

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL**  
**FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

**VITOR WEISS JUNG**

**O PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL:  
ANÁLISE E ESTIMAÇÃO VIA UM MODELO DSGE**

**Porto Alegre**

**2022**

**VITOR WEISS JUNG**

**O PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL:  
ANÁLISE E ESTIMAÇÃO VIA UM MODELO DSGE**

Projeto de conclusão submetido curso de graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

**Porto Alegre**

**2022**

**VITOR WEISS JUNG**

**O PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL:  
ANÁLISE E ESTIMAÇÃO VIA UM MODELO DSGE**

Projeto de conclusão submetido curso de graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia

Aprovado em: Porto Alegre, 4 de Outubro de 2022.

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador  
UFRGS

---

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro  
UFRGS

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Junior  
UFRGS

### CIP - Catalogação na Publicação

Weiss Jung, Vitor

O Pass-Through da Taxa de Câmbio para a Inflação no Brasil: Análise e Estimação via um Modelo DSGE / Vitor Weiss Jung. -- 2022.

69 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade  
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,  
Porto Alegre, BR-RS, 2022.

1. Política Monetária. 2. Taxa de Câmbio. 3.  
Modelos DSGE. 4. Inflação. I. Savino Portugal,  
Marcelo, orient. II. Título.

# AGRADECIMENTOS

Acima de todos, gostaria de agradecer aos meus pais e à minha irmã, que sempre me apoiaram nas minhas decisões (e nas minhas loucuras). Sem vocês nada disso teria acontecido. Também, aos meus demais familiares por sempre estarem presentes comigo.

À Bella, por sempre estar ao meu lado, inclusive em um dos anos mais difícil da minha vida, e sempre me incentivar a ser o meu melhor. Aos meus amigos da economia, pelas conversas, filas do RU, partidas de truco e noites viradas estudando. Aos meus amigos do GDO, com os quais vivi alguns dos melhores momentos da universidade. Com todos vocês, ir para a UFRGS era divertido. Aos meus amigos do colégio por estarem sempre ao meu lado.

A todos que fizeram parte da minha experiência em Harvard. Aprender com Larry Summers, David Laibson, Ludwig Straub, Andrei Shleifer, e ter a chance de trabalhar no Opportunity Insights, com Raj Chetty, mudou completamente a minha vida. Gostaria de agradecer especialmente ao Matthew Rabin, que desde o início acreditou em mim, me apoiou e me ensinou muito.

Ao professor Sérgio Monteiro, pelas excelentes aulas, pelo grupo de economia da educação e por ter sido um grande amigo dentro da faculdade. Ao professor Jorge Araújo, por ter me incentivado a entender o porquê das coisas. Ao professor Thomas Kang, pelo grupo de economia da educação e pelo ano de pesquisa. Por fim, aos professores e colegas que fizeram parte do grupo de macro. Foi muito bom aprender com vocês.

Um agradecimento especial ao meu orientador, Marcelo Portugal. Desde o terceiro semestre da faculdade, o Marcelo me mostrou o que era economia, como fazer pesquisa e como pensar como um economista. Muito obrigado por todas as horas conversando, todos os conselhos e ensinamentos. Você é uma inspiração para mim.

*The main contribution of the neoclassical framework, far more important than its contribution to the clarity of purely qualitative discussions, stem from its ability to quantify the effects of various influences.*

*Robert Lucas, 1988*

*No data, no paper.  
Larry Summers, 2021*

# RESUMO

O pass-through do câmbio para a inflação, definido como a variação da inflação doméstica em resposta a uma variação de 1% na taxa de câmbio, é central para a política monetária de países emergentes, que sofrem com alta volatilidade cambial. O presente trabalho tem como objetivo principal estimar o coeficiente de pass-through para a economia brasileira entre 2000 e 2022, visando analisar como este se comportou no período de pandemia de Covid-19. Existe uma vasta literatura que aborda a possibilidade de não-linearidade do coeficiente de pass-through. Este variaria de acordo com diversos fatores que envolvem o cenário macroeconômico, como inflação e credibilidade do regime de metas. Para estimar o coeficiente de pass-through cambial, foi utilizado um modelo DSGE Novo-Keynesiano, com mudança markoviana de regimes, o que permite a não-linearidade do pass-through. Encontrou-se que a economia brasileira possui dois regimes bem delimitados de pass-through. O primeiro regime, que vigora de 2005 até 2019, possui um pass-through estatisticamente nulo (para uma variação cambial de 1%, há uma variação de 0,0087% na inflação no longo prazo). O segundo regime possui um pass-through consideravelmente maior, chegando a um aumento de 0,1064% na inflação no longo prazo dada uma depreciação cambial de 1%. Esse regime esteve presente entre 2000 e 2004 e, de novo, a partir do segundo semestre de 2020.

