa).

O NCM estipula diversos canais de transmissão da taxa de juros para a demanda agregada, sempre em uma relação inversa⁵: um aumento da taxa de juros pode contrair a demanda agregada pelo encarecimento do crédito (o que provoca um desestímulo ao consumo, por exemplo) ou pela valorização da taxa de câmbio - via influxo de capitais externos - que barateia insumos e produtos finais denominados em moeda estrangeira, além de reduzir as exportações líquidas e fomentar a substituição de produtos nacionais por importados, que devem contrair a demanda agregada. Um outro canal relevante da política monetária refere-se às expectativas dos agentes, em que uma inflação *esperada* menor reduz a sua taxa *corrente* (como especificado na Equação 2), pois os agentes esperam que o crescimento do nível de preços irá decair no futuro, devido ao anúncio de um aumento na taxa de juros corrente pelo BC.

A dinâmica da demanda e dos preços tratada pelo NCM ocorre da seguinte forma. Partindo de uma situação inicial de equilíbrio, em que a taxa corrente de desemprego é igual à NAIRU, suponha que o governo decida elevar seus gastos para aumentar o nível de atividade da economia e reduzir o patamar corrente de desemprego. Conforme a Curva IS (equação (1)), o acréscimo na demanda agregada resulta em uma elevação do produto corrente e em um hiato do produto positivo ($Y_t^g > 0$). Desta forma, pela Curva de Phillips, ocorrerá uma elevação da taxa de inflação corrente (p_t), que provoca um desvio em relação a meta definida pelo Banco Central (p^T). Frente a isso, o BC decide anunciar um aumento da taxa de juros nominal corrente (R_t), que deve ser o suficiente para promover uma contração da demanda agregada até o nível de oferta de equilíbrio (equalização do produto corrente ao produto potencial). Ao mesmo tempo, a taxa de desemprego corrente converge novamente à NAIRU, de modo que a taxa de inflação retorna a seu patamar estável.

Neste contexto, variações da demanda afetam as variáveis reais e os preços domésticos somente no curto prazo. No longo prazo, em que há flexibilidade total dos preços, os mercados tendem a se equilibrar. Summa (2010) destaca também outro ponto importante sobre o NCM, que refere-se ao pressuposto de que os choques estocásticos de oferta tem média zero no longo prazo, se anulando no tempo. Um choque negativo de oferta (uma safra agrícola ruim, por exemplo) deve ser necessariamente contrabalanceado por um choque positivo em um momento posterior, como uma inovação tecnológica que eleva a produtividade do trabalho. Em virtude desse caráter temporário atribuído aos choques de oferta pelos adeptos do NCM, a autoridade monetária deve somente mitigar efeitos secundários destes tipos de choques, administrando a demanda agregada.

Assim, diante da neutralidade de longo prazo das variáveis monetárias, verifica-se que há uma preocupação do NCM com as flutuações de curto prazo e como o Banco Central deve

⁵Contudo, uma elevação da taxa de juros pode gerar um aumento de preços (o chamado *price puzzle*), causalidade contrária da defendida pelo NCM. Lima e Setterfield (2010) constroem modelos teóricos diferentes capazes de explicar tal relação, como os relativos a maiores custos financeiros de uma firma (elevação da taxa de juros), que são repassados para os preços finais.

atuar de forma a corrigir desvios do produto para o seu nível potencial. Diante disso, o NCM prescreve diretrizes para uma condução da política monetária de forma ótima.

1.1.2 A política monetária no NCM

Primeiramente, cabe esclarecer sobre o motivo pela preocupação do NCM com desvios do produto no curto prazo, o que se baseia na ideia de que um hiato do produto não nulo consiste em uma alocação subótima dos recursos (escassos) da economia, representando uma perda do bem estar (potencial) da sociedade. Em uma economia composta por agentes racionais que realizam uma otimização intertemporal de seus recursos, trabalhadores e firmas decidem o melhor modo de alocá-los, a fim de maximizar sua utilidade (trabalhadores trocam horas de trabalho por lazer olhando para seu salário real, firmas trocam trabalho por capital considerando seus lucros). Isto é sustentado pela hipótese de que os agentes possuem expectativas racionais, no sentido em que conseguem computar a melhor forma possível de utilizar seus recursos, restritos à informação disponível, que é refletida pelos preços relativos dos diferentes ativos e passivos da economia.

No entanto, devido à existência das falhas de mercado já mencionadas, a informação disponibilizada aos indivíduos é frequentemente incompleta. Assim, suponha um choque de oferta temporário positivo que provoque uma redução dos salários reais. Consequentemente, os trabalhadores maximizam suas funções de utilidade observando as informações refletidas pelos preços relativos, de modo que estes agentes podem ofertar um menor montante do fator trabalho. No entanto, em virtude deste caráter temporário do choque, esta alocação dos recursos pode ser considerada subótima em uma perspectiva intertemporal. Diante desse cenário, na visão do NCM, este processo inflacionário deve ser rapidamente controlado para que os preços relativos reflitam o equilíbrio das variáveis reais.

Botelho (2016) aponta que há algum consenso em relação aos objetivos da política monetária dos Banco Centrais, que seriam assegurar que a inflação efetiva esteja em um patamar estável e baixo e, associado ao primeiro objetivo, manter o produto corrente próximo ao seu nível potencial. Ambos seriam formas de minimizar os efeitos da inflação sobre o bem estar social pelo Banco Central (ARESTIS; SAWYER, 2008). Quanto à forma de condução da política monetária, o NCM preconiza o uso de regimes monetários para atingir a estabilidade macroeconômica, em detrimento da discricionariedade da política monetária.

Neste contexto, um modo de condução da política monetária em acordo com as propostas do NCM se consolidou no Regime de Metas de Inflação (RMI), que é adotado pelo Brasil⁶ e por diversos outros países. Resumidamente, Mishkin (2000) elenca 5 elementos principais do RMI: 1) o anúncio público de uma meta numérica de inflação de médio termo; 2) comprometimento institucional com a estabilidade de preços como objetivo primário da política monetária, subordinando outros objetivos possíveis; 3) uma estratégia que considera informações de um

⁶O RMI foi adotado no Brasil em julho de 1999, 7 meses depois da implementação do regime de câmbio flutuante, que gerou importantes implicações para a dinâmica inflacionária brasileira. Isto será explorado na primeira seção do capítulo 3 deste trabalho.

conjunto extenso de variáveis econômicas - que vão além das variáveis monetárias e da taxa de câmbio - para decidir o nível desejado da taxa de juros; 4) maior transparência da estratégia de política monetária, através de comunicação com o público e os mercados sobre os planos, objetivos e decisões das autoridades monetárias; e 5) maior responsabilidade (*accountability*) do Banco Central em atingir seus objetivos concernentes à inflação, como cláusulas legais no caso de descumprimento da meta. Assim, como pontua Mishkin (2000), os 4 últimos pontos ressaltam como o RMI é uma estrutura institucional que vai muito além do anúncio público de uma meta de inflação a ser atingido em um momento posterior.

Finalizada a discussão sobre o NCM, avança-se para a revisão da teoria do conflito distributivo.

1.2 A teoria do conflito distributivo

Na abordagem da inflação por conflito distributivo, elevações sistemáticas de preços derivam de interesses conflitantes entre trabalhadores e capitalistas sobre a distribuição apropriada da renda agregada nacional. Desta forma, a teoria de inflação se torna uma teoria do conflito, explorando a dinâmica que determina os preços praticados pelas firmas e os salários negociados pelos trabalhadores (DUTT, 1992).

Desta forma, um modelo básico de conflito distributivo⁷ é composto essencialmente por duas equações, que tratam do processo de precificação das firmas e da taxa de crescimento dos salários nominais, negociada pelas unidades líderes dos sindicais trabalhistas (LAVOIE, 2014). A interação entre tais equações resultam na dinâmica da inflação. Ademais, outros fatores como a produtividade do trabalho e a alterações de preços associados ao setor externo afetam diretamente o conflito distributivo, provocando uma acirramento ou relaxamento deste último e, assim, elevando ou reduzindo o patamar da inflação.

Assim, para melhor entender a dinâmica da inflação nesta abordagem, convém primeiramente avaliar como precificam as firmas, como os salários dos trabalhadores são determinados e como estes dois elementos interagem.

1.2.1 A determinação dos preços e dos salários nominais

Na teoria do conflito distributivo, adota-se a teoria da firma Pós Keynesiana para conceber o processo de determinação dos preços praticados pelas firmas. Lavoie (2014) distingue a firma Pós Keynesiana de acordo com a natureza dos preços⁸ - flexíveis ou fixos - no mercado em que

⁷A inflação por conflito distributivo ainda pode abordar a disputa por parcelas da renda entre trabalhadores de diferentes setores e entre rentistas e empresários. Neste trabalho, o foco recai sobre o conflito entre trabalhadores e capitalistas.

⁸Outros autores, como Hicks (1974), apresentaram uma caracterização da firma de forma similar. Kalecki (1971b) diferencia entre preços determinados por custos e por demanda, em que o primeiro corresponde ao setor industrial e a oferta é elástica pela existência de reservas de capacidade produtiva. Os preços determinados pela demanda (e oferta) concebem setores em que a oferta é inelástica no curto prazo (setor primário), o que pode

ela opera. A firma representativa Pós Keynesiana atua em mercados oligopolísticos de preços fixos, onde os bens são reproduzíveis e a oferta é elástica no curto prazo, devido à existência de capacidade produtiva ociosa. Portanto, esta firma representativa somente não atua em mercados que: os bens são produzidos em lotes/safras, como o setor agrícola; em que os produtos são não reproduzíveis; como o mercado de arte ou de algumas *commodities*; ou mercados em que os preços são determinados por leilões (LAVOIE, 2014).

Uma outra caracterização possível da firma Pós Keynesiana é feita por Eichner (1976), em que a firma (megacorporação) separa a propriedade da empresa de sua gerência, tem sua produção feita em múltiplas plantas (ou segmentos de plantas) e a produção é vendida considerando uma interdependência com outras megacorporações⁹. Ademais, o autor também ressalta o fato que esta firma possui grande tamanho e atua em setores oligopolísticos.

Para a firma Pós Keynesiana, o seu tamanho é essencial, pois garante uma maior possibilidade de sobrevivência, que constitui seu objetivo de longo prazo (ARESTIS; MILBERG, 1993). Portanto, ao levar em conta o cenário de forte concorrência e incerteza sobre o futuro, a firma busca ampliar a sua taxa de crescimento ao longo do tempo, para obter poder e controlar o mercado¹⁰, dadas certas restrições¹¹.

Sob a perspectiva da teoria heterodoxa, a concorrência ocorre em diversas frentes possíveis. De acordo com Santoro (2020), a inovação consiste em uma das principais vantagens que a firma pode desenvolver para se sobressair em relação às suas rivais. Conforme a tipologia de Schumpeter (1912), a inovação pode ser a introdução de um novo bem; um novo método de produção; abertura de um novo mercado, em que a empresa ainda não entrou; uma nova fonte de matérias primas ou de bens semimanufaturados; ou a constituição de uma nova estrutura de organização industrial.

Neste contexto, a inovação garante uma vantagem da firma em relação às rivais, na forma de lucros extraordinários que lhe permite expandir seu tamanho por um tempo (até a próxima inovação ser feita ou as rivais engajarem no processo de imitação). Além disso, a concorrência também ocorre em outras esferas, como o acesso ao mercado de crédito, melhores condições de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), gastos com propaganda e *marketing*, entre outros (SANTORO, 2020). Tais esferas tornam-se mais factíveis ou facilitadas quanto maior for a firma,

adicionar um elemento especulativo no curto prazo a estes preços (Hicks (1974) também denomina estes preços como especulativos).

⁹Por exemplo, Lee (1999) ressalta como as firmas realizam uma coordenação entre os preços a serem praticados no setor, a fim de evitar uma competição de preços destrutiva.

¹⁰Diante de um cenário de incerteza fundamental, as firmas desejam poder para melhor controlar as condições e consequências de suas decisões. Isto consiste no desejo de poder de controle sobre os seus fornecedores, sobre seus consumidores, sobre o governo e legislação (atuação por meio de *lobby*) e sobre a tecnologia a ser usada. É sob esse sentido que as firmas buscam crescer: (...) *to become powerful, firms must be big; to become big, firms must grow* (LAVOIE, 2014, p. 132).

¹¹Lavoie (2014) explora certas restrições (fronteiras) para o crescimento da firma (com relação a sua taxa de lucro desejada), sejam elas financeira (relativa às obrigações financeiras) ou física/logística (crescimento da capacidade produtiva).

representando a existência de economias de escalas estáticas e dinâmicas. Por conseguinte, verifica-se uma forte simbiose entre o potencial concorrencial da firma e seu tamanho.

Assim, de acordo com seus objetivos, as firmas estabelecem seus preços da forma que julgam mais vantajosa para si mesmas, geralmente por meio da aplicação de um *mark-up* sobre seus custos unitários normais, isto é, custos totais unitários associados à uma capacidade produtiva definida como padrão (ou normal) pela administração (LEE, 1999; COUTTS; NORMAN, 2013). Os custos das firmas podem ser divididos entre custos unitários diretos (*unit direct costs* - UDC) ou custos unitários indiretos (*unit indirect costs* - UIC), segundo a classificação proposta por Andrews (1963). Os UDC correspondem a pagamentos de salários, matérias primas e bens intermediários utilizados na produção. Considerando aumentos marginais da produção, tais custos crescem em uma taxa constante.

Os UIC compreendem custos associados à supervisão da produção, à administração e gerência das empresas, aos gastos com maquinário, vendas e transporte de produtos. Estas despesas podem interpretadas como (quase) fixas para qualquer nível de utilização da capacidade produtiva, de modo que os UIC decrescem conforme o nível de produção se eleva. Em consequência, os custos unitários totais (UC, que é igual a soma dos UDC e UIC) são decrescentes conforme a produção se eleva, ao menos até um determinado nível de utilização denominado como capacidade prática ¹². A partir deste nível, os custos unitários devem ser crescentes, relativos aos pagamentos de horas extras aos funcionários, depreciação mais elevada dos equipamentos devido a sua sobreutilização, entre outros fatores. Portanto, o formato da curva de custos unitários é decrescente até o nível de capacidade prática e ascendente após este patamar.

Quanto à estratégia de precificação, Lee (1999) apresenta três tipos mais recorrentes: *mark-up pricing*, *normal-cost pricing* e *target return pricing*. A primeira corresponde a aplicação de um *mark-up* sobre os custos diretos unitários, capazes de cobrir os custos indiretos e produzir um determinado nível de lucro. A segunda estratégia corresponde à adição do *mark-up* sobre os custos unitários diretos médio associados a um grau de utilização definido como normal. Este nível normal corresponde ao grau de utilização médio ou compatível com a tendência de utilização da capacidade por esta firma, que é calculado em relação a um certo intervalo de tempo. Assim, pequenas alterações da utilização da capacidade ao redor deste valor desejado não devem afetar os preços finais. Por último, o *target return pricing* consiste na aplicação de um certo *mark-up* sobre os custos totais médios, que resulte em um determinado nível da taxa de lucros desejado pelos administradores - dado um patamar normal da utilização da capacidade. Segundo a revisão de cerca de 100 estudos de procedimentos de precificação das empresas feita por Lee (1999), as duas últimas estratégias são as mais comumente utilizadas, de

¹²Capacidade prática é tratada por Steindl (1983, p. 16), associada a um nível de produção atingida com uma duração normal de um dia de trabalho, com o número de turnos usualmente requeridos na indústria e um padrão adequado de paralisações para manutenções e eventuais reparos. Ademais, firmas podem optar por operar abaixo da capacidade prática - resultando em certa capacidade ociosa - para atender variações imprevistas da demanda ou puramente pela questão da indivisibilidade das plantas de investimento (instalações mínimas) (LAVOIE, 2014).

modo que o *mark-up pricing* é normalmente utilizado por pequenas empresas ou como decisões de precificação secundárias e para casos especiais.

Por fim, cabe tratar brevemente sobre os determinantes do *mark-up* da firma. Seguindo Kalecki (1971a), Arestis e Milberg (1993) afirmam que o nível do *mark-up* depende do grau de monopólio da firma. Este último, por sua vez, é determinado por um conjunto de fatores estruturais e institucionais, como o grau de concentração do mercado em seu setor, a capacidade em promover aumentos de vendas - seja por propaganda ou número de vendedores - e pelo poder dos sindicatos no seu setor. Em uma economia aberta, o grau de monopólio também depende da competição externa (BLECKER, 2011). Ademais, elementos conjunturais - como o ciclo econômico - afetam o comportamento de precificação das firmas (ROWTHORN, 1977). De acordo com o autor, no caso de uma retração econômica e grande ociosidade da capacidade instalada, as firmas adotam uma política de preços mais cautelosa, temendo que uma postura agressiva afaste clientes e, assim, perca alguma parcela de mercado.

Em relação à determinação dos salários, Lavoie (2014) aponta dois motivos indutivos que explicam a ocorrência de inflação salarial: a justiça e a informação. O primeiro motivo é associado com a percepção do trabalhador se seu salário real atual é justo, considerando a cesta de bens e serviços que pode ser adquirida. A informação permite que o trabalhador tenha uma melhor noção geral do quão justo seria seu salário, ao comparar com outros trabalhadores do mesmo ou de diferentes setores. Portanto, caso considerem injusto o patamar de seu salário real, os trabalhadores podem reivindicar maiores salários nominais ao exercer seu poder de barganha.

Assim como o poder de mercado das firmas, o poder de barganha dos trabalhadores está atrelado a fatores institucionais e conjunturais. Em relação às instituições do mercado de trabalho, o poder de barganha é tão maior quanto mais forte for a influência das unidades sindicais no seu setor de trabalho¹³ ou quanto mais regulada a favor dos trabalhadores for a legislação trabalhista. Rowthorn (1977) também argumenta como a presença de políticas governamentais de assistência e seguridade social podem afetar os salários desejados pelos trabalhadores. A existência de seguro-desemprego ou de saúde pública e educação gratuita podem fornecer uma rede de segurança adicional aos trabalhadores, de modo que estariam propensos em arcar com o peso de maiores impostos (assim, aceitando uma menor parcela da renda do trabalho). Além disso, o nível de atividade vigente influencia as negociações por maiores salários. Segundo Kalecki (1943), uma economia com uma maior taxa de desemprego (representando um menor nível de atividade) implica em trabalhadores mais apreensivos com relação à possibilidade de demissão (disciplina do desemprego) e, assim, com uma maior aceitação de aumentos salariais mais modestos.

¹³(ARESTIS; SKOTT, 1993) também destacam que existe um elemento histórico e ideológico na determinação das aspirações por salários maiores e da militância da força de trabalho. Ou seja, quanto mais fortes - e reconhecidos historicamente - forem os sindicatos trabalhistas, maiores são tais aspirações e militância.

1.2.2 O modelo básico da teoria do conflito distributivo

Como já tratado, a inflação decorre de reivindicações conflitantes dos trabalhadores e firmas sobre a distribuição apropriada da renda agregada nacional. Logo, segundo Rowthorn (1977), o conflito deriva do hiato de aspiração entre trabalhadores - que desejam maiores salários nominais - e dos capitalistas - que buscam ampliar sua margem de lucro. Assim, o modelo básico do conflito distributivo é representado por duas equações: a determinação da taxa de crescimento dos salários nominais e a determinação dos preços praticados pelas firmas - isto é, a inflação salarial e a inflação de preços (LAVOIE, 2014).

$$\hat{w} = \Omega_1(\omega_W - \omega_{-1}) + \Omega_2\hat{p}_{-1} \quad (4)$$

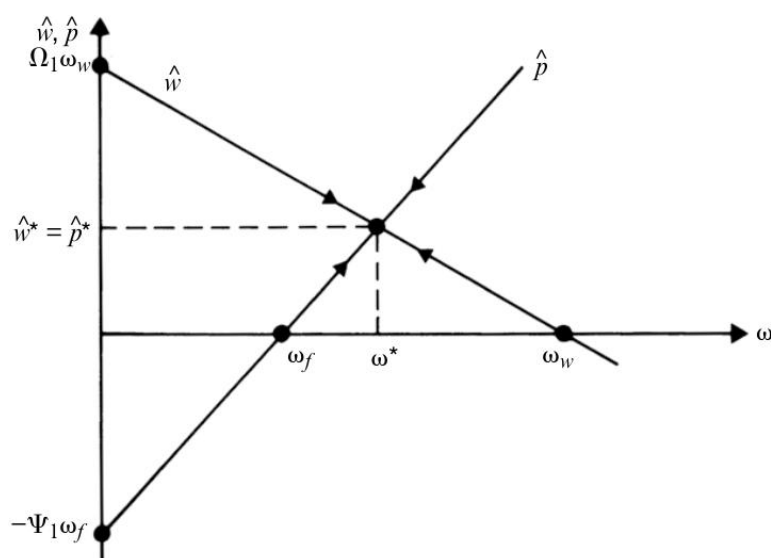
A Equação (4) representa a taxa de crescimentos dos salários nominais $\hat{w}$, negociada pelos sindicatos trabalhistas, em que ω_W indica o salário real desejado pelos trabalhadores e ω_{-1} representa seu valor no período imediatamente anterior. A variável $\hat{p}_{-1}$ indica a taxa de inflação passada. Por sua vez, Ω_1 corresponde a um parâmetro que indica o poder de barganha dos trabalhadores. De modo similar, Ω_2 também demonstra o poder de barganha dos trabalhadores, porém restrito ao quanto estes conseguem recompor seu salário nominal corroído pela inflação passada.

$$\hat{P} = \Psi_1(\omega_{-1} - \omega_f) + \Psi_2\hat{w} \quad (5)$$

Na Equação (5), as firmas desejam repassar custos relativos aos aumentos dos salários nominais para os preços finais de seus produtos, por causa da pressão que um crescimento destes custos exercem sobre a margem de lucros. Ou seja, quando seu *mark-up* efetivo estiver abaixo de seu nível desejado, os preços são elevados para reagir a esta discrepância, recompondo a margem de lucro das firmas. Conforme especifica Lavoie (2014), esta divergência do *mark-up* pode ser tratada como o diferencial entre a taxa de crescimento dos salários reais desejada pelas firmas (ω_f) e a taxa efetiva ω_{-1} . Se as firmas estão insatisfeitas com sua margem de lucros, elas miram em um menor ω_f , implicando em um maior diferencial do termo $(\omega_{-1} - \omega_f)$, que representa um maior *mark-up* sobre os custos. Logo, de acordo com a Equação (5), isto resulta em um aumento da taxa de inflação de preços (maior $\hat{P}$). O poder de mercado das firmas, representado pelo parâmetro Ψ_1 , determina o quanto do diferencial entre as taxas desejada e efetiva de crescimento dos salários reais é repassado para os preços finais. De modo similar, o parâmetro Ψ_2 indica um termo de indexação da taxa passada de crescimento dos salários nominais para os preços correntes das firmas.

O estado estacionário é dado quando $\hat{w}$ se iguala a $\hat{P}$. A Figura 1.1 ilustra como as curvas de preços e de salários (determinadas pelas equações acima) resultam no ponto de equilíbrio $\hat{w}^* = \hat{P}^*$ ¹⁴.

¹⁴Na construção do modelo básico de conflito distributivo, abstrai-se dos termos de indexação das firmas e trabalhadores para simplificar a análise, sem perder a essência do modelo.

**Figura 1.1:** Modelo básico do conflito distributivo

Fonte: Lavoie (2014).

Em tal ponto estacionário, a inflação é constante e igual à taxa de crescimento dos salários nominais. Uma distribuição funcional da renda à esquerda deste ponto ($\omega > \omega^*$) implica em um crescimento dos salários nominais maior que os preços, resultando em uma maior parcela da renda agregada do trabalho. Em pontos à direita, o oposto se aplica, de forma que as firmas se apropriam de uma maior porção da renda agregada.

Neste contexto, o equilíbrio deve ocorrer ao longo do tempo da seguinte maneira. Trabalhadores obtêm maiores salários nominais, ao negociar por uma taxa de crescimento dos salários que considerem mais justa. Temporariamente, isso se traduz em um aumento da parcela dos trabalhadores na distribuição da renda agregada. No entanto, o nível mais elevado da taxa de crescimento dos salários nominais gera um acréscimo nos custos de produção das firmas, pressionando suas margens de lucro para baixo. A fim de recuperar tal margem de lucro a seu nível desejado, as firmas decidem reajustar seu *mark-up* e elevar seus preços. Por consequência, o salário real volta a cair, fomentando uma nova rodada de negociações salariais. Tal dinâmica se repete até que se atinja um ponto em que os trabalhadores se sintam satisfeitos com o nível de seus salários nominais (BASTIAN; SETTERFIELD, 2015).

Desta forma, como argumenta Rowthorn (1977), o nível da inflação de equilíbrio se torna tão maior quanto mais distante for o hiato de aspiração entre trabalhadores e capitalistas¹⁵, que pode ser representado pela distância entre ω_f e ω_W na Figura 1.1. Entretanto, vale ressaltar que qualquer mudança na distribuição funcional da renda não implica necessariamente em um pro-

¹⁵Como aponta Lavoie (2014), o poder de barganha dos trabalhadores e da firma limitam o quanto da parcela da renda agregada vai para um ou outro grupo. Por exemplo, no caso de poder de barganha nulo ou finito dos trabalhadores ($\Omega_1 < 0$) e infinito das firmas ($\Psi_1 \rightarrow \infty$), qualquer aumento dos salários é integralmente repassado para preços, resultando em uma curva de preços vertical. Assim, a margem lucro efetiva seria sempre igual ao seu nível desejado.

cesso inflacionário crescente (ou decrescente). É necessário que alguma parte esteja insatisfeita com sua parcela efetiva da renda e seja capaz de atuar e auferir algum aumento sobre sua renda, ao exercer seu respectivo poder de barganha.

1.2.3 Extensões do modelo básico: os efeitos da demanda e da produtividade e análise para uma economia aberta

Encerrada a análise do modelo básico, cabe tratar de algumas extensões do modelo. Como já tratado, um maior nível de atividade econômica - que representa uma elevação da demanda agregada e pode resultar em menor taxa de desemprego - deve influenciar positivamente a determinação de salários e dos preços praticados pelas firmas. Por conseguinte, em uma economia mais aquecida, trabalhadores negociam por maiores salários nominais e firmas possuem uma postura de precificação mais agressiva. Isto termina por acirrar o conflito distributivo e elevar o nível de equilíbrio da taxa de inflação (SANTORO, 2020).

Por sua vez, um crescimento positivo da produtividade do trabalho pode afetar o conflito distributivo, se estes ganhos de produtividade não forem totalmente repassados para os salários nominais. Tudo o mais constante, uma taxa de crescimento de produtividade do trabalho constante implica em uma taxa de crescimento da renda igualmente constante. Caso exista uma diferença positiva entre a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e a de salário real (ou seja, há uma apropriação de parte da renda do trabalho pelos capitalistas), os trabalhadores devem reivindicar por maiores salários nominais¹⁶, de forma esta diferença se anule. Analogamente, uma taxa de crescimentos dos salários nominais acima da produtividade do trabalho gera pressões sobre as margens de lucros das firmas, fomentando remarcações de preços e, assim, elevando o nível da taxa de inflação.

Ao expandirmos a análise para uma economia aberta¹⁷, variações nominais da taxa de câmbio afetam diretamente o conflito distributivo. Suponha o caso de uma depreciação da moeda doméstica. Para as firmas que vendem para o mercado doméstico, isto pode representar um aumento de seus custos de produção, relativo ao encarecimento de insumos ou bens finais denominados em moeda estrangeira - sejam estes importados ou exportáveis. Logo, a elevação dos custos de produção é repassado pelas firmas aos seus preços finais, o que reduz o poder aquisitivo dos trabalhadores e os induzem a negociar por maiores salários nominais. Consequentemente, diante de uma depreciação da moeda, o conflito distributivo é acirrado e deve resultar em um patamar mais elevado da taxa de inflação.

¹⁶Lavoie (2014) também explora os efeitos de crescimento da produtividade sobre a inflação de salários (*wage-wage inflation*, especificamente) em setores distintos de produtividade desigual.

¹⁷Abstrai-se de uma relação importante quando se trata de uma economia aberta, que refere-se ao impacto (ambíguo) de variações cambiais sobre a evolução da demanda agregada. Considera-se o caso de uma desvalorização cambial. Por um lado, uma depreciação da moeda pode elevar a demanda agregada ao estimular exportações e desincentivar importações. Por outro lado, a desvalorização cambial pode resultar em uma elevação dos preços domésticos, que pode deprimir o consumo interno ao reduzir os salários reais dos trabalhadores. Por conseguinte, o efeito final de uma depreciação da moeda sobre a demanda agregada pode ser tanto positivo quanto negativo, a depender de qual das 2 relações acima domina sobre a outra (RIBEIRO; MCCOMBIE; LIMA, 2017).

Neste contexto, Rowthorn (1977) denomina como *burden effects* os efeitos das variáveis que acirram o conflito distributivo, como é o caso da depreciação da moeda ou um aumento de impostos - que reduz o montante de salário ou lucros disponíveis após a tributação do Estado, isto é, reduzem a renda agregada disponível aos trabalhadores e capitalistas. Nestes exemplos, uma parte da renda é apropriada por firmas externas (no caso da depreciação) ou pelo governo¹⁸. No caso oposto, como uma apreciação da moeda, o conflito distributivo é atenuado.

Portanto, verifica-se como a adição de outros fatores promove um acirramento ou atenuação do conflito distributivo. No entanto, deve ser destacado como o cerne da inflação é sempre o mesmo: as variações nos componentes de preço de oferta das firmas, provocadas pelo hiato de aspirações entre trabalhadores e capitalistas.

1.2.4 Políticas de controle inflacionário a partir da teoria do conflito distributivo

De acordo com a teoria do conflito distributivo, uma inflação crescente não precisa ser evitada a qualquer custo¹⁹, de forma que é necessário ponderar os efeitos que uma política de controle inflacionário gera sobre o crescimento econômico e a distribuição da renda. Trata-se de uma discordância com a visão do NCM. Acerca disto, o caso brasileiro pode ser esclarecedor. Embora os países emergentes que implementaram o RMI tenham tido um sucesso relativo no controle inflacionário, Arestis, Ferrari-Filho e Paula (2011) mostram que outros países que não adotavam este regime monetário também vivenciaram um período de estabilização inflacionária. Ainda, estes autores também pontuam que o objetivo de controlar a inflação a qualquer custo logrou a estabilidade dos preços, porém em detrimento das taxas de crescimento econômico do país. Relativo a este ponto, Fraga, Goldfajn e Minella (2003) apontam um *trade-off* entre inflação e crescimento mais agudo para economias emergentes, em relação aos países desenvolvidos.

Em adição a isso, como aponta Farhi (2007), é necessário também destacar a rigidez comparativamente maior do RMI brasileiro²⁰ - em relação a outros países emergentes - e seus potenciais efeitos sobre a economia. Como argumenta Modenesi e Modenesi (2012), a rigidez excessiva na gestão do RMI brasileiro seria um dos fatores responsáveis pela sustentação da

¹⁸Para o caso do governo, o ônus (*burden*) sentido por trabalhadores e capitalistas pode ser aliviado, dependendo de como essa parcela apropriada pelo governo é redistribuída para a sociedade na forma de políticas públicas. Por exemplo, se a arrecadação tributária é destinada para melhorar a rede de saúde pública, o ônus deve ser sentido mais acentuadamente pelos capitalistas, que são capazes de pagar por serviços de saúde privada (ROWTHORN, 1977). Por conseguinte, dada uma elevação dos impostos destinada a este fim, o conflito distributivo seria acirrado por um descontentamento da parte dos capitalistas e não - ou, em menor medida - pelos trabalhadores.

¹⁹Cabe notar aqui, como salientam Bastian e Setterfield (2020), isto também não é defender uma negligência total da inflação.

²⁰Como mostra Farhi (2007), esta rigidez pode compreender diversos pontos, como o horizonte temporal para conversão da inflação efetiva à meta (no caso brasileiro, um ano calendário) ou o índice de inflação utilizado para mensurar a meta a ser atingida - no caso do Brasil, o índice cheio do IPCA invés de seu núcleo, que expurgaria alguns fatores mais voláteis na mensuração do índice de preços.

alta taxa de juros real na primeira década dos anos 2000 e, assim, da maior variabilidade do crescimento econômico (padrão *stop and go*) neste período.

Portanto, em uma visão heterodoxa, qualquer medida de controle inflacionário deve começar com um entendimento apropriado da causa original da inflação. A partir de uma abordagem da inflação de custos, Sicsú (2003) apresenta diferentes causas inflacionárias: inflação de salários, inflação de lucros, inflação importada, inflação de *commodities*, inflação de impostos, inflação de retornos decrescentes e inflação de demanda. Portanto, considerando cada tipo de causa inflacionária, o autor recomenda uma política não monetária julgada como mais apropriada. Por exemplo, no caso de uma inflação de salários ou de lucros, uma política de taxa de renda (*tax-based on incomes policy* - TIP) poderia ser mais adequada. Esta política preconiza a imposição de impostos sobre firmas que mantêm uma política de preços ascendentes para ampliar suas margens de lucros (acima das possibilidades oferecidas pelos incrementos da produtividade), de forma a implementar uma estrutura de tributação que desincentiva o acúmulo de lucros extraordinários.

Neste contexto, Bastian e Setterfield (2020) argumentam que uma forma de amenizar o conflito distributivo envolve a busca para implementar um modelo de bem estar social, seguindo a experiência das economias social democratas do Oeste Europeu no período pós guerra de 1946 a 1973. A difusão de um sistema de seguridade social, de educação pública e regulação dos mercados de trabalho, concomitante ao comprometimento a um política macroeconômica de fomento ao pleno emprego, cria uma redistribuição da renda que se torna mutualmente aceitável pelas classes (SETTERFIELD, 2006), o que alivia o conflito distributivo.

No entanto, a construção deste modelo social democrata é um processo de longo prazo e pode esbarrar em obstáculos políticos para sua realização. Assim, considerando o já consolidado e difundido Regime de Metas da Inflação, outros autores propõem adaptações para este arcabouço institucional compatíveis ao conflito distributivo²¹, a fim de acertar o regime de metas da inflação (*getting inflation targeting right*). Lima e Setterfield (2008) incorporam pressupostos keynesianos ao modelo, como a importância da inflação de custos, a não neutralidade da moeda e a capacidade de variações da demanda afetaram as variáveis reais da economia. Summa (2010) e Bastian e Setterfield (2020) dão uma maior ênfase aos choques externos e seu potencial inflacionário, especialmente na consideração de economias emergentes, que comumente apresentam vulnerabilidades externas e maior suscetibilidade à depreciações súbitas da moeda (RAMOS, 2016). Neste sentido, Bastian e Setterfield (2020) recomendam a adoção de controles de capitais para controlar ou impor custos aos fluxos de capitais de curto prazo, impedindo ou reduzindo a ocorrência de choques financeiros e súbitas saídas de capitais - os quais são frequentemente associadas a desvalorizações cambiais de larga magnitude nos países emergentes.

²¹Cabe mencionar também a Curva de Phillips aumentada pelo conflito proposta por Serrano (2019) e Summa e Braga (2019), que dão grande ênfase ao papel do poder de barganha dos trabalhadores em promover alterações sobre os preços domésticos.

Por conseguinte, verifica-se como literatura heterodoxa amplia o escopo de políticas de controle inflacionário - tanto de natureza conjuntural como estrutural - como também propõe certas alterações ao RMI convencional, de modo a torna-lo mais adequado para a dinâmica inflacionária específica de cada país. Adicionalmente, deve ser considerado que um processo inflacionário não precisa ser combatido a todo custo, pois pode representar uma redistribuição da renda funcional a favor dos trabalhadores e, possivelmente, uma distribuição da renda pessoal mais igualitária.

Capítulo 2

Repasse cambial: teoria e empiria

O repasse cambial consiste no impacto de choques cambiais sobre a inflação, comumente calculado como a variação percentual nos preços domésticos dada uma variação de 1% na taxa de câmbio nominal (CAMPA; GOLDBERG, 2005). De modo geral, tratam-se de dois estágios do repasse cambial: o repasse para preços de importação (denominado de Estágio 1) e o repasse de preços de importação (insumos ou produtos finais importados) para preços de produtor ou consumidor final, denominado de Estágio 2 (ARON; MACDONALD; MUELLBAUER, 2014). A literatura empírica tende a se centrar na análise do Estágio 1 ou do chamado repasse cambial total, que é o impacto da variação da taxa de câmbio sobre o nível de preços (junção dos dois estágios).

Segundo Figueiredo e Gouvea (2011), o impacto de uma depreciação da moeda doméstica sobre os preços de consumidores finais se dá por distintos mecanismos, tanto diretos quanto indiretos. Considerando o caso de uma desvalorização cambial, os efeitos diretos estão relacionados ao encarecimento imediato dos preços de bens finais e insumos denominados em moeda estrangeira - importados ou exportáveis - que são posteriormente repassados para os preços ao consumidor final. Por outro lado, os efeitos indiretos podem estar associados a uma elevação da demanda por bens domésticos substitutos aos produtos importados. Ademais, uma desvalorização cambial pode estimular as exportações, que, assim, pode gerar uma elevação dos preços de bens exportáveis. Em adição a isso, esta elevação da demanda agregada também pode representar um aumento da demanda por trabalho, a qual pode fomentar negociações por maiores salários nominais e representar maiores custos de produção a serem repassados aos preços finais em um momento posterior.

Nos anos 70 e 80, os estudos com foco sobre o repasse cambial buscavam explicações para os efeitos modestos de grandes variações cambiais sobre os preços de importação, principalmente no caso dos preços de importação para os Estados Unidos diante da forte apreciação do dólar no início da década de 80. Desta forma, diante de evidências empíricas que invalida-

vam a Lei do Preço Único¹, foram desenvolvidos modelos teóricos da firma - explorando diferentes estruturas de mercado e estratégias de precificação - para explicar este repasse cambial incompleto² - isto é, um coeficiente de repasse cambial maior que 0 e menor que 1 (FRANKEL; PARSLEY; WEI, 2012). Nota-se que estes trabalhos focam em determinantes microeconômicos para explicar a incompletude do repasse cambial.

A partir dos anos 2000, a literatura teórica e empírica sobre repasse cambial passa a dar uma maior ênfase às variáveis macroeconômicas, baseando-se na literatura de rigidez de preços (TAYLOR, 2000) e nos modelos de equilíbrio geral dinâmico de economia aberta (OBSTFELD, 2002). O contexto histórico que gerou a mudança de foco foi o aumento na volatilidade das taxas de câmbio - associado à adoção cada vez mais generalizada do regime de câmbio flutuante - e os desequilíbrios na balança comercial em diversos países (ARON; MACDONALD; MUELLBAUER, 2014). Somado a isso, observou-se uma queda quase generalizada da inflação nos países emergentes concomitante ao declínio da magnitude do repasse cambial, o que suscitou pesquisas que avaliavam o patamar da inflação e a condução da política monetária como fatores relevantes para a determinação do repasse cambial nestas economias após os anos 90 (TAYLOR, 2000; GOLDFAJN; WERLANG, 2000).

Portanto, a literatura teórica e empírica³ tendem a se distinguir sobre uma abordagem microeconômica ou macroeconômica quanto ao foco da análise sobre os determinantes do repasse cambial. Apesar disso, não é incomum a inclusão de variáveis macroeconômicas em trabalhos com foco microeconômico, e vice versa (CAMPA; GOLDBERG, 2005).

Assim, a primeira proposta deste capítulo é fazer uma revisão sobre os modelos teóricos de repasse cambial, diferenciando entre as abordagens micro e macroeconômica. Ademais, considerando o foco específico deste trabalho sobre a assimetria do repasse cambial, são revisadas algumas hipóteses teóricas para explicar o repasse assimétrico de preços, não restrito aos choques cambiais. A intenção é promover reflexões e associar potenciais paralelos ao caso do repasse cambial assimétrico, encontrado por vezes na literatura empírica (BUSSIÉRE, 2013; PIMENTEL, 2017). Logo, a primeira seção deste capítulo se desdobra sobre os determinantes teóricos do repasse cambial simétrico e assimétrico.

Em seguida, uma segunda seção procura realizar uma revisão dos estudos empíricos sobre o repasse cambial para o caso do Brasil ou de um conjunto de países emergentes. A intenção é verificar as abordagens teóricas, metodologias e amostras de dados utilizadas e avaliar os principais resultados encontrados, que serviu de amparo na escolha da metodologia a ser empregada neste trabalho. Similarmente, pesquisas que exploram a assimetria do repasse cambial no Brasil

¹De acordo com a Lei do Preço Único, em um ambiente de competição perfeita, bens homogêneos deveriam ter o mesmo preço em mercados de localização distinta, quando convertidos em uma mesma moeda, em virtude a arbitragem internacional dos preços no mercado de bens.

²Neste trabalho, repasse cambial incompleto, parcial ou limitado são adotados como sinônimos.

³Algumas pesquisas e resenhas que fazem uma revisão teórica e empírica da literatura sobre repasse cambial são Goldberg e Knetter (1996) e Aron, Macdonald e Muellbauer (2014). Para uma revisão com um maior enfoque ao caso brasileiro, ver Feijó, Assis e Fonseca (2019).

também são analisadas. Ao fim, uma tabela resumida deste trabalhos é elaborada, inspirada em Pimentel (2017).

2.1 Literatura teórica sobre repasse cambial

2.1.1 Determinantes microeconômicos

As primeiras e principais teorias que tratavam de um repasse cambial incompleto para os preços domésticos se originaram em meados dos anos 80, em virtude da substancial apreciação da moeda americana entre 1980 e 1985 e seu efeito mais pronunciado sobre os preços de importação de certos setores industriais, comparados aos impactos modestos da variação cambial em outros setores industriais ou agrícolas.

Um dos trabalhos seminais dessa literatura é o de Dornbusch (1987), que observou que o impacto da valorização cambial sobre a dinâmica dos preços de exportação e importação de bens manufaturados finais destoou em relação ao impacto sobre os preços de outros setores produtivos. A partir de modelos de organização industrial aplicado ao comércio internacional, o autor associa a magnitude do repasse cambial a fatores como: a segmentação dos mercados⁴, que possibilita a prática de preços diferentes de um mesmo bem em mercados distintos; o grau de diferenciação entre o produto doméstico e o estrangeiro; e a estrutura de mercado, distinguindo entre mercados perfeitamente competitivos e oligopolísticos. Em seus modelos teóricos, uma apreciação da moeda doméstica afeta os preços de equilíbrio somente pela redução dos custos marginais do trabalho da firma estrangeira que compete no mercado doméstico (o trabalho é o único insumo de produção).

De modo geral, todos os modelos preveem um declínio dos preços de importação face à uma apreciação da moeda doméstica. No modelo com bens homogêneos, o impacto da apreciação da moeda sobre os preços domésticos é mais pronunciado, considerando que as firmas domésticas devem compatibilizar seus preços praticados com os preços de importação menores. No caso de bens diferenciados, o efeito da apreciação da moeda pode ser menor, se o número de firmas estrangeiras competindo no mercado doméstico for baixo e/ou se a estrutura de mercado for menos competitiva - isto é, uma maior proporção do mark-up em relação ao custo marginal de produção.

Após Dornbusch (1987)⁵, Krugman (1986) denomina *pricing to market* como a estratégia de uma firma exportadora que precifica distintamente um mesmo produto para mercados dife-

⁴Em mercados integrados, a geografia ou nacionalidade do produtor de um bem não gera um efeito sistemático sobre os preços de transação de produtos idênticos, é caso do mercado de ouro, por exemplo. Em contrapartida, para mercados segmentados, a localização afeta substancialmente os termos de transação (mais que o custo marginal de transportar o bem de um lugar para o outro). Seria o caso do mercado de automóveis importados, em que questões como normas de segurança, meio ambiente, garantias e serviços adicionais variam frequentemente dependendo da localização, implicando em custos distintos para o produtor (GOLDBERG; KNETTER, 1996).

⁵A primeira versão do trabalho de Dornbusch (1987) foi publicada e bem difundida como um trabalho de discussão em 1985.

rentes (e segmentados). Ao tratar das evidências empíricas sobre o preços de importação dos Estados Unidos na primeira metade da década de 80, o autor aponta que o *pricing to market* é um fenômeno real porém não universal, sendo restrito apenas a certos setores industriais. Krugman (1986) formula modelos de equilíbrio geral associados a diferentes tipos de estrutura de mercado.

Em seus modelos teóricos dinâmicos, Krugman (1986) aponta possíveis fatores que explicam diferentes magnitudes do repasse cambial, como a existência de uma infraestrutura de distribuição e serviços no mercado de destino e a expectativa de tempo de duração da apreciação da moeda. Por exemplo, o investimento em uma infraestrutura de distribuição e serviços no mercado de destino é necessário para a ampliação das vendas da firma, como seria no caso de automóveis importados apontado pelo autor. Assim, se a apreciação aparenta ser permanente, a firma exportadora possui incentivos em realizar este investimento e ampliar a sua infraestrutura no mercado de destino. Logo, o repasse dos custos marginais de produção menores - provenientes da apreciação da moeda - ocorre de forma gradual, na medida que a infraestrutura é construída e as vendas podem aumentar. Neste contexto, o repasse cambial seria inicialmente incompleto, porém positivo. No caso contrário, se a apreciação parece ser transitória, não há incentivos para ampliar a infraestrutura neste mercado de destino, de forma que esta firma exportadora aproveita os custos marginais menores (e temporários) para obter lucros extraordinários, resultando em um repasse cambial nulo.

Desta forma, como pode ser visto nos modelos teóricos acima, a moeda em que se precifica o bem a ser importado é extremamente relevante, considerando que tratam-se de relações de comércio internacional entre dois países com moedas diferentes. Acerca disto, existem duas abordagens que se diferenciam sobre a moeda no qual o bem será precificado: a Precificação por Moeda Local (*Local Currency Pricing* - LCP), em que o bem transacionado é precificado na moeda local e Precificação por Moeda do Produtor (*Producer Currency Pricing* - PCP), em que o preço se refere na moeda do país da firma produtora/exportadora.

Campa e Goldberg (2005) abordam o debate sobre a prevalência da PCP ou da LCP para os preços importados, assim como também exploram a dependência do grau de repasse ao nível de inflação no país. Deste modo, os autores constroem um modelo em que o repasse cambial depende de fatores micro e macroeconômicos. Utilizando dados de preços agregados e desagregados em um painel de 23 países da OCDE entre 1975 e 2003, o modelo estimado considera que o repasse cambial é determinado pela variação e volatilidade da taxa de câmbio, pelo nível da taxa de inflação e do produto real e por determinantes específicos à indústria. A partir de hipóteses de PCP (repasse completo) e LCP (repasse nulo), os resultados encontrados mostraram um comportamento de repasse parcial para o curto prazo (alta rejeição para a PCP e a LCP) e uma prevalência da PCP no longo prazo (somente 7 dos 23 casos de rejeição de hipótese nula, enquanto para a LCP totalizaram 18 rejeições).

Além disso, Campa e Goldberg (2005) verificam forte correlação entre a magnitude do repasse e o nível da volatilidade cambial e da taxa de inflação. No entanto, ao regressir um modelo

que incorpora o efeito de mudanças da composição das importações dos países, a significância de variáveis macroeconômicas se torna negligenciável. Variações na composição da pauta de importação apresentaram uma relação significativa e robusta com o repasse cambial.

Desta forma, pode ser observado que tais teoria procuram explicações distintas a invalidez empírica da Lei do Preço Único, utilizando cláusulas *ad hoc* que impõem imperfeições de mercado ou estratégias de discriminação de preços para compatibilizar a teoria com a possibilidade de um repasse cambial incompleto (ARESTIS; MILBERG, 1993; PIMENTEL, 2017). Distintamente dos modelos teóricos ortodoxos, a hipótese de um repasse cambial incompleto é completamente compatível com a teoria Pós Keynesiana (SILVA; VERNENGO, 2008).

De acordo com Arestis e Milberg (1993), a firma pós keynesiana possui uma estrutura interna particular de organização, em que a estratégia de precificação se baseia em objetivos de sobrevivência e crescimento de longo prazo - diferentemente da firma neoclássica, que seria caracterizada por um comportamento de maximização do lucro no curto prazo. Portanto, em um ambiente de concorrência oligopolista, uma firma Pós Keynesiana precifica sua produção de modo a garantir a sobrevivência e o crescimento no longo prazo, mesmo que implique em compressão temporária de sua margem de lucro diante de choques de custos - garantindo, assim, que sua parcela de mercado não se reduza.

Deste modo, Arestis e Milberg (1993) propõem um modelo teórico em que choques cambiais são repassados parcialmente para os preços finais, em virtude da alteração no *mark up* da firma. Por exemplo, em um modelo de precificação baseado em Kalecki (1971b)⁶, os preços são determinados com base em um *mark up* sobre os custos primários médios da indústria, baseado em um nível de capacidade produtiva com certa ociosidade. Além disso, considera-se que o nível do *mark-up* depende do grau de competitividade da firma em relação à outras firmas estrangeiras.

Uma depreciação da moeda doméstica implica em maiores custos unitários da firma doméstica em relação à estrangeira, em razão do encarecimento de insumos importados ou exportáveis em sua produção. Portanto, em virtude desse diferencial de custos entre a firma doméstica e a estrangeira, o *mark up* da firma doméstica deve cair para manter seu nível de competitividade no mercado doméstico e não perder *market share*. Logo, em razão dessa contração do *mark-up*, o repasse da depreciação da moeda se torna menor do que 1, ou seja, incompleto. Desta forma, Arestis e Skott (1993) argumentam que os modelos de precificação por *mark-up* Pós Keynesianos são mais apropriados para o estudo do repasse cambial incompleto do que os modelos ortodoxos.

2.1.2 Determinantes macroeconômicos do repasse cambial

A abordagem de determinantes macroeconômicos do repasse cambial ganhou ímpeto com o artigo de Taylor (2000) - que explora os efeitos da rigidez de preços e das expectativas de agen-

⁶Os autores também elaboram um modelo baseado na megacorporação de Eichner (1976) para explicar o repasse cambial incompleto.

tes - e com o surgimento da Nova Macroeconomia de Economia Aberta (*New Open Economy Macroeconomics*), que formulam modelos dinâmicos de equilíbrio geral com economia aberta (ARON; MACDONALD; MUELLBAUER, 2014).

Diante de episódios de uma resposta relativamente baixa da inflação às expressivas depreciações cambiais, Taylor (2000) associou o declínio do repasse cambial às expectativas de inflação (baixa) no futuro, implicando em uma relação do grau do repasse cambial com o nível da taxa inflação corrente. O autor parte da hipótese de um menor poder de precificação das firmas (menor repasse cambial) quando espera-se que a inflação baixa seja persistente. Neste contexto, as firmas teriam relutância em repassar uma porção maior dos seus custos aos preços finais, temendo que seus competidores não façam o mesmo e, assim, percam parte de seu *market share*. Portanto, o grau de repasse cambial dependeria das expectativas sobre a persistência do patamar inflacionário vigente.

McCarthy (1999) desenvolve um modelo de precificação ao longo da cadeia de distribuição⁷ para tratar do menor impacto de variações na taxa de câmbios e nos preços de importação sobre os preços de consumidor final. Logo, o autor analisa como os repasses de custos a preços se tornam menores no decorrer da cadeia produtiva. A partir de uma amostra de nove países desenvolvidos de 1976 a 1998, o autor elabora um modelo Vetor Autorregressivo (VAR - *Vector Autorregressive*) que incorpora choques da taxa de câmbio, de oferta e de demanda em todos os níveis da cadeia de distribuição. As evidências encontradas pelo autor indicaram um impacto modesto dos choques cambiais para o período inteiro, enquanto para uma subamostra de 1996 a 1998, os efeitos destes choques externos foram maiores e mais significativos.

Goldfajn e Werlang (2000) utilizam dados em painel de 71 países para tratar da relação entre depreciações da moeda nacional e inflação, entre 1980 e 1998. Os autores utilizam diferentes especificações de um modelo de regressão geral para estimar o coeficiente de repasse cambial e seus principais determinantes. As variáveis incluídas nas distintas especificações são a taxa de inflação, o patamar inicial da inflação (para tratar do ambiente inflacionário), a taxa de câmbio nominal ou a taxa de câmbio real (inclui-se também desvios da taxa de câmbio real em relação a sua tendência⁸), o hiato do produto e o grau de abertura da economia, este último calculado como a soma das exportações e importações em razão do PIB.

Os principais resultados de Goldfajn e Werlang (2000) corroboram a importância dos determinantes macroeconômicos e encontram efeitos significativos de choques cambiais sobre o

⁷O modelo segue a seguinte estrutura. Existem três estágios de precificação, listados a seguir do mais exógeno para o mais endógeno: preços de importação, preços do produtor doméstico e preços dos consumidores finais. Neste esquema, se ocorre um choque de preços de importação, ele é incorporado aos preços no nível dos produtores domésticos. Da mesma forma, no nível mais endógeno, os preços de consumidores domésticos são suscetíveis aos choques de preços de importações e os choques de preços dos produtores domésticos. Ainda, o modelo também possibilita choques de oferta, de demanda e cambiais que afetam todos os estágios de precificação (e também são os únicos choques aos quais os preços de importação são suscetíveis). Por fim, para cada estágio, também é incluída a possibilidade de um choque exógeno relativo ao próprio estágio. Esta estrutura do modelo é usada para basear o ordenamento de Choleski na estimação econométrica.

⁸Esses desvios pretendem identificar desalinhamentos da taxa de câmbio real em relação ao seu valor considerado de equilíbrio, que corresponderia a tendência dessa variável calculado pelo Filtro HP.

nível de preços. A magnitude do repasse cambial aumenta ao se considerar seu impacto acumulado durante o tempo: para uma desvalorização nominal de 10%, o coeficiente de repasse cambial começa em 0,0124 no primeiro mês e chega a 0,732 após 12 meses do choque cambial inicial (período em que o repasse cambial atinge seu valor máximo). Ademais, todos as variáveis apresentaram significância estatística em alguma especificação, destacando-se a taxa de câmbio real e a inflação inicial por sua maior robustez nas diferentes especificações. O desalinhamento da taxa de câmbio real apresentou o impacto mais acentuado para uma amostra com os países das Américas - uma sobrevalorização de 10% da taxa de câmbio reduziu o coeficiente de repasse cambial em 7,06% em 18 meses. Por fim, o coeficiente de repasse cambial é substancialmente menor para países desenvolvidos (ou da OCDE) em relação aos emergentes.

Acerca da especificidade dos países emergentes, Feijó, Assis e Fonseca (2019) ressaltam a importância da existência de uma hierarquia de moedas⁹ sobre a dinâmica do repasse cambial, relação pouco explorada na literatura. Por exemplo, em economias de moeda mais periférica, é comum um comportamento mais volátil dos fluxos de capitais (PRATES, 2005), o que frequentemente resulta em uma maior volatilidade cambial. Neste contexto, alguns estudos associam uma taxa de câmbio mais volátil a um maior grau de repasse cambial em países emergentes (FARHI, 2007; FRANKEL; PARSLEY; WEI, 2012).

Ademais, uma outra especificidade possível aos países emergentes seria o *fear of floating*, abordado por Calvo e Reinhart (2002). Para estes autores, mesmo após a adoção formal de regimes cambiais flutuantes, certos países emergentes ainda continuaram a atuar incisivamente no mercado cambial para evitar grandes variações cambiais - principalmente, depreciações da moeda¹⁰. Focado no caso brasileiro, Silva e Vernengo (2008) relacionam a persistência do *fear of floating* ao medo da inflação pelas autoridades monetárias, que é associado a um alto grau de repasse cambial de curto prazo no país.

Neste contexto, um outro determinante macroeconômico apontado na literatura é o ambiente institucional, associado à indicadores de incerteza ou risco e à credibilidade das autoridades políticas. Na mesma lógica de Taylor (2000), o argumento é de que em um ambiente de instabilidade e incerteza, as firmas se tornariam mais propensas a repassar custos para preços. Nogueira Junior e León-Ledesma (2008) analisam a relação entre repasse cambial e o risco país, identificando forte relação entre as duas variáveis. Por sua vez, López-Villavicencio e Mignon (2017)

⁹Em linhas gerais, esta literatura argumenta que existe uma hierarquia entre as moedas internacionais, relacionada à capacidade de exercer as funções da moeda em um âmbito internacional - isto é, servir como meio de pagamento, unidade de conta e reserva de valor. Quanto mais uma moeda for negociada e utilizada nas transações internacionais, ou seja, mais capaz de exercer as funções acima, maior seria sua liquidez de divisa. Conti, Prates e Plihon (2014). Assim, o dólar e, em menor medida, o euro possuem a maior liquidez de divisa e são classificadas como moedas centrais. Moedas de países emergentes ou subdesenvolvidos, como o Real brasileiro, são consideradas periféricas, ao possuírem uma menor liquidez de divisa. Por conseguinte, em momentos de aversão ao risco dos administradores de moeda (*money managers*) internacionais, ocorre um movimento de fuga súbita das moedas com menor liquidez de divisa para as moedas centrais, geralmente resultando em fortes depreciações das moedas periféricas. Para uma explicação mais detalhada da hierarquia de moedas e suas implicações, ver Prates (2005) e Conti (2011).

¹⁰No caso brasileiro, Luporini e Souza (2016) encontram evidências de que as intervenções do Banco Central Brasileiro no mercado cambial são mais frequentes em episódios de desvalorização cambial.

investigam o impacto da adoção do regime de metas de inflação e da transparência da política monetária sobre o repasse cambial para um grupo de países emergentes. Estes autores encontram evidências de que ambos fatores são capazes de reduzir o repasse cambial, em especial a adoção do regime de metas de inflação.

2.1.3 Determinantes do repasse de preços assimétrico

Considerando a proposta desta dissertação, vale destacar algumas hipóteses que explicam a assimetria no repasse dos preços.

Meyer e Cramon-Taubadel (2004) distinguem duas possibilidades de assimetria no repasse de custos aos preços, considerando o sinal da variação dos custos (aumento ou redução). A primeira se refere à magnitude do repasse. Quando um repasse de preços apresenta uma magnitude mais acentuada em uma direção da variação dos custos - comparada à magnitude do repasse com uma variação de custos na direção oposta - é dito que o repasse é assimétrico. O segundo tipo de assimetria refere-se à velocidade do repasse e a lógica de assimetria é análoga. Por exemplo, se um aumento dos custos é repassado mais rapidamente que uma redução destes custos, o repasse é classificado como assimétrico. Ademais, os dois tipos de assimetrias podem ocorrer simultaneamente. A Figura 2.1 apresentada pelos autores indicam os três casos possíveis de assimetria no repasse de preços. A variável p^{in} pode ser interpretada como o preço de um determinado custo, que em um certo momento t pode aumentar ou diminuir (na mesma magnitude). A variável p^{out} indica o preço final do bem, considerando a variação em seu custo de produção p^{in} . Por fim, a área cinza demonstra o tamanho da assimetria no repasse de preços, associado à diferença na magnitude e/ou velocidade do reajuste de preço.

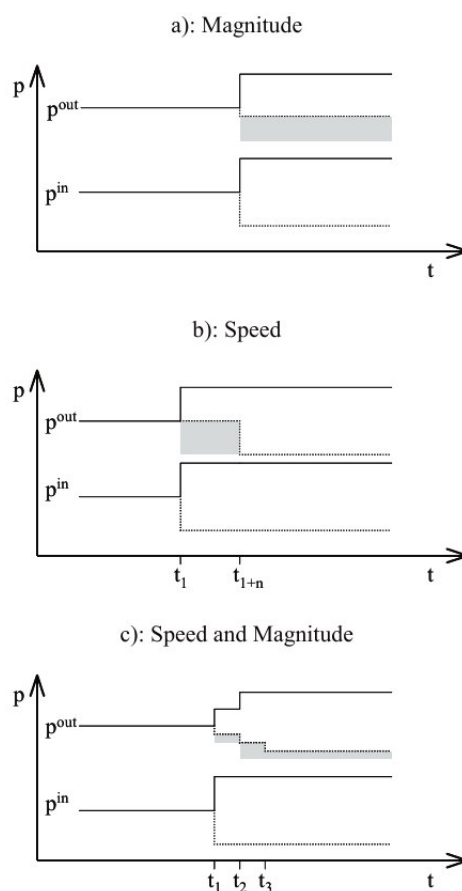


Figura 2.1: Tipos de assimetrias de acordo com Meyer e Cramon-Taubadel (2004).

Fonte: Meyer e Cramon-Taubadel (2004).

Meyer e Cramon-Taubadel (2004) apontam o poder de mercado de certas firmas e a existência de custos de menu como possíveis motivos para a assimetria no repasse dos preços. Ademais, os autores também tratam da existência de um piso de preços (*floor prices*) de alguns produtos, que impossibilitam um repasse para baixo dos preços, um caso especial de rigidez para baixo de preços¹¹

Webber (2000) listam alguns fatores para explicar a assimetria de repasse, de acordo com a literatura teórica, como objetivos de *market share*. O argumento se baseia na abordagem *pricing to market*, como discutido por Krugman (1986). Parte-se do pressuposto que as firmas estrangeiras que exportam para o mercado doméstico procuram estabelecer os menores preços possíveis, a fim de elevar seu *market-share*.

Assim, dada uma apreciação da moeda doméstica, as firmas exportadoras procuram ampliar o seu *market-share*, reduzindo o preço de importação de seu bem, possibilitado pela alteração na taxa de câmbio. A redução do preço de importação se dá na mesma magnitude de que a apreciação da moeda, implicando em um repasse cambial completo.

¹¹Pimentel (2017) traz uma revisão da literatura de rigidez para baixo de preços para tratar da assimetria de preços.

Em contrapartida, no caso de uma depreciação da moeda doméstica, as firmas exportadoras reduzem seu *mark-up* e mantem o preço de importação inalterado, a fim de evitar uma possível perda de *market share* caso elevassem seus preços. Deste modo, como não há alteração do preço de importação frente à depreciação da moeda, o repasse cambial é nulo. Desta forma, verifica-se como a magnitude do repasse cambial é distinta diante de alterações em direções opostas da taxa de câmbio, resultando em sua assimetria.

Uma outra possível explicação é associada ao modelo de Dixit (1989). Em um regime de alta volatilidade cambial, os agentes possuem uma maior dificuldade em saber se uma alteração da taxa de câmbio é permanente ou transitória. Logo, no exemplo de uma depreciação da moeda nacional, as firmas decidem não repassar os custos no curto prazo, adotando uma estratégia de espera para verificar a persistência ou não da variação cambial. Ao contrário, caso a taxa de câmbio apresentasse um comportamento mais estável, as firmas repassariam os choques cambiais mais prontamente. Neste sentido, o repasse seria assimétrico de acordo com a velocidade de ajuste e o patamar de volatilidade da taxa de câmbio.

Uma última explicação a ser apresentada é a abordada por Santoro (2020), ao analisar o repasse cambial assimétrico para o caso do Brasil. Partindo de uma visão do conflito distributivo, o autor salienta um comportamento distinto de firmas e trabalhadores domésticos em relação a momentos de apreciação e depreciação da moeda doméstica. Por exemplo, no caso das firmas, uma depreciação geraria um aumento de custos advindos dos insumos precificados em moeda estrangeira, pressionando lucros e fomentando um repasse mais rápido para os preços. Por outro lado, em uma apreciação da moeda, o efeito sobre os custos seria oposto. Diante disso, as firmas com lucros maiores teriam um estímulo menor a repassarem estes custos menores aos preços finais, que somente se reduziriam decorrido um intervalo de tempo maior, devido às forças da concorrência. Sob essa circunstância, observa-se um repasse cambial assimétrico.

Encerrada a discussão sobre a literatura teórica sobre repasse cambial, segue-se para a revisão da literatura empírica.

2.2 Revisão da literatura empírica

Os estudos empíricos sobre repasse cambial pretendem identificar relações entre variações da taxa de câmbio e o nível de preços, abordando também outras variáveis macro ou microeconômicas consideradas relevantes. A partir dos diferentes referenciais teórico apontados na seção anterior, a literatura empírica utiliza métodos econométricos distintos para estimar o coeficiente de repasse cambial e listar os principais fatores explicativos da dinâmica da inflação.

Consolidando-se como uma literatura em desenvolvimento, outros trabalhos procuram investigar a hipótese de assimetria ou não linearidade do repasse cambial no Brasil. Esta seção se destina a uma revisão da literatura empírica do repasse cambial (simétrico ou assimétrico) para o caso do Brasil ou de um conjunto de países emergentes. No fim da seção, encontra-se um quadro resumido dos trabalhos empíricos analisados.

2.2.1 Repasse cambial simétrico

Belaish (2003) investiga se o repasse cambial no Brasil mudou de patamar após a forte depreciação do Real em relação ao dólar em 2002, além de verificar como tal repasse se comporta diante de diferentes desagregações do IPCA¹², do IPA e do IGP-M. A abordagem teórica consiste em um modelo de precificação ao longo da cadeia de distribuição, baseado em McCarthy (1999). No caso do modelo de Belaish (2003), o comportamento da inflação é determinado por seus valores em períodos passados, choques de demanda, choques de oferta e choques cambiais. A estimação do modelo econométrico é feita por meio de 4 vetores autorregressivos, em virtude do uso de 4 distintos índices de preços. Os dados utilizados são mensais de julho de 1999 a dezembro de 2002, incorporando as seguintes variáveis: preços do petróleo em moeda nacional (*proxy* para choques de oferta), produção industrial (*proxy* para a demanda agregada), taxa de câmbio nominal real-dólar e o índice de preços. Para o índice de preços, são usados tanto o índice cheio do IPCA, do IPA e do IGP-DI quanto diferentes decomposições do IPCA - como em preços livres, monitorados, bens *tradables* ou bens não *tradables*.

Os resultados indicam um maior repasse cambial para o IPA - seguido pelo IGP-DI e pelo IPCA - no período analisado, o que era esperado, considerando a grande proporção de bens *tradables* no cálculo do IPA¹³. Ademais, o repasse cambial para o índice cheio do IPCA é limitado e rápido, além de tender a se dissipar em 6 meses. O repasse e a velocidade de ajuste ao câmbio é significativamente maior também para os bens *tradables* quando comparados aos bens não *tradables*, IPCA de preços livres e IPCA de preços monitorados. No entanto, após um ano do choque cambial, o repasse para os preços livres e *tradables* convergem a um mesmo patamar. Por último, ao realizar um teste de quebra estrutural para os últimos meses de 2002, a autora encontra evidências de um diferente patamar do repasse cambial no Brasil.

Ferreira e Jayme Junior (2005) avaliam o desempenho do regime de metas de inflação brasileiro, considerando a elevada volatilidade cambial e dívida pública. A abordagem teórica consiste em construir uma Regra de Taylor para a autoridade monetária brasileira, incluindo a taxa de câmbio (para captar choques externos e vulnerabilidade externa) e o resultado nominal do governo (para captar o lado fiscal da economia). Deste modo, a Regra de Taylor é estimada por meio de um modelo VAR, que abarca as seguintes variáveis: taxa de câmbio nominal, taxa de inflação, taxa de juros, nível de utilização da capacidade instalada¹⁴ e resultado nominal do governo (em proporção do PIB). Os dados são mensais, compreendendo o período de agosto de 1994 a dezembro de 2003.

¹²Neste e em outros trabalhos, o IPCA pode ser desagregado em diferentes índices de preços, separando-o por um conjunto específico de bens e serviços ou pelo meio em que são precificados. Por exemplo, o IPCA pode ser decomposto conforme a natureza dos bens e serviços - por ex. *tradables* ou não *tradables* - ou por precificação - livres ou monitorados

¹³Na segunda seção do terceiro capítulo, é feita uma breve descrição sobre estes índices de preço.

¹⁴De acordo com Ferreira e Jayme Junior (2005), o nível de utilização da capacidade instalada é calculado usando o Filtro HP sobre a série dessazonalizada do índice de Produção Física da Pesquisa Industrial Mensal divulgada pelo IBGE.

A análise dos resultados se dá pelas funções impulso resposta e a decomposição da variância. A resposta da taxa de juros aos choques da taxa de câmbio não apresenta um comportamento bem definido, porém em algum momento é significativa. Isto seria um indicativo para os autores de que a taxa de câmbio brasileira não exerce a função de âncora nominal para a estabilização dos preços (FERREIRA; JAYME JUNIOR, 2005, p. 13). A resposta da taxa de inflação aos choques cambiais é positiva, iniciando uma queda persistente a partir do 5º período e se dissipa no 23º período. Além disso, estima-se que cerca de 18,92% da variância da inflação após 5 meses é associada aos choques cambiais. Isto iria de encontro com a hipótese dos autores, em que a grande volatilidade cambial e vulnerabilidade externa do Brasil naquele momento incorre em custos elevados - em termos da necessidade da manutenção de uma alta taxa de juros nominal - controlar a inflação em um nível aceitável.

Tombini, et al. (2006) procuram analisar o custo de reduzir a inflação em 2002, quando a forte desvalorização cambial resultou em uma firme escalada inflacionária. Ao considerar conjuntamente o aumento do risco soberano observado naquele ano, os autores assumem uma mudança estrutural na percepção e comportamento dos agentes econômicos diante das expectativas inflacionárias, implicando em uma maior dificuldade das autoridades monetárias em reduzir a inflação. Para verificar sua hipótese, Tombini, et al. (2006) estimam uma Curva de Phillips Novo Keynesiana a partir de um modelo de espaço-estado com coeficientes variáveis no tempo, por meio da aplicação do Filtro de Kalman. A especificação tem como variável endógena a taxa de inflação de preços livres, que é determinada pelo seus valores passados, pelos valores passados da taxa de inflação de preços monitorados, pelas expectativas de inflação dos preços livres, pela inflação importada (taxa de câmbio nominal real dólar somado à inflação externa - usando os preços de exportação dos Estados Unidos como *proxy*) e pelo hiato do produto. A amostra de frequência mensal vai de março de 1995 à março de 2006.

O coeficiente de repasse cambial estimado apresentou um comportamento persistentemente crescente desde meados de 2002, porém de baixo nível. Ainda, evidências significativas de inércia inflacionária para os preços monitorados e livres foram encontradas, de maior magnitude para o preços monitorados. Por último, por meio de um método contrafactual, os autores estimam que a inflação de preços livres poderia ser 6 pontos percentuais menor, em média e em base anual, dadas as trajetórias observadas das variáveis explicativas e da taxa de juros.

Schwartzman (2006) realiza diferentes estimações para a Curva de Phillips no Brasil, utilizando diferentes índices de preços desagregados. A metodologia empírica é um modelo VAR, em que a especificação é composta por 3 equações, em que as variáveis endógenas são diferentes índices de preços desagregados (preços de bens não *tradables*, preços monitorados e preços de bens *tradables*). As variáveis explicativas¹⁵ são os valores defasados do índice cheio do IPCA, expectativas do índice cheio do IPCA, utilização da capacidade instalada da indústria medida pela FGV (*proxy* para o ciclo econômico) e a taxa de câmbio nominal multiplicada pela inflação americana. Além disso, o autor inclui variáveis *dummy* para a incerteza política de

¹⁵Schwartzman (2006) estima 6 diferentes modelos, incorporando ou omitindo os regressores.

2002 e para setembro de 2000, quando houve um expressivo choque de oferta. Os dados são trimestrais, compreendendo o período do 1º trimestre de 1999 ao 2º trimestre de 2004.

Os principais resultados do trabalho indicam um efeito não significativo de desvalorizações cambiais sobre os preços de bens não *tradables*. O efeito da utilização da capacidade sobre os bens *tradables* é tampouco significativo. Ambas variáveis *dummy* foram estatisticamente significativas, de modo o efeito da incerteza política de 2002 teve impacto significativo sobre a inflação por meio do coeficiente de repasse cambial nos bens *tradables*. Por fim, o autor argumenta que a implementação do regime de câmbio flutuante representou um ganho de desempenho da política antiinflacionária por meio dos preços não *tradables*.

Choudhri e Hakura (2006) testam a hipótese de Taylor (2000) - isto é, ambiente de inflação baixa e estável gera baixo repasse cambial para preços domésticos - para um painel de 71 países entre 1979 e 2000. A especificação propõe que a taxa de inflação doméstica é determinada pelo seu valor defasado, a taxa de câmbio nominal efetiva e a taxa de inflação estrangeira. Os dados são trimestrais de 1979 a 2000. Ademais, cabe ressaltar que os autores diferenciaram o repasse cambial para países desenvolvidos e em desenvolvimento e para países com baixo, moderado ou alto regime de inflação (determinado pela inflação média em um certo período).

Os resultados encontrados pelos autores são de maior repasse cambial para países desenvolvidos em comparação com países em desenvolvimento. Choudhri e Hakura (2006) também encontram evidências significativas de uma relação positiva e forte do repasse cambial com a inflação média, mesmo nos diferentes regimes de inflação estipulados, corroborando a hipótese de Taylor (2000). Ainda, para o caso do Brasil, os autores estimam um coeficiente repasse cambial aos preços domésticos de 0,92 e 0,63 para os períodos de regime de inflação alta (1980.2-1989.2 e 1981.1-1991.2, respectivamente) e de 0,44 para o regime de inflação moderada (1994.4-2000.4).

Silva e Vernengo (2008) associam o declínio do repasse cambial no Brasil com a hipótese de *fear of inflation* de Baqueiro et al. (2003), a qual é derivada do fenômeno de *fear of floating* cunhado por Calvo e Reinhart (2002). No caso de países emergentes, o *fear of inflation* está relacionado ao medo dos bancos centrais em uma escalada inflacionária proveniente de choques de desvalorização cambial. Isto provocaria uma atuação mais incisiva - isto é, elevação da taxa de juros - para reverter a desvalorização cambial e, assim, reduzir a inflação. Deste modo, os autores procuram estimar o coeficiente de repasse cambial no Brasil, utilizando dados anuais de 1953 a 2007, a partir de um modelo de regressão geral bayesiano. Os autores também testam o grau de repasse cambial para subperíodos de baixa inflação (1953-78 e 1996-2007) e alta inflação (1979-95).

Os resultados encontrados pelos autores indicam um coeficiente de repasse cambial de 0,68 para o período integral analisado. No entanto, considerando as subamostras, o repasse cambial estimado aproximou-se de 0,90 para regimes de alta inflação e 0,02 para regimes de baixa inflação. Neste sentido, os autores argumentam que o grau de repasse cambial de curto prazo é relativamente alto no Brasil. Quando se analisa o efeito em um período mais prolongado,

o coeficiente cai expressivamente, de modo que os autores apontam como evidências de uma resposta mais contundente das autoridades monetárias em depreciações da moeda.

Squeff (2009) analisa o impacto do repasse cambial sobre a inflação brasileira em 2 subperíodos distintos: entre 1999 e 2003, em que houve uma tendência de desvalorização cambial gerando um impacto inflacionário, e entre 2003 e 2007, em que a tendência de valorização do câmbio teria um efeito desinflacionário. A metodologia empírica é a estimação de um modelo VAR, baseado em Belaisch (2003), de forma que a especificação segue as mesmas variáveis¹⁶: taxa de inflação (índice IPCA cheio), taxa de câmbio nominal, índice de preços de *commodities* fornecido pelo IPEA e índice da produção física (*quantum*) da indústria (*proxy* para a demanda agregada), divulgado pelo IBGE. Os dados de frequência mensal abrangem o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2007.

Os coeficientes de repasse cambial são calculados por meio de funções impulso resposta, datadas de 1 até 24 períodos, seguindo a metodologia proposta por Belaisch (2003). A magnitude do coeficiente para o período inteiro (17,3%) é substancialmente menor que para as 2 subamostras (32,4% para o período de desvalorização cambial, 22,5% para o de valorização cambial). As evidências encontradas por Squeff (2009) indicam um significativo efeito sobre a inflação de variações cambiais, independentemente de sua direção.

Araújo e Modenesi (2010) procuram identificar os principais determinantes macroeconômicos da inflação brasileira após a adoção do regime de metas de inflação em 1999, com ênfase sobre os fatores externos. Para tratar do comportamento da inflação brasileira, os autores utilizam um modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR - *Structural Vector Autoregressive*) com dados mensais de janeiro de 1999 a março de 2010. A especificação é semelhante à adotada por Belaisch (2003): a variável mais endógena é a taxa de inflação; seguida pelo índice de commodities (*proxy* para choques de oferta agregada), fornecido pelo IPEA; taxa de câmbio média real/dólar e índice da produção física (*quantum*) da indústria (*proxy* para a demanda agregada), divulgado pelo IBGE. Desta forma, os autores estimam o coeficiente de repasse cambial, da demanda agregada e da oferta agregada, por meio das funções impulso resposta também seguindo a metodologia proposta por Belaisch (2003).

Os resultados reforçam a hipótese dos autores, em que o coeficiente de repasse cambial foi o de maior magnitude (entre 6% e 7% ao final de 12 meses, considerando uma desvalorização cambial de 10%). O coeficiente do repasse da demanda agregada obtido esteve entre 2% e 5%, enquanto o de oferta agregada esteve entre de 1-2,5%. Por fim, os autores também identificam uma maior sensibilidade dos preços de bens *tradables* e dos preços administrados à variações cambiais, em relação aos preços não *tradables* e preços livres, respectivamente.