**Palavras-chaves:** Pass-Through, Taxa de Câmbio, DSGE, Mudança Markoviana

# ABSTRACT

The exchange-rate pass-through, defined as the variation in domestic inflation in response to a 1% variation in the exchange rate, is central to monetary policy in emerging markets, where there is a high exchange rate volatility. The main goal of this work is to estimate the exchange-rate pass-through coefficient for the Brazilian economy between 2000 and 2022 to analyze how it behaved during the Covid-19 pandemic. There is vast literature concerning the possibility of nonlinearity in the pass-through coefficient. Many studies show that it varies with macroeconomic variables, such as inflation and the credibility of the inflation targetting regime. To calculate the exchange-rate pass-through coefficient, I will estimate a New-Keynesian DSGE model with Markov switching regime, which allows for a non-linear pass-through. I found that the Brazilian economy has two well-defined exchange rate pass-through regimes. The first regime occurs from 2005 to 2019. It has a statistically insignificant pass-through (for a 1% change in the exchange rate, there is a variation of 0,0087% in the inflation in the long run). The second regime has a larger and statistically significant pass-through, getting to a rise of 0,1064% in inflation in the long run for an exchange rate depreciation of 1%. This regime was present from 2000 to 2004 and, again, starting in the second semester of 2020.

**Key-words:** Pass-Through, Exchange Rate, DSGE, Markovian Switching

# LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Séries Utilizadas (2000 I - 2022 I) . . . . .	38
Figura 2 – Valores Estimados e Observados . . . . .	50
Figura 3 – Função de Impulso Resposta . . . . .	53
Figura 4 – Probabilidade do Regime 0 . . . . .	55
Figura 5 – Probabilidade Suavizadas do Regime 0 . . . . .	55
Figura 6 – Probabilidade do Regime 0 e Taxa de Inflação Trimestral Dessazonalizada	57
Figura 7 – Probabilidade do Regime 0 e Variação Cambial Trimestral . . . . .	58
Figura 8 – Probabilidade do Regime 0 e Variação Cambial Esperada 12 Meses à frente . . . . .	59
Figura 9 – Probabilidade do Regime 0 e Câmbio Real . . . . .	60
Figura 10 – Probabilidade dos Regimes de Pass-Through . . . . .	60

# LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Testes de Estacionariedade - Amostra até 2019 IV . . . . .	38
Tabela 2 – Testes de Estacionariedade - Amostra Completa . . . . .	39
Tabela 3 – Restrições sobre os Parâmetros . . . . .	45
Tabela 4 – Parâmetros Estimados . . . . .	47
Tabela 5 – Testes Sobre os Resíduos . . . . .	51
Tabela 6 – Períodos de Elevado Pass-Through (Regime 1) . . . . .	56

# LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB	Banco Central do Brasil
DCP	<i>Dominant Currency Paradigm</i>
DSGE	<i>Dynamic Stochastic General Equilibrium</i>
EUA	Estados Unidos da América
HP	Hodrick-Prescott
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
LCP	<i>Local Currency Pricing</i>
MS	<i>Markov Switching</i>
PCP	<i>Producer Currency Pricing</i>
PIB	Produto Interno Bruto
PPP	<i>Purchasing Power Parity</i>
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais

# SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO . . . . .	12
2	ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DO PASS-THROUGH	15
2.1	TAXONOMIA DO PASS-THROUGH . . . . .	15
2.2	PASS-THROUGH INCOMPLETO . . . . .	16
2.3	VARIAÇÕES NO COEFICIENTE DE PASS-THROUGH . . . . .	20
2.4	PASS-THROUGH E CREDIBILIDADE EM REGIMES DE METAS DE INFLAÇÃO . . . . .	24
3	MODELAGEM . . . . .	28
3.1	INTRODUÇÃO AO DSGE . . . . .	28
3.2	O MODELO . . . . .	31
4	ESTIMAÇÃO . . . . .	36
4.1	DADOS . . . . .	36
4.2	CADEIAS DE MARKOV . . . . .	39
4.3	ALGORITMO . . . . .	41
5	RESULTADOS . . . . .	46
5.1	ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS E TESTES . . . . .	46
5.2	FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA . . . . .	52
5.3	REGIMES DE PASS-THROUGH . . . . .	54
5.3.1	TAXA DE INFLAÇÃO . . . . .	56
5.3.2	CREDIBILIDADE . . . . .	57
5.3.3	VOLATILIDADE CAMBIAL . . . . .	58
5.3.4	CÂMBIO ESPERADO . . . . .	58
5.3.5	CÂMBIO REAL . . . . .	59
5.4	TRÊS REGIMES . . . . .	60
6	CONCLUSÃO . . . . .	62
	REFERÊNCIAS . . . . .	64