Para analisar o impacto de variações cambiais sobre os preços domésticos, Souza e Alves (2011) separam uma amostra de dados de 1999 a 2009 em 2 subperíodos, em proposta seme-

¹⁶Squeff (2009) utiliza outras variáveis - como a taxa de juros e o índice de utilização da capacidade instalada na indústria - em especificações alternativas. Porém, a inclusão de tais variáveis incorreu em problemas de identificação ou perda de graus de liberdade sem aumento significativo do poder explicativo do modelo, o que justificou a omissão delas.

lhante à de Squeff (2009): um primeiro período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002 e um segundo período de janeiro de 2003 a dezembro de 2009. A abordagem teórica e empírica é inspirada em Belaisch (2003). No entanto, as variáveis apresentaram relação de cointegração no primeiro período, que motivou o uso de um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC - *Vector Error Correction*). Para o segundo período, é usado um modelo SVAR. As variáveis usadas são: taxa de inflação (IPCA - índice cheio), taxa de câmbio nominal, Índice de Preço do Petróleo e Índice de Produção Industrial (indústria geral), ambos fornecidos pelo IPEA.

Para o primeiro período, a análise do mecanismo de correção de erros indica ajuste rápido do IPCA à choques cambiais. Acerca da decomposição da variância, a taxa de câmbio é responsável por 67,73% da variância do IPCA após 18 meses. No cálculo do repasse cambial, foi estimado um coeficiente de 13,5% após 18 meses. Em relação ao segundo período, a taxa de câmbio contribui somente com 5,18% para explicar a variância do IPCA após 18 meses, enquanto o próprio IPCA é responsável por cerca de 91%. Analogamente, o coeficiente de repasse cambial estimado foi de 1,53% após 18 meses.

Figueiredo e Gouvea (2011) exploram o efeito da rigidez de preços sobre o repasse cambial para o caso brasileiro, a partir de dados desagregados do IPC-Br (Índice de Preços ao Consumidor - Brasil)¹⁷. Refletindo outros trabalhos de fundamentação microeconômica, a hipótese é que a maior rigidez tornam os preços menos sensíveis aos impactos de variações cambiais e, conseqüentemente, resulta em um menor repasse cambial. O estudo se baseia em uma metodologia econométrica que, inicialmente, usa uma regressão de um modelo ARDL para calcular os diferentes repasses cambiais dos preços desagregados e, a partir destes resultados, realiza uma segunda regressão (*cross section*) para avaliar o efeito da rigidez de preços¹⁸. Portanto, no 1º estágio, a especificação utiliza a variação de preços desagregada (em item, subgrupo ou grupo do IPC-Br), taxa de câmbio nominal real-dólar, preços indicados pelo IPA - para avaliar o efeito nos preços de bens e serviços domésticos substitutos, hiatos dos índices de Produção Industrial do IBGE - *proxy* para a demanda agregada, e índices de preços externos como indicativos de custos externos, fornecidos pela Funcex e pelo BLS (*Bureau of Labos Statistics*). No segundo estágio, é estimada uma equação que coloca o repasse cambial estimado no 1º estágio como função do grau de rigidez calculado pelos autores, do coeficiente de penetração de importações específico ao setor fornecido pela Funcex e de variáveis *dummy* referente aos bens e serviços monitorados. Os dados são mensais de janeiro de 1999 a dezembro de 2008.

Acerca do primeiro estágio, os autores verificaram um repasse cambial positivo e estatisticamente significativo a um nível de 10% para 36 dos 79 itens considerados. Em um nível

¹⁷A amostra compreende sete grupos, 23 subgrupos, 79 itens e 242 subitens na desagregação do IPC-Br. Para mais detalhes, ver Figueiredo e Gouvea (2011).

¹⁸No trabalho de Figueiredo e Gouvea (2011), a rigidez de preços é calculada como a duração média do intervalo de tempo em que os preços permanecem constantes, considerando assim a variação mensal de cada preço que compõem a amostra dos autores. Os setores de menor rigidez foram o de gêneros alimentícios (1 mês), calçados, utensílios diversos, mobiliário e roupas (todos 1,7 meses). Os de maior rigidez foram de outras despesas diversas (20 meses) - fortemente influenciado pela estabilidade dos preços de loterias -, leitura (19,8 meses), transporte público (12,2 meses) e serviços de residência (12 meses).

de agregação maior, foram identificadas significância de 5 dos 7 grupos, destacando um maior coeficiente de repasse cambial para o grupo de transportes (0,20) e de alimentos (0,14). No que concerne o segundo estágio, os autores primeiramente apontam uma associação negativa entre repasse cambial e rigidez de preços, somente ordenando os itens por rigidez e verificando qual era o repasse cambial estimado. Em um segundo momento, ao analisar os resultados da segunda equação estimada, a relação negativa explicitada acima é corroborada pelos dados. Um aumento na rigidez dos preços gera uma redução entre 3% a 6% do repasse cambial. Por fim, os autores ressaltam que a variável *dummy* para monitorados se mostrou significativa para a maior parte das regressões, enquanto a variável de penetração das importações se mostrou não significativa em todos os modelos.

Partindo de uma Curva de Phillips compatível com uma inflação derivada do conflito distributivo, Braga (2013) realiza várias estimativas para o IPCA entre 2000 e 2010, seguindo a tipologia de determinantes de inflação de Sicsú (2003). A estimação se baseia em modelos AR-MAX e VAR-X¹⁹, que utilizam o índice IPCA cheio e a variação dos salários nominais como variáveis dependentes. É incluído também um vetor de variáveis exógenas, sejam elas: a taxa de câmbio nominal, a inflação externa (índice de preços de *commodities*), a variação percentual do salário mínimo, uma variável *dummy* para mudanças no Imposto sobre Produtos Industrializados, a inércia inflacionário considerado pelo uso do IGP-M, a utilização da capacidade produtiva e a taxa de desemprego, estes dois últimos para indicar pressões da demanda agregada. Além disso, foram estimados modelos para o índice IPCA de preços monitorados e de preços livres subdivididos em duráveis, não duráveis, semiduráveis e serviços. Os dados são mensais de 2000 a 2010.

Em todos os modelos, os indicadores de demanda se demonstraram não significativos. A inflação importada estimada (variação cambial somada a variação da inflação externa) foi o principal tipo de determinante inflacionário na década de 2000. Em relação aos resultados dos modelos desagregados, a inflação importada apresentou forte significância estatística para todas as especificações, exceto para preços de serviços livres.

A partir do modelo alternativo ao Novo Consenso proposto por Summa (2010) (que incorpora elementos pós keynesianos), Bastos, Jorge e Braga (2015) analisam 17 setores industriais para avaliar se há um relação entre demanda e inflação nos preços do setor industrial brasileiro. A metodologia empírica se baseia em um modelo ARDL, que possui a seguinte especificação: a taxa de inflação do setor industrial, mensurada pelo IPA-OG divulgado pela FGV, é determinada pelo seu valor defasado, pelo hiato do produto - medido pelo índice de utilização da capacidade instalada da FGV, pela variação da taxa de juros (Selic) e pela taxa de câmbio nominal multiplicada pelo Índice de preços de *Commodities*, divulgado pelo FMI. Os dados possuem frequência mensal e abrangem o período de 1996 a 2011.

¹⁹A adição do "X" na abreviatura se refere a inclusão de variáveis exógenas na estimação dos modelos tradicionais ARMA e VAR.

A análise dos resultados reforçou a importância da inflação importada (taxa de câmbio e inflação externa) sobre a inflação no setor industrial, apresentando significância em todos os setores. Destacam-se os coeficientes obtidos em alguns setores, como metalurgia (0,58), química (0,47), papel e celulose (0,52) e madeira (0,39). Ademais, o coeficiente relativo ao excesso de demanda somente foi significativo para 2 setores (minerais não metálicos e veículos).

Baltar, C. (2015) estuda a relação entre crescimento econômico e inflação no Brasil, em particular considerando os impactos das reformas liberalizantes da década de 90, que ampliaram a abertura comercial e financeira do país. Além da construção de um modelo teórico de economia aberta fundamentado na teoria do conflito distributivo, a autora também realiza a desagregação do índice de preços entre bens *tradables* e não *tradables*, a fim de investigar se as fases do ciclo econômico gera dinâmicas distintas para estes bens. As especificações utilizam as desagregações do IPCA (índice cheio, *tradables* e não *tradables*), a taxa de câmbio nominal e a inflação externa (medida por um índice de preços de *commodities* divulgado pelo FMI), além de seus valores defasados. Os dados são trimestrais de 1993 a 2010.

Os resultados das estimações vão de encontro com as hipóteses do modelo teórico, como um maior efeito dos preços internacionais sobre os bens *tradables*, refletindo como a dinâmica de preços deste setor é fortemente afetada por fatores externos. Em relação aos bens não *tradables*, verifica-se um impacto do crescimento econômico maior em comparação aos bens *tradables*. Ainda, os valores defasados da inflação também apresentam maior coeficiente para os bens não *tradables*, reflexo da importância dos salários para estes tipos de bens - em especial, para o setor de serviços.

Braga e Summa (2016) fazem uma análise desagregada da inflação brasileira para o período de 1999 a 2012, baseado na teoria do conflito distributivo. A desagregação é baseada nas decomposições do IPCA feita pelo Banco Central do Brasil, as quais são: preços monitorados e preços livres, estes últimos subdivididos em industrializados, alimentos e serviços, totalizando 4 desagregações. A inflação de monitorados é estimada por um modelo Autorregressivo Generalizado com Heterocedasticidade Condicional (GARCH), que incorpora uma mudança da variância como variável explicativa devido às alterações na formação de preços de energia e telefonia ocorridas nas mudanças dos contratos públicos em 2006. As outras desagregações são estimadas por um modelo ARMAX. Os dados são mensais de agosto de 1999 a dezembro de 2012.

Braga e Summa (2016) formulam equações teóricas para cada tipo de desagregação, que embasam as especificações econométricas apresentadas a seguir. A estrutura geral das especificações apresentam cada desagregação de preços determinada por um custo variável e um *mark-up*, em que este último segue o hiato do produto - ou seja, é ditado pelo nível de atividade da economia. Por sua vez, o custo variável é explicado pela diferença entre a variação do salário nominal e a produtividade do setor, pela variação dos custos de insumos importados e pela variação dos preços monitorados. Ademais, algumas especificidades dos custos de cada setor são adicionadas nas especificações.

A inflação dos monitorados é determinada pela inflação passada (indexação), inflação importada e um componente autônomo relacionado a políticas do governo. Os produtos industriais são decompostos entre *tradables*, determinados somente pela inflação importada, e não *tradables*, cuja variação de preços depende do custo variável e do mark-up da indústria. O custo variável da indústria depende também de custos de financiamento (taxa de juros).

A inflação de alimentos segue a mesma decomposição, em que a parte *tradable* depende unicamente da inflação importada e a não *tradable* é explicada pelas mudanças dos custos variáveis e do mark up. Os custos variáveis no setor de alimentos dependem também da variação dos custos de frete e do efeito de quebras de safras agrícolas. Por último, a inflação de serviços é dada como toda não *tradable*, dependendo da variação do mark-up e dos custos variáveis do setor, sem nenhuma especificidade adicional. Por fim, cabe destacar que os autores supõem ainda que as variações dos salários nominais dependem da inflação agregada passada, do hiato da taxa de desemprego, de variações do salário mínimo e de um componente autônomo que reflete a capacidade de barganha dos trabalhadores.

Corroborando os resultados de Bastos, Jorge e Braga (2015), a inflação importada foi significativa para todos os setores, inclusive de serviços. Os autores apontam que, em virtude das características da economia brasileira, a inflação importada afeta os preços dos produtos *tradables*, os custos dos bens não *tradables* (inclusive serviços) e os preços monitorados, o que tornam a taxa de câmbio nominal e os preços de *commodities* bastante relevantes para explicar a dinâmica inflacionária doméstica. Ademais, não foram encontradas evidências suficientes para atrelar a importância do excesso de demanda à inflação brasileira.

Por fim, sobre o setor de serviços, cabe ressaltar a significância estatística dos indicadores de salários (tanto nominais quanto a dinâmica do salário mínimo) e da inércia inflacionária. Outro fator importante para este setor são os aluguéis, que entram na classificação do Banco Central do Brasil (BCB) como serviços e são um componente de custo expressivo para uma série de serviços - como cabeleireiro, manicure, barbeiro e depilação, alimentação fora de casa, educação - de acordo com os autores.

Kannebley Júnior, Reis e Toneto Junior (2016) pretendem preencher uma lacuna de evidências empíricas sobre repasse cambial em nível desagregado para os preços das importações dos setores da indústria brasileira. Por meio de um modelo de *mark-up* baseado em Goldberg e Knetter (1996), os autores utilizam um modelo de Vetores de Correção de Erros (VEC) para estimar o repasse cambial de longo prazo para estes setores. Baseado na classificação CNAE 2.0, são utilizados 22 setores da indústria de transformação. A especificação é dada por um sistema de equações de 2 vetores cointegrantes, relativos aos preços praticados pela firma estrangeira e pela firma nacional, que competem entre si no mercado doméstico²⁰. As variáveis utilizadas são: Índice de preços de importações, divulgado pela Funcex; índice de preços no atacado da produção industrial doméstica, obtido pelo IPA divulgado pela FGV; índice de custos domé-

²⁰Os autores exploram uma determinação simultânea entre os preços praticados pelas duas firmas considerando uma precificação por *mark-up*, em que este último depende em parte do preço da firma rival.

ticos, divulgado pela Funcex; preços internacionais representados pelas importações dos EUA - *proxy* para os custos da firma exportadora - obtida pelo BLS; taxa de câmbio nominal real dólar; e tarifas de importação, obtida pelo sistema *World Integrated Trade Solutions* do Banco Mundial. Os dados têm frequência trimestral, abrangendo o período do primeiro trimestre de 1999 ao quarto trimestre de 2012.

Em acordo com a literatura, os autores observaram um grau médio elevado, porém incompleto, de repasse cambial aos preços de importações, e um menor grau para os preços ao atacado (com exceção ao setor de Borracha e Plástico). O nível médio do grau de repasse cambial aos preços de importação foi igual a 0,633. Adicionalmente, a estimação por VEC permitiu identificar uma relação positiva, porém não linear, entre o repasse cambial aos preços de importação e o repasse cambial aos preços ao atacado.

Além disso, na análise para os preços ao atacado, Kannebley Júnior, Reis e Toneto Junior (2016) encontraram evidências de uma relação positiva entre o coeficiente de penetração de importações e o repasse cambial, indicando que quanto maior for a concorrência externa, menor o poder de mercado do produtor doméstico e sua capacidade de mitigar os efeitos dos choques cambiais sobre os preços no atacado. Semelhantemente, uma relação negativa entre o repasse e as tarifas nominais foi verificada, apontando que quanto menor a proteção tarifária, maior o repasse para os preços ao atacado. Por fim, ao montarem 2 grupos de itens, o primeiro - que agrega bens intermediários e bens de capital - obteve um coeficiente de repasse cambial médio maior que o segundo, composto majoritariamente de bens de consumo.

2.2.2 Repasse cambial assimétrico e não linear

Analisar a simetria do repasse cambial consiste em verificar se uma depreciação da moeda obtém a *mesma* magnitude do repasse de preços que uma apreciação, porém com o sinal oposto. Caso magnitude não seja estatisticamente igual, há indícios de assimetria no repasse cambial. Por sua vez, a linearidade do repasse cambial trata de identificar se uma depreciação da moeda de 2%, por exemplo, obtém exatamente o dobro do impacto de uma depreciação de 1% (BUSSIERE, 2013).

Carneiro, Monteiro e Wu (2002) avaliam se modelos não lineares são mais apropriados para tratar da dinâmica do repasse cambial do que modelos lineares. De acordo com este objetivo, os autores estimam dois tipos de modelos (linear e não linear) para uma Curva de Phillips *backward looking*, tal que no modelo linear a taxa de inflação depende das suas defasagens, da taxa de desemprego e da taxa de câmbio nominal. Já no modelo não linear, é adicionado um termo não linear ao coeficiente de repasse cambial, que passa a ser função também da taxa de desemprego e da taxa de câmbio real. Assim, quatro especificações são desenhadas, que distinguem os efeitos das variações da taxa de câmbio nominal em um efeito-base, efeito-desemprego e efeito-câmbio real. A amostra analisada é de periodicidade trimestral, do terceiro trimestre de 1994 até o quarto trimestre de 2001. A partir de uma estimação por Mínimos Quadrados Não

Lineares (MQNL), os resultados indicam que os modelos não lineares são mais adequados para tratar do repasse - evidenciado, por exemplo, por um aumento do R^2 ajustado. Ademais, a não inclusão do coeficiente não linear demonstrou um coeficiente do repasse cambial superestimado em 1999 (quando houve uma desvalorização cambial) e subestimado em 2001.

Pimentel (2013) procura analisar a assimetria do repasse cambial no Brasil por meio de um modelo VAR estrutural (SVAR). A especificação do modelo é baseada em Belaisch (2003), de forma que a taxa de inflação (variável mais endógena) é determinada por variações da demanda agregada, da oferta agregada e da taxa de câmbio nominal. A amostra de dados abrange o período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2011. Para a variável de inflação é utilizado o índice cheio do IPCA, choques de oferta são tratados por *proxy* pelo índice de preços das *commodities* calculado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), a demanda agregada é representada pelo índice de produção física (*quantum*) da indústria de transformação de acordo com a Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF) divulgada pelo IBGE e a taxa de câmbio nominal corresponde à taxa de câmbio nominal real-dólar divulgada pelo BCB. A assimetria é incorporada por meio da decomposição da taxa de câmbio em duas séries, que capturam as variações positivas e negativas da taxa de câmbio, respectivamente, período a período. Os resultados indicaram a presença de assimetria significativa no repasse cambial, que se situou entre 8% e 13% para depreciações da moeda e 1% e 4% para apreciações. Ademais, Pimentel (2013) estima um modelo VEC para analisar uma possível relação cointegrante entre o IPCA e a taxa de câmbio, além das decomposições deste última variável. São encontradas evidências significativas de cointegração somente para o IPCA e as depreciações da moeda, indicando uma relação de longo prazo entre as duas variáveis.

Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) utilizam uma metodologia empírica igual à Pimentel (2013) para identificar a presença de assimetria do repasse cambial no Brasil. No entanto, os autores estendem o período analisado para novembro de 2013²¹. As evidências encontradas do modelo de VAR estrutural corroboram os resultados obtidos por Pimentel (2013), em um repasse cambial de magnitude média de 11,38% para momentos de depreciação da moeda e 2,84% para apreciações - em comparação, no modelo simétrico o repasse cambial foi de 7,61%. Ademais, é identificado também uma maior magnitude do repasse cambial quando se analisa subamostras com um período de análise menor, o que é consistente com a literatura empírica.

Da mesma forma, Pimentel (2017) utiliza a mesma metodologia dos trabalhos anteriores para tratar do caso brasileiro, estendendo o período analisado para junho de 2016. Além disso, a autora analisa a transmissão assimétrica do repasse cambial para o IPA e para diferentes decomposições do IPCA, sendo elas: Alimentação e Bebidas; Industrializados, Serviços;

²¹Como a série de Índice de preços das *commodities* do IPEA é descontinuada em maio de 2012, os autores utilizam uma série de cotação internacional do petróleo, em dólares, divulgada pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) em substituição.

Serviços Livres e Monitorados²². Os resultados apontaram a existência de assimetria significativa em todas as decomposições e índices cheios. Para evidenciar o tamanho da assimetria, os seguintes valores indicam a magnitude repasse cambial para os diferentes índices de preços em desvalorizações e valorizações cambiais, respectivamente: IPCA, 16,7% e 5,8%; IPA, 27,9% e 13,6%; IPCA de alimentação e bebidas, 26,9% e 14,7%; IPCA de industrializados, 14,1% e 7,4%; IPCA de serviços, 9,6% e -2,0%; e Monitorados, 22,9% e 4,1%. Somente o item de serviços livres apresentou um grau de assimetria baixo (1,8% para desvalorizações e 1,6% para valorizações). Adicionalmente, no caso dos modelos assimétricos, foram realizados testes de Wald para verificar se os coeficientes da variável decomposta²³ em suas variações positivas eram estatisticamente diferentes dos coeficientes nas variações negativas. Para o modelo de câmbio assimétrico, a hipótese nula de igualdade dos coeficientes em todas as defasagens é rejeitada para todos os índices de preços ao nível de significância de 10%.

Correa e Minella (2010) elaboram modelos não lineares para estimar a Curva de Phillips no Brasil, utilizando modelos autorregressivos com limiar (*Threshold Autoregressive* - TAR). Os modelos são diferenciados pela variável limiar (*threshold*), sendo elas: o hiato do produto (*proxy* para o ciclo econômico), a variação da taxa de câmbio e a volatilidade da taxa de câmbio. Os autores usam dados trimestrais de janeiro de 1995 a abril de 2005. A taxa de inflação, representada pelo IPCA de preços livres é determinada pelo índice cheio do IPCA, pela inflação internacional (medida pelo índice *Price Production Index* divulgado pelo BLS), logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real-dólar divulgada pelo BCB e expectativas de inflação, divulgado pelo relatório Focus do BCB. Para a primeira especificação com a variável de limiar dada pelo hiato do produto, há uma não linearidade do repasse cambial, em que o repasse cambial é maior (9%) em momentos de maior atividade econômica - o repasse não é estatisticamente significativo quando a economia está abaixo do limiar (hiato do produto menor que 1,89%). Para a segunda especificação que usa a variação da taxa de câmbio como limiar (delimitada em variações acima ou abaixo de 2,1%), o repasse cambial situa-se em 11% para grandes depreciações, enquanto não é estatisticamente diferente de zero para pequenas depreciações ou apreciações. Na última especificação, as estimativas indicam um repasse cambial da ordem de 80% para períodos de baixa volatilidade cambial, ao passo que para períodos de alta volatilidade o repasse (7%) não é estatisticamente significativo - o limiar é definido por uma volatilidade de 0.07%. Por fim, cabe destacar que os autores realizam o teste Wald para inferir se os coeficientes dos dois regimes são iguais. A hipótese nula de igualdade dos coeficientes somente não é rejeitada para a terceira especificação.

Fernandez et al. (2018) procuram verificar a assimetria do repasse cambial para os índices de preços ao consumidor (IPCA e IPCA livre) e ao produtor (IPA). Os autores se baseiam em 2

²²A motivação e critérios para esta decomposição são apresentados em Pimentel (2017, p. 53-54). A decomposição entre serviços e serviços livre segue a proposta feita por Santos et al. (2018), em que se incorporam serviços de preços monitorados à categoria completa de serviços.

²³A autora explora também o índice de produção industrial e de *commodities* como variáveis decompostas em variações negativas e positivos para investigar outras assimetrias na transmissão dos preços.

modelos diferentes de uma Curva de Phillips, um primeiro baseado em Aleem e Lahiani (2014) e o segundo baseado em Delatte e López-Villavicencio (2012), que incorpora outros choques de oferta. A estimação é feita por modelos Vetor Autorregressivo com limiar (TVAR - *Threshold Vector Autorregressive*). Os dados são mensais de janeiro de 2000 a junho de 2015. As variáveis mais endógenas são os diferentes índices de preços. As outras variáveis explicativas são a média mensal da taxa de câmbio real-dólar (limiar), taxa Selic anualizada e hiato do produto, obtido pela aplicação do Filtro HP sobre a série de PIB mensal divulgado pelo BCB. A especificação do segundo modelo incorpora também o preço do petróleo e o custo unitário do trabalho, que consiste em uma razão entre o índice de folha de pagamento de salários nominais e o índice de produção industrial computados pelo IBGE. Os resultados mostraram a existência de assimetria do repasse cambial, em que somente para períodos de depreciações o repasse é estatisticamente significativo para o IPCA tanto o índice cheio quanto para preços livres. Em relação ao IPA, o seu repasse é significativo e mais intenso que o IPCA, embora sua magnitude seja expressiva para ambos momentos de apreciações e depreciações, o que indicaria uma menor assimetria para os produtos ao longo da cadeia produtiva. Por último, os autores também estimam dois modelos com duas subamostras para lidar com uma possível quebra estrutural com a crise de 2008, em que a primeira subamostra vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2007 e uma segunda de janeiro de 2008 a junho de 2015. Foram encontradas evidências de um repasse e assimetria mais intensos no período anterior à crise, enquanto para o período posterior a assimetria desaparece para a variável IPA nesta subamostra, os outros coeficientes de repasse cambial não são estatisticamente significativos.

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) comparam a capacidade de previsão para a taxa de inflação mensal de diferentes modelos lineares e não lineares da Curva de Phillips e Autoregressivos com Médias Móveis (ARMA - *Autoregressive Moving Average*). A avaliação se dá pela comparação entre os erros quadráticos médios e pelo teste de Diebold e Mariano (1995). Dado o enfoque desta dissertação, somente é detalhada a especificação da Curva de Phillips Ampliada (com e sem variável limiar), que incorpora a taxa de câmbio. O modelo é composto pelas seguintes variáveis: taxa de inflação (índice de preços livre do IPCA), taxa de inflação passada (índice cheio do IPCA), hiato do produto, taxa de câmbio nominal e inflação externa (dada pelo índice PPI divulgado pelo BLS). A variável limiar é o índice cheio do IPCA com quatro defasagens (o valor de limiar é dado por 0,17%, ou seja, quando a inflação de quatro meses passados é maior que 0,17% há mudança de regime). Os dados são mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

As evidências encontradas pelos autores apontaram uma melhor capacidade preditiva para modelos não lineares, em relação aos lineares. Ademais, na especificação não linear, o repasse cambial somente se torna significativo quando a variável de limiar ultrapassa o valor de 0,17% - isto é, quando o nível de inflação é mais alto.

Nogueira Junior (2010) analisa se o repasse cambial é assimétrico a depender do nível da taxa de inflação - alta ou baixa - por meio de um modelo de Curva de Phillips não linear

estimado por uma regressão com uma função de transição suave logística (LSTR - *Logistic Smooth Transition Regression*). O modelo usa dados trimestrais divulgados pelo FMI de janeiro de 1995 a março de 2007, no qual a inflação é determinada pela média trimestral da taxa de câmbio real-dólar, preços de importações e o hiato da produção industrial, obtido pela aplicação do Filtro HP. A variável de transição aplicada correspondeu à defasagem de 1 trimestre do IPCA. Os modelos não lineares apresentaram um melhor ajuste do que os modelos lineares, avaliado por um R^2 maior e pela não rejeição da hipótese nula do teste RESET para o modelo LSTR. Sobre os resultados da estimação, o repasse cambial de longo prazo é consideravelmente maior (4%) quando se está em um regime de alta inflação, em comparação a regimes de baixa inflação (0,8%)²⁴.

Em trabalho semelhante ao anterior, Nogueira Junior e León-Ledesma (2008) estimaram um modelo LSTR para testar se um modelo não linear é mais aderente para explicar o repasse cambial do que um modelo linear, com um foco maior em variáveis que indicam a estabilidade macroeconômica. Os autores também analisam diferentes variáveis de transição para um grupo de países - Estados Unidos, Reino Unido, República Tcheca, África do Sul, México e Brasil. No caso brasileiro, avaliado para o período de julho de 1995 a dezembro de 2005, utilizam-se as mesmas variáveis do trabalho anterior, com a adição do índice de *spreads* EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*), que é a variável de transição. Os resultados indicaram uma forte relação entre o repasse cambial e os *spreads* do EMBI+.

Sachsida, Mendonça e Medrano (2011) investigam os impactos da taxa de câmbio e desemprego sobre a inflação de curto prazo, por meio de diferentes especificações que estimam uma Curva de Phillips para o Brasil. No caso da análise de uma potencial assimetria do repasse cambial, os autores utilizam um modelo de transição suave (STR) com regressores endógenos. O período analisado compreende dados mensais de março de 2002 a novembro de 2009. Na especificação do modelo, a variável de inflação representada pelo IPCA é determinada pelas seguintes variáveis: o custo marginal das empresas, que é representado pela taxa de desemprego aberto de 30 dias do Brasil divulgada pelo IBGE; variação cambial, que é medida pela mudança percentual na taxa de câmbio nominal real-dólar divulgada pelo BCB; e, para representar as expectativas de inflação, foram adotadas a média das previsões de inflação divulgadas pelo relatório *Focus* do BCB. Em divergência com os trabalhos anteriores, os autores não acharam indícios de uma importância estatisticamente significativa do choque cambial para explicar a dinâmica de curto prazo da inflação.

Fonseca, Araújo e Araújo (2019) verificam se as variáveis econômicas se comportam distintamente quando há mudanças de regime da política monetária no Brasil. A base teórica para a estimação do modelo é dada por Belaisch (2003). A análise empírica é realizada por meio de Vetores Autorregressivos com mudanças de Markov (MSVAR - *Markov Switching Vector Auto-*

²⁴Os autores consideram uma depreciação de 10% para estimar os coeficientes dos dois casos. Ademais, estes valores do repasse cambial de longo prazo se referem a períodos em que a função de transição assume seus valores extremos (a função de transição compreende o intervalo entre 0 e 1). Quando a variável de transição assume o valor do limiar - inflação anual de aproximadamente 10,6% - o repasse cambial de longo prazo é de 1,9%.

regressive), que procuram averiguar a existência de não linearidades da relação entre a taxa de câmbio e o nível de preços. Os dados utilizados possuem periodicidade mensal, compreendendo período de janeiro de 2000 a outubro de 2016. As variáveis presentes no modelo são o índice cheio do IPCA (inflação), o índice de preços de *commodities* divulgado pelo FMI (oferta agregada), o índice de produção industrial da PIM-PF divulgado pelo IBGE (demanda agregada) e a taxa de câmbio nominal real-dólar.

O modelo estimado apresentou dois regimes diferentes: um primeiro (Regime 1), relativo aos períodos de apreciação da moeda, que totalizou 146 observações e apresentou uma média de duração de 36 meses; e um segundo (Regime 2), relacionado às depreciações da moeda, que compreendeu 55 observações e apresentou uma média de duração de 12 meses. A matriz de transição de regimes demonstrou que ambos os regimes tem uma alta probabilidade de persistência (97,2% para o primeiro, 93,3% para o segundo). Na análise das funções de impulso-resposta, verificou-se um efeito significativo e de magnitude similar dos choques cambiais em ambos os regimes, o que corresponde à indícios de simetria do repasse cambial.

Marodin e Portugal (2018) estimam um modelo novo Keynesiano sujeito a mudanças de regime (*Markov switching*) para os parâmetro do repasse cambial e da volatilidade de choques sobre a inflação. Assim, o modelo comporta uma curva IS, uma curva de Phillips e uma regra de Taylor, em que as variáveis expectativas são observáveis - isto é, são representadas por pesquisas e previsões do relatório Focus do BCB. Além disso, para incorporar a dinâmica de uma economia aberta, os autores modelam os choques cambiais como choques de oferta na Curva de Phillips. Ainda, formulam uma quarta equação que trata a taxa de câmbio como um processo autorregressivo de primeira ordem - AR(1).

Os autores identificam 2 regimes para o período de 2000 a 2015: um primeiro (Regime 0 ou “normal”), em que há baixo repasse cambial e baixa volatilidade de choques para a inflação e um segundo (Regime 1 ou “crise”), em que ambos o repasse cambial e a volatilidade da inflação em resposta a choques exógenos são altos. Os autores apontam que o regime de “crise” é coincidente com períodos de incerteza e estresse dos mercados financeiros, como nos anos de 2002 e 2015. No regime de “crise”, observou-se que a média das variações cambiais foi de 5,6%, enquanto para o regime “normal”, esta média foi de -0,6% (predominância de apreciações da moeda). O coeficiente estimado para o repasse cambial no regime “normal” não é estatisticamente diferente de 0, enquanto no regime de “crise” situou-se em 10,35% para depreciações da moeda de 1%. Adicionalmente, as probabilidades de transição das cadeias de Markov indicaram alta persistência de ambos regimes. Por critérios econométricos usuais, o modelo MS obteve um ajuste melhor que o modelo linear.

Vasconcelos, Lourenço e Reis (2017) analisam a assimetria do repasse cambial no curto e longo prazo por meio de um modelo não linear autoregressivo de defasagem distribuída (NARDL - *Nonlinear Autorregressive Distributed Lags*), baseado em Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). De acordo com outros trabalhos, a dinâmica inflacionária é determinada conforme uma curva de Phillips. O trabalho empírico investiga a assimetria tanto para o IPCA

quanto para o IGP-DI, utilizando como variáveis explicativas: a taxa de câmbio nominal real-dólar divulgada pelo BCB (que serve de variável limiar no modelo); o hiato do produto, calculado pela aplicação do Filtro HP sobre dos dados do PIB mensal divulgado pelo BCB; choques de oferta externos, adotando como *proxy* o índice de preço ao produtor dos Estados Unidos divulgado pela OCDE; e o grau de abertura da economia, medido pela razão entre a soma dos valores das importações e exportação em dólares e o PIB convertido em dólares, sendo os primeiros dados mensurados pela Secretaria do Comércio Exterior (SECEX). A amostra de dados abrangem o período de fevereiro de 1999 a março de 2017.

Os resultados para o curto prazo indicaram um repasse baixo ou quase nulo para ambos os índices, de forma que a divergência entre os valores do repasse para momentos de apreciação e depreciação foi igualmente pequena. Para o longo prazo, encontrou-se a presença de cointegração das variáveis. Em relação aos resultados para o IPCA, verificou-se a assimetria do repasse cambial, em que o coeficiente para depreciações da moeda foi de 31,7% e o coeficiente para apreciações da moeda foi de 3,1% e estatisticamente não significativos. Em contrapartida, os coeficientes de repasse cambial para o IGP-DI foram ambos significativos, sendo que o coeficiente de repasse cambial em momentos de apreciações da moeda (-32,7%) apresentou uma magnitude duas vezes maior que o de depreciações (14,4%). Por fim, ao realizar o Teste de Wald para os coeficientes, os autores averiguaram que o repasse para o IPCA é maior em apreciações e para o IGP-DI é maior em depreciações, no curto prazo. Em relação ao longo prazo, o resultado é oposto, de modo que o repasse cambial é maior para o IPCA em depreciações e maior para o IGP-DI em apreciações.

Almendra (2015) adota uma abordagem teórica baseada em Albuquerque e Portugal (2005), que utiliza o modelo de *pricing-to-market* para calcular o repasse cambial. Nesta configuração de um modelo *pricing-to-market*, uma firma doméstica escolhe entre vender seu produto para o mercado externo ou para o mercado doméstico. No mercado externo, esta firma é uma competidora perfeita (*price taker*), enquanto no mercado doméstico ela possui certo grau de monopólio. O preço é determinado a partir da maximização dos lucros esperados desta firma, considerando as demandas externa e doméstica, os preços externos e os custos envolvidos. Almendra (2015) adota dois métodos econométricos distintos para estimar o coeficiente de repasse cambial. O primeiro consiste em modelo de regressão por MQO com (*rolling windows*), em que os parâmetros são variáveis. A segunda especificação aplica o Filtro de Kalman sobre um modelo estado-espço, que também estima coeficientes que variam conforme o período da amostra. A variável de inflação foi representada pelo IPCA, IGP-DI e pelo IPA, em cada especificação, que é determinada pelas seguintes variáveis explicativas: a taxa de câmbio nominal real-dólar, divulgada pelo BCB; o hiato do produto, calculado pela diferença entre o valor efetivo do PIB divulgado pelo IBGE e sua tendência obtida pela aplicação do Filtro HP; o grau de abertura da economia, mensurado como a razão entre a soma das exportações e importações e o PIB; e o Índice de Preços de Importações, divulgado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio

Exterior (Funcex). A amostra de dados de periodicidade trimestral compreenderam o primeiro trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2014.

A estimação por MQO permitiu identificar um repasse cambial mais intenso e mais rápido para o IPA, seguido pelo IGP-DI e, por último, pelo IPCA, corroborando com as evidências da literatura. Acerca da possibilidade de assimetria do repasse cambial, também foram encontradas evidências de um repasse cambial maior para períodos de depreciação em relação a períodos de apreciação. Por fim, os resultados também apontam uma redução significativa do *pass through* - de 31,75% para 1,53% - com a implementação do regime de câmbio flutuante e a adoção do Regime de Metas de Inflação em 1999.

Com base na teoria do conflito distributivo aplicada para o caso do Brasil, Santoro (2020) analisa a assimetria do repasse cambial por meio de um modelo VAR. A forma de incorporação da assimetria é baseada em Pimentel (2013), realizando uma decomposição em duas séries das variações positivas e negativas da taxa de câmbio período a período. As variáveis incorporadas no modelo são: diferentes índices de preços agregados, referentes ao índice cheio do IPCA e outras desagregações, taxa de câmbio real-dólar nominal, divulgada pelo BCB, taxa de juros básica Selic, divulgada pelo BCB, índice de preços de *commodities* divulgado pela Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (*UNCTAD*); e o crescimento real do PIB - *proxy* para a demanda agregada - divulgado pelo Sistema de Contas Nacionais (SCN) do IBGE. Os dados são trimestrais e abrangem o período do primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2017.

Ao analisar as respostas do IPCA cheio a impulsos da taxa de câmbio, verifica-se uma significativa assimetria do repasse cambial - o coeficiente é cerca de 2 vezes maior em módulo para depreciações do que para apreciações. Quanto às desagregações do IPCA, há também uma evidente assimetria no repasse dos preços de bens monitorados e livres (os coeficientes para o regime de apreciação não foram estatisticamente diferentes de 0, como encontrado em outros trabalhos). Ainda, destaca-se os preços de bens não duráveis, compostos predominantemente pelo item de Alimentação e Bebidas, que apresentaram os maiores coeficientes de repasse (0,38 para depreciações e 0,20 para apreciações), indicando forte sensibilidade às variações cambiais. Finalmente, decompondo entre *tradables* e não *tradables*, a assimetria foi estatisticamente significativa somente para o primeiro grupo.

A partir de uma amostra de 14 países, López-Villavicencio e Mignon (2017) procuram analisar a dinâmica do repasse cambial por meio de 3 hipóteses, que tratam sobre características iniciais da inflação, da política monetária e da autoridade monetária, considerando as contribuições de Taylor (2000) sobre a relação entre repasse cambial e estas variáveis. A análise ainda diferencia o repasse para preços do consumidor final (*consumer prices*) e para os preços de produtores (*import prices*). A primeira hipótese trata do ambiente inflacionário (nível e volatilidade da inflação no país), em que se espera um menor repasse cambial quando o período recente apresenta inflação mais baixa e menos volátil. A segunda hipótese trata do efeito da adoção do Regime de Metas de Inflação sobre o repasse cambial, assim como testa o efeito da credibili-

dade da política monetária (calculada como o quadrado da diferença entre a inflação observada e a meta perseguida). Por último, é investigado o impacto da transparência e independência do Banco Central, baseado no índice de Dincer e Eichengreen (2013). O modelo econométrico estimado é baseado em Goldberg e Knetter (1996), que criaram uma estrutura geral de regressão para a análise da relação entre taxa de câmbio e preços de bens em diferentes arcabouços teóricos - como a Lei do Preço Único, *pass through* parcial e *pricing to market*. Assim, a partir desta especificação geral são adicionadas as variáveis específicas que tratam de cada hipótese. A estimação é feita pelo método de momentos generalizados (GMM - *Generalized Method of Moments*). Os dados utilizados são trimestrais e compreendem o período do primeiro trimestre de 1994 ao terceiro trimestre de 2015.

Os resultados indicaram que a primeira hipótese é válida, de modo que o repasse cambial é menor para períodos de inflação baixa e estável. Quanto à política monetária, a adoção do sistema de metas de inflação reduz significativamente o repasse cambial para os preços de consumidor final, enquanto atingir a meta de inflação (hipótese de credibilidade do BC) não produz efeitos significantes. Ainda, é demonstrado que os *import prices* são menos afetados pela incerteza da política monetária doméstica que os *consumer prices*. Por fim, são encontradas evidências que a transparência das decisões da autoridade monetária reduz o repasse cambial para os preços de consumidor final, enquanto o impacto da independência do Banco Central não é significativo.

Caselli e Roitman (2019) investigam a presença de não linearidades, assimetrias e os efeitos da adoção do Regime de Metas de Inflação para o repasse cambial de um grupo de 28 países emergentes. Os autores se baseiam em modelos novo keynesianos de economia aberta - como Choudhri e Hakura (2006) - que incorporam rigidez de preços e competição imperfeita. A estratégia empírica consiste em técnicas de projeção local com dados em painel, estimando funções de impulso resposta dependentes do estado. São utilizadas como variáveis explicativas da taxa de inflação corrente: as defasagens da taxa de inflação, a taxa de inflação estrangeira, a taxa de câmbio nominal efetiva e uma *dummy* para representar a crise financeira de 2009 a 2012. Os dados são obtidos da base de dados *Information Notice System* (INS) do FMI. As duas variáveis de limiar utilizadas para representar grandes depreciações da moeda correspondem a variações mensais da taxa de câmbio de 10% e 20%, respectivamente.

Os resultados indicam a presença significativa de assimetrias na resposta da inflação às variações cambiais - o coeficiente de repasse cambial chega a 38% em episódios de depreciação da moeda e menos de 10% para apreciações. Quanto às não linearidades, o repasse cambial estimado no modelo não linear é de 18% (após uma depreciação de 10%) e 25% (depreciação de 20%), indicando expressiva diferença ao comparar com o coeficiente de cerca de 6% no caso linear. Adicionalmente, os autores também testam para depreciações denominadas como permanentes - períodos de depreciação de 20% que duram mais que 3 meses - em comparação com depreciações temporárias. As evidências mostraram uma magnitude do repasse cambial maior que 40% após 6 meses do choque permanente, tornando-se insignificante depois desse intervalo

de tempo. Por último, os resultados sobre o Regime de Metas de Inflação também reforçam a hipótese de que sua adoção tende a reduzir o tamanho do repasse cambial, convergindo com a literatura.

A Tabela 2.1 apresenta um quadro resumido dos principais trabalhos sobre repasse cambial para o Brasil.

Tabela 2.1: Quadro resumido dos trabalhos empíricos sobre repasse cambial

Estudo	Metodologia	Abordagem teórica	Especificação geral	Período	Principais conclusões encontradas
Goldfajn e Werlang (2000)	Regressão de dados em painel	Modelo de regressão geral	Taxa de inflação, taxa de câmbio nominal, desvios da taxa de câmbio real, taxa de inflação passada, hiato do produto e grau de abertura da economia	Dados mensais de 1980 a 1998	Magnitude do repasse cambial aumenta e atinge máximo após 12 meses (0,732). Todos os regressores são significantes, em especial a taxa de câmbio real e inflação inicial. O repasse cambial é maior para países desenvolvidos em relação aos emergentes.
Belaisch (2003)	VAR	Modelo de precificação ao longo da cadeia de distribuição, baseado em McCarthy (1999)	Índices de preços, preço do petróleo, produção industrial e taxa de câmbio	Jul. de 1999 a Dez. de 2002	Maior repasse cambial para o IPA - seguido pelo IGP-M e pelo IPCA. Velocidade de ajuste ao câmbio para os bens <i>tradables</i> é maior que a dos outros bens. Convergência dos <i>tradables</i> e preços livres após um ano.
Ferreira e Jayme Junior (2005)	VAR	Estimação de Regra de Taylor	Taxa de câmbio nominal, taxa de inflação, taxa de juros, nível de utilização da capacidade instalada e resultado nominal do governo (em proporção do PIB)	Ago. de 1994 a Dez. de 2003	Resposta da taxa de juros aos choques da taxa de câmbio não apresenta um comportamento bem definido. Ademais, a função impulso-resposta e estima-se que cerca de 18,92% da variância da inflação após 5 meses é associada aos choques cambiais.
Tombini, et al. (2006)	Modelos de espaço-estado com Filtro de Kalman	Curva de Phillips Nova Keynesiana	Inflação de preços livres, inflação de preços livres passada, inflação de preços monitorados passada, expectativas de inflação de preços livres, inflação importada e hiato do produto	Mar. de 1995 a Mar. de 2006.	Coefficiente de repasse cambial persistentemente crescente desde meados de 2002, porém de baixo nível. Persistência inflacionária para os preços monitorados e livres. A inflação de preços livres poderia ser 6 pontos percentuais em média.
Schwartzman (2006)	VAR	Curva de Phillips Nova Keynesiana	Índice de preços desagregado, defasagem do IPCA cheio, expectativa do IPCA cheio, utilização da capacidade da indústria e taxa de câmbio nominal multiplicada pela inflação americana	1T de 1999 ao 2T de 2004	Efeito não significativo de desvalorizações cambiais sobre preços de bens não <i>tradables</i> e da utilização da capacidade sobre os bens <i>tradables</i> . O efeito da incerteza política de 2002 ocorreu por meio do repasse cambial significativo sobre os bens <i>tradables</i> .

Nota: O símbolo ♠ identifica trabalhos que analisam a assimetria do repasse cambial.

(continua...)

Tabela 2.1: (Continuação)

Estudo	Metodologia	Abordagem teórica	Especificação geral	Período	Principais conclusões encontradas
Choudhri e Hakura (2006)	Regressão de dados em painel	Modelos Macroeconômicos de Economia Aberta	Taxa de inflação doméstica, taxa de inflação doméstica passada, taxa de câmbio nominal efetiva e taxa de inflação estrangeira	Dados trimestrais de 1979 a 2000	Maior repasse cambial para países desenvolvidos, em comparação a países em desenvolvimento. Relação positiva e significativa do repasse cambial e a inflação média (hipótese de Taylor (2000)).
Silva e Vernengo (2008)	Modelo de regressão geral com estimação bayesiana	Conflito distributivo	Inflação e taxa de câmbio	Dados anuais de 1953 a 2007	Repassse cambial de 0,68 para o período integral analisado. Em períodos de alta inflação, o repasse cambial estimado foi de 0,90; enquanto para baixa inflação, coeficiente estimado de 0,02.
Squeff (2009)	VAR	Baseado em Belaisch (2003)	Índices de preços, índice de commodities, taxa de câmbio e índice de produção industrial	Jan. de 1999 a Dez. de 2007	O repasse cambial para o período inteiro (17,3%) é menor que o das 2 subamostras (32,4% para desvalorização cambial, 22,5% para de valorização cambial). Repasse cambial é significativo, independente da direção da variação cambial.
Araújo e Modenesi (2010)	SVAR	Baseado em Belaisch (2003)	Índices de preços, índice de commodities, taxa de câmbio e índice de produção industrial	Jan. de 1999 a Mar. 2010	Maior magnitude do repasse cambial (6%-7%) em relação ao de demanda agregada (2%-5%) e oferta agregada (1-2,5%). Maior sensibilidade de preços de <i>tradables</i> e administrados à variações cambiais, em relação a não <i>tradables</i> e livres, respectivamente.
Souza e Alves (2011)	VEC e SVAR	Baseado em Belaisch (2003)	Taxa de inflação, taxa de câmbio nominal, Índice de Preço do Petróleo e Índice de Produção Industrial	Jan. 1999 a Dez. 2009	Período I: Repasse cambial estimado em 13,5% após 18 meses. Período II: Coeficiente de repasse cambial estimado foi de 1,53% após 18 meses.
Arruda, Ferreira e Castelar (2011)	ARMA, VAR e TAR	Curva de Phillips	Taxa de inflação livre, taxa de inflação passada, hiato do produto, taxa de câmbio nominal e inflação externa	Jan. de 1995 a Dez. de 2005.	Melhor capacidade preditiva de modelos não lineares, em relação aos lineares. Repasse cambial se torna maior e mais significativo a variável de limiar ultrapassa o valor de 0,17% (mudança de regime).

Nota: O símbolo ♣ identifica trabalhos que analisam a assimetria do repasse cambial.

(continua...)

Tabela 2.1: (Continuação)

Estudo	Metodologia	Abordagem teórica	Especificação geral	Período	Principais conclusões encontradas
Figueiredo e Gouvea (2011)	ARDL e regressão geral <i>cross section</i>	Modelo de <i>mark-up</i> baseado em Knetter (1992), com ênfase no papel da rigidez de preços	1º Estágio: desagregação do IPC-Br, taxa de câmbio nominal, IPA e inflação externa. 2º Estágio: repasse cambial estimado, rigidez de preços, coeficiente de penetração das importações e <i>dummy</i> para bens e serviços monitorados	Jan. de 1999 a Dez. de 2008	Repasse cambial positivo e estatisticamente significativo para 36 dos 79 itens da amostra e 5 dos 7 grupos (nível acima de agregação), destacando o grupo de transportes (0,20) e alimentos (0,14). Ademais, foi encontrada relação negativa entre rigidez dos preços e repasse cambial, com efeito variando entre 0,03 e 0,06.
Braga (2013)	ARMA e VAR	Curva de Phillips compatível com conflito distributivo	Inflação (índice cheio e desagregações), inflação salarial, taxa de câmbio, preços de <i>commodities</i> , <i>dummy</i> para IPI, utilização da capacidade produtiva e taxa de desemprego.	Dados mensais de 2000 a 2010	Em todos os modelos, os indicadores de demanda se demonstraram não significativos. Inflação importada como principal tipo de inflação na década de 2000. A inflação importada apresentou forte significância estatística para todas as especificações, exceto serviços livres.
Bastos, Jorge e Braga (2015)	ADL	Conflito distributivo, baseado em Summa (2010)	Taxa de inflação, taxa de inflação passada, hiato do produto e inflação importada	Dados mensais de 1996 a 2011	Significância estatística da inflação importada em todos os setores. Destacam-se os coeficientes obtidos em alguns setores, como metalurgia (0,58), química (0,47), papel e celulose (0,52) e madeira (0,39).
Baltar, C. (2015)	GMM	Conflito distributivo	Desagregações do IPCA (índice cheio, <i>tradables</i> e não <i>tradables</i>), a taxa de câmbio, inflação externa e valores defasados	Dados trimestrais de 1993 a 2010	Maior influência da inflação importadas para bens <i>tradables</i> . Coeficiente estimado para os bens <i>tradables</i> tem maior magnitude que os não <i>tradables</i> , revelando importância do setor externo para inflação doméstica.
Braga e Summa (2016)	GARCH e AR-MAX	Conflito distributivo	Índice de preços desagregados e valores defasados, taxa de câmbio, inflação externa, hiato do produto, salários nominais, preços de bens monitorados, taxa de desemprego, taxa de juros e custo de frete	Ago. de 1999 a Dez. 2012	A inflação importada foi significativa para todos os setores, inclusive de serviços. Não foram encontradas evidências suficientes para atrelar a importância do excesso de demanda à inflação brasileira.

Nota: O símbolo ♠ identifica trabalhos que analisam a assimetria do repasse cambial.

(continua...)

Tabela 2.1: (Continuação)

Estudo	Metodologia	Abordagem teórica	Especificação geral	Período	Principais conclusões encontradas
Kannebley Júnior, Reis e Toneto Junior (2016)	VEC	Modelo de <i>mark-up</i> baseado em Goldberg e Knetter (1996)	Índice de preços das importações, índice de preços ao atacado, índice de custos domésticos, índice de preços internacionais, taxa de câmbio nominal e tarifas de importação	1T de 1999 ao 4T de 2012	Coefficiente de repasse cambial elevado, porém incompleto, aos preços de importações, e um menor grau para os preços ao atacado. Além disso, foi obtido um repasse maior para bens intermediários e bens de capital em relação a bens de consumo.
Carneiro, Monteiro e Wu (2002)	Modelos lineares e não lineares	Curva de Phillips <i>backward looking</i>	Índices de preços, taxa de desemprego e taxa de câmbio	3T de 1994 a 4T de 2001	Modelos não lineares são mais adequados para tratar de repasse cambial (ao obter, por ex., um R^2 maior).
Pimentel (2013) ♣	SVAR	Baseado em Belaisch (2003)	Inflação, índice de preços de <i>commodities</i> , produção industrial e taxa de câmbio	Jan. 1999 a dez. 2011	Assimetria significativa do repasse cambial (8-13%) para depreciações, 1-4% para apreciações. Cointegração entre IPCA e depreciações.
Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) ♣	SVAR	Baseado em Belaisch (2003)	Inflação, índice de preços de <i>commodities</i> , produção industrial e taxa de câmbio	Jan. 1999 a nov. 2013	Assimetria significativa do repasse cambial (11,38% para depreciações, 2,84% para apreciações. Magnitude do repasse é maior ao analisar períodos menores.
Pimentel (2017) ♣	SVAR	Baseado em Belaisch (2003)	Inflação, índice de preços de <i>commodities</i> , produção industrial e taxa de câmbio	Jan. 1999 a jun. 2016	Assimetria significativa em todas as decomposições e índices cheio de preços, exceto pelo item de serviços livres. Testes de Wald indicaram que os coeficientes assimétricos não eram iguais a um nível de significância de 10%.
Correa e Minella (2010) ♣	TAR	Curva de Phillips	Inflação, inflação internacional, taxa de câmbio e expectativas de inflação	Jan. 1995 a abr. 2005	Limiar: - Hiato do produto; repasse de 9% para maior atividade econômica, 0% para retrações. - Variação cambial; repasse de 11% para grandes depreciações, 0% para pequenas depreciações ou apreciações. - Volatilidade cambial; repasse de 80% para baixa volatilidade (não significativo), 7% para alta volatilidade.

Nota: O símbolo ♣ identifica trabalhos que analisam a assimetria do repasse cambial.

(continua...)

Tabela 2.1: (Continuação)

Estudo	Metodologia	Abordagem teórica	Especificação geral	Período	Principais conclusões encontradas
Fernandez et al. (2018) ♣	TVAR	Curva de Phillips	Inflação, taxa de câmbio, taxa de juros, hiato do produto, preço do petróleo e custo unitário do trabalho	Jan. 2000 a jun. 2015	Repasse para IPCA somente significativo para depreciações. Para o IPA, o repasse é mais intenso que IPCA. Na subamostra do período antes da crise de 2008, o repasse e assimetria são significativos, enquanto para o período posterior a 2008 não são significativos.
Nogueira Junior (2010)	LSTR	Curva de Phillips	Inflação, taxa de câmbio, inflação de importações e hiato do produto	Jan. 1995 a mar. 2017	Modelos não lineares apresentam um melhor ajuste para o repasse cambial. Repasse cambial de longo prazo é maior em regimes de alta inflação (4%) do que em regime de baixa inflação (0,8%)
Nogueira Junior e León-Ledesma (2008)	LSTR	Curva de Phillips	Inflação, taxa de câmbio, inflação de importações, hiato do produto e índice de risco soberano	Jul. 1995 a dez. 2005	Forte relação entre o repasse cambial e os <i>spreads</i> do EMBI+ para o Brasil. Melhor ajuste de especificações não lineares em comparação com lineares.
Sachsida, Mendonça e Medrano (2011)	STR com regressores endógenos	Curva de Phillips	Inflação, custo marginal das firmas, taxa de câmbio e expectativas de inflação	Mar. 2002 a nov. 2009	Ausência de evidências que apontam uma importância estatisticamente significativa do choque cambial para a dinâmica de curto prazo da inflação.
Fonseca, Araújo e Araújo (2019) ♣	MS-VAR	Baseado em Belaisch (2003)	Inflação, índice de preços de <i>commodities</i> , produção industrial e taxa de câmbio (baseado em Belaisch (2003))	Jan. 2000 a out. 2016	Regime de depreciação e apreciação com alta persistência de acordo com a matriz de transição. Inflação significativa para apreciações e depreciações, indicando que o repasse existe independente da direção da variação cambial.
Marodin e Portugal (2018) ♣	MS-VAR	Curva de Phillips	Inflação, hiato do produto, taxa de juros, taxa de câmbio, expectativa de inflação e expectativa de produto	1T de 2000 a 4T de 2015	Regime "normal": repasse cambial não estatisticamente diferente de 0. Regime de "crise": repasse de 10,35%. Modelo MS obteve um ajuste melhor que o modelo linear.
Vasconcelos, Lourenço e Reis (2017) ♣	NARDL	Curva de Phillips	Inflação, taxa de câmbio, hiato do produto, choques de oferta externos e grau de abertura	Fev. 1999 a mar. 2017	No curto prazo, o repasse é baixo e pouco assimétrico. No longo prazo, há cointegração das variáveis, além de se verificar assimetria do repasse para o IPCA.

Nota: O símbolo ♣ identifica trabalhos que analisam a assimetria do repasse cambial.

(continua...)

Tabela 2.1: (Continuação)

Estudo	Metodologia	Abordagem teórica	Especificação geral	Período	Principais conclusões encontradas
Almendra (2015) ♣	Modelo de estado-espço com Filtro de Kalman	Abordagem <i>pricing-to-market</i> (baseado em Albuquerque e Portugal (2005))	Inflação, taxa de câmbio, hiato do produto, grau de abertura e índice de preço das importações	1T de 1995 ao 4T de 2014	Estimação por MQO encontrou um repasse mais intenso para IPA, seguido pelo IGP-M e IPCA. Repasse maior para períodos de depreciação do que apreciação. Ademais, redução significativa do repasse na mudança do câmbio fixo para o flutuante e sistema de metas de inflação.
López-Villavicencio e Mignon (2017)	GMM	Modelo de regressão geral baseado em Goldberg e Knetter (1996)	Inflação, defasagens da inflação, taxa de câmbio, preços de importação, produto em preços constantes.	1T de 1994 ao 3T de 2015.	Repasse cambial menor para ambiente de inflação baixa e estável. Adoção de metas de inflação reduz significativamente o repasse para o consumidor. Transparência da autoridade monetária reduz repasse para consumidor, enquanto impacto da independência do BC não é significativo.
Caselli e Roitman (2019) ♣	Projeção local com dados em painel	Curva de Phillips	Inflação, defasagens da inflação, inflação externa, taxa de câmbio e <i>dummy</i> para a crise financeira de 2009-2012	Jan. 1980 a dez. 2014 (amostra de 28 países)	Presença de forte assimetria (38% para depreciações e menos de 10% para apreciações). Repasse cambial maior que 40% para períodos de choque permanente (períodos de depreciação de 20% que duram mais que meses).
Santoro (2020) ♣	VAR	Conflito distributivo	Inflação, taxa de câmbio, crescimento real do produto, taxa de juros e inflação internacional	1T de 2000 ao 4T de 2017	Assimetria significativa do repasse cambial para o índice cheio do IPCA e para bens não duráveis. Outras desagregações como <i>tradables</i> apresentaram assimetria, de modo que os coeficientes para apreciações não foram estatisticamente diferente de 0.

Nota: O símbolo ♣ identifica trabalhos que analisam a assimetria do repasse cambial.

2.2.3 Considerações finais sobre a revisão da literatura empírica

Diante dessa revisão sobre os trabalhos empíricos que analisam o repasse cambial no Brasil ou um conjunto de países emergentes, algumas observações podem ser feitas. Em primeiro lugar, há uma notória predominância de evidências favoráveis a um coeficiente de repasse cambial estatisticamente significativo, tanto em modelos econométricos lineares quanto não lineares. Uma segunda observação refere-se aos efeitos de variações da demanda sobre a taxa de inflação, em que foram encontradas tanto relações significativas quanto não significativas entre as duas variáveis, de modo que não foi possível perceber uma tendência sistemática como no caso da relação entre variações cambiais e a taxa de inflação.

Em relação à comparação entre modelos lineares e não lineares, diversos autores apontaram um melhor ajuste das especificações não lineares (CARNEIRO; MONTEIRO; WU, 2002; CORREA; MINELLA, 2010; ARRUDA; FERREIRA; CASTELAR, 2011). Observou-se também a adoção de diferentes abordagens teóricas e base de dados utilizadas. No que se refere às metodologias empregadas nos modelos lineares, foi possível verificar uma diversidade de métodos aplicados, baseados em dados *cross section*, em análise de séries temporais e/ou dados em painel. Quanto aos modelos não lineares, a maioria dos trabalhos se basearam em análise de séries temporais. Ademais, considerando que os estudos empíricos que buscam analisar a assimetria do repasse cambial tratam-se de uma literatura em desenvolvimento, também foi possível averiguar uma predominância de métodos baseados em análise de séries temporais - em especial, no uso de modelos Vetor Autorregressivos (VAR) e suas diferentes extensões.

Assim, é finalizada a revisão teórica e empírica proposta neste trabalho. Em sequência, no Capítulo 3, procura-se detectar fatos estilizados sobre a inflação brasileira para o período após a implementação do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas da Inflação.

Capítulo 3

Fatos estilizados sobre a inflação brasileira entre 1999 e 2019

A partir da revisão teórica resgatada nos Capítulos 1 e 2, este capítulo tem como proposta analisar a evolução da inflação e seus principais fatores determinantes, delimitando-se a um período após a adoção do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas de Inflação. Deste modo, procura-se detectar alguns fatos estilizados sobre a inflação brasileira entre 1999 e 2019, partindo do estudo de elementos considerados importantes pela literatura teórica e empírica.

Adota-se o ano de 1999 como ponto de partida para o estudo da evolução recente da inflação. A análise estende-se até dezembro de 2019, de modo que os desdobramentos mais recentes sobre a economia causada pela pandemia de Covid-19 não são investigados neste trabalho¹.

3.1 Breve descrição dos antecedentes da adoção do regime de câmbio flutuante e do Regime de Metas da Inflação

As reformas liberalizantes ocorridas durante os anos 1990 no Brasil provocaram significativas alterações sobre a estrutura produtiva e o papel do Estado na economia brasileira. Em conjunto com a implementação do Plano Real, a ampliação da abertura comercial e financeira auxiliou na drástica redução e estabilização da taxa de inflação doméstica. Em contrapartida, a taxa de crescimento econômico e o nível de inflação apresentaram uma maior influência do comércio internacional e o estado das finanças globais (BALTAR, C., 2015).

No Plano Real, a realização da reforma monetária, em conjunto com a estabilização da taxa de câmbio em um patamar valorizado, possibilitou uma forte redução da inércia inflacionária e da sensibilidade de choques externos sobre os preços domésticos, resultando, ao fim, no sucesso do controle inflacionário (BATISTA JUNIOR, 1996). No entanto, como trata este au-

¹A opção de não inserir na investigação o período relativo à pandemia de Covid-19 deriva também do fato de não o incluirmos no modelo empírico, em virtude de potenciais problemas relacionados à quebra estrutural gerada sobre as variáveis econômicas.

tor, este sucesso inicial no combate à inflação foi acompanhado por elevados déficits externos e forte dependência de fluxos voláteis de capital internacional para a manutenção da taxa de câmbio em um nível estável. Concomitante a este cenário, somaram-se as crises cambiais em países periféricos ocorridas na segunda metade da década de 1990 - como no caso do México em 1994-1995 e da Rússia em 1998 - que provocaram uma interrupção dos fluxos de capitais estrangeiros para os países emergentes, face à grande incerteza nos mercados internacionais. Diante disso, o regime de câmbio administrado no Brasil não era mais sustentável (PRATES, 2007).

Assim, no ano de 1999, duas grandes mudanças institucionais alteraram profundamente a dinâmica inflacionária brasileira: a instauração do regime de câmbio flutuante em janeiro e a adoção formal do Regime de Metas de Inflação em junho. A mudança para o regime de câmbio flutuante provocou uma abrupta depreciação da moeda brasileira e resultou em uma enorme volatilidade cambial. Conforme visto no Capítulo 2, uma elevação tanto no nível como na volatilidade da taxa de câmbio tendem a gerar pressões inflacionárias (FRANKEL; PARSLEY; WEI, 2012). Acerca disso, a incerteza causada pela ausência de elementos para o cálculo econômico e a indefinição dos preços relativos e absolutos levaram os agentes econômicos a incorporar em seus preços finais um componente de defesa contra a volatilidade (maior *mark-up*) (FARHI; CINTRA, 2000).

Diante da mudança súbita de regime cambial, grande parte da equipe de diretores do Banco Central foi substituída (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). Ao assumirem seus cargos em março de 1999, a nova equipe atuou para implementar o Regime de Metas de Inflação no Brasil, que foi adotado formalmente em julho de 1999.

Assim, para detectar possíveis fatos estilizados sobre a inflação brasileira entre 1999 e 2019, convém dividir este intervalo de tempo em 5 subperíodos. Esta divisão se baseia essencialmente na análise do comportamento da taxa de inflação e suas interações com a taxa de câmbio nominal e a evolução do ciclo econômico (utilizando a taxa de crescimento do PIB como *proxy*), elementos considerados aqui como fundamentais para a dinâmica inflacionária brasileira (ARAÚJO; MODENESI, 2010; BALTAR, C., 2015). Além disso, é considerado também o desvio da inflação observada em relação à meta, piso e teto previamente estabelecidos pelo Regime de Metas de Inflação, avaliando a proximidade do cumprimento ou não das metas, como também consideram Summa e Serrano (2018). Os 5 subperíodos compreendem os seguintes anos:

- (I) 1999-2003: caracterizado por um patamar da inflação elevado e crescente, uma tendência de depreciação da moeda brasileira e um crescimento econômico oscilante;
- (II) 2004-2010: em que houve uma estabilização da inflação, uma tendência de apreciação da moeda e taxas de crescimento do PIB relativamente altas²;

²Neste subperíodo, está inserida a Crise de 2008, que resultou em uma queda do PIB no agregado do ano de 2009 e em um aumento da volatilidade cambial. Ainda assim, considerou-se apropriado manter este momento de

- (III) 2011-2014: caracteriza-se por um patamar de inflação mais elevado e mais próximo do teto da meta e uma tendência de contínua, porém leve, desvalorização da taxa de câmbio, além de menores ou nulas taxas de crescimento econômico;
- (IV) 2015-2016: período da crise econômica mais recente, com forte desvalorização cambial seguida por uma valorização cambial de menor magnitude e aceleração inflacionária;
- (V) 2017-2019: marcado por um momento de baixas taxas de inflação, taxa de câmbio em uma trajetória leve de desvalorização e baixas taxas de crescimento econômico.

A Figura 3.1 traz esta periodização proposta em conjunto com as séries da taxa de câmbio nominal, taxa acumulada de 12 meses do IPCA e taxa de crescimento do PIB, com periodicidade trimestral. A Figura 3.2 mostra a trajetória da inflação no Regime de Metas de Inflação (meta, piso e teto) e uma decomposição da média do IPCA em seus principais componentes por período.

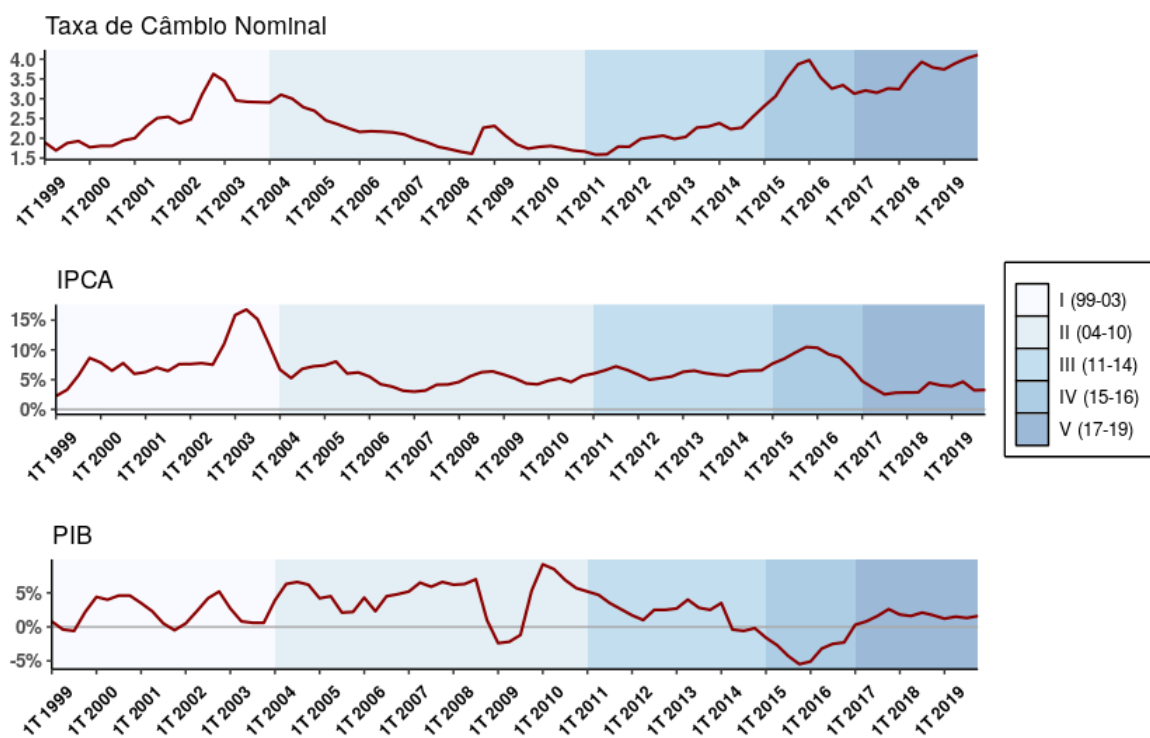


Figura 3.1: Trajetórias da taxa de câmbio nominal, taxa de crescimento do PIB e taxa acumulada de 12 meses do IPCA

Fonte: BCB e IBGE. Elaboração própria.

crise no subperíodo II. Isto deve-se ao fato de que a taxa de inflação não apresentou mudanças significativas em sua trajetória, além de que o impacto da crise de 2008 sobre a taxa de crescimento do PIB e da taxa de câmbio nominal teve uma duração consideravelmente pequena, de forma que já no ano de 2010 os patamares destas duas variáveis já se encontravam em valores próximos ou acima dos observados antes da Crise.

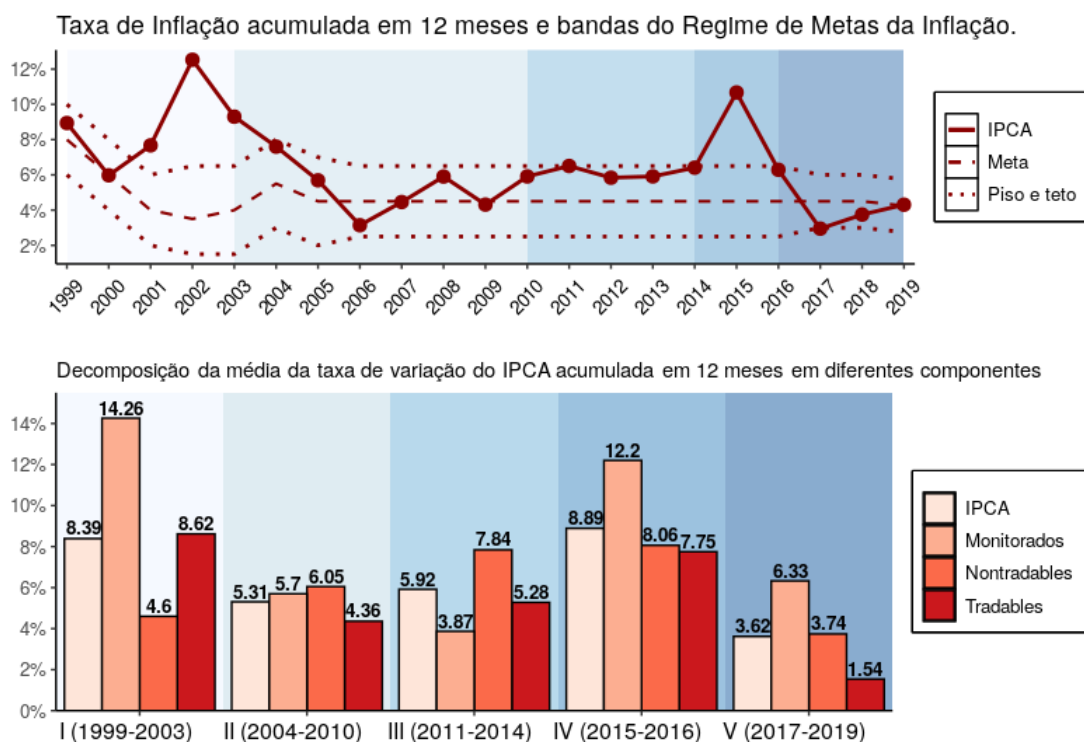


Figura 3.2: Regime de Metas de Inflação (IPCA ao fim do ano, meta, piso e teto) e decomposição da taxa de inflação em componentes selecionados, dada pela média da taxa acumulada em 12 meses por período.

Fonte: BCB e IBGE. Elaboração própria.

3.2 Taxa de câmbio e inflação

Conforme verificado no Capítulo 2, o efeito significativo de uma variação da taxa de câmbio nominal sobre a inflação brasileira é notoriamente constatado na literatura teórica e empírica. No início deste mesmo capítulo, são apontados diversos canais de transmissão das variações cambiais para os preços domésticos de consumidor final. Cabe mencionar um último mecanismo de transmissão específico ao Brasil, que é a indexação de valores de preços ou tarifas de determinados contratos aos índices de preços sensíveis às variações da taxa de câmbio. Neste contexto, o caso emblemático foi a indexação de reajuste de certas tarifas de bens e serviços administrados ao Índice Geral de Preços (IGP)³ - herança das privatizações feitas na década de 90 - como no caso do setor de telecomunicações e distribuição de energia elétrica. O impacto desse mecanismo foi observado predominantemente entre 1999 e 2003, período em que tais contratos ainda vigoravam e que se observou uma tendência de depreciação do real. No entanto,

³A sensibilidade do IGP às variações cambiais deriva do fato de que 60% de sua composição é determinada pelo Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), que acompanha as variações de preços de produtos agropecuários e industriais nas transações entre empresas, em um estágio da cadeia de produção anterior ao consumidor final. Em comparação à outros índices, o IPA apresenta um maior coeficiente de repasse cambial (BELAISCH, 2003; PIMENTEL, 2017; FERNANDEZ et al., 2018). Por conseguinte, o IGP foi utilizado como uma forma de proteger as receitas e assegurar os retornos de investimentos pesados em alguns setores que passaram por processos de privatização, como é o caso das telecomunicações (KUBOTA, 2005).

o IGP continua a ter uma papel significativa sobre a inflação, ao ser o principal índice de reajuste de contratos de aluguel - custo importante para o setor de serviços (BRAGA, 2013).

Diante disso, é possível verificar como variações na taxa de câmbio nominal possuem um impacto pervasivo sobre os preços domésticos no Brasil. A Figura 3.3 ilustra as trajetórias da taxa de câmbio nominal, da taxa acumulada em 12 meses do índice cheio do IPCA e das desagregações do IPCA relativas aos preços de bens e serviços monitorados, *tradables* e não *tradables*. Assim, percebe-se uma influência significativa das variações cambiais sobre os bens *tradables* e sobre os bens e serviços monitorados especificamente entre 1999 e 2006, referente ao período em que os contratos de serviços públicos reajustados ao IGP ainda vigoravam.

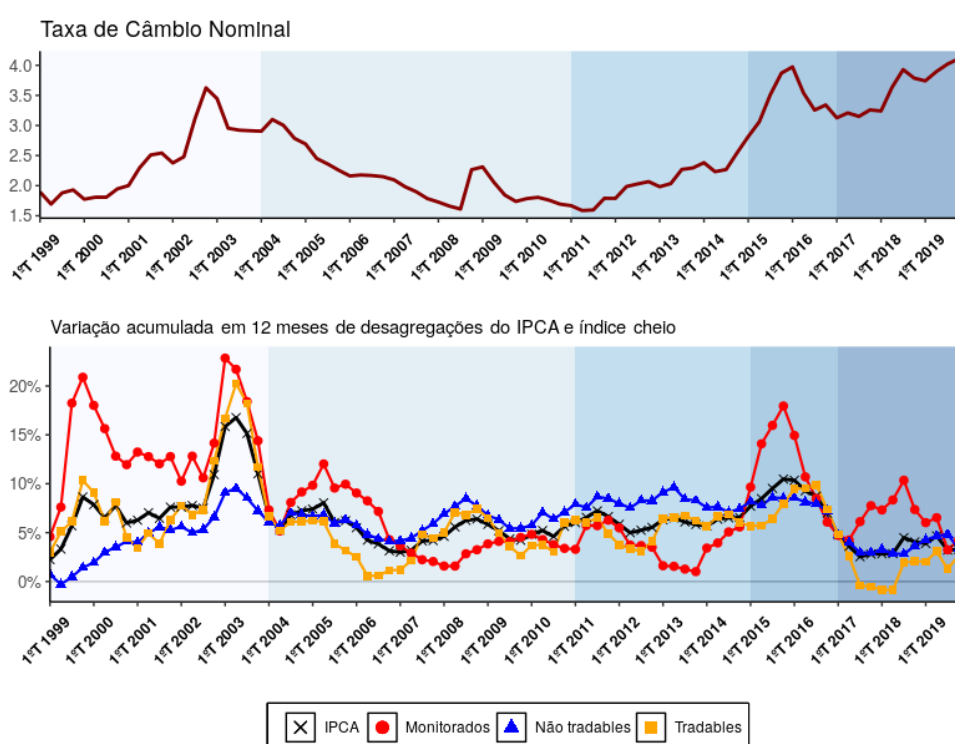


Figura 3.3: Taxa de câmbio nominal e da taxa acumulada em 12 meses do IPCA (índice cheio e outras desagregações) para o período entre 1999 e 2020 (periodicidade trimestral)

Fonte: BCB e IBGE. Elaboração própria.