# 1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é uma variável central na determinação da política econômica de qualquer economia. Em países emergentes, ela ganha uma importância ainda maior, em decorrência de sua alta volatilidade. Essa centralidade da taxa de câmbio é proveniente dos impactos, diretos e indiretos, que ela possui na economia doméstica. Um exemplo são as variações dos preços domésticos que ocorrem em decorrência das variações cambiais. Esse movimento, de repasse da variação cambial para o nível de preços doméstico é chamado de pass-through do câmbio para a inflação e será o tema desta monografia. De acordo com Eichengreen (2002), conhecer o grau de pass-through cambial é fundamental especialmente para países emergentes que adotaram o regime de metas de inflação. Mais que isso, com a forte desvalorização do Real dos últimos anos, e a maior volatilidade da taxa de câmbio, é de extrema importância mensurar quais são os impactos dessa nova dinâmica na taxa de inflação brasileira.

Pass-through cambial pode ser definido como a variação da inflação doméstica em resposta a uma variação de 1% na taxa de câmbio. O objetivo primário desta monografia é estimar o coeficiente pass-through do câmbio para a inflação no Brasil entre 2000 e 2022, o período do câmbio flutuante. Antes da estimação, será realizada uma discussão a respeito da importância desse coeficiente e sobre os fatores que impactam a sua magnitude. Mesmo não sendo o foco da construção teórica da monografia, a principal motivação do trabalho é entender como o pass-through cambial se comportou durante a pandemia de Covid-19, e como isso pode ter influenciado a política monetária ao longo desse período. Por exemplo, se o coeficiente de pass-through cambial da economia brasileira for elevado, a desvalorização cambial ocorrida ao longo da pandemia, que teve como causas o aumento do risco-país e a redução da taxa de juros, pode ter obrigado o Banco Central do Brasil a aumentar as taxas de juros rapidamente, a fim de inibir a propagação dos efeitos da depreciação cambial para o nível de preços. Por outro lado, se a economia brasileira tiver um valor baixo para esse coeficiente, então as desvalorizações cambiais, ocorridas durante a pandemia, provavelmente não influenciaram muito o nível de preços, o que não teria restringido a política monetária brasileira. Há ainda uma outra hipótese, na qual o coeficiente de pass-through cambial é endógeno às condições macroeconômicas. Assim, por mais que historicamente o coeficiente de pass-through no Brasil tenha sido baixo, é possível que, durante a pandemia, ele tenha aumentado, impactando a extensão da política monetária promovida durante esse período.

A primeira hipótese deste trabalho é que o grau de pass-through cambial varia de acordo com o cenário macroeconômico. Em outras palavras, investigou-se se o coeficiente

de pass-through é não-linear ao longo do tempo. A segunda hipótese do trabalho é que, durante a pandemia, em decorrência da mudança do panorama doméstico e internacional, o coeficiente de pass-through cambial do Brasil elevou-se acima do nível histórico. Para aceitar ou rejeitar essa hipótese, é necessário estimar qual foi o pass-through cambial do País ao longo de sua história recente e verificar a presença de regimes de pass-through distintos. Para realizar a estimação, utilizou-se o modelo de Marodin e Portugal (2019) com uma amostra ampliada. Os autores utilizam um modelo *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE) simplificado, para facilitar a implementação do algoritmo de mudança de regime markoviana, como proposto em Baele et al. (2015). Os parâmetros serão estimados via máxima verossimilhança, com o auxílio de um Filtro de Hamilton e de uma função de verossimilhança de um modelo VAR estrutural com mudança de regime Markoviana. As referências utilizadas para essa estimação serão essencialmente Hamilton (1989) e Kim e Nelson (1999).