Entre 1999 e meados de 2003, verifica-se, na Figura 3.3, como os preços de bens e serviços monitorados pressionaram expressivamente a inflação para cima, enquanto a partir desse período até o primeiro trimestre de 2004, o efeito foi desinflacionário. Em 1999 e início de 2000, o pico observado associou-se principalmente à defasagem nos repasses aos preços deste tipos de bens e serviços causada pela larga depreciação da moeda e enorme volatilidade cambial que ocorreu em 1999 (FIGUEIREDO; GOUVEA, 2011; FARHI; CINTRA, 2000). Entre 2004 e 2006, apesar da contínua valorização cambial, os preços monitorados continuaram como fatores aceleradores da inflação, em virtude de acréscimos na tarifa de energia elétrica residencial - para compensar perdas pelo racionamento de energia em 2001 e 2002 - e das tarifas de

transportes públicos - exceto no ano de 2004 - e preços da gasolina e do álcool (MARTINEZ; CERQUEIRA, 2011). A partir de então, com a alteração dos contratos do setor de energia elétrica, do setor de telecomunicações e das políticas de preços da Petrobrás⁴, os preços administrados apresentaram uma queda acentuada e generalizada de seus coeficientes de repasse cambial (ALVES et al., 2013).

Em relação aos preços de bens *tradables*, estes acompanharam de forma mais próxima a tendência da taxa de câmbio⁵, exercendo pressões tanto inflacionárias quanto desinflacionárias, como pode ser visto na Figura 3.3. No ano de 2002, a incerteza acerca das eleições presidenciais implicou em alta volatilidade e maior patamar da taxa de câmbio, de modo que o nível se elevou em aproximadamente 52,5% no ano (somente em outubro - mês da votações eleitorais - a variação da taxa de câmbio foi de 13,8%). Neste ano e em 2003, como pode ser observado na Figura 3.3, foi o maior pico de inflação dos bens *tradables*, demonstrando notável impacto de depreciações súbitas sobre seus preços. Entre 2007 e 2008, há novamente pressões sobre o IPCA, associadas à aceleração dos preços de *commodities* e à desvalorização cambial no momento da crise de 2008. A partir desse momento, há uma relevante aproximação de tal categoria ao índice cheio do IPCA, com alguns decompassos pontuais, como em 2015 e 2017. Desta forma, convém fazer uma análise mais detalhada da trajetória dos bens industrializados, separando-os entre duráveis, semiduráveis e não duráveis, visualizada na Figura 3.4.

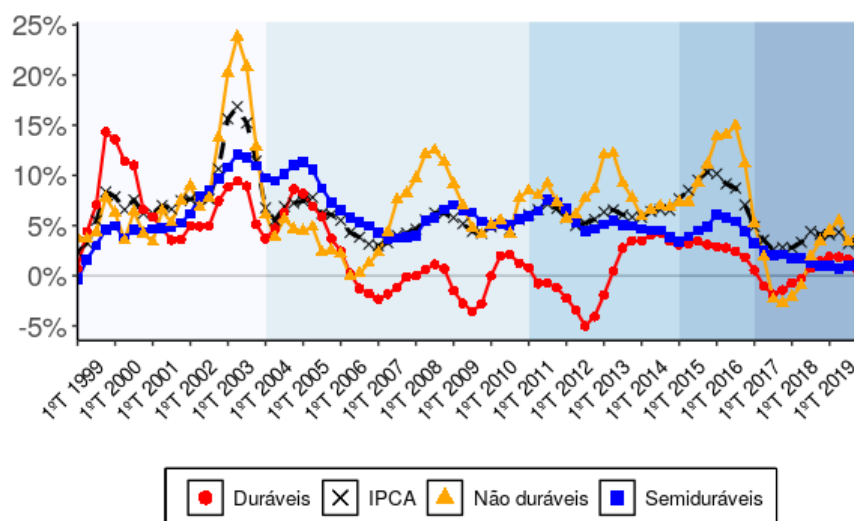


Figura 3.4: Taxas acumuladas em 12 meses do IPCA de bens duráveis, semiduráveis, não duráveis e índice cheio

Fonte: BCB e IBGE. Elaboração própria.

⁴A questão da importância dos preços administrados para a inflação brasileira será abordada na seção 3.4.

⁵Como explicam Figueiredo e Gouvea (2011), apesar dos bens *tradables* serem as categorias de bens que tendem a responder mais fortemente às alterações na taxa de câmbio, esses bens também possuem uma parcela de custos condicionada a fatores domésticos relativos à componentes não comercializáveis, como os custos de distribuição - que incluem serviços de atacado e varejo, *marketing* e propaganda e serviços de distribuição local.

Da Figura 3.4, é possível verificar trajetórias bem distintas para cada tipo de bem industrializado, especialmente a partir de 2006. Primeiramente, acerca dos bens não duráveis, Santoro (2015) mostra como eles são predominantemente determinados pelo grupo de alimentação e bebidas. Estes últimos, por sua vez, são expressivamente afetados por alterações na taxa de câmbio e movimentos nos preços de *commodities* agrícolas e de combustíveis (MALUF; SPERANZA, 2013) e, em menor medida, por variações nos salários nominais e aluguéis - em virtude do subgrupo “Alimentação fora do domicílio”. A partir dos resultados de seus modelos econométricos, Santoro (2020) e Pimentel (2017) mostram como os bens não duráveis ou o grupo de alimentação e bebidas apresentaram os maiores coeficientes de repasse cambial em relação à outras categorias ou decomposições do IPCA. Isto pode ser observado entre 2002 e 2003 - em que ambos os preços de *commodities* e desvalorização cambial aceleraram os preços destes bens - e entre o fim de 2008 e início de 2010 - em que os dois fatores contribuíram para reduzir estes preços. Ademais, há circunstâncias em que um fator predomina sobre o outro, como entre 2007 e meados de 2008 - quando ocorreu uma escalada nos preços de *commodities* - e em 2015 e entre 2018 e 2019, em que sucederam substanciais depreciações da moeda.

No caso dos preços de bens semiduráveis, há forte peso dos subgrupos de vestuário, calçados, acessórios e brinquedos, setores com relativamente alta intensidade em mão de obra (MARTINEZ; CERQUEIRA, 2011), indicando uma maior dependência das condições econômicas domésticas. Desta forma, a variação dos preços desta categoria acompanhou a trajetória do IPCA, ajudando a aliviar a inflação de forma contínua no período entre 2012 e 2019 - período de baixo ou negativo crescimento econômico - indicando um menor coeficiente de repasse cambial destes tipos de bens. Entretanto, Braga (2013) verificou que este setor também possui uma certa sensibilidade às apreciações da moeda, como pode ser visto no período entre 2005 e 2008.

Finalmente, a inflação dos bens duráveis pressionou o IPCA para baixo - a exceção são os anos de 1999 e 2000 e uma parte de 2004, como pode ser visto na Figura 3.4. Como mostra Santoro (2015), para o período entre 2000 e 2014, os principais itens e subitens desta categoria foram “automóvel novo”, “automóvel usado”, “mobiliário” e “tv, som e informática”. No que concerne os dois primeiros subitens, dois elementos foram fundamentais para a redução em seus preços: a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) promovida pelo governo e a elevação da produtividade no setor (SANTORO, 2015). O aumento da produtividade foi possibilitado pela existência de economias de escala, o acirramento da competição externa e a incorporação de tecnologia de máquinas e equipamentos importados - sendo que este último fator foi certamente beneficiado pela moeda apreciada (BRAGA, 2013).

Em conclusão, em um estudo agregado e desagregado do IPCA, verifica-se como o impacto de variações da taxa de câmbio é quase sempre presente, para alguns tipos de bens e serviços em uma maior proporção - caso dos preços monitorados até 2006 e bens não duráveis - e outros em menor medida - bens duráveis e semiduráveis. Entretanto, também pode ser observado como as condições domésticas e políticas governamentais interferem sobre a magnitude

do repasse cambial em alguns setores, ampliando ou reduzindo o efeito sobre os preços finais. Estes fatores serão analisados nas próximas subseções. Antes, é necessário fazer uma breve análise sobre a relação entre a taxa de câmbio e o comportamento dos preços de *commodities*.

3.2.1 Preços de *commodities* e taxa de câmbio nominal: uma relação inversa

Considerando-se que o Brasil é um grande importador e exportador de *commodities*, os efeitos de variações destes tipos de mercadorias afetam diretamente os preços de importação e exportação para o país (SUMMA; SERRANO, 2018). Em adição a isso, movimentos altistas nos preços de *commodities* tendem a estar associados a grandes influxos de divisas e, subsequentemente, uma pressão para a apreciação da moeda nacional, em virtude da estrutura da pauta exportadora brasileira. Como pode ser visto na Figura 3.5, é possível observar uma significativa relação inversa das trajetórias das duas variáveis, com exceção ao ano de 2002 - em que fatores políticos domésticos originaram a expressiva desvalorização cambial naquele ano.

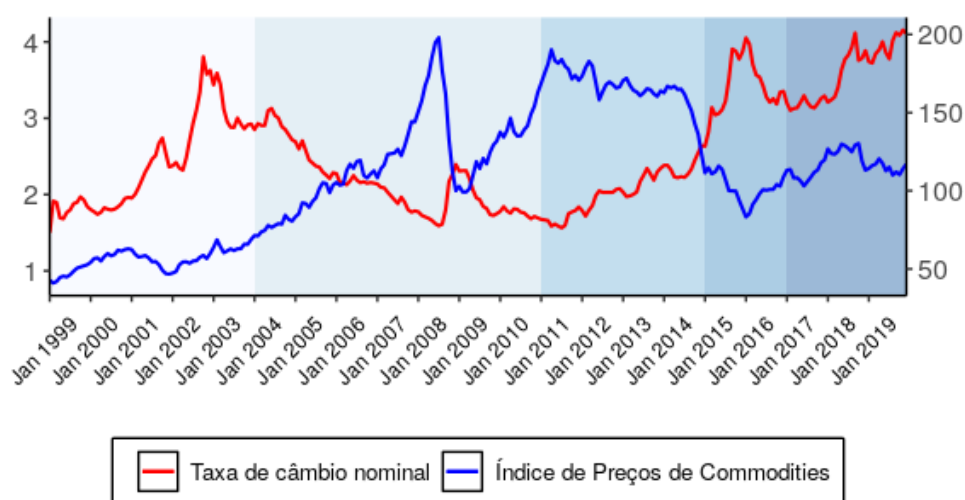


Figura 3.5: Taxa de câmbio nominal (eixo esquerdo) e Índice de preços de *commodities* (eixo direito)

Fonte: BCB e FMI. Elaboração própria.

Diante desta relação entre a taxa de câmbio e os preços de *commodities*, o efeito final da interação das variáveis sobre a inflação pode ser relativamente ambíguo. Por um lado, o aumento nos preços de *commodities* elevam os preços de exportação e de insumos importados - além de possíveis efeitos indiretos de aumentar a demanda por exportações e por trabalho - implicando em uma maior pressão sobre a inflação doméstica. Por outro lado, a apreciação da moeda nacional tende a baratear os preços de produtos importados ou exportáveis, reduzindo as pressões altistas sobre os preços domésticos. Neste contexto, Stockl, Moreira e Giuberti (2017) argumentam que uma valorização da taxa de câmbio nominal, advinda de choques positivos de preços

de *commodities*, pode amortecer pressões inflacionárias provenientes do próprio aumento dos preços de *commodities*. A partir de modelos Vetores Autorregressivos (VAR), os autores encontram um efeito estatisticamente não significativo do choque de preços de *commodities* sobre a inflação quando incluem na especificação a variável de taxa de câmbio, em virtude da presença do efeito amortecedor. Ao excluïrem a variável de taxa de câmbio nominal, os choques de preços de *commodities* tornam-se estatisticamente significativas, indicando que o amortecimento causado pela taxa de câmbio deixa de existir (STOCKL; MOREIRA; GIUBERTI, 2017).

O período entre 2003 e 2007 é um bom exemplo deste mecanismo amortecedor, em que se observa um vertiginoso crescimento dos preços de *commodities*, uma concomitante trajetória de valorização da taxa de câmbio nominal e um nível de taxa de inflação relativamente baixo e estável. Neste intervalo de tempo, somente no ano de 2007 a apreciação da moeda não foi capaz de conter as pressões inflacionárias da alta nos preços de *commodities*, de forma que se observou um considerável acréscimo na inflação doméstica, em especial aos preços do grupo de “Alimentação e Bebidas”. Em conjunto com as observações acima, a Figura 3.6 ilustra a forte sensibilidade dos preços deste último grupo aos movimentos dos preços de *commodities* e da taxa de câmbio nominal.

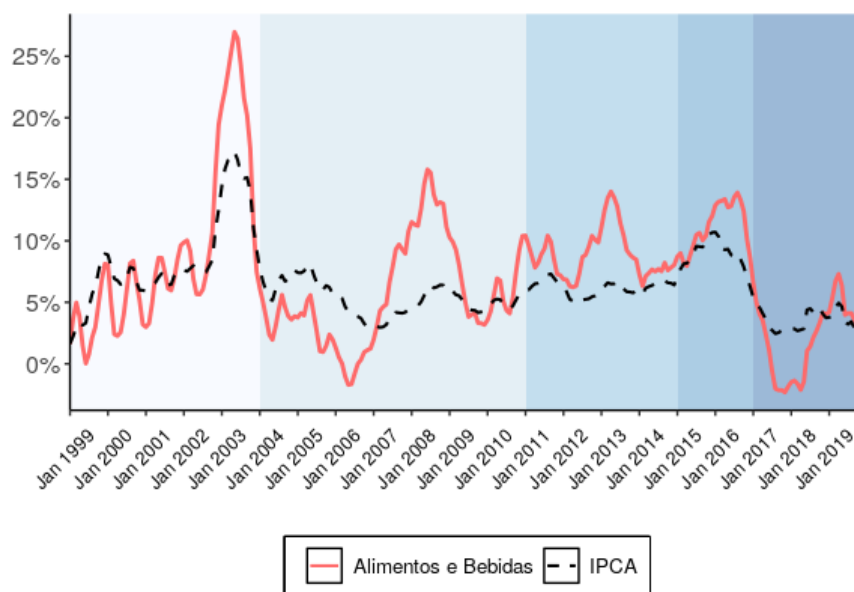


Figura 3.6: Trajetórias do IPCA do grupo de Alimentos e Bebidas e do índice cheio

Fonte: IBGE. Elaboração própria.

A interação entre os preços de *commodities*, a taxa de câmbio nominal e a inflação doméstica será tratada novamente na análise dos resultados do modelo econométrico estimado neste trabalho.

3.3 Ciclo econômico e inflação

Partindo da revisão da literatura empírica, as evidências de um efeito significativo e sistemático de alterações da demanda agregada sobre a inflação brasileira são escassos, com predominância de estudos que encontram uma relação baixa ou estatisticamente não significativa (BASTOS; JORGE; BRAGA, 2015; ARAÚJO; MODENESI, 2010; BRAGA, 2013). Em uma análise setorial, alguns trabalhos encontram uma relação positiva e significativa somente entre indicadores de demanda - utilização da capacidade ou nível da taxa de desemprego - e a inflação de bens não *tradables* ou serviços (SCHWARTZMAN, 2006; BRAGA; SUMMA, 2016).

Neste contexto, Summa e Serrano (2018) argumentam que há um baixo grau de sensibilidade dos preços e salários nominais às variações da demanda agregada. Segundo os autores, uma elasticidade-preço da demanda de maior grau é encontrada somente em alguns bens não *tradables*⁶ - em sua maioria, agrícolas - precificados em mercados de leilão e sujeitos às oscilações de sua oferta, como é o caso dos preços de tomates, por exemplo.

Em relação aos salários nominais, Summa e Serrano (2018) apontam a presença de forte rigidez para baixo de curto prazo, em virtude da legislação trabalhista que proíbe reduções diretas dos salários nominais, considerando também que a alternativa legal para a redução da folha salarial - que seria promover uma alta rotatividade dos empregados - implicaria em custos elevados da mesma forma. Por outro lado, os autores também argumentam que não é necessária a existência de pleno emprego do fator trabalho para que ocorra inflação salarial - a qual, no caso brasileiro, geralmente se traduz em pressões inflacionárias, principalmente, sobre os setores de serviços (GIOVANNETTI; CARVALHO, 2015). A proposta de que o nível dos salários nominais não é determinado por uma escassez relativa do fator trabalho é uma das principais contribuições da Curva de Phillips aumentada pelo Conflito Distributivo à versão original (SUMMA; BRAGA, 2019).

A outra emenda proposta por Summa e Braga (2019) à Curva de Phillips original é o fato de que nem sempre as expectativas de inflação são integralmente repassadas para os salários nominais. Rowthorn (1977) já assinalava sobre esse ponto, diferenciando entre expectativas e antecipações da inflação - enquanto o primeiro corresponde à crença de que os preços vão subir com um grau maior ou menor de confiança, o segundo refere-se à capacidade de efetivamente agir sobre tais expectativas. Por conseguinte, estes autores argumentam que são as antecipações (e não as expectativas) da inflação futura que importam para os reajustes dos salários nominais - e, assim, para a inflação salarial. Em virtude disto, a capacidade dos agentes em antecipar a inflação depende predominantemente de seu poder de barganha, que por sua vez é influenci-

⁶De acordo com Summa e Serrano (2018), os outros bens e serviços não *tradables* seguem regras de precificação de custos mais *mark-up* - e, conforme os resultados encontrados por Feijó e Cerqueira (2013), a variação do *mark-up* não tende a seguir um comportamento pró-cíclico. Ainda, segundo Summa e Serrano (2018), os preços de *commodities* e outros bens *tradables* são comumente determinados por elementos exógenos às condições domésticas, enquanto os preços monitorados possuem seus próprios critérios de reajuste, pouco sensíveis às oscilações do ciclo econômico.

ado por fatores sociais, políticos e institucionais, como a política de salário mínimo, o poder dos sindicatos trabalhistas, legislação trabalhista etc (KALECKI, 1971a; ROWTHORN, 1977; SUMMA; BRAGA, 2019).

Como discorrem Summa e Serrano (2018), a inflação salarial pressionou o IPCA para cima no período entre 2005 e 2014, relativa à uma elevação de custos de produção na categoria de bens não *tradables*, em especial no setor de serviços. Esse movimento de pressão inflacionária pode ser vista na Figura 3.7⁷.

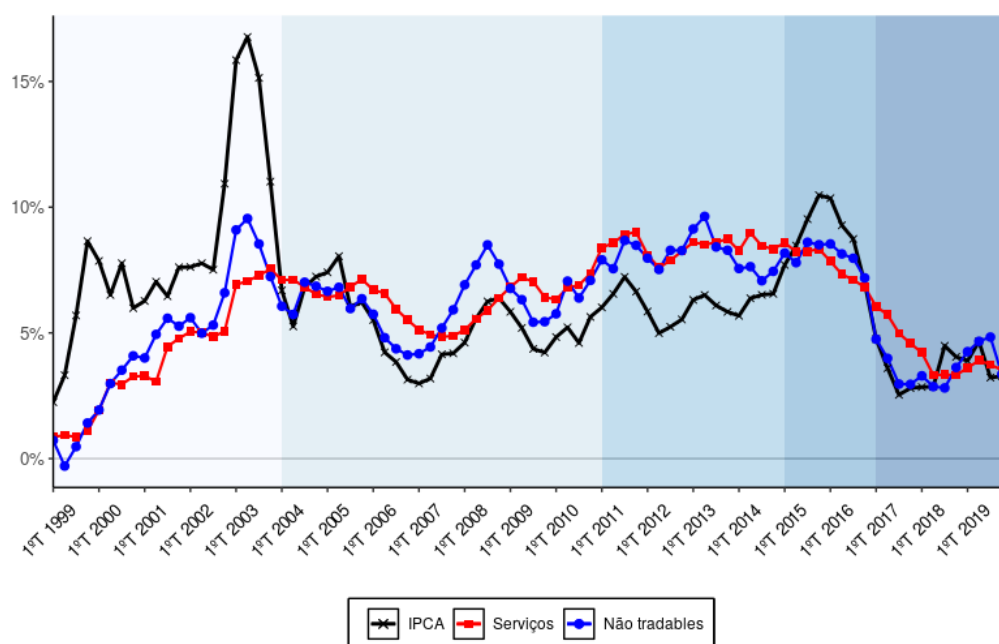


Figura 3.7: Variação do índice cheio do IPCA e sua decomposição nas categorias de não *tradables* e serviços - taxas acumuladas em 12 meses para o período entre 1999 e 2019

Fonte: IBGE e BCB. Elaboração própria.

O peso dos serviços sobre a inflação doméstica é ainda mais acentuado se forem incorporados à categoria alguns serviços monitorados⁸, como é feito no trabalho de Santos et al. (2018). De acordo com essa classificação mais abrangente de serviços proposta por estes autores, esses preços subiram consistentemente acima do IPCA entre 1999 e 2014, com exceção de episódios de grande desvalorização cambial (2002-2003 e 2008) ou de queda de algum preço monitorado importante (2013).

De acordo com Santoro (2015), esta dinâmica de preços foi influenciada por um processo quase contínuo de aumento dos salários acima da produtividade média do trabalho, possibi-

⁷De acordo com cálculos feito por Santoro (2020), para o período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2017, a categoria de serviços teve uma participação média de 23,3% sobre o IPCA, enquanto a dos bens não *tradables* foi de 35,7%. O peso restante desta última categoria atribuiu-se aos bens não duráveis (10,7%), semiduráveis (0,1%) e duráveis (2%).

⁸Em sua classificação de “serviços”, o BCB desconsidera certos serviços que possuem preços monitorados, como taxa de energia elétrica residencial, tarifas de transporte público, entre outros. Diante disso, o estudo de Santos et al. (2018) incorpora estes itens de preços monitorados aos serviços de preços livres, formando um grupo mais abrangente de serviços para a economia brasileira.

tada, principalmente, pela tendência de valorização real do salário mínimo, pela queda da taxa de desemprego e - relacionado a estes elementos - o aumento no poder de barganha dos trabalhadores. Neste contexto, a Tabela 3.1 traz alguns dados selecionados em relação à evolução do mercado de trabalho brasileiro entre 1999 e 2018.

Tabela 3.1: Dados selecionados sobre a evolução do mercado de trabalho brasileiro e parcela salarial do produto entre 1999 e 2018 (%)

Ano	Variação dos salários reais*	Formalização do trabalho*	Variação do salário mínimo real	Taxa de Desemprego	Parcela Salarial
1999	-5,5	44,5	-3,5	11,6	45,5
2000	-1,2	43,7	5,5	11,6	53,8
2001	-3,4	44,7	8,9	10,9	54,5
2002	-4,0	45,5	-3,2	11,2	53,3
2003	-11,9	44,3	8,7	11,3	53,0
2004	-1,2	43,7	2,1	11,0	52,5
2005	1,6	45,0	9,8	10,8	53,5
2006	4,0	46,1	13,5	10,5	54,1
2007	3,2	47,1	3,3	9,9	54,2
2008	3,4	48,9	2,6	8,9	55,0
2009	3,2	49,5	7,6	10,0	56,3
2010	3,7	51,0	3,0	8,7	55,3
2011	2,7	53,2	0,7	7,9	55,7
2012	0,8	50,6	7,5	7,4	56,6
2013	3,1	51,0	3,3	7,6	57,0
2014	2,3	51,8	0,5	7,0	56,8
2015	-0,9	50,9	-2,2	8,3	58,1
2016	-2,1	50,4	4,8	11,3	58,0
2017	1,1	49,0	4,3	12,8	57,8
2018	1,4	47,9	-1,6	12,3	57,2

Fonte: IBGE, IPEA e Carvalho (2016). Elaboração própria.

* Nota-se que as séries de “Variação dos salários reais” e “Formalização” apresentam descontinuidades entre os anos de 2002 e 2003 e os anos de 2012 e 2013, em virtude da mudança da metodologia da PME em 2003 e o uso de dados da PNAD Contínua (PNADc) a partir de 2013, devido à descontinuação da PME em 2016. Assim, os dados de 2002 e 2012 destas séries correspondem à média obtida entre o mês de março (data inicial da PME e da PNADc) e dezembro de 2002 e 2012, respectivamente. Ademais, deve ser destacado também que a PNADc apresenta uma abrangência da amostra de pesquisa maior que a PME, o que explica em grande medida a quebra na tendência dos dados a partir de 2012, especialmente da série de formalização do trabalho.

Notas sobre as séries: “Variação dos salários reais” é a variação da média anual do item “Rendimento médio nominal do trabalho principal, efetivamente recebido no mês de referência, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade (PME) e pelas pessoas de 14 anos ou mais de idade (PNADc), ocupadas na semana de referência”. “Formalização” é a variação da média anual do quociente entre pessoas ocupadas com carteira assinada (incluindo trabalho doméstico) e total de pessoas ocupadas. “Variação do salário mínimo real” é média anual de variação do salário mínimo real, deflacionado pelo INPC e divulgado pelo IPEA. “Taxa de Desemprego” é a razão entre o número de pessoas desocupadas e o contingente de pessoas na força de trabalho (soma de pessoas desocupadas e ocupadas). Os valores dos montantes de pessoas desocupadas e ocupadas foram obtidas a partir dos dados divulgados por Carvalho (2016) - que realiza uma retropolação de dados da PNADc, compatibilizada pela PNAD anual e a PME, de 1992 a 2014 - e dados obtidos da PNADc a partir de 2015. “Parcela Salarial” é o quociente do item “PIB - Remuneração dos empregados” pela soma deste item com o item “PIB - excedente operacional bruto e rendimento misto bruto”, como é feito por Rugitsky (2017) e obtido pelo Sistema de Contas Nacionais - IBGE.

Como pode ser visto na Tabela 3.1, ocorreu uma forte elevação dos salários reais entre 2005 e 2014 (média de 2,8% em comparação a média de 0,02% para todo o período ou 0,64% quando excluído o ano de 2003). Uma primeira explicação para este cenário é a expansão econômica observada neste período - em especial, entre 2004 e 2008 - que reativou o mercado de trabalho e elevou o nível das rendas do trabalho (BALTAR, P., 2015). A partir de dados desagregados para o período entre 2007 e 2012, Santos et al. (2018) encontram um crescimento rápido e generalizado tanto do número de ocupações quanto dos rendimentos médios da força de trabalho ocupada no setor de serviços em geral. Adicionalmente, este processo foi liderado por setores classificados como de alta elasticidade-renda da demanda pelos autores⁹, o que também poderia indicar um efeito positivo da expansão econômica sobre a taxa de crescimento dos salários nominais.

Um segundo fator importante para explicar o crescimento notável dos salários reais foi o aumento do poder de barganha dos trabalhadores (SUMMA, 2014). A Figura 3.8 mostra a evolução dos reajustes salariais (acima, igual ou abaixo do INPC¹⁰) e a diferença entre este índice e o IPCA (taxa acumulada em 12 meses). Entre 2004 e 2014, destaca-se uma predominância da média de reajustes salariais acima do INPC, o que possivelmente indica um maior poder de barganha dos trabalhadores no período.

⁹Segundo Santos et al. (2018), tais setores foram os de alimentação fora de casa, cabeleireiros e serviços de beleza, serviços privados de saúde e educação, agências de viagens e serviços de manutenção e reparação de automóveis.

¹⁰O INPC é um índice calculado pelo IBGE, com o objetivo de aferir e corrigir mudanças sobre o poder aquisitivo da população, através do acompanhamento de variações dos preços da cesta de consumo da população assalariada com mais baixo rendimento, abrangendo famílias com rendimentos entre 1 e 5 salários mínimos (única diferença em termos da abrangência na coleta de dados em relação ao IPCA, que se baseia em famílias com rendimentos entre 1 e 40 salários mínimos).

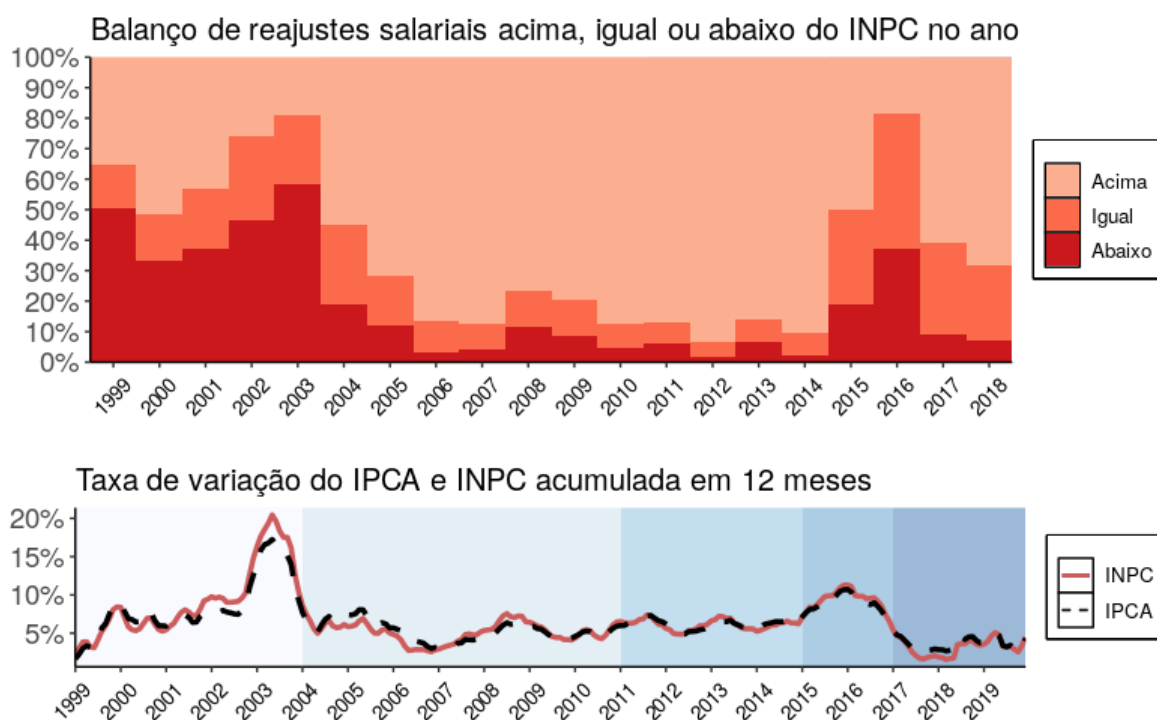


Figura 3.8: Balanço dos reajustes salariais e comparação entre o índice IPCA e INPC

Fonte: Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) e IBGE. Elaboração própria.

Diversos elementos contribuíram para um acréscimo ao poder de barganha dos trabalhadores neste período, que podem ser vistos na Tabela 3.1. Um primeiro elemento é a queda relativamente contínua da taxa de desemprego até 2014, de forma que tanto o decréscimo no nível desta taxa quanto o tempo ou a duração em que ela se situa em patamares mais baixos tendem a fortalecer o poder de barganha dos trabalhadores (ARESTIS; SKOTT, 1993; SUMMA, 2014).

Um segundo elemento é a conjugação entre o processo de valorização do salário mínimo, o crescimento da formalização do trabalho e a expansão do seguro desemprego e abono salarial. Entre 2003 e 2014, houve uma expressiva valorização real do salário mínimo (média de 5,22% por ano ou 86,98% no acumulado). Uma variação positiva do salário mínimo tende a afetar o poder de barganha e os rendimentos de trabalho da economia por três formas distintas: i) pelo efeito direto sobre o piso ou referência salarial para contratos de trabalho nos setores formais e público; ii) pelo chamado efeito “farol”, em que o nível do salário mínimo serve de referência (informal) para as rendas de trabalho mais baixas, associadas, principalmente, aos setores informal e autônomo (SABOIA, 2010); e iii) pelo denominado efeito “propulsão”, que refere-se ao aumento da demanda por bens e serviços de trabalhadores autônomos impulsionada por maiores salários na base do mercado de trabalho, elevando as rendas nesse setor (MEDEIROS, 2015).

Concomitante a isto, ocorreu um crescimento substancial da parcela dos empregos formais na economia, motivado por incentivos tributários e de acesso ao crédito e aos contratos de compras governamentais, além de uma maior fiscalização do trabalho feita pelo Ministério do Trabalho e Emprego neste período (BALTAR et al., 2010). O contrato formal tende a afetar as condições de poder de barganha do trabalhador ao oferecer maior segurança jurídica e estabilidade financeira ao empregado formalizado, seja por maiores rendimentos e benefícios associados ao emprego formal (por exemplo, o 13º salário e o abono salarial) ou pela maior segurança financeira em situações de dispensa sem justa causa, que é o caso do seguro-desemprego. Em virtude do crescimento da formalização do trabalho e da valorização do salário mínimo, ocorreu uma enorme expansão da cobertura do seguro desemprego e do abono salarial (IBARRA, 2013), além da majoração dos valores de seus benefícios, que são atrelados ao salário mínimo.

Por fim, dever ser mencionada que a sindicalização neste período permaneceu em um mesmo nível, oposta à tendência internacional de declínio de seu patamar (SUMMA, 2014). Neste contexto, todos estes elementos tratados acima contribuíram para fortalecer o poder de barganha do trabalhador brasileiro, elevando a taxa de crescimento dos salários no Brasil e dos preços de serviços entre 2003 e 2014.

A partir de 2015, há uma significativa contração da inflação de serviços. Isto pode ser explicado pelos efeitos da crise econômica em 2015 e 2016, que afetou fortemente a demanda deste setor, e a consequente elevação da taxa de desemprego e subsequente redução do crescimento dos salários reais. Posteriormente, embora tenha pressionado para cima o IPCA em 2017, a inflação de serviços auxiliou no controle da inflação geral entre 2018 e meados de 2019. Possíveis explicações podem estar associadas à relativa estagnação da economia e dos salários reais, em adição aos potenciais efeitos da Reforma Trabalhista ocorrida em 2017, que pode ter reduzido o poder de barganha do trabalhador e fragilizado o poder dos sindicatos (BERSANI; HERNANDES, 2020).

3.3.1 Breves apontamentos sobre a questão da produtividade do trabalho

Aumentos da produtividade do trabalho podem aliviar o conflito distributivo e reduzir os processos inflacionários (ROWTHORN, 1977; LAVOIE, 2014). Para o caso do Brasil nos anos 2000, ocorreram variações positivas da produtividade, porém em ritmo lento de crescimento (CAVALCANTE; NEGRI, 2014; SERRANO; SUMMA, 2018; FENELON, 2020). Ademais, como mostram Cavalcante e Negri (2014) e Fenelon (2020), a dinâmica da produtividade varia significativamente entre e dentro dos diferentes setores da economia.

Entre 2000 e 2009, Squeff (2012) destaca a evolução da produtividade¹¹ no setor de agropecuária e da indústria extrativa, com um desempenho negativo para o setor da indústria de trans-

¹¹O autor expurga o efeito de mudanças de preços relativos no cálculo da produtividade por meio do uso de deflatores setoriais, o que pode produzir valores inferiores aos obtidos por outras formas de mensuração da produtividade. Para uma referência sobre o cálculo de diferentes medidas de produtividade, ver Cavalcante e Negri (2014).

formação. Em uma análise desagregada do Brasil para o período entre 2003 e 2014, Fenelon (2020) ressalta o crescimento da produtividade positivo na indústria manufatureira inovadora (mais intensiva em tecnologia), em comparação ao decréscimo deste indicador na indústria manufatureira tradicional. Isto reforça o efeito desinflacionário que o primeiro setor exerceu neste período, como é tratado em Braga (2013).

Por fim, cabe mencionar o trabalho de Santos et al. (2018), que realizam uma análise desagregada discriminando entre serviços capital ou trabalho-intensivos, os quais tendem a apresentar uma maior e menor crescimento da produtividade do trabalho, respectivamente. Para o período entre 2006 e 2014, uma porção considerável da inflação de serviços derivou-se de alguns serviços intensivos em trabalho qualificado (como saúde e educação privadas) e desqualificado (alimentação fora de casa e serviços pessoais). Em contrapartida, serviços capital-intensivos - como os de energia elétrica, de comunicações e de água e esgoto - e outros tipos de serviços públicos - como correio, pedágio e emplacamento e licença - pressionaram a inflação para baixo neste período.

3.4 O peso e papel dos preços administrados

Para concluir, deve ser ressaltada a influência dos preços administrados sobre a inflação doméstica. Baseado na classificação do Banco Central Brasileiro Santoro (2015) calcula que a média do peso dos preços administrados entre 2000 e 2014 foi de 29,5%. Para o período entre 2014 e 2019, utilizando a discriminação dos itens e subitens do IPCA reportada por este autor, o peso dos bens monitorados caiu para 26,3% - embora no ano de 2019, tal média tenha atingido um peso de cerca de 27,9%. Apesar destas pequenas diferenças, tais proporções indicam um peso significativo dos bens e serviços administrados sobre a cesta de consumo representativa brasileira e uma grande influência sobre a dinâmica inflacionária doméstica.

Neste contexto, os preços administrados apresentaram duas importantes características entre 1999 e 2019. A primeira está relacionada à sua capacidade de se efetivar como uma política não monetária de controle do nível e volatilidade da inflação doméstica (SICSÚ, 2003; MARTINEZ; CERQUEIRA, 2011; BRAGA, 2013). São os casos das mudanças no método de precificação da Petrobrás em 2006 - com aplicação variável do tributo de Contribuições de Intervenção no Domínio Econômico (CIDE) e intervalos mais longos de repasses aos preços domésticos; a já mencionada redução no IPI de automóveis, que tinha como objetivo o incentivo à produção e consumo neste setor; a forte retração nas tarifas de energia elétrica e preço de combustíveis em 2012 e 2013, entre outros momentos. No entanto, a intervenção sobre os preços administrados a fim de se realizar uma política de controle inflacionário possui limitações, ao passo que pode surtir resultados indesejados a médio prazo. Como argumentam Mello e Rossi (2017), um dos pilares da estratégia supracitada de contenção dos preços de tarifas de energia elétrica e de combustíveis era o controle inflacionário, a qual, no entanto, resultou em uma forte aceleração do IPCA em 2015, quando ocorreu o “desrepresamento” destes preços monitorados.

Ainda, como relata Silva (2007), faltam critérios transparentes e estáveis às regras de reajuste de tarifas do setor de transportes, abrindo espaço para acomodar interesses políticos momentâneos - como nas reduções de tais tarifas em anos de eleições municipais, que é um ponto também salientado por Martinez e Cerqueira (2011).

Um outro atributo relevante da configuração dos preços administrados no Brasil é seu potencial em carregar certa inércia inflacionária aos preços para o consumidor final. Alguns estudos resgatados no segundo capítulo apontam a importância da inércia inflacionária para a inflação brasileira (BRAGA; SUMMA, 2016; BASTOS; JORGE; BRAGA, 2015). Neste sentido, como argumenta Santoro (2015), apesar das alterações nos critérios de reajustes de certos preços administrados entre 2004 e 2006, tais contratos ainda possuem indexadores relativos à inflação passada - como é o caso do Índice de Serviços de Telecomunicações (IST), em que mais de 90% de sua composição é relativa a índices de preços (IPCA, IPA-OG, IGP-M e INPC) e dos serviços de abastecimento urbano de água e esgoto sanitários (IPCA ou IGP-DI) (ALVES et al., 2013).

3.5 Considerações finais

Durante a vigência do Regime de Metas de Inflação, a dinâmica inflacionária brasileira apresentou momentos de forte escalada da inflação intercalados com períodos de relativa estabilidade dos preços. No entanto, em uma análise mais desagregada, verificou-se que certos componentes ou categorias de bens e serviços exerceram persistentemente maiores pressões sobre os preços domésticos, enquanto outras ajudaram no controle inflacionário. Diante disso, alguns fatos estilizados podem ser detectados nesse período:

1. As variações da taxa de câmbio nominal afetaram significativamente a trajetória dos preços domésticos, tanto positiva quanto negativamente a depender da direção da variação cambial. No entanto, deve ser destacado que as desvalorizações cambiais - em especial, as súbitas e de larga magnitude - geraram impactos consideravelmente maiores, como nos anos de 2002 e 2015.
2. As mudanças dos preços de *commodities* tenderam a ser amortecidas pelo movimento oposto da taxa de câmbio nominal, com exceções principais referentes ao ano de 2002 (crescimento conjunto das duas variáveis) e ao ano de 2007 (predominância do efeito sobre a inflação dos acréscimos nos preços de *commodities*).
3. O impacto das fases de expansão e retração do ciclo econômico sobre a inflação foi mais pronunciado quando associado aos seus efeitos sobre o mercado de trabalho, principalmente no que se refere ao crescimento dos salários reais no setores intensivos em trabalho.
4. Os preços de bens e serviços monitorados constituíram um poderoso instrumento de controle inflacionário, ilustrado especialmente pelos anos de 2006 e entre 2012 e 2013, em-

bora também tenham sido responsáveis por momentos de forte escalada nos preços domésticos, como em 2002 e 2015.

Concluído este estudo sobre a evolução da inflação e seus principais determinantes nas últimas duas décadas, o próximo capítulo apresenta a descrição e análise do modelo econométrico estimado neste trabalho.

Capítulo 4

Modelos empíricos do repasse cambial no Brasil

Após a análise da dinâmica recente da inflação no Brasil apresentada no capítulo 3, neste capítulo é realizada a descrição e estimação de um modelo econométrico, tendo como objetivo avaliar o repasse cambial brasileiro e, mais precisamente, investigar a hipótese de um possível comportamento assimétrico deste a depender da direção da variação cambial.

4.1 Base de dados

A base de dados escolhida se baseia predominante em estudos empíricos que tratam da inflação a partir da visão do conflito distributivo, como Braga (2013), Baltar, C. (2015) e Santoro (2020). Desta forma, parte-se da hipótese que a inflação depende de quatro fatores: 1) preços de *commodities*, 2) taxa de câmbio nominal; 3) hiato da produção industrial (PIM-PF), usado como *proxy* de pressões da demanda agregada; e 4) próprios valores defasados da inflação.

Como apontam Araújo e Modenesi (2010) e Pimentel, Luporini e Modenesi (2016), deve ser destacado que o uso da PIM-PF como *proxy* para variações da demanda agregada possui limitações, considerando-se que o setor industrial representou cerca de 20% a 25% do PIB neste período. Neste sentido, esta variável também representa uma limitação no tratamento da evolução do conflito distributivo para os modelos. A indisponibilidade de séries mensais contínuas para este período sobre o mercado de trabalho - em especial, de salários nominais - também dificulta uma análise mais apurada da dinâmica do conflito distributivo no Brasil¹.

As variáveis possuem periodicidade mensal, compreendendo o período de janeiro de 2000 à dezembro de 2019, totalizando 240 observações. Assim como Marodin e Portugal (2018),

¹Como pode ser observado na revisão da literatura empírica no Capítulo 2, os trabalhos que se baseiam em uma abordagem do conflito distributivo geralmente não incorporam uma variável para os salários, com exceção de Braga (2013). Isto está atrelado à dificuldade de encontrar séries mensais contínuas apropriadas para mensurar a dinâmica dos salários nominais no Brasil, considerando-se as limitações dos dados do CAGED (apura somente setor formal) e da PNAD (mudanças frequentes da metodologia), principais bases de dados contínuas sobre o mercado de trabalho no Brasil.

optou-se por não incluir o ano de 1999 na amostra em virtude das grandes oscilações observadas nas variáveis econômicas logo após a transição para o regime flutuante da taxa de câmbio.

As variáveis utilizadas para o estudo econométrico, assim como as fontes de dados são:

1. Índice de Preços de *Commodities*, divulgada pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).
2. Taxa de Câmbio Nominal: representada pela taxa de câmbio nominal real-dólar de compra, divulgada pelo Banco Central Brasileiro (BCB).
3. Hiato do produto industrial: *proxy* para pressões da demanda agregada, foi utilizado o hiato do logaritmo natural do índice de Produção Industrial Mensal - Produção Física (PIM-PF) divulgado pelo IBGE. O hiato do produto industrial foi calculado pela diferença entre o valor do logaritmo do índice da PIM-PF e sua tendência, obtida após aplicação do Filtro HP.
4. Inflação doméstica: Para a inflação doméstica brasileira, foram usados dois índices, o IPCA e o IGP-10. O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), divulgado pelo IBGE, foi adotado por ser o índice de preços domésticos utilizado como referência para a meta de inflação no Regime de Metas de Inflação brasileiro. O Índice Geral de Preços (IGP), divulgado pelo Fundação Getúlio Vargas (FGV), também foi adotado por ser um índice frequentemente utilizado na economia e por apresentar um maior impacto de variações cambiais.

A Figura 4.1 ilustra as trajetórias dessas variáveis no período de janeiro de 2000 à dezembro de 2019.

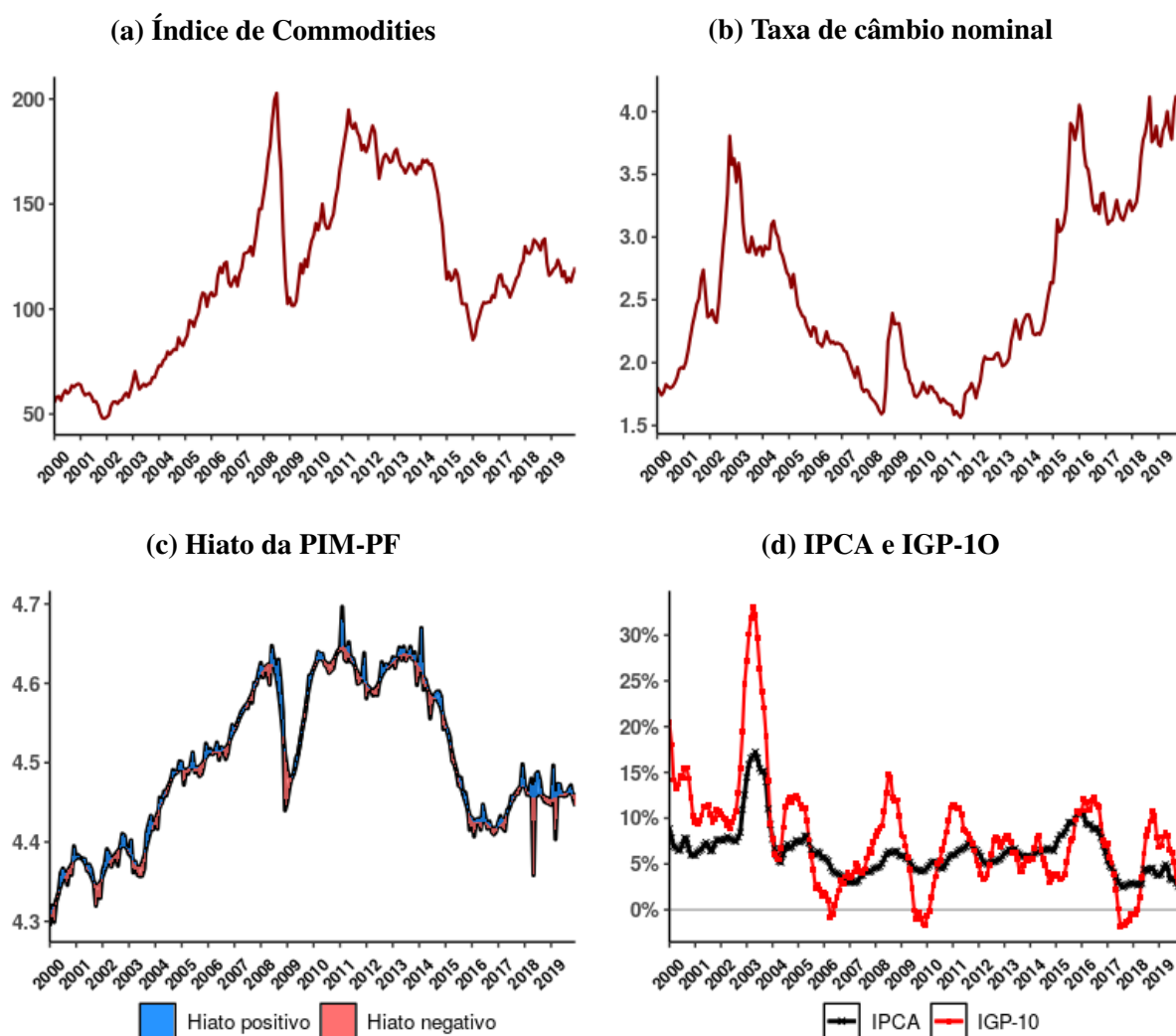


Figura 4.1: Gráficos das séries temporais da base de dados utilizada

Fonte: FMI, BCB, IBGE e FGV. Elaboração própria.

Para verificar a estacionariedade das séries, foram aplicados os testes de raiz unitária ADF (Augmented Dickey Fuller), KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) e PP (Phillips-Perron). Com exceção das séries de inflação e do hiato da produção industrial, todas as outras séries apresentaram raiz unitária, que foram utilizadas em variação percentual. Nos Anexos A, as Tabelas A.1 e A.2 apresentam os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em nível e variação percentual, respectivamente.

Deste modo, cabe fazer uma breve descrição sobre o IPCA e o IGP. O IPCA é um índice que procura medir as variações de preços referentes ao consumo pessoal das famílias de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo (IBGE, 2013). Sua população-objetivo abrange famílias com rendimentos de 1 a 40 salários mínimos, residentes nas áreas urbanas das regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, além do Distrito Federal e dos municípios de Goi-

ânia, Campo Grande, Rio Branco, São Luís e Aracaju. A definição da população objetivo, da cesta de consumo representativa e a estrutura de pesos é dada pelas informações obtidas pela Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada também pelo IBGE. O IPCA é reportado em quatro níveis diferentes de agregação dos produtos e serviços: grupos, subgrupos, itens e subitens, em ordem respectiva de maior para menor agregação.

Assim, grandes alterações sobre a estrutura de ponderações são comumente feitas alguns anos após a divulgação da POF, com possíveis inclusões ou exclusões de itens ou subitens ou até grupos inteiros (caso da mudança em agosto de 1999 que criou o grupo de Comunicações e Educação, baseada na POF de 1995-1996). Ainda, vale destacar que como o IPCA é um índice do tipo Laspeyres, alterações sobre os pesos de subitens são feitas mensalmente para preservar a hipótese de quantidades fixas dos produtos e serviços na cesta de consumo.

O IGP é um índice divulgado pela Fundação Getúlio Vargas, com o intuito de avaliar os preços de diferentes atividades nas distintas etapas do processo produtivo. Ele é composto por uma média ponderada dos seguintes índices: 60% do Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), componente que gera a sensibilidade do IGP às variações cambiais; 30% do Índice de Preços ao Consumidor (IPC); e 10% do Índice Nacional de Custo da Construção (INCC), todos índices elaborados e divulgados pela FGV. A diferença entre o IGP-DI, IGP-M e o IGP-10 está associada ao período de coleta de dados para o cálculo do índice. No caso, o IGP-10 mede a evolução de preços no período compreendido entre o dia 11 do mês anterior e o dia 10 do mês corrente.

De acordo com FGV (2016), o IPA mede as variações médias dos preços recebidos pelos produtores domésticos na venda de seus produtos. São avaliados 343 produtos distintos, em que a estrutura de peso é determinada a partir de médias trienais do valor adicionado bruto, do valor de produção ou do valor das vendas, a depender do setor produtivo avaliado e do tipo de pesquisa setorial utilizado para fazer tal ponderação. O IPC mede a variação de preços de um conjunto fixo de bens e serviços para famílias com renda situada entre 1 e 33 salários mínimos mensais. Sua pesquisa de preços cobre sete das principais capitais do país: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Porto Alegre e Brasília. Esse índice é formado por oito grupos: Alimentação, Habitação, Vestuário, Saúde e Cuidados Pessoais, Educação, Leitura e Recreação, Transportes, Despesas Diversas e Comunicação. O peso dos 338 subitens é baseado na POF mais atual, similar ao IPCA, embora se restrinja apenas às cidades citadas acima. Por último, os dados do INCC procuram mostrar a variação do custo da construção civil no país, contendo 2 grupos distintos: materiais, equipamentos e serviços e mão de obra. A coleta de preços é feita nas mesmas cidades do IPC, abrangendo 723 itens específicos, sendo 659 relativos a materiais, equipamentos e serviços e 64 relacionados a mão de obra. Os pesos são definidos a partir da distribuição regional da construção residencial urbana e do detalhamento de itens de custo, em nível regional, e suas respectivas participações nos custos atualizados por tipos de obras.

4.1.1 Relações esperadas entre as variáveis

Considerando a análise dos resultados a ser feita posteriormente, convém comentar brevemente sobre as relações esperadas entre as variáveis do modelo e seu impacto sobre a taxa de inflação.

De forma geral, uma elevação dos preços de *commodities* deve representar uma elevação nos custos de insumos para a produção de bens e serviços finais². Por conseguinte, espera-se que uma parcela do aumento destes custos sejam repassados para os preços finais das firmas. Logo, é esperada uma relação positiva com a inflação ($\uparrow COMM \rightarrow \uparrow IPCA$).

Em relação ao impacto de variações da taxa de câmbio, espera-se que, em momentos de depreciação da moeda, um choque cambial aumente a taxa de inflação. Existem diversos canais de transmissão para o impacto de uma desvalorização cambial sobre a inflação, como a elevação de custos de produção relativa ao encarecimento de preços de insumos e bens finais importados (inclusive, *commodities*) e, assim, promovendo o repasse destes custos para os preços finais domésticos em um momento posterior ($\uparrow CAMBIO \rightarrow \uparrow IPCA$). Já no caso de episódios de apreciação da moeda local, é esperado que um choque cambial reduza a taxa de inflação. No entanto, como partimos da hipótese de assimetria no repasse cambial, espera-se que tal redução seja de uma magnitude menor, em comparação ao tamanho do impacto sobre a inflação de uma desvalorização cambial ($\downarrow CAMBIO \rightarrow \downarrow IPCA$). Algumas hipóteses existentes na literatura para explicar esta assimetria no repasse cambial estão associadas à existência de custos de menu (KNETTER, 1992) ou de estratégias de fixação do *mark-up* das firmas que dependam da direção da variação cambial (SANTORO, 2020).

O hiato do produto industrial é usada como uma *proxy* para a dinâmica da demanda agregada no período analisado. Desta forma, uma elevação da demanda agregada corrente pode ser interpretada como uma expectativa de aumento da demanda agregada no futuro. Diante disto, as firmas podem decidir elevar o *mark-up* desejado, que resultam em um maior nível dos preços finais³. Ademais, uma economia mais aquecida pode impulsionar a taxa de crescimento dos salários nominais, em virtude de uma possível redução da taxa de desemprego e maior poder de barganha dos trabalhadores. Consequentemente, é esperado uma relação positiva com a inflação ($\uparrow PIM-PF_H \rightarrow \uparrow IPCA$).

Por fim, deve também ser analisado o impacto de uma mudança na taxa de inflação passada sobre seu patamar corrente. De modo geral, um aumento da inflação passada pode ser considerado como uma expectativa de maiores custos futuros para as firmas e menor poder aquisitivo para os trabalhadores - isto é, expectativa de maior inflação no futuro. Por conse-

²Cabe destacar que algumas interações entre as variáveis podem gerar resultados distintos, como a questão do efeito amortecedor da taxa de câmbio relatado por Stockl, Moreira e Giuberti (2017) em episódios de aumentos nos preços de *commodities*.

³Neste sentido, isto configuraria também como uma inflação de custos (aumento dos *mark-up's*) e não de demanda. Na abordagem da inflação de custos, uma inflação de demanda somente ocorre quando o nível de demanda se encontra acima do nível de oferta potencial da economia, o que corresponde a um fenômeno relativamente raro (ao menos, em bens e serviços de preços fixos, na tipologia de Hicks (1974)).

guinte, uma maior taxa de inflação passada fomenta a fixação de maiores *mark-ups* e um maior patamar desejado de salários nominais em um momento posterior. Ademais, também podem existir mecanismos de indexação de contratos à inflação, representando uma certa inércia inflacionária na economia. Por estes motivos, espera-se uma relação positiva da inflação com os seus valores defasados ($\uparrow IPCA_{t-1} \rightarrow \uparrow IPCA_t$).

4.2 Metodologia VAR e MSVAR

Na revisão da literatura empírica sobre o repasse cambial no Brasil, há uma grande variedade de metodologias que podem ser aplicadas, sendo tanto modelos univariados quanto multivariados. No entanto, ao limitar-se aos estudos que exploram relações assimétricas ou não lineares entre a taxa de câmbio e a inflação, é possível averiguar uma predominância de modelos Vetores Autorregressivos (VAR)⁴, que será a metodologia base a ser empregada neste trabalho.

A assimetria do repasse cambial em modelos VAR é averiguada pela comparação do coeficiente de repasse cambial nos momentos de apreciação e depreciação da moeda. Desta forma, a incorporação desta assimetria nesses modelos é possível pelo uso da decomposição da série da taxa de câmbio em séries de variações positivas e negativas, como em Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) e Santoro (2020), ou pela estimação de modelos VAR com Limiar (TVAR), VAR com mudanças de Markov (MSVAR) ou VAR com Transição Suave (STVAR), que estimam coeficientes distintos do repasse cambial para 2 ou mais “regimes” estimados (por exemplo, um regime de valorização cambial e outro de desvalorização), como é feito por Fernandez et al. (2018) e Marodin e Portugal (2018). Neste trabalho, será adotada a metodologia MSVAR, em virtude da vantagem de se estimar a transição de regimes endogenamente período por período (KROLZIG, 1997).

Desta forma, a abordagem empírica se baseia na estimação de dois modelos de sistemas de equações, um simétrico e outro assimétrico⁵. A intenção é avaliar se os coeficientes de repasse cambial são consideravelmente distintos quando se incorpora a possibilidade de assimetria, similar a apuração feita por Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) e Santoro (2020). Ademais, para além dos coeficientes calculados pela metodologia proposta por Belaisch (2003), a decomposição da variância do erro é um outro instrumento analítico interessante, ao mostrar o quanto da variância da inflação pode ser explicada por choques exógenos das diferentes variáveis explicativas nos momentos de valorização e desvalorização cambial, respectivamente. Em adição, é também de relevância para a pesquisa avaliar as funções impulso resposta de choques de demanda agregada e de preços de *commodities*, sob uma perspectiva do conflito distributivo.

⁴Aron, Macdonald e Muellbauer (2014) também apontam a predominância dos modelos VAR em trabalhos que usam métodos de sistema de equações. O estudo desses autores é uma boa referência para uma revisão sobre algumas vertentes teóricas, distintas metodologias e potenciais problemas na aplicação de modelos econométricos ao estudo do repasse cambial.

⁵Todas as estimações foram feitas a partir do *software* Eviews 11. Informações mais específicas sobre a estimação no Eviews podem ser disponibilizadas sob demanda.

4.2.1 Modelo Vetor Autorregressivo - VAR

De acordo com Lütkepohl, Krätzig e Phillips (2004), processos VAR são uma classe de modelos multivariados adequada para descrever o processo de geração de dados de um pequeno ou moderado conjunto de variáveis de séries temporais. Nestes modelos, as variáveis são comumente tratadas como endógenas a priori, de forma que são explicadas em função de suas próprias defasagens e das demais variáveis (e das defasagens destas demais variáveis), o que permite a análise dinâmica destas interações e suas trajetórias frente a choques exógenos.

De modo geral, um modelo VAR de ordem p pode ser expresso por um vetor com n variáveis endógenas, Y_t , relacionadas entre si por meio de uma matriz A que define as formas em que tais variáveis se relacionam:

$$AY_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (6)$$

em que A é uma matriz $n \times n$ que define as relações contemporâneas das n variáveis do vetor Y_t $n \times 1$; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$ de coeficientes dos valores defasados das variáveis, tal que $i = 1, 2, \dots, p$, sendo p a ordem da defasagem; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; e ε_t é um vetor $n \times 1$ de choques aleatórios não correlacionados entre si contemporânea ou temporalmente.

A Equação (6) representa o VAR em sua *forma estrutural*, de forma que choques aleatórios estruturais ε_t afetam individualmente cada uma das variáveis exógenas (BUENO, 2008). A trajetória da série após um dado choque estrutural exógeno constitui um dos principais objetivos da análise por meio de modelos VAR.

Entretanto, a equação em sua forma estrutural apresenta endogeneidade entre as variáveis, o que torna os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) viesados, já que os regressores e os termos de choques são correlacionados (ENDERS, 2008). Um modo de contornar esse problema é transformar a equação estrutural para sua forma reduzida, pré multiplicando os termos pelo inverso da matriz A :

$$Y_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i Y_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \nu_t \quad (7)$$

em que $\phi_i = A^{-1}B_i$, sendo $i = 0, 1, \dots, p$, e $\nu_t = A^{-1}B\varepsilon_t$.

Desta forma, a estimação por MQO geram parâmetros consistentes e assintoticamente eficientes, embora ainda exista correlação entre os erros das equações⁶. Todavia, os termos de erros ν_t são composições dos choques estruturais ε_t (ENDERS, 2008). Como o objetivo do modelo VAR é avaliar a trajetória das séries diante de um choque estrutural exógeno, torna-se necessário recuperar os parâmetros em sua forma estrutural.

⁶A correlação entre os erros será zero somente no caso em que não se observa efeitos contemporâneos entre todas as variáveis endógenas.

A partir dos parâmetros estimados por MQO na forma reduzida, o modelo VAR em sua forma estrutural é subidentificado - isto é, o número de parâmetros estimados na forma reduzida é menor do que o número de parâmetros desconhecidos no sistema estrutural. Usualmente, este problema de identificação é contornado pela imposição de restrições aos coeficientes, atribuindo-se valores nulos a certos coeficientes, estratégia de identificação conhecida como Decomposição ou Ordenamento de Choleski⁷. Tais restrições são comumente baseadas na teoria econômica ou em testes de causalidade de Granger. Nesta dissertação, o ordenamento das variáveis foi feito tomando como base a teoria econômica e também trabalhos empíricos similares para construir a Decomposição de Choleski a ser utilizada.

Realizada a estimação dos parâmetros estruturais possibilitada pela Decomposição de Choleski, é possível analisar a trajetória das séries a partir de choques exógenos nas variáveis, seja sua dinâmica de curto prazo - por meio das funções impulso resposta - ou o comportamento da variância dos erros de previsão - através da decomposição da variância. Assim, o cálculo das funções impulso resposta e da decomposição da variância dependem da Decomposição de Choleski utilizada⁸.

De acordo com a literatura empírica baseada em modelos VAR, a magnitude do repasse cambial, geralmente, é calculada por meio das Funções Impulso Resposta (FIR). As Funções Impulso Resposta são funções que calculam a resposta (reação) de uma variável X ao impulso (choque positivo inicial) de uma outra variável (podendo ser, inclusive, a própria variável X), dentro de um número de períodos pré-determinado. Assim, em cada período, é obtido um valor específico desta resposta, que tende a convergir para um valor estável⁹. Quando estes valores são somados cumulativamente em relação aos períodos, são obtidas as denominadas Funções Impulso Resposta Acumuladas. Para este trabalho, deve ser notado que os choques iniciais compreendem uma variação positiva da magnitude de 1 desvio padrão da variável selecionada.

A forma de calcular o valor do repasse cambial utilizada neste trabalho é baseada na metodologia proposta inicialmente por Belaisch (2003) e seguida por outros autores, como Squeff (2009), Araújo e Modenesi (2010) e Pimentel (2017). O valor do repasse cambial (RC) é dado pelo quociente entre a resposta acumulada da taxa de inflação a um choque de variação da taxa de câmbio (numerador) e a resposta acumulada da taxa de câmbio a um choque de

⁷Para um modelo com n variáveis endógenas, são necessárias $n(n + 1)/2$ restrições para a identificação do sistema.

⁸O mesmo ordenamento das variáveis para a Decomposição de Choleski será usado para os modelos VAR e MSVAR.

⁹De modo geral, essa convergência somente ocorre se o modelo estimado é estável, isto é, os valores das raízes inversas de seu polinômio característico dos termos autorregressivos estão dentro do intervalo entre -1 e 1. Quanto maior o valor dessas raízes - isto é, quanto mais próximo de 1 ou -1, mais lenta deverá ser a convergência das FIR's para um valor estável (ou seja, a análise deve se estender para um número maior de períodos para verificar quando as FIR's se tornam estáveis).

variação da própria taxa de câmbio (denominador), após um determinado número t de períodos, ou seja:

$$RC = \frac{\text{Resposta acumulada (Cambio} \rightarrow \text{IPCA)}_t}{\text{Resposta acumulada (Cambio} \rightarrow \text{Cambio)}_t} \quad (8)$$

Como a intenção da pesquisa também é verificar o impacto de outras variáveis sobre a taxa de inflação, são analisadas as FIR's relativas à resposta da inflação aos impulsos das outras variáveis do modelo.

A decomposição da variância é outra ferramenta útil para a análise das interrelações entre as variáveis do sistema, indicando qual é a proporção da variância de uma variável causada por choques exógenos de outra variável selecionada. Assim, pode-se verificar o quanto da variabilidade de uma série pode ser atribuída aos choques das variáveis do modelo, em um intervalo de tempo (períodos) previamente estipulado. No caso de interesse deste trabalho, a decomposição da variância permite verificar qual é a porcentagem da variabilidade do IPCA que pode ser explicada por choques cambiais.

A seguir, é apresentada uma breve descrição do modelo MSVAR.

4.2.2 Modelo Vetor Autorregressivo com mudanças de Markov - MSVAR

De acordo com Krolzig (1997), modelos Vetor Autorregressivos com mudanças de Markov (MSVAR) podem ser entendidos como generalizações do modelo VAR, em que se possibilita que certos parâmetros variem ao longo do tempo, cujos coeficientes estimados dependem do regime em que se encontram. Desta forma, o uso de modelos MSVAR tem a vantagem de explorar possíveis relações não lineares¹⁰ de um sistema de variáveis, tornando-o útil para a análise da assimetria do repasse cambial. Alguns trabalhos que utilizam os modelos MSVAR para o estudo da inflação brasileira são Marodin e Portugal (2018) e Fonseca (2018).

Krolzig (1997) estabelece uma taxinomia deste tipo de modelo, dividindo em duas categorias: modelo com mudanças em seu intercepto (MSI) ou com mudanças em sua média (MSM). Neste trabalho, o foco foi dado ao MSI. Ainda, o autor propõe uma outra subclassificação dos modelos MSVAR, dependendo de quais parâmetros variam: os coeficientes dos valores defasados das variáveis endógenas (MSA), das variáveis exógenas (incluindo o intercepto) (MSI) e da matriz de covariância de erros (MSH). Quando não se permite que qualquer parâmetro varie, retorna-se ao modelo VAR padrão ou linear. A Tabela 4.1 traz as diferentes combinações possíveis de modelos da classe com mudanças em seu intercepto.

¹⁰Os coeficientes são lineares e constantes quando dependente de um regime e não linear quando se considera o sistema como um todo.

Tabela 4.1: Distintas especificações dos modelos MSVAR com mudanças em seu intercepto.

Parâmetros		I variante	I invariante
A invariante	H invariante	MSI-VAR	VAR linear
	H variante	MSIH-VAR	MSH-VAR
A variante	H invariante	MSIA-VAR	MSA-VAR
	H variante	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

Fonte: Krolzig (1997). Elaboração própria.

Considerando a versão em que todos os parâmetros variam, o modelo MSIAH-VAR com n variáveis endógenas e p defasagens e com M regimes distintos pode ser expresso como:

$$Y_t = C_{0j} + \sum_{i=1}^p C_{ij} Y_{t-i} + \Sigma_j^{\frac{1}{2}} \epsilon_t \quad (9)$$

em que $j = 1, \dots, M$ caracterizam os regimes dos parâmetros, de forma que o termo C_{0j} representa o intercepto do modelo no regime j , C_{ij} é a matriz dos coeficientes dos valores defasados Y_{t-i} no regime j , Σ_j é matriz variância-covariância no regime j e ϵ_t representa um vetor de erros independentemente distribuídos, com média zero e variância unitária.

Droumaguet (2012) associa a escolha do parâmetro variante ao objetivo do pesquisador na hora de implementar mudança de regimes. O caso de intercepto (**I**) variante é útil para aplicações de modelos de ciclos de negócios - como é feito pelo próprio Krolzig (1997) - em que o intercepto dependerá do estado da economia. A especificação com a matriz variância-covariância variante (**H**) é indicada para modelos econômicos em que se suspeita existir uma heterocedasticidade variante conforme o estado da economia. Por fim, as especificações em que os parâmetros autoregressivos (**A**) variam são úteis para estudos em que as funções impulso respostas são dependentes do regime. Por conseguinte, esta especificação será utilizada no modelo MSVAR estimado neste trabalho¹¹.

No entanto, para completar a descrição do processo de geração de dados, deve ser introduzido ao sistema um modelo para o processo de geração de regimes (RGP)¹², o que então permite que se possa fazer inferências sobre a evolução dos regimes a partir dos dados (DROUMAGUET, 2012). Em modelos com mudanças markovianas, a realização ou ocorrência de um regime j no momento t é determinada por um processo estocástico Markoviano s_t de tempo e

¹¹ Isto não exclui a possibilidade de incorporação de outros parâmetros variantes no modelo, além dos parâmetros autoregressivos.

¹² Como no modelo VAR linear só há um regime possível, não é necessário um modelo para o RGP.

espaço discretos¹³, que, por sua vez, é definido pelas seguintes probabilidades de transição p entre regimes:

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad (10)$$

para todos $i, j \in \{1, \dots, M\}$, que representa o conjunto de regimes possíveis (no caso deste trabalho, M será igual a 2); p_{ij} refere-se à probabilidade de se transicionar do regime i no momento t para o regime j no momento $t + 1$.

O último termo na Equação (10) pretende mostrar que todas as probabilidades de transição entre todos os regimes possíveis - inclusive a de permanecer em um certo regime - devem ter soma igual a 1. As probabilidades p_{ij} podem ser representadas em uma matriz de probabilidades de transição P :

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (11)$$

em que p_{11} refere-se à probabilidade de permanecer no regime 1, p_{12} refere-se à probabilidade de se transicionar do regime 1 para o regime 2 e, assim, sucessivamente.

Por fim, cabe ressaltar uma importante propriedade usualmente considerada para os processos de Markov em modelos MSVAR: a ergodicidade, que é possibilitada pela junção de 2 outras propriedades, a irreducibilidade e a aperiodicidade. A irreducibilidade corresponde ao fato de que, para cada estado deve haver uma probabilidade positiva de se mover para qualquer outro estado. A aperiodicidade refere-se à propriedade de um processo de Markov não ficar preso em ciclos de determinados estados. Desta forma, o processo de Markov se encontrará em cada estado em algum momento do tempo e o número de vezes que se situa em determinado estado será proporcional à sua probabilidade. Assim, à medida que o número de observações tende ao infinito, as probabilidades de transição para os estados convergem para uma distribuição única e não condicional ao tempo - denominado processo de Markov ergódico. A propriedade de ergodicidade é essencial para os modelos MSVAR, ao garantir a estabilidade do modelo e possibilitar inferências estatísticas sobre ele (KROLZIG, 1997; FONSECA, 2018).

Em virtude da natureza não linear dos modelos MSVAR, a estimação não pode ser feita por MQO ou por Máxima Verossimilhança - também usualmente usada em modelos VAR - pois geram estatísticas pouco confiáveis. Diante disso, a estimação é comumente realizada por meio do algoritmo *Expectation-Maximization* (EM), popularizado inicialmente para modelos

¹³Isto é, considerando um intervalo de tempo discreto, há somente um único regime possível em um determinado momento t . Para uma representação dos modelos MSVAR por meio de modelos estado-espaço, ver Krolzig (1997)

¹³Para uma melhor descrição do algoritmo aplicado para modelos MSVAR, ver Krolzig (1997). Vale ressaltar também o trabalho de Droumaguet (2012), que compara os resultados obtidos - em termos de proporção de sucessos na convergência e precisão - de modelos MSVAR, a depender do número de variáveis endógenas, do

MSVAR por Hamilton (1990), ao obter resultados mais robustos em relação a métodos de otimização numérica previamente utilizados.

4.3 Estimação e resultados dos modelos

Inicialmente, deve ser escolhida o número de defasagens das variáveis endógenas para os modelos VAR e MSVAR. De modo geral, dois critérios são frequentemente avaliados para a seleção do número de defasagens: a parcimônia, em virtude do crescimento considerável do número de parâmetros a serem estimados para cada defasagem acrescentada ao modelo¹⁴, e o diagnóstico dos resíduos, na busca por obter resíduos sem autocorrelação serial e normalmente distribuídos (BUENO, 2008). Inicialmente, foram analisados diferentes critérios de informação, conforme demonstra a Tabela 4.2 para o modelo VAR linear construído com a variável IPCA¹⁵.

número de observações, da especificação utilizada e outras características do modelo, como a proximidade das raízes a 1 e as probabilidades de persistência dos regimes.

¹⁴Para um modelo VAR linear com n variáveis endógenas e p defasagens, o número de parâmetros a serem estimados é igual à $n + np^2$, reduzindo de forma notória os graus de liberdade do modelo. Esta questão exige ainda mais atenção para modelos MSVAR, em virtude do número de parâmetros crescer de forma quadrática em relação ao número de regimes considerados. O uso de um número muito alto de defasagens pode tornar o poder do teste estatístico bastante deficiente, considerando que processos VAR são modelos complexos em que se estimam muitos coeficientes cruzados (BUENO, 2008).

¹⁵A Tabela A.3 com os critérios de informação para o modelo VAR linear com a variável IGP é fornecida nos Anexos A. Vale notar que as defasagens selecionadas de acordo com cada critério foram as mesmas para ambos os modelos.

Tabela 4.2: Critérios de Seleção de Defasagem - Modelo VAR (IPCA)

Defasagem	FPE	AIC	SC	HQ
0	7.77e-15	-21.138	-21.078	-21.114
1	3.07e-15	-22.065	-21.769	-21.945
2	3.28e-15	-22.001	-21.468	-21.786
3	3.26e-15	-22.007	-21.237	-21.697
4	2.80e-15	-22.159	-21.152	-21.753
5	2.77e-15	-22.172	-20.927	-21.670
6	2.86e-15	-22.140	-20.659	-21.543
7	2.89e-15	-22.131	-20.413	-21.438
8	3.00e-15	-22.097	-20.142	-21.309
9	2.97e-15	-22.110	-19.918	-21.227
10	3.22e-15	-22.034	-19.605	-21.054
11	3.24e-15	-22.032	-19.365	-20.956
12	3.28e-15	-22.025	-19.122	-20.854

Fonte: Elaboração própria.

Nota 1: os critérios são Erro de Predição Final (FPE), Critério de Akaike (AIC), Critério de Schwarz (SC) e Critério de Hannan-Quinn (HQ).

Nota 2: valores **destacados** indicam a defasagem ótima de acordo com o critério especificado.

A partir dos resultados da Tabela 4.2, verifica-se que os critérios SC e HQ indicam 1 defasagem e os critérios FPE e AIC indicam 5 defasagens. Diante disso, opta-se por utilizar somente 1 defasagem nos modelos a serem estimados, seguindo o critério de parcimônia¹⁶.

Por fim, vale ressaltar que a estacionariedade dos sistemas foram asseguradas pela existência de raízes inversas do polinômio característico dentro do círculo unitário, que são apresentadas em formas de tabelas nos anexos.

4.3.1 Resultados dos modelos VAR - IPCA e IGP

A seguir, são apresentados os resultados das estimações dos modelos VAR lineares com a taxa de inflação representada pelo IPCA e pelo IGP. A análise do coeficiente do repasse cambial e do impacto das outras variáveis endógenas sobre a inflação é baseada na avaliação da Funções Impulso Resposta (FIR) e na Decomposição da Variância, observadas em número

¹⁶Em uma análise posterior dos resíduos para os modelos VAR linear e MSVAR, não foi possível rejeitar a hipótese de ausência de correlação serial dos resíduos nos Teste de Portmanteau e Teste de Autocorrelação LM, da primeira até a quinta defasagem. A hipótese de normalidade dos resíduos avaliada pelo Teste Jarque-Bera também foi rejeitada para este intervalo de defasagens. Bueno (2008) já apontava a dificuldade de encontrar “resíduos brancos” em modelos VAR. Os dados sobre estes testes também são apresentadas nos anexos.

de 30 períodos¹⁷. Ademais, para possibilitar a comparação entre os resultados dos modelos, foi utilizada a mesma Decomposição de Choleski em todos os modelos, apresentada na Equação (12) abaixo:

$$\begin{bmatrix} COMM \\ CAMBIO \\ PIMPF_H \\ IPCA/IGP \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_1 & 1 & 0 & 0 \\ a_2 & a_3 & 1 & 0 \\ a_5 & a_6 & a_7 & 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

As análises das FIR's aos choques das variáveis endógenas nos modelos VAR com IPCA e IGP são mostradas nas Figuras 4.2 e 4.3, respectivamente. Os intervalos de confiança foram obtidos a partir de 2 desvios padrões acima e abaixo da resposta observada.