A necessidade de utilizar um modelo com mudança de regime markoviana vem da hipótese de não-linearidade nos parâmetros do repasse cambial para a inflação, uma vez que ela permite a incorporação de dois regimes distintos de pass-through cambial. Como será mostrado na seção 2.3, o grau de pass-through cambial no Brasil tende a variar consideravelmente ao longo do tempo. Tal conclusão possui respaldo teórico e empírico em diversos artigos abordados na segunda seção deste trabalho. Além de ser um equívoco dadas as evidências apresentadas, utilizar um modelo com parâmetros constantes tornaria imprecisa a identificação do nível de pass-through durante a pandemia de Covid-19, a principal motivação desta monografia.

Os resultados do trabalho fornecem respaldo às hipóteses. Foram encontrados dois regimes distintos de pass-through cambial. O primeiro regime, que possui vigência predominante entre 2000-2004 e após 2020, possui um pass-through de 0,064. Já o segundo regime possui um pass-through bastante inferior (0,0087), valor que é estatisticamente indiferente de zero. Após a análise das probabilidades dos regimes, percebe-se que existiram três momentos distintos do coeficiente de pass-through na economia brasileira. O regime de elevado pass-through predominou entre 2000 e 2004 e após 2020, enquanto o regime de baixo pass-through foi prevalente entre 2005 e 2019. Fica claro, então, que durante a pandemia predominou o regime elevado de pass-through.

Dentre os objetivos secundários do trabalho, está introduzir o debate teórico sobre o pass-through cambial. Serão abordados debates metodológicos e evidências empíricas a respeito da incompletude do pass-through cambial, bem como de seu comportamento não-linear. Essa revisão de literatura também abarcará quais são os possíveis empecilhos de um elevado pass-through em um regime de metas de inflação, bem como as suas implicações para a aplicação de política monetária. Ademais, serão levantadas e avaliadas hipóteses sobre o porquê de o pass-through cambial possuir dois regimes distintos. Apesar de ser

---

especulativo, a explicação mais plausível para a mudança de regimes de pass-through é a da credibilidade do regime de metas. Isto é, se os agentes possuem confiança de que a meta de inflação será atingida, não repassam variações cambiais para o preço dos produtos.

## 2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DO PASS-THROUGH

### 2.1 TAXONOMIA DO PASS-THROUGH

Pass-through cambial é a variação da inflação doméstica em resposta a uma variação de 1% na taxa de câmbio. Em outras palavras, o pass-through cambial é o quanto da variação cambial é repassada para a inflação. Por exemplo, suponha que um país tenha um pass-through de 0,7. Caso esse país passe por uma desvalorização cambial de 1%, haverá um aumento de 0,7% na sua inflação, *ceteris paribus*. Medir com precisão e estabelecer quais são os seus canais de impacto no nível de preços, entretanto, é uma tarefa complexa que geralmente leva a resultados variados, a depender da metodologia utilizada (ARON et al., 2014).

Seguindo a taxonomia tradicional utilizada por Aron et al. (2014), as variações na taxa de câmbio afetam os preços em dois estágios. O primeiro estágio é referente a variações nos preços dos produtos cujos valores são determinados no mercado internacional<sup>1</sup> decorrentes das variações cambiais. A maior parte da literatura baseada em fundamentos microeconômicos busca entender especificamente essa etapa. O segundo estágio engloba os efeitos que as variações dos preços desses bens, ocorridas no estágio anterior, possuem sobre a cesta de consumo do consumidor final. Esses impactos ocorrem por meio do aumento dos custos dos bens finais, via encarecimento dos insumos, da mão de obra, entre outros. Em outras palavras, o segundo estágio é caracterizado pela propagação do choque cambial na economia como um todo. Separar os impactos de cada estágio é uma tarefa difícil. A estratégia de identificação normalmente é calcular apenas os impactos do primeiro estágio, ou calcular os impactos de ambos estágios, sem fazer uma diferenciação (FMI, 2016). Os efeitos de segundo estágio ocorrem especialmente se o país não possui uma forte âncora de expectativas inflacionárias, uma vez que qualquer variação cambial pode ser vista como permanente, levando a um forte aumento da inflação (FMI, 2016). Nesse quesito, FMI (2016) aconselha que a autoridade monetária não responda aos choques de primeiro estágio, pois eles tendem a ser temporários. Fundamentalmente, esses choques refletem apenas em mudança de preços relativos entre os bens *tradables* – produtos que são negociados no mercado internacional, como *commodities* ou peças de automação industrial, e, conseqüentemente, mais afetados por variação cambiais – e os *non-tradables* – produtos que não são negociados internacionalmente, como a construção de uma casa ou um corte de cabelo. Contudo, essa alteração de preços relativos tende a desaparecer naturalmente. Por

<sup>1</sup> Exemplos são produtos importados, como carros, perfumes e fertilizantes, e *commodities*.

outro lado, FMI (2016) recomenda que a autoridade monetária controle a propagação do choque cambial na economia. Caso o choque se alastre, isto é, entre em seu segundo estágio, a autoridade monetária deve impor uma política monetária mais apertada. Caso contrário, haverá uma elevação generalizada dos preços aos consumidores. Essa alta deve ser evitada porque possui características duradouras, e não transitórias, como são as mudanças nos preços relativos entre os bens *tradables* e os *non-tradables*.

Existem inúmeros canais pelos quais ocorre o repasse das variações cambiais para o nível de preços ao consumidor. Figueiredo e Gouvea (2011) utilizam uma distinção entre canais diretos e indiretos. O canal direto seria por meio da variação dos custos de produção das firmas domésticas, como variação do custo dos insumos ou por meio da variação dos preços cobrados, para manter o mark-up constante em moeda estrangeira. Os canais indiretos envolvem variações na demanda agregada e são de difícil mensuração. Dentre eles, há a variação na demanda doméstica por bens substitutos e por exportações, o que leva a uma variação dos salários, e uma posterior variação nos preços. Normalmente, os impactos diretos afetam o índice de preços em poucos meses, enquanto os impactos indiretos demoram um período maior para afetarem o nível de preços.

Além desses canais tradicionais abordados pelo trabalho de Figueiredo e Gouvea (2011) e Nasir et al. (2019) abordam o papel do pass-through cambial na formação de expectativas inflacionárias. Em um regime de metas de inflação, um dos conceitos fundamentais é a ancoragem das expectativas inflacionárias. A partir dessa âncora, o Banco Central consegue atingir as suas metas com maior facilidade. Entretanto, há fortes evidências que o nível de pass-through influencie o nível de preços não apenas por pressões nos custos das firmas, mas também por meio de uma alteração nas expectativas futuras de inflação. Assim, quanto maior o pass-through de uma economia, maior será a resposta das expectativas dos agentes a um choque cambial, o que amplifica a pressão inflacionária proveniente das variações cambiais (NASIR et al., 2019).

## 2.2 PASS-THROUGH INCOMPLETO

A história recente de mensuração e construção teórica do pass-through cambial tem início no final da década de 1980, a partir de uma grande variação cambial sofrida pelos EUA (ARON et al., 2014). Nessa época, uma série de modelos que fazem uso de técnicas microeconômicas da organização industrial tentaram fornecer explicações para o comportamento racional por trás do pass-through incompleto, endogeneizando o mark-up das firmas. Alguns exemplos são (DORNBUSCH, 1987; KRUGMAN, 1986). Após esse período, o debate acerca do tema voltou a ganhar força no final dos anos 1990. A popularização da chamada Nova Macroeconomia Aberta, cujos modelos macroeconômicos são microfundamentados, com rigidez nominal dos preços e dos salários, levantou novamente

o debate a respeito da (in)completude do pass-through (OBSTFELD; ROGOFF, 1999; OBSTFELD; ROGOFF, 1995).

A preocupação moderna com o pass-through cambial ocorre em virtude da falha da hipótese de Paridade de Poder de Compra (PPP), em sua versão relativa ou absoluta (DORNBUSCH, 1987). A PPP absoluta é uma generalização da Lei do Preço Único. Essa Lei afirma que o preço de um bem idêntico, quando medido na mesma moeda, deve ser o mesmo em todos os países. A hipótese de PPP absoluta diz que o preço de uma cesta de bens idênticos, medida em alguma moeda, deve ser o mesmo em todos os países, ou seja, quando a Lei do Preço Único se aplica a todos os bens, a hipótese de PPP absoluta é satisfeita. A lógica por trás dessa hipótese é a seguinte: dado que não existem barreiras ou impedimentos no comércio entre dois países, se houver diferenças internacionais entre o preço de um mesmo bem, haveria ganhos de arbitragem. Como os investidores iriam atrás desses ganhos, haveria uma tendência de alteração no preço dos bens, em virtude da lei da oferta e da demanda. Essa alteração estagnaria quando os ganhos de arbitragem estivessem exauridos, isto é, quando o preço do bem fosse o mesmo entre os países (DORNBUSCH, 1985).

Apesar de sempre ter sido bastante contestada, por muitos