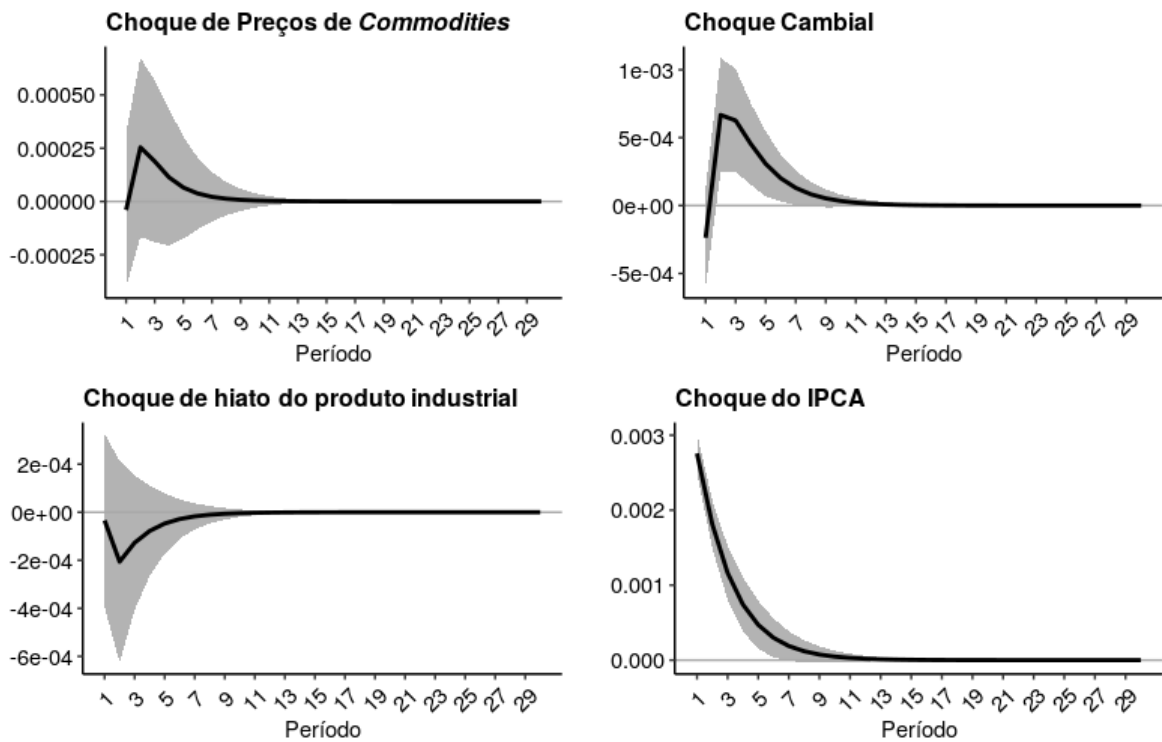


Figura 4.2: Funções Impulso Resposta do IPCA aos choques de *Commodities*, Câmbio, Hiato do Produto Industrial e IPCA

Fonte: Elaboração própria.

¹⁷Optou-se por manter um número igual de períodos para todas as FIR e Decomposições da Variância observadas, a fim de estabelecer uma base igual entre os modelos para a análise comparativa. Foi escolhido um número máximo de 30 períodos, devido à uma raiz relativamente alta no modelos MSVAR com o IGP, apresentando uma convergência mais lenta para valores das FIR's no regime de depreciação.

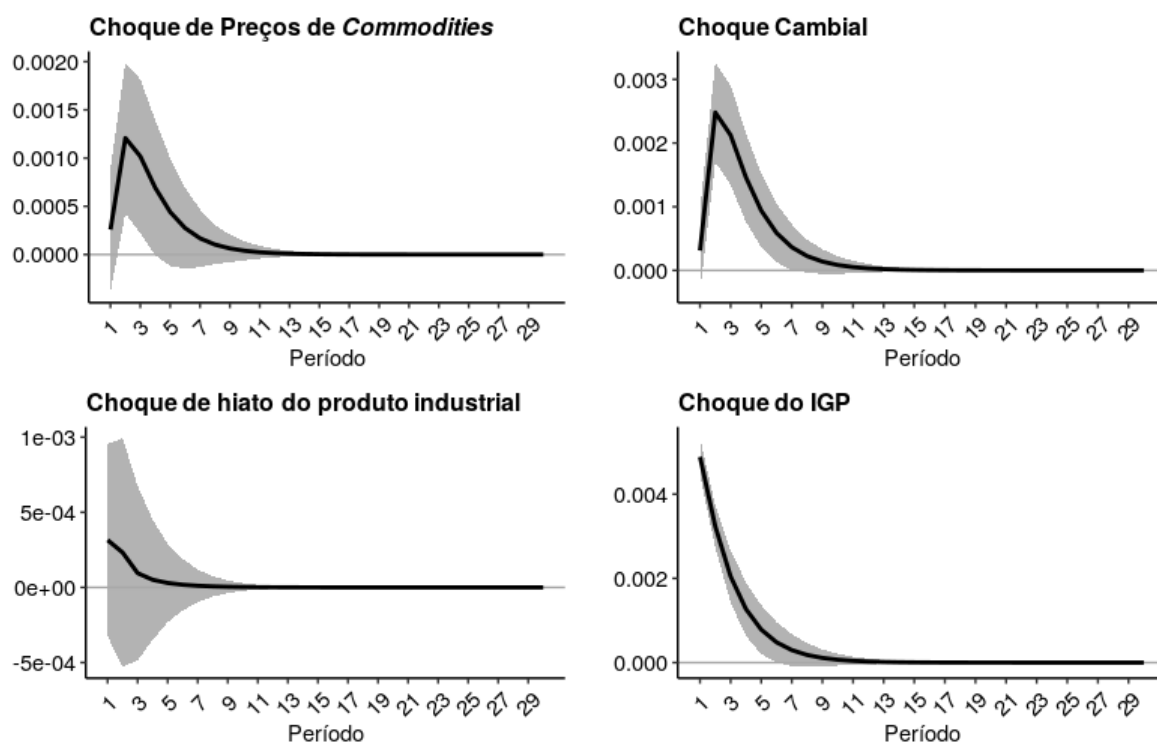


Figura 4.3: Funções Impulso Resposta do IGP aos choques de *Commodities*, Câmbio, Hiato do Produto Industrial e IGP

Fonte: Elaboração própria.

A partir da análise das Figuras 4.2 e 4.3, é possível observar comportamentos semelhantes dos dois índices aos choques das distintas variáveis do modelo, com exceção ao choque do hiato do produto industrial, que apresentou uma resposta inicial negativa e inesperada no modelo com IPCA. No entanto, tais choques de demanda agregada foram ambos estatisticamente não significativos, o que corrobora outras evidências empíricas de impactos baixos ou nulos de pressões da demanda sobre a inflação (ARAÚJO; MODENESI, 2010; BRAGA, 2013). Devem ser destacadas o impacto forte e significativo da variação cambial e da variação da inflação (IGP ou IPCA), indicando um repasse cambial de magnitude significativa para ambos modelos e uma influência substancial de valores passados da inflação para sua dinâmica futura. Choques de preços de *commodities* apresentaram valores positivos em ambos os modelos, conforme era esperado, embora somente no modelo com o IGP a resposta foi estatisticamente significativa em algum período. Isto é um indício favorável ao resultado, dado que a composição do IGP o torna mais sensível às variações dos preços de *commodities* do que o IPCA. Além disso, verifica-se que os choques exógenos geram respostas com magnitudes maiores para a variável IGP, principalmente dos choques cambiais e de *commodities*.

Utilizando a metodologia proposta por Belaisch (2003), o coeficiente de repasse cambial calculado para o modelo com IPCA foi de 4,75%, enquanto para o IGP foi de 19%, após 30 períodos. Isto configura-se como uma forte evidência da maior sensibilidade do IGP aos choques cambiais do que o IPCA. No entanto, algumas ressalvas devem ser feitas a respeito dos valores

obtidos, em especial ao do IPCA. A partir de base de dados e metodologia semelhantes, Squeff (2009) encontra um repasse cambial de 17,3% para uma amostra de 1999 a 2007 (coeficiente de repasse calculado após 24 períodos), enquanto Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) chegam a um repasse cambial de 6,4% para uma amostra de 1999 a 2013 (coeficiente de repasse calculado após 12 períodos). Como pode ser visto pelos valores acima, quanto maior é o período analisado, menor é o coeficiente de repasse cambial estimado, o que é inclusive pontuado por Squeff (2009), Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) e outros autores, ao obterem coeficientes de repasse cambial maiores quando eles reduzem a amostra de suas bases de dados.

Ademais, conforme argumentam Aron, Macdonald e Muellbauer (2014), os valores de repasse cambial obtidos podem ser diferentes a depender também da metodologia utilizada e das variáveis explicativas inseridas no modelo, de forma que pode existir considerável variabilidade dos resultados entre estudos distintos.

As Tabelas 4.3 e 4.4¹⁸ apresentam a Decomposição da Variância do IPCA e do IGP nos modelos VAR lineares, dados os choques exógenos das variáveis explicativas.

Tabela 4.3: Decomposição da Variância da Inflação - Modelo VAR com o IPCA

Período	Desvio Padrão	<i>Commodities</i>	Taxa de Câmbio	Hiato do Produto Industrial	IPCA
1	0.038	0.021	0.730	0.015	99.234
5	0.043	0.823	8.291	0.472	90.413
10	0.043	0.825	8.633	0.474	90.067
15	0.043	0.825	8.637	0.474	90.063
20	0.043	0.825	8.637	0.474	90.063
25	0.043	0.825	8.637	0.474	90.063
30	0.043	0.825	8.637	0.474	90.063

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4.4: Decomposição da Variância da Inflação - Modelo VAR com o IGP

Período	Desvio Padrão	<i>Commodities</i>	Taxa de Câmbio	Hiato do Produto Industrial	IPCA
1	0.038	0.277	0.403	0.410	98.909
5	0.043	5.589	23.797	0.285	70.329
10	0.043	5.693	24.316	0.281	69.711
15	0.043	5.694	24.319	0.281	69.706
20	0.043	5.694	24.320	0.281	69.706
25	0.043	5.694	24.320	0.281	69.706
30	0.043	5.694	24.320	0.281	69.706

Fonte: Elaboração própria.

Para a decomposição da variância do IPCA, verifica-se que um choque do próprio IPCA é responsável por cerca de 90% de sua variabilidade após 10 períodos (meses). O segundo componente de maior impacto foi a taxa de câmbio, explicando cerca de 8,6% da variabilidade dos erros de previsão do IPCA após o mesmo número de períodos. Por fim, tanto os choques

¹⁸Por motivos de espaço, optamos por limitar a análise para 18 períodos, em que se atingiram valores estáveis da decomposição da variância.

de preços de *commodities* e de demanda agregada tiveram pequena influência sobre a variância do IPCA.

Em relação ao modelo VAR com o IGP, a decomposição obtida apresentou um menor impacto de seus próprios choques exógenos sobre a sua variância, embora ainda constituiu o fator explicativo predominante (69,7%) após 10 meses. Reforçando os resultados das FIR's, observa-se que choques cambiais explicam cerca de 24,3% da variância do IGP, quase 3 vezes mais que no caso do IPCA. Ainda, os choques de preços de *commodities* mostraram um efeito sobre a variabilidade da inflação medida pelo IGP consideravelmente maior, de cerca de 5,7%. Por último e em convergência com os resultados do modelo com o IPCA, choques de demanda agregada explicam apenas 0,28% da variância do IGP, indicando uma menor sensibilidade desses índices às variações da produção industrial.

4.3.2 Resultados dos modelos MSVAR - IPCA e IGP

A especificação utilizada em ambos os modelos MSVAR foi a MSAH-VAR, em que os parâmetros variantes são os coeficientes dos termos defasados das variáveis endógenas (A) e a matriz de variância-covariância de erros (H). A escolha baseou-se tanto nos melhores resultados¹⁹ obtidos com esta especificação quanto no foco deste trabalho na análise por meio de funções impulso resposta, que suscita o uso dos coeficientes de termos defasados das variáveis endógenas como parâmetros variantes. A variável utilizada para delimitar²⁰ os regimes foi a média móvel de 3 meses da variação mensal da taxa de câmbio nominal. Como já mencionado, como a intenção é analisar o repasse cambial em momentos de depreciação e apreciação da moeda, o número de regimes a serem estimados é 2, configurando-se como um modelo MSAH(2)-VAR(1).

Desta forma, as Figuras 4.4 e 4.5 constam as probabilidades do regime de depreciação em cada momento do período analisado para os modelos MSVAR com o IPCA e IGP, respectivamente. As figuras também ilustram a trajetória do nível da taxa de câmbio nominal. Verifica-se como as probabilidades são substancialmente maiores em episódios de grandes desvalorizações cambiais, como em 2002 e 2008. Como o modelo tem apenas 2 regimes, a probabilidade do regime de apreciação em cada período é igual a 1 menos a probabilidade do regime de depreci-

¹⁹A escolha dos melhores modelos estava associada principalmente com a frequência maior de modelos estáveis ou com matriz de covariância não singular em relação às outras especificações testadas. Também foram observadas as matrizes de transição e as probabilidades do regime no tempo (avaliando a duração esperada dos regimes e seus desvios padrão), e foram analisadas as funções impulso resposta - simples e acumuladas - e a decomposição da variância.

²⁰Outras variáveis para definir as probabilidades do regime foram testadas, tais como: variação mensal da taxa de câmbio nominal, médias móveis dessa variação mensal em janelas de 3 a 12 meses; variação da taxa de câmbio nominal em relação ao período de 12 meses anteriores, taxa de câmbio nominal em nível e a tendência da variação e do nível da taxa de câmbio nominal obtidos após a aplicação do Filtro HP. Adicionalmente, foram testadas outras variáveis relativas à volatilidade cambial, como a média móvel do desvio padrão da taxa de câmbio nominal em janelas de 3 a 6 meses e a média móvel ponderada exponencialmente (EWMA) com fatores de decaimento 0,94 e 0,97. Por fim, ressalta-se que os resultados das FIR's e Decomposição da Variância variaram pouco quando utilizadas as diferentes variáveis para definir as probabilidades de regime.

ação. Como pode ser observado, as probabilidades do regime de depreciação são bem similares em ambos os modelos.

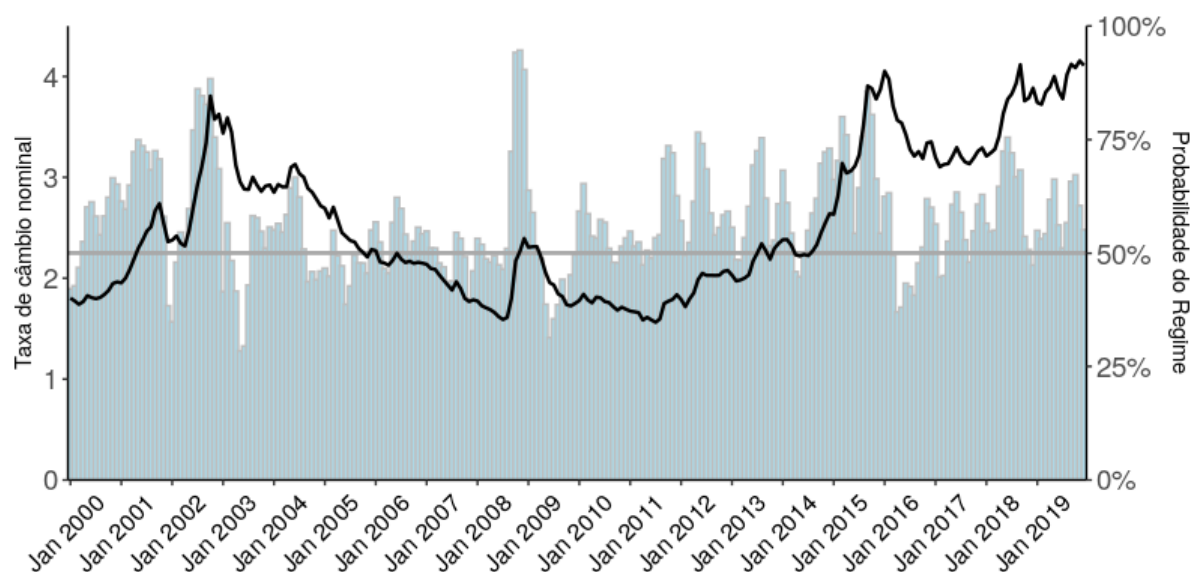


Figura 4.4: Taxa de câmbio nominal e probabilidades do regime de depreciação no modelo MSVAR com IPCA

Fonte: Elaboração própria.

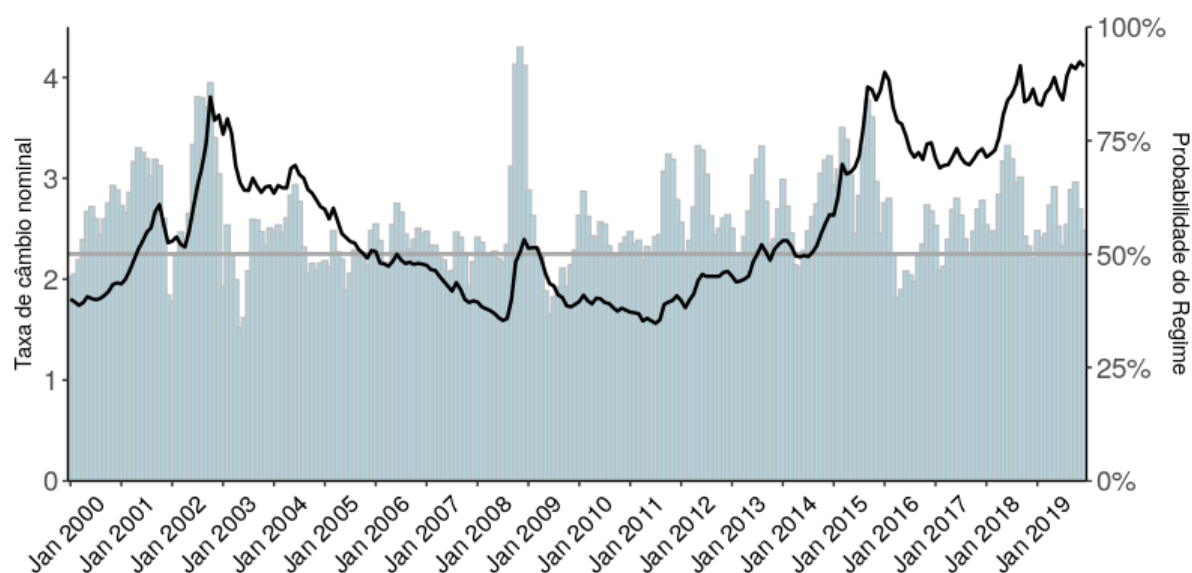


Figura 4.5: Taxa de câmbio nominal e probabilidades do regime de depreciação no modelo MSVAR com IGP

Fonte: Elaboração própria.

Dois outros elementos a serem analisados são as matrizes de probabilidades de transição dos regimes e as durações esperadas dos regimes, apresentadas na Tabela 4.5.

Tabela 4.5: Informações adicionais sobre os regimes nos modelos MSVAR

(a) MSVAR com IPCA			(b) MSVAR com IGP		
Matriz de transição			Matriz de transição		
Regimes	D	A	Regimes	D	A
D	0.511925	0.488075	D	0.513195	0.486805
A	0.515136	0.484864	A	0.510482	0.489518
Durações esperadas			Durações esperadas		
	D	A		D	A
Média	2.151878	2.05083	Média	2.196293	2.002875
Desvio Padrão	0.605894	0.495113	Desvio Padrão	0.764258	0.293806

Fonte: Elaboração própria.

Nota: “A” refere-se ao regime de Apreciação, “D” refere-se ao regime de Depreciação.

Conforme pode ser averiguado, as probabilidades dos regimes são relativamente similares, indicando uma tendência de permanecer no regime de depreciação. Outra questão são as durações esperadas dos regimes relativamente curtas e também similares entre os dois modelos, com desvios padrão consideráveis. Este conjunto de informações sobre os regimes e suas probabilidades de transição é um reflexo da expressiva volatilidade da taxa de câmbio nominal observada no Brasil, que resultaram em durações curtas dos regimes (aproximadamente 2 meses para ambos os regimes) e probabilidades de ocorrência relativamente similares.

As funções impulso resposta²¹ para cada regime, começando pelo modelo MSVAR com IPCA, são representadas na Figura 4.6.

²¹Em virtude de uma limitação do *software* Eviews, não foi possível calcular os intervalos de confiança para as FIR's dos modelos MSVAR.

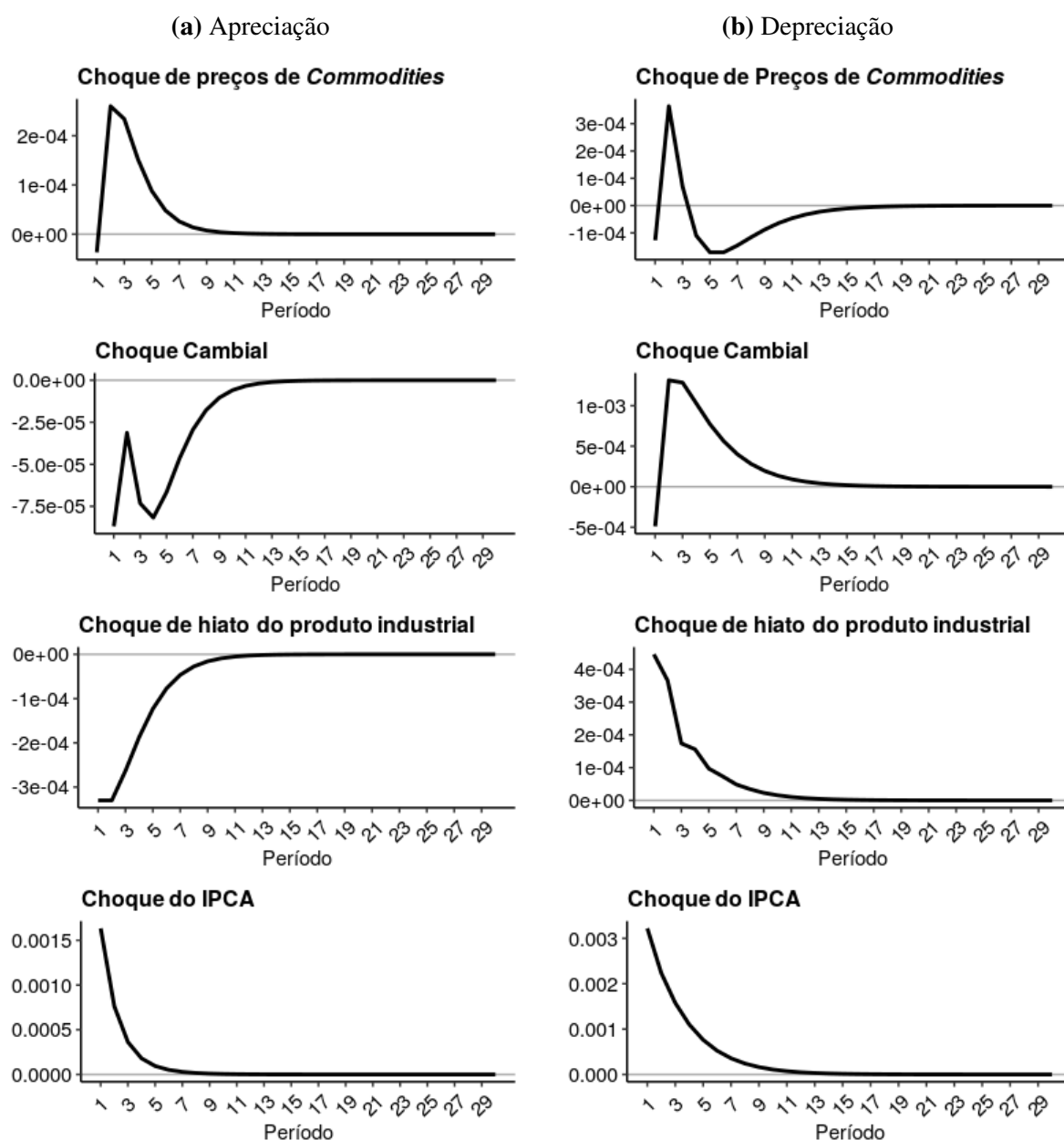


Figura 4.6: Funções Impulso Resposta do IPCA aos choques de *Commodities*, Câmbio, Hiato do Produto Industrial e IPCA - Modelo MSVAR

Fonte: Elaboração própria.

Como pode ser visualizado na Figura 4.6, somente a resposta do IPCA aos seus próprios choques apresentaram o mesmo comportamento em ambos os regimes, embora a magnitude e velocidade de ajuste para valores estáveis serem maiores no regime de depreciação. No regime de apreciação, a resposta aos choques de hiato do produto industrial apresentou uma trajetória de sinal negativo inesperado. Como vimos no Capítulo 3, isto é possivelmente associado ao fato de que, em diversos momentos de valorização cambial, ocorreu conjuntamente uma redução da inflação com crescimento econômico, especialmente entre 2003 e 2007. Em relação aos choques de preços de *commodities*, a resposta no regime de depreciação também apresentou um

comportamento inesperado e peculiar. Isto pode ser resultado da relação inversa entre os preços de *commodities* e variação da taxa de câmbio e da limitação da PIM-PF como variável de controle para as pressões de demanda agregada, ambos elementos já mencionados anteriormente.

Quanto aos choques cambiais, as respostas apresentaram as relações esperadas, indicando a presença de assimetria no repasse cambial. No entanto, deve ser observado que a convergência para valores estáveis se deu aproximadamente no mesmo número de períodos - entre 13 a 15 meses - mostrando que não há assimetria em relação à velocidade de ajuste do IPCA frente aos choques cambiais. Seguindo a metodologia proposta por Belaisch (2003), os coeficientes de repasse cambial obtidos foram de -1,09% para o regime de apreciação da moeda²² e 10,6% para o de depreciação, uma discrepância notável nos coeficientes de repasse cambial²³.

Em seguida, as FIR's do modelo MSVAR com o IGP foram analisadas, ilustradas na Figura 4.7. Nota-se que a convergência é mais lenta em todas as respostas no regime de depreciação do real em relação ao de apreciação²⁴. De modo semelhante aos resultados no regime de apreciação, a resposta do IGP aos seus próprios choques apresentaram comportamento similares, com a única diferença referente à lenta convergência. As respostas a choques de demanda agregada foram positivas em momentos de valorização cambial e negativas nos momentos de desvalorização. Quanto aos choques de preços de *commodities*, a resposta do IGP no regime de depreciação foi positiva, representando um impacto significativo destes tipos de bens sobre o índice, em virtude da forte influência do IPA sobre o IGP.

Similarmente ao modelo linear, o impacto dos choques cambiais foram mais acentuados no modelo MSVAR com o IGP, de tal forma que o coeficiente de repasse cambial foi de 4,61% e 35,4% nos regimes de apreciação e depreciação da moeda, respectivamente. Novamente, isto é um indício de assimetria no repasse de variações cambiais ao IGP, em que choques de desvalorização cambial implicaram em uma magnitude da resposta consideravelmente maior do IGP do que choques de valorização cambial - em uma diferença de pontos percentuais ainda mais acentuada do que no repasse cambial assimétrico ao IPCA.

²²Deve ser ressaltado aqui que os coeficientes de repasse cambial no regime de apreciação nem sempre foram negativos, onde foram encontrados valores predominantemente concentrados no intervalo entre -1,5% e 2%. Isto é algo importante a ser destacado, pois outros trabalhos que investigam a não linearidade do repasse cambial também encontraram repasses positivos - porém pequenos - para momentos de valorização cambial, como Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) e Correa e Minella (2010).

²³Para avaliar se os coeficientes são estatisticamente distintos, um próximo passo seria realizar Testes de Wald sobre tais coeficientes, como fazem Pimentel, Luporini e Modenesi (2016).

²⁴Como já mencionado, isto deve-se à uma raiz inversa do polinômio característico dos termos autorregressivos ser relativamente alta (no caso, 0,84). Vale destacar que a grande maioria dos modelos MSVAR estimados com o IGP apresentaram raízes inversas igual ou acima de 0,84.

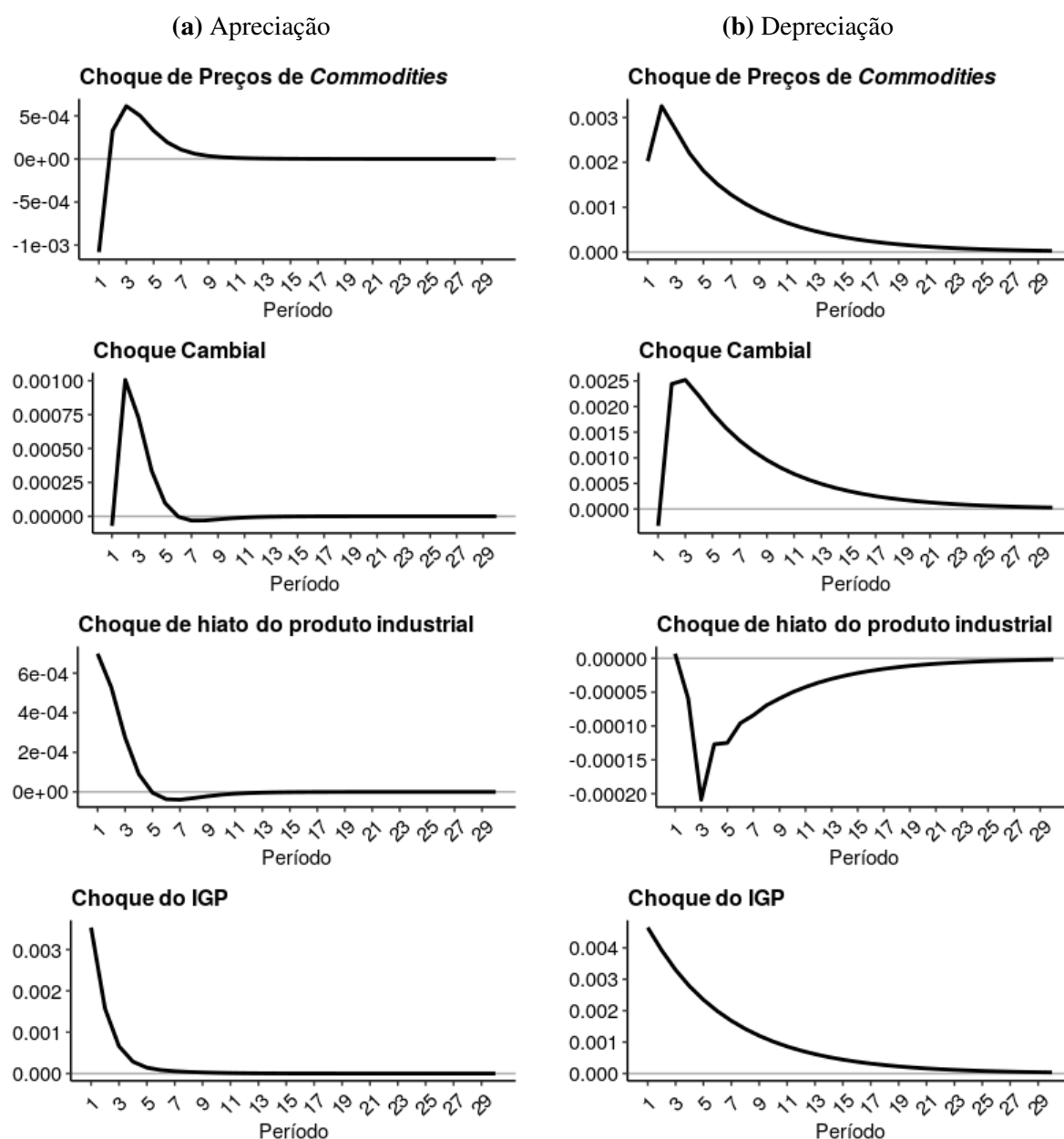


Figura 4.7: Funções Impulso Resposta do IGP aos choques de *Commodities*, Câmbio, Hiato do Produto Industrial e IGP - Modelo MSVAR

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, é feita a análise da decomposição da variância dos modelos MSVAR, iniciando pela versão com o IPCA, representada na Tabela 4.6 abaixo.

Tabela 4.6: Decomposição da Variância do modelo MSVAR com o IPCA**(a) Depreciação**

Período	Desvio Padrão	<i>Commodities</i>	Taxa de Câmbio	Hiato do Produto Industrial	IPCA
1	0.037	0.149	2.207	1.840	95.803
5	0.041	0.765	20.679	1.557	76.999
10	0.041	1.015	22.050	1.524	75.411
15	0.041	1.029	22.083	1.523	75.365
20	0.041	1.030	22.083	1.523	75.364
25	0.041	1.030	22.083	1.523	75.364
30	0.041	1.030	22.083	1.523	75.364

(b) Apreciação

Período	Desvio Padrão	<i>Commodities</i>	Taxa de Câmbio	Hiato do Produto Industrial	IPCA
1	0.038	0.048	0.271	3.894	95.787
5	0.044	3.918	0.635	8.533	86.915
10	0.044	3.981	0.719	8.721	86.579
15	0.044	3.981	0.719	8.722	86.578
20	0.044	3.981	0.719	8.722	86.578
25	0.044	3.981	0.719	8.722	86.578
30	0.044	3.981	0.719	8.722	86.578

Fonte: Elaboração própria.

Em consonância com o modelo linear, choques exógenos do próprio IPCA são responsáveis por uma porção predominante da variabilidade dos erros de previsão do IPCA - 86,5% em apreciações da moeda e 75,4% em depreciações após 15 períodos. A maior diferença nas decomposições é observada nos efeitos dos choques cambiais, que explicam apenas 0,72% da variância do IPCA em períodos de valorização cambial e 22,08% da variância do IPCA em episódios de desvalorização cambial. Assim como é encontrado por Pimentel (2017), esta expressiva diferença é um outro indício e forma de se aferir a assimetria do repasse cambial no Brasil.

Ademais, cabe notar os efeitos relativamente pequenos porém consideráveis de choques de preços de *commodities* e da demanda agregada sobre a variância do IPCA no regime de apreciação da moeda, que se tornam menos relevantes no regime de depreciação.

A seguir, constam as decomposições da variância para o modelo MSVAR com o IGP, apresentadas na Tabela 4.7.

Tabela 4.7: Decomposição da Variância do modelo MSVAR com o IGP**(a) Depreciação**

Período	Desvio Padrão	<i>Commodities</i>	Taxa de Câmbio	Hiato do Produto Industrial	IGP
1	0.0380	15.920	0.419	0.000	83.660
5	0.040	26.999	18.531	0.070	54.400
10	0.041	26.844	20.358	0.077	52.721
15	0.041	26.818	20.630	0.078	52.474
20	0.041	26.813	20.679	0.079	52.430
25	0.041	26.812	20.688	0.079	52.421
30	0.041	26.812	20.690	0.079	52.420

(b) Apreciação

Período	Desvio Padrão	<i>Commodities</i>	Taxa de Câmbio	Hiato do Produto Industrial	IGP
1	0.035	8.257	0.035	3.440	88.268
5	0.042	10.044	8.327	4.241	77.389
10	0.042	10.274	8.310	4.248	77.168
15	0.042	10.275	8.310	4.249	77.167
20	0.042	10.275	8.310	4.249	77.167
25	0.042	10.275	8.310	4.249	77.167
30	0.042	10.275	8.310	4.249	77.167

Fonte: Elaboração própria.

Como pode ser observado acima, a participação dos choques exógenos do IGP sobre a sua variância é majoritária, correspondendo à 77,1% no regime de apreciação da moeda e 52,4% no regime de depreciação após 15 períodos, embora em menores proporções do que o modelo MSVAR com o IPCA. Isto é derivado pela maior sensibilidade do IGP às condições externas (taxa de câmbio e preços de *commodities*), que são responsáveis por 18,5% da variação do IGP no regime de apreciação e 47,5% no regime de depreciação. Novamente, é possível notar a assimetria no impacto da taxa de câmbio sobre a variância do IGP, em que a participação dos choques cambiais no regime de depreciação é mais do que o dobro da observada no regime de apreciação. Por fim, deve ser destacado como os choques de preços de *commodities* explicam uma parcela significativamente maior da variação do IGP do que da variação do IPCA, tanto no regime de apreciação da moeda (2,5 vezes maior) e ainda mais expressiva no de depreciação (cerca de 26 vezes maior).

4.4 Considerações finais

A análise comparada do repasse cambial para o IPCA e o IGP por meio dos modelos VAR e MSVAR trouxe relevantes evidências sobre a dinâmica inflacionária brasileira e o impacto dos choques cambiais, além de algumas reflexões sobre os próprios índices de inflação. Para o período analisado de 2000 a 2019, verificou-se que há uma considerável assimetria do repasse

cambial no Brasil para ambos IPCA e IGP, denotada por um impacto de maior magnitude sobre a taxa de inflação de choques de depreciações da moeda do que choques de apreciações. A assimetria foi observada por meio da análise das Funções Impulso Resposta e Decomposições da Variância obtidas a partir da construção de modelos MSVAR, que possibilitou a separação entre regimes de apreciação e depreciação da moeda. Este resultado reforça evidências empíricas anteriores encontradas por outros autores, como Correa e Minella (2010), Pimentel, Luporini e Modenesi (2016), Fernandez et al. (2018) e Marodin e Portugal (2018).

Ademais, como era esperado, o IGP mostrou-se mais sensível do que o IPCA às variações das condições externas - referenciadas aqui pelas alterações nas taxa de câmbio nominal e no índice de preços de *commodities* - percebido na análise das FIR's e das decomposições da variância em ambos os modelos VAR e MSVAR. Ainda vale destacar um componente retroalimentador significativo para os índices de preço - em especial, do IPCA - encontrado em ambos os modelos VAR e MSVAR, potencialmente caracterizando uma substancial inércia ou forte impacto de expectativas sobre a taxa de inflação doméstica. Por fim, notou-se um efeito pequeno ou moderado de choques de alterações na demanda agregada sobre os índices, corroborando uma importância maior de mudanças no setor externo para a evolução dos preços domésticos apontada por outros autores (FARHI, 2007; SERRANO, 2010; ARAÚJO; MODENESI, 2010; BALTAR, C., 2015).

Conclusão

Esta dissertação procurou analisar a dinâmica da inflação no Brasil após a implementação do regime de câmbio flutuante e da adoção do Regime de Metas de Inflação, baseada na teoria do conflito distributivo. Com base na revisão da literatura teórica e empírica e na avaliação da trajetória recente da inflação no Brasil, foram estimados modelos econométricos para o estudo da assimetria do repasse cambial no Brasil.

Em um primeiro capítulo, foi feita uma revisão da literatura sobre duas teorias da inflação: a visão do Novo Consenso em Macroeconomia (NCM) e a abordagem do conflito distributivo. De acordo com o NCM, o núcleo da inflação é derivado de alterações sobre a demanda agregada que desviam o produto efetivo de seu nível potencial, de modo que os choques de oferta afetam os preços somente no curto prazo e tendem a se anular no longo prazo. Já na teoria do conflito distributivo, a tendência da inflação é gerada essencialmente por variáveis de custos (oferta), proveniente de interesses conflitantes entre trabalhadores e firmas sobre a distribuição da renda agregada (salários ou lucros). Por conseguinte, a demanda agregada ainda pode ter um papel significativo sobre a dinâmica da inflação, especialmente em seu impacto no nível de emprego e no poder de barganha dos trabalhadores, embora não seja o principal determinante das variações de preços.

No segundo capítulo, foram abordados os modelos teóricos ortodoxos e pós Keynesianos sobre a dinâmica do repasse cambial. Em uma visão geral, os modelos de *mark-up* pós Keynesianos apresentaram uma maior compatibilidade às evidências empíricas de repasse cambial incompleto do que os ortodoxos (ARESTIS; MILBERG, 1993; SILVA; VERNENGO, 2008; PIMENTEL, 2013). Posteriormente, em uma revisão da literatura empírica sobre a inflação no Brasil ou um conjunto de países emergentes, verificou-se a importância dos choques externos - em especial, das variações da taxa de câmbio - para explicar a dinâmica inflacionária destes países.

No terceiro capítulo, procurou-se detectar fatos estilizados da inflação brasileira durante o Regime de Metas de Inflação, a partir da observação de dados diversos sobre a economia brasileira. Corroborando os achados empíricos do segundo capítulo, verificou-se uma relação significativa entre a taxa de câmbio e o nível de preços domésticos, relacionada principalmente com a dinâmica dos preços de bens *tradables* e monitorados (estes últimos, somente entre 1999 e 2006). Além disso, em certos momentos, foi possível perceber que as pressões de demanda

influenciaram a taxa de inflação principalmente pelo aquecimento do mercado de trabalho e o impacto subsequente sobre a taxa de crescimento dos salários nominais.

Finalmente, no quarto capítulo, foram estimados modelos VAR e MSVAR para avaliar a hipótese de assimetria do repasse cambial no Brasil. A metodologia MSVAR possibilita a estimação de coeficientes condicionados a regimes distintos - no caso, apreciação e depreciação da moeda. Assim, foi possível calcular a magnitude do repasse cambial e o impacto dos choques cambiais sobre a variabilidade da inflação conforme cada regime, contribuindo para a literatura empírica que estuda a assimetria do repasse cambial. Ademais, diferentemente de Fonseca, Araújo e Araújo (2019) que também procura avaliar a não linearidade do repasse cambial no Brasil por meio de um modelo MSVAR com regimes relativos à tendência da taxa de câmbio, outra contribuição deste trabalho corresponde à estimação de regimes de apreciação e depreciação da moeda que refletem os movimentos mais curtos da taxa de câmbio, expressando a forte volatilidade cambial no Brasil. Os resultados apontaram a existência de assimetria no repasse cambial em ambos os modelos MSVAR construídos com as variáveis IPCA e IGP, de modo que a assimetria foi mais acentuada neste último índice de preços. De modo similar, a análise da decomposição da variância também mostrou um efeito assimétrico dos choques cambiais sobre a variabilidade da inflação medida por ambos os índices - em que tal efeito, da mesma forma, foi mais pronunciado no modelo construído com a variável IGP.

Estes resultados possuem implicações importantes para a condução da política monetária brasileira no Regime de Metas de Inflação. Dada a operacionalidade do Regime de Metas da Inflação e considerando um repasse cambial assimétrico, as reações necessárias do Banco Central diante dos efeitos inflacionários de uma depreciação da moeda também devem ser analisadas. Por um lado, dado que uma desvalorização cambial gera um impacto mais acentuado sobre os preços domésticos, há a necessidade de elevar a taxa de juros para um patamar maior do que no caso de repasse cambial simétrico, para que a inflação convirja à sua meta. Por outro lado, como as valorizações cambiais exercem um efeito relativamente mais fraco sobre a inflação do que no caso simétrico, a necessidade de um nível mais elevado da taxa de juros é reforçada para que se alcance a estabilidade dos preços domésticos. Em suma, diante de uma depreciação da moeda doméstica, a reação do Banco Central deve ser mais forte quando se considera a assimetria do repasse cambial. Esta questão é ainda mais importante ao considerar o curto horizonte de tempo (um ano calendário) para a inflação convergir à sua meta (FARHI, 2007; CORREIA, 2018) e a reduzida eficácia da taxa de juros em gerar uma substancial valorização da taxa de câmbio em momentos de fuga de capitais (CONTI; PRATES; PLIHON, 2014; CIEPLINSKI; SUMMA; BRAGA, 2014).

Uma outra consequência relevante é o efeito da expressiva volatilidade cambial observada no Brasil sobre os preços de alimentos e bebidas. Na presença de um repasse cambial assimétrico, movimentos da taxa de câmbio em direções opostas geram impactos sobre a inflação que não tendem a se anular com o tempo, pois os efeitos de depreciações da moeda se sobrepõem aos de apreciações da moeda. Por conseguinte, a existência de volatilidade cambial tende a re-

sultar em uma elevação sistemática dos preços domésticos, mesmo se esta volatilidade da taxa de câmbio decorre de um número igual de episódios de apreciação e depreciação da moeda e com a mesma variação percentual.

Desta forma, como os preços de alimentos e bebidas apresentam grande sensibilidade às variações cambiais, uma elevação da volatilidade cambial tenderia a provocar uma tendência ascendente na inflação destes produtos. Isto é uma outra consequência importante da assimetria do repasse cambial a ser analisada, especialmente em seus efeitos sobre o poder aquisitivo e a segurança alimentar das famílias de menores rendimentos. Adicionalmente, isto implica na necessidade de uma maior atenção do Banco Central no controle da volatilidade da taxa de câmbio, como é destacado por Pimentel, Luporini e Modenesi (2016).

Alguns próximos passos para a continuidade da investigação proposta neste trabalho podem ser considerados. Uma possível extensão seria uma análise desagregada da assimetria do repasse cambial para os diversos setores produtivos da economia brasileira, em especial os setores avaliados por Pimentel (2017) que apresentaram uma maior assimetria no repasse do IPA ao IPCA. Uma outra categoria desagregada importante do IPCA a ser estudada é a referente ao grupo de Alimentação e Bebidas. Uma terceira opção interessante seria estender o modelo MS-VAR para a análise da inflação e de seus componentes desagregados para períodos de expansão e retração da economia, como estimam Correa e Minella (2010) em um modelo TVAR.

Referências Bibliográficas

- ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980 - 2002 period. *Revista de economía*, Banco Central del Uruguay, v. 12, n. 1, p. 17–74, 2005.
- ALEEM, A.; LAHIANI, A. A threshold vector autoregression model of exchange rate pass-through in Mexico. *Research in International Business and Finance*, Elsevier, v. 30, p. 24–33, 2014.
- ALMENDRA, P. N. V. *Pass-through da taxa de câmbio para a inflação no Brasil: Um estudo econométrico utilizando o filtro de Kalman*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2015.
- ALVES, P.; FIGUEIREDO, F. R.; JUNIOR, A.; PEREZ, L. Preços administrados: projeção e repasse cambial. *Texto para discussão*, Banco Central do Brasil, 2013.
- ANDREWS, P. W. S. *Manufacturing business*. Londres: Macmillan, 1963.
- ARAÚJO, E. C. de; MODENESI, A. de M. A importância do setor externo na evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR. *XXVIII Encontro Nacional de Economia*, Salvador, 2010.
- ARESTIS, P.; FERRARI-FILHO, F.; PAULA, L. F. de. Inflation targeting in Brazil. *International Review of Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 25, n. 2, p. 127–148, 2011.
- ARESTIS, P.; MILBERG, W. Degree of monopoly, pricing, and flexible exchange rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 16, n. 2, p. 167–188, 1993.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. A critical reconsideration of the foundations of monetary policy in the New Consensus Macroeconomics framework. *Cambridge Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 32, n. 5, p. 761–779, 2008.
- ARESTIS, P.; SKOTT, P. Conflict, wage determination, and hysteresis in UK wage determination. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 15, n. 3, p. 365–386, 1993.
- ARON, J.; MACDONALD, R.; MUELLBAUER, J. Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. *Journal of Development Studies*, Taylor & Francis, v. 50, n. 1, p. 101–143, 2014.
- ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 65, n. 3, p. 237–252, 2011.

- BALTAR, C. T. Inflation and economic growth in an open developing country: the case of Brazil. *Cambridge Journal of Economics*, Oxford University Press UK, v. 39, n. 5, p. 1263–1280, 2015.
- BALTAR, P. E. de A. Crescimento da economia e mercado de trabalho no Brasil. *Texto para Discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2015.
- BALTAR, P. E. de A.; SANTOS, A. L. D.; KREIN, J. D.; LEONE, E.; PRONI, M. W.; MORETTO, A.; MAIA, A. G.; SALAS, C. Moving towards decent work. labour in the lula government: reflections on recent brazilian experience. *Global Labour University Working Paper*, 2010.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Carta Aberta ao Ministro do Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Carta Aberta ao Ministro do Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Carta Aberta ao Ministro do Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2004.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Carta Aberta ao Ministro do Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2016.
- BAQUEIRO, A.; LEON, A. D. D.; TORRES, A. et al. Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through. *BIS papers*, n. 19, p. 338–354, 2003.
- BASTIAN, E. F.; SETTERFIELD, M. A simple analytical model of the adverse real effects of inflation. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 38, n. 4, p. 637–665, 2015.
- BASTIAN, E. F.; SETTERFIELD, M. Nominal exchange rate shocks and inflation in an open economy: towards a structuralist inflation targeting agenda. *Cambridge Journal of Economics*, 2020.
- BASTOS, C. P. M.; JORGE, C. T.; BRAGA, J. de M. Análise desagregada da inflação por setores industriais da economia brasileira entre 1996 e 2011. *Revista de Economia Contemporânea*, SciELO Brasil, v. 19, n. 2, p. 261–279, 2015.
- BATISTA JUNIOR, P. N. O Plano Real à luz da experiência mexicana e argentina. *Estudos Avançados*, SciELO Brasil, v. 10, n. 28, p. 127–197, 1996.
- BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. *International Monetary Fund Working Paper*, n. 3-141, 2003.
- BERSANI, H.; HERNANDES, K. S. Os reflexos da Lei 13.467/17 para o movimento sindical brasileiro: fragilização e redução do poder barganha dos trabalhadores. In: *Direito Constitucional Aplicado*. [S.l.]: Editora Arraes, 2020. p. 203–217.
- BLECKER, R. A. Open economy models of distribution and growth. *A modern guide to Keynesian macroeconomics and economic policies*, Edward Elgar Cheltenham, p. 215–239, 2011.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. da C. Implementing inflation targeting in Brazil. *Working Paper*, Banco Central do Brasil, n. 1, 2000.

- BOTELHO, A. C. Teoria e política da inflação: a crítica pós-keynesiana ao Novo Consenso Macroeconômico. [sn], 2016.
- BRAGA, J. de M. A inflação brasileira na década de 2000 e a importância das políticas não monetárias de controle. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 22, n. 3, p. 697–727, 2013.
- BRAGA, J. de M.; SUMMA, R. Estimação de um modelo desagregado de inflação de custo para o Brasil. *Ensaio FEE*, v. 37, n. 2, p. 399–430, 2016.
- BUENO, R. de Losso da S. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- BUSSIÈRE, M. Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Wiley Online Library, v. 75, n. 5, p. 731–758, 2013.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 117, n. 2, p. 379–408, 2002.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 87, n. 4, p. 679–690, 2005.
- CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. d’Almeida; WU, T. Y. H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. 2002.
- CARVALHO, S. S. de. Construção de séries longas de alta frequência de indicadores do mercado de trabalho com a PME e a PNADC. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2016.
- CASELLI, F. G.; ROITMAN, A. Nonlinear exchange-rate pass-through in emerging markets. *International Finance*, Wiley Online Library, v. 22, n. 3, p. 279–306, 2019.
- CAVALCANTE, L. R.; NEGRI, F. de. Evolução recente dos indicadores de produtividade no Brasil. *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*, ABDI, IPEA 1, Brasília, v. 1, p. 143–171, 2014.
- CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *Journal of international Money and Finance*, Elsevier, v. 25, n. 4, p. 614–639, 2006.
- CIEPLINSKI, A.; SUMMA, R.; BRAGA, J. Avaliação empírica do teorema da paridade coberta para a economia brasileira. *Texto para discussão*, Instituto de Economia - UFRJ, 2014.
- CONTI, B. M. de. *Políticas cambial e monetária: os dilemas enfrentados por países emissores de moedas periféricas*. Tese (Doutorado) — Universidade Estadual de Campinas, 2011.
- CONTI, B. M. de; PRATES, D. M.; PLIHON, D. A hierarquia monetária e suas implicações para as taxas de câmbio e de juros e a política econômica dos países periféricos. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 23, n. 2, p. 341–372, 2014.
- CORREA, A. da S.; MINELLA, A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 64, n. 3, p. 231–243, 2010.

- CORREIA, E. S. *Fundamentos, características e resultados do Regime de Metas de Inflação no Brasil e no mundo*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Estadual Paulista (UNESP), 2018.
- COUTTS, K.; NORMAN, N. Post-keynesian approaches to industrial pricing. *The Oxford Handbook of Post-Keynesian Economics*, Theory and Origins, Oxford University Press Oxford, v. 1, p. 443–466, 2013.
- DELATTE, A.-L.; LÓPEZ-VILLAVICENCIO, A. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 34, n. 3, p. 833–844, 2012.
- DEQUECH, D. Neoclassical, mainstream, orthodox, and heterodox economics. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 30, n. 2, p. 279–302, 2007.
- DIEBOLD, F.; MARIANO, R. Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 13, 1995.
- DINCER, N. N.; EICHENGREEN, B. Central bank transparency and independence: updates and new measures. WP, 2013.
- DIXIT, A. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 104, n. 2, p. 205–228, 1989.
- DORNBUSCH, R. Exchange rates and prices. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 93–106, 1987.
- DROUMAGUET, M. *Markov-Switching vector autoregressive models: Monte Carlo experiment, impulse response analysis, and Granger-Causal analysis*. Tese (Doutorado) — European University Institute, 2012.
- DUTT, A. K. Conflict inflation, distribution, cyclical accumulation and crises. *European Journal of Political Economy*, Elsevier, v. 8, n. 4, p. 579–597, 1992.
- EICHNER, A. S. The megacorp and oligopoly: micro foundations of macro dynamics. 1976.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Hoboken: John Wiley & Sons, 2008.
- FARHI, M. Análise comparativa do regime de metas de inflação: pass-through, formatos e gestão nas economias emergentes. *Texto para Discussão*, Instituto de Economia - Unicamp, n. 127, 2007.
- FARHI, M.; CINTRA, M. A. M. Convivendo com o câmbio flutuante. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 20, n. 3, 2000.
- FEIJÓ, C. A.; CERQUEIRA, L. F. Econometric evidence on the determinants of the mark up of industrial Brazilian firms in the 1990s. *Revista Economia*, v. 14, n. 1, 2013.
- FEIJÓ, C. A. d. V. C.; ASSIS, T. M. de; FONSECA, L. F. C. Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 23, n. 1, 2019.
- FENELON, J. P. F. *Salários, demanda e produtividade do trabalho: uma análise do crescimento econômico brasileiro entre 2004 a 2013*. Dissertação (Mestrado) — Universidade de Estadual de Campinas, 2020.

- FERNANDEZ, R. N.; ELY, R. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, R. P.; FLACH, R. Assimetria no repasse da taxa de câmbio para a inflação: evidências para o Brasil. *Ensaio FEE*, v. 38, n. 4, p. 659–682, 2018.
- FERREIRA, A. B.; JAYME JUNIOR, F. G. Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de economia da ANPEC*, 2005.
- FIGUEIREDO, F. M. R.; GOUVEA, S. Repasse cambial para a inflação: o papel da rigidez de preços. *Dez Anos de Metas para a Inflação No Brasil*, 2011.
- FONSECA, M. R. R. D.; ARAÚJO, E. C. de; ARAÚJO, E. Não linearidade entre câmbio e preços no Brasil e implicações para uma estratégia de desenvolvimento econômico. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 39, n. 2, p. 263–284, 2019.
- FONSECA, M. R. R. da. *Política monetária em um contexto de metas de inflação, câmbio flexível e mobilidade de capitais: uma investigação teórica, histórica e empírica*. Tese (Doutorado) — Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2018.
- FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Inflation targeting in emerging market economies. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 18, p. 365–400, 2003.
- FRANKEL, J.; PARSLEY, D.; WEI, S.-J. Slow pass-through around the world: a new import for developing countries? *Open Economies Review*, Springer, v. 23, n. 2, p. 213–251, 2012.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Índice Geral de Preços - Mercado: Metodologia*. São Paulo: IBRE/FGV, 2016.
- GIOVANNETTI, L. F.; CARVALHO, L. Distribuição de renda, mudança estrutural e inflação de serviços no Brasil. *Anais do Encontro da ANPEC*, v. 43, p. 1–20, 2015.
- GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 1996.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. da C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Banco Central de Brasil - Working Paper*, n. 5, 2000.
- GOODFRIEND, M.; KING, R. G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 12, p. 231–283, 1997.
- HAMILTON, J. D. Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 45, n. 1-2, p. 39–70, 1990.
- HICKS, J. R. *Crisis in Keynesian economics*. Basic Books, 1974.
- IBARRA, A. Mercado de trabalho brasileiro: identificação dos problemas e propostas de enfrentamento na perspectiva da agenda social-desenvolvimentista. *Políticas sociais, desenvolvimento e cidadania*. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2013.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor*. Brasília: IBGE/SNIPC, 2013.
- KALECKI, M. Political aspects of full employment. *New York and London*, 1943.

- KALECKI, M. Costs and prices. *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy, 1933–1970*, p. 43–61, 1971.
- KALECKI, M. *Selected essays on the dynamics of the capitalist economy 1933-1970*. Cambridge: Cambridge University Press, 1971.
- KALTENBRUNNER, A. *Currency internationalisation and exchange rate dynamics in emerging markets: a post Keynesian analysis of Brazil*. Tese (Doutorado) — SOAS, University of London, 2011.
- KANNEBLEY JÚNIOR, S.; REIS, G. H. A. dos; TONETO JUNIOR, R. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para preços de importações e ao atacado-1999 a 2012. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 25, n. 1, p. 25–50, 2016.
- KNETTER, M. M. *International comparisons of pricing-to-market behavior*. [S.l.], 1992.
- KROLZIG, H.-M. *Markov-switching vector autoregressions (modelling, statistical interference, and application to business cycle analysis)*. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- KRUGMAN, P. Pricing to market when the exchange rate changes. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 1986.
- KUBOTA, L. C. Risco regulatório em telecomunicações: Análise da polêmica sobre o reajuste das tarifas pelo IGP-DI. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2005.
- LAVOIE, M. *Post-Keynesian economics: new foundations*. Aldershot: Edward Elgar Publishing, 2014.
- LEE, F. S. *Post Keynesian price theory*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- LIMA, G. T.; SETTERFIELD, M. Inflation targeting and macroeconomic stability in a Post Keynesian economy. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 30, n. 3, p. 435–461, 2008.
- LIMA, G. T.; SETTERFIELD, M. Pricing behaviour and the cost-push channel of monetary policy. *Review of Political Economy*, Taylor & Francis, v. 22, n. 1, p. 19–40, 2010.
- LÓPEZ-VILLAVICENCIO, A.; MIGNON, V. Exchange rate pass-through in emerging countries: Do the inflation environment, monetary policy regime and central bank behavior matter? *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 79, p. 20–38, 2017.
- LOPREATO, F. L. C. *Caminhos da política fiscal do Brasil*. São Paulo: Editora Unesp, 2013.
- LUPORINI, V.; SOUZA, F. E. P. d. A política cambial brasileira de facto: 1999-2015. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 46, n. 4, p. 909–936, 2016.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M.; PHILLIPS, P. C. *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- MALUF, R. S.; SPERANZA, J. Volatilidade dos preços internacionais e inflação de alimentos no Brasil: fatores determinantes e repercussões na segurança alimentar e nutricional. Câmara Interministerial de Segurança Alimentar e Nutricional (CAISAN), 2013.

- MARODIN, F. A.; PORTUGAL, M. S. Exchange rate pass-through in Brazil: a markov switching estimation for the inflation targeting period (2000-2015). *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 473, 2018.
- MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. dos S. Estrutura da inflação brasileira: determinantes e desagregação do IPCA. *Texto para Discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.
- MCCALLUM, B. T. *Monetary policy analysis in models without money*. [S.l.], 2001.
- MCCARTHY, J. *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies*. [S.l.], 1999.
- MEDEIROS, C. A. d. A influência do salário mínimo sobre a taxa de salários no Brasil na última década. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 24, n. 2, p. 263–292, 2015.
- MELLO, G.; ROSSI, P. Do industrialismo à austeridade: a política macro dos governos Dilma. *Texto para discussão*, Instituto de Economia - Unicamp, n. 309, p. 1–36, 2017.
- MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. von. Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of agricultural economics*, Wiley Online Library, v. 55, n. 3, p. 581–611, 2004.
- MEYER, L. H. Does money matter. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, v. 83, n. September/October 2001, 2001.
- MISHKIN, F. S. Inflation targeting in emerging-market countries. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 105–109, 2000.
- MODENESI, A. de M. *Regimes monetários: teoria e a experiência do real*. Barueri: Editora Manole Ltda, 2005.
- MODENESI, A. de M.; MODENESI, R. L. Quinze anos de rigidez monetária no Brasil pós-Plano Real: uma agenda de pesquisa. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 32, n. 3, p. 389–411, 2012.
- NOGUEIRA JUNIOR, R. P. Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: is there a relationship? *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 64, n. 1, p. 49–56, 2010.
- NOGUEIRA JUNIOR, R. P.; LEÓN-LEDESMA, M. Exchange rate pass-through into inflation: The role of asymmetries and non-linearities. *Texto para discussão*, Departamento de Economia PUC-Rio, 2008.
- OBSTFELD, M. Exchange rates and adjustment: perspectives from the new open economy macroeconomics. *Working paper*, National Bureau of Economic Research, 2002.
- PIMENTEL, D. *Assimetria no repasse cambial para a Inflação: uma Análise Empírica para o Brasil de 1999 a 2011*. 2013.
- PIMENTEL, D. M. *Dinâmica inflacionária no Brasil pós-Real: transmissão assimétrica de preços em uma abordagem desagregada*. Tese (Doutorado) — Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2017.

- PIMENTEL, D. M.; LUPORINI, V.; MODENESI, A. de M. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 46, n. 2, p. 343–372, 2016.
- PINKUSFELD, C. B.; BASTIAN, E. F.; BRAGA, J. de M.; BIELSCHOWSKY, R. Some stylized facts on external shocks and inflation upsurge in Brazil, 1951-1985. *Texto para discussão*, Instituto de Economia - UFRJ, 2018.
- POLLARD, P. S.; COUGHLIN, C. C. Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level. *University of Nottingham Research Paper*, n. 2004/13, 2004.
- PRATES, D. M. As assimetrias do sistema monetário e financeiro internacional. *Revista de economia contemporânea*, SciELO Brasil, v. 9, n. 2, p. 263–288, 2005.
- PRATES, D. M. A gestão do regime de câmbio flutuante nos países emergentes. *Texto para discussão*, Instituto de Economia - Unicamp, 2007.
- RAMOS, R. A. *Financialization and its implications on the determination of exchange rates of emerging market economies*. Tese (Doutorado), 2016.
- RIBEIRO, R. S. M.; MCCOMBIE, J. S.; LIMA, G. T. Some unpleasant currency-devaluation arithmetic in a post keynesian macromodel. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 40, n. 2, p. 145–167, 2017.
- ROWTHORN, R. E. Conflict, inflation and money. *Cambridge Journal of Economics*, JSTOR, v. 1, n. 3, p. 215–239, 1977.
- RUGITSKY, F. The rise and fall of the Brazilian economy (2004-2015): the economic antimiracle. *FEA/USP Working Paper Series*, v. 2017, n. 29, p. 1–44, 2017.
- SABOIA, J. Elasticidades dos rendimentos do trabalho em relação ao salário mínimo: a experiência de um período recente de crescimento do salário mínimo. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 19, n. 2, p. 359–380, 2010.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. Inflação, desemprego e choques cambiais: Novas evidências para o Brasil. *Texto para Discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.
- SANTORO, J. P. C. *A Inflação Brasileira entre 2000 e 2014: um Enfoque Heterodoxo*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2015.
- SANTORO, J. P. C. *Conflito, inflação e distribuição: três ensaios heterodoxos*. Tese (Doutorado) — Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, 2020.
- SANTOS, C. H. M.; SILVA, A. C. M.; AMITRANO, C. R.; CARVALHO, S. S. de; JR, E. F. B.; ESTEVES, F. H. de A.; YANNICK, K. Z. J.; LIMA, L. d. S. A natureza da inflação de serviços no Brasil: 1999-2014. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 27, n. 1, p. 199–231, 2018.
- SCHUMPETER, J. Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico. *São Paulo: Nova Cultural*, 1912.
- SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 10, n. 1, p. 137–155, 2006.

- SCREPANTI, E.; ZAMAGNI, S. *An outline of the history of economic thought*. [S.l.]: Oxford University Press, 2005.
- SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 30, n. 1, p. 63–72, 2010.
- SERRANO, F. Mind the gaps: the conflict augmented Phillips curve and the Sraffian supermultiplier. *Texto para discussão*, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2019.
- SERRANO, F.; SUMMA, R. Conflito distributivo e o fim da breve era de ouro da economia brasileira. *Novos estudos CEBRAP*, SciELO Brasil, v. 37, n. 2, p. 175–189, 2018.
- SETTERFIELD, M. Balancing the macroeconomic books on the backs of workers: a simple analytical political economy model of contemporary us capitalism. *International Journal of Political Economy*, Taylor & Francis, v. 35, n. 3, p. 46–63, 2006.
- SHIN, Y.; YU, B.; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: *Festschrift in honor of Peter Schmidt*. Londres: [s.n.], 2014. p. 281–314.
- SICSÚ, J. Políticas não-monetárias de controle da inflação: uma proposta pós-keynesiana. *Análise Econômica*, v. 21, n. 39, 2003.
- SILVA, C. E. S. da; VERNENGO, M. The decline of the exchange rate pass-through in Brazil: Explaining the fear of floating. *International Journal of Political Economy*, Taylor & Francis, v. 37, n. 4, p. 64–79, 2008.
- SILVA, E. F. Reajuste e revisão de preços administrados em transporte: regras e realidade. *Política de preços públicos no Brasil*, Câmara dos Deputados - Coordenação de Publicações Brasília, v. 2, p. 157–202, 2007.
- SOUZA, R. G. D.; ALVES, A. F. Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas. In: *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia*. São Paulo: [s.n.], 2011.
- SQUEFF, G. C. *Repasse cambial reverso: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007)*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Estadual do Rio de Janeiro, 2009.
- SQUEFF, G. C. Desindustrialização: luzes e sombras no debate brasileiro. *Texto para discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2012.
- STEINDL, J. *Maturidade e estagnação no capitalismo americano*. São Paulo: Abril Cultural São Paulo, 1983.
- STOCKL, M.; MOREIRA, R. R.; GIUBERTI, A. C. O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Index e Índice de Commodities Brasil. *Nova Economia*, v. 27, n. 1, p. 173–207, 2017.
- SUMMA, R. Um modelo alternativo ao novo consenso para economia aberta. *Unpublished Ph. D. thesis*, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, March, 2010.
- SUMMA, R. Mercado de trabalho e a evolução dos salários no Brasil. *Texto para Discussão*, Instituto de Economia - UFRJ, v. 13, 2014.

SUMMA, R.; BRAGA, J. The (conflict augmented) Phillips curve is alive and well. *Texto para discussão*, Universidade Federal do Rio de Janeiro, n. 3, 2019.

SUMMA, R.; SERRANO, F. Distribution and conflict inflation in Brazil under inflation targeting, 1999–2014. *Review of Radical Political Economics*, v. 50, n. 2, p. 349–369, 2018.

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

TOMBINI, A. A.; , S. A. L. et al. The recent brazilian disinflation process and costs. *Central Bank of Brazil Working Paper Series*, v. 109, 2006.

VASCONCELOS, C. R.; LOURENÇO, L. S.; REIS, R. C. Pass-through da taxa de câmbio aos níveis de preços no Brasil: uma abordagem não linear. *Anais do Encontro da ANPEC*, 2017.

WEBBER, A. G. Newton's gravity law and import prices in the Asia Pacific. *Japan and the World Economy*, Elsevier, v. 12, n. 1, p. 71–87, 2000.

Apêndice A

Tabela A.1: Testes de Raiz Unitária - Variáveis em nível

Teste	COMM	CAMBIO	PIM-PF _H	IPCA	IGP
ADF_{τ}	-2.0233 (0.2768)	-0.6104 (0.8646)	-10.063 (0.0000)	1.8231 (0.9998)	0.7466 (0.9929)
ADF_{μ}	-1.7838 (0.7098)	-1.1950 (0.9087)	- -	-1.1672 (0.9141)	-2.2381 (0.4659)
ADF	-0.3139 (0.5717)	0.8917 (0.9001)	- -	6.3099 (1.0000)	4.5874 (1.0000)
$KPSS_{\tau}$	0.9898 (0.4630)	0.6979 (0.4630)	0.2345 (0.4630)	1.9668 (0.4630)	1.9823 (0.4630)
$KPSS_{\mu}$	0.3860 (0.1460)	0.3530 (0.1460)	- -	0.4359 (0.1460)	0.3290 (0.1460)
PP_{τ}	-1.9552 (0.3067)	-0.7183 (0.8389)	-69.968 (0.000)	2.2513 (1.0000)	0.8733 (0.9951)
PP_{μ}	-1.6654 (0.7637)	-1.2515 (0.8968)	- -	-1.0520 (0.9336)	-1.6536 (0.7687)
PP	-0.1742 (0.6225)	0.8996 (0.9013)	- -	11.6022 (1.0000)	6.9082 (1.0000)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: As hipóteses nulas dos testes de ADF e PP são de raiz unitária, enquanto a hipótese nula do teste KPSS é que a série é estacionária. Os valores em parênteses para os testes ADF e PP indicam os p-valores obtidos. Para o teste KPSS, os valores em parênteses mostram o valor crítico ao nível de 5% de significância, de modo que se o valor da estatística do teste é maior que o valor em parênteses, a hipótese nula não é rejeitada (isto é, a série é estacionária). Quando há de rejeição da hipótese nula (ADF e PP) ou de não rejeição (KPSS) em uma determinada etapa (observados todos os critérios), verifica-se a estacionariedade da série, de forma que não é necessário avançar para as próximas etapas do teste especificado (representado pelos casos com o traço). A escolha do número de defasagens foi feita automaticamente pelo Eviews seguindo o Critério de Informação de Schwarz.

Tabela A.2: Testes de Raiz Unitária - Variáveis em variação percentual

Teste	COMM	CAMBIO	PIM-PF _H	IPCA	IGP
ADF_{τ}	-10.3921 (0.0000)	-10.5458 (0.0000)	- -	-7.0195 (0.0000)	-6.5902 (0.0000)
ADF_{μ}	- -	- -	- -	- -	- -
ADF	- -	- -	- -	- -	- -
$KPSS_{\tau}$	0.285731 (0.4630)	0.1320 (0.4630)	- -	0.3743 (0.4630)	0.4842 (0.4630)
$KPSS_{\mu}$	- -	- -	- -	- -	0.0924 (0.1460)
PP_{τ}	-10.52737 (0.0000)	-10.5104 (0.0000)	- -	-7.0934 (0.0000)	-6.5607 (0.0000)
PP_{μ}	- -	- -	- -	- -	- -
PP	- -	- -	- -	- -	- -

Fonte: Elaboração própria.

Notas: As hipóteses nulas dos testes de ADF e PP são de raiz unitária, enquanto a hipótese nula do teste KPSS é que a série é estacionária. Os valores em parenteses para os testes ADF e PP indicam os p-valores obtidos. Para o teste KPSS, os valores em parenteses mostram o valor crítico ao nível de 5% de significância, de modo que se o valor da estatística do teste é maior que o valor em parenteses, a hipótese nula não é rejeitada (isto é, a série é estacionária). Quando há de rejeição da hipótese nula (ADF e PP) ou de não rejeição (KPSS) em uma determinada etapa (observados todos os critérios), verifica-se a estacionariedade da série, de forma que não é necessário avançar para as próximas etapas do teste especificado (representado pelos casos com o traço). A escolha do número de defasagens foi feita automaticamente pelo Eviews seguindo o Critério de Informação de Schwarz.

Tabela A.3: Critérios de Seleção de Defasagem - Modelo VAR (IGP)

Defasagem	FPE	AIC	SC	HQ
0	3.26e-14	-19.702	-19.643	-19.678
1	1.07e-14	-20.814	-20.518	-20.695
2	1.07e-14	-20.815	-20.282	-20.600
3	1.08e-14	-20.810	-20.040	-20.500
4	9.88e-15	-20.898	-19.890	-20.491
5	9.43e-15	-20.945	-19.701	-20.443
6	9.87e-15	-20.901	-19.420	-20.304
7	1.01e-14	-20.884	-19.165	-20.191
8	1.07e-14	-20.821	-18.866	-20.032
9	1.04e-14	-20.859	-18.667	-19.975
10	1.10e-14	-20.806	-18.377	-19.827
11	1.14e-14	-20.775	-18.109	-19.700
12	1.20e-14	-20.724	-17.821	-19.553

Fonte: Elaboração própria.

Nota 1: os critérios são Erro de Predição Final (FPE), Critério de Akaike (AIC), Critério de Schwarz (SC) e Critério de Hannan-Quinn (HQ).

Nota 2: valores **destacados** indicam a defasagem ótima de acordo com o critério especificado.

Tabela A.4: Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo VAR com IPCA

Defasagens	Estatística-Q	p valor	Estatística-Q Ajustada	p valor	Graus de liberdade
1	2.779	—	2.791	—	—
2	24.960	0.071	25.158	0.067	16
3	49.134	0.027	49.638	0.024	32
4	92.121	0.000	93.354	0.000	48
5	109.842	0.000	111.452	0.000	64
6	125.454	0.001	127.464	0.001	80
7	152.800	0.000	155.632	0.000	96
8	163.549	0.001	166.751	0.001	112
9	178.146	0.002	181.917	0.001	128
10	191.861	0.005	196.228	0.003	144
11	202.162	0.013	207.024	0.007	160
12	216.730	0.020	222.359	0.010	176

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de ausência de correlação serial até a defasagem indicada.

Tabela A.5: Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo VAR com IPCA

Componente	Jarque-Bera	Graus de Liberdade	p valor
1	30.443	2	0.000
2	12.889	2	0.002
3	710.905	2	0.000
4	318.222	2	0.000
Conjunto	1072.459	8	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de resíduos com distribuição multivariada normal.

Tabela A.6: Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo VAR com IGP

Defasagens	Estatística-Q	p valor	Estatística-Q Ajustada	p valor	Graus de liberdade
1	5.841	—	5.865	—	—
2	39.245	0.001	39.550	0.001	16
3	53.840	0.009	54.330	0.008	32
4	100.158	0.000	101.433	0.000	48
5	113.090	0.000	114.640	0.000	64
6	129.523	0.000	131.494	0.000	80
7	147.917	0.001	150.441	0.000	96
8	163.040	0.001	166.086	0.001	112
9	185.509	0.001	189.430	0.000	128
10	197.546	0.002	201.990	0.001	144
11	213.653	0.003	218.871	0.001	160
12	222.878	0.010	228.582	0.005	176

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de ausência de correlação serial até a defasagem indicada.

Tabela A.7: Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo VAR com IGP

Componente	Jarque-Bera	Graus de Liberdade	p valor
1	30.894	2	0.000
2	11.908	2	0.003
3	745.236	2	0.000
4	17.506	2	0.000
Conjunto	805.545	8	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de resíduos com distribuição multivariada normal.

Tabela A.8: Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo MSVAR com IPCA

Defasagens	Estatística-Q	p valor	Estatística-Q Ajustada	p valor	Graus de liberdade
1	11.218	—	11.265	—	—
2	33.702	0.006	33.937	0.006	16
3	56.489	0.005	57.013	0.004	32
4	96.802	0.000	98.009	0.000	48
5	114.153	0.000	115.730	0.000	64
6	132.560	0.000	134.608	0.000	80
7	159.590	0.000	162.451	0.000	96
8	170.425	0.000	173.659	0.000	112
9	186.288	0.001	190.140	0.000	128
10	200.425	0.001	204.892	0.001	144
11	210.716	0.004	215.677	0.002	160
12	224.923	0.008	230.633	0.004	176

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de ausência de correlação serial até a defasagem indicada.

Tabela A.9: Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo MSVAR com IPCA

Componente	Jarque-Bera	Graus de Liberdade	p valor
1	34.235	2	0.000
2	12.010	2	0.003
3	544.234	2	0.000
4	273.673	2	0.000
Conjunto	864.153	8	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de resíduos com distribuição multivariada normal.

Tabela A.10: Teste de Autocorrelação de Portmanteau para o modelo MSVAR com IGP

Defasagens	Estatística-Q	p valor	Estatística-Q Ajustada	p valor	Graus de liberdade
1	6.727	—	6.755	—	—
2	40.582	0.001	40.894	0.001	16
3	53.176	0.011	53.648	0.010	32
4	98.070	0.000	99.303	0.000	48
5	109.616	0.000	111.095	0.000	64
6	125.734	0.001	127.625	0.001	80
7	143.413	0.001	145.836	0.001	96
8	157.811	0.003	160.731	0.002	112
9	180.271	0.002	184.065	0.001	128
10	192.018	0.005	196.323	0.003	144
11	207.937	0.006	213.007	0.003	160
12	216.557	0.020	222.080	0.011	176

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de ausência de correlação serial até a defasagem indicada.

Tabela A.11: Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera para o modelo MSVAR com IGP

Componente	Jarque-Bera	Graus de Liberdade	p valor
1	56.236	2	0.000
2	12.656	2	0.002
3	575.427	2	0.000
4	11.179	2	0.004
Conjunto	655.497	8	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: a hipótese nula é de resíduos com distribuição multivariada normal.

Tabela A.12: Valores das raízes inversas no modelos VAR

(a) VAR com IPCA		(b) VAR com IGP	
Raíz	Módulo	Raíz	Módulo
0.628817	0.628817	0.61211	0.61211
0.466172	0.466172	0.455583	0.455583
0.213186	0.213186	0.255511	0.255511
-0.053566	0.053566	-0.05878	0.05878

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.13: Valores das raízes inversas no modelo MSVAR com IPCA

(a) Regime de Depreciação		(b) Regime de Apreciação	
Raíz	Módulo	Raíz	Módulo
0.645452	0.645452	0.564054	0.564054
0.596414	0.596414	0.329345 - 0.115999i	0.349175
-0.420402	0.420402	0.329345 + 0.115999i	0.349175
0.129082	0.129082	0.3404	0.3404

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.14: Valores das raízes inversas no modelo MSVAR com IGP

(a) Regime de Depreciação		(b) Regime de Apreciação	
Raíz	Módulo	Raíz	Módulo
0.846193	0.846193	0.633298	0.633298
-0.420173	0.420173	0.386874 - 0.185036i	0.428847
0.244866 - 0.054565i	0.250872	0.386874 + 0.185036i	0.428847
0.244866 + 0.054565i	0.250872	0.328747	0.328747

Fonte: Elaboração própria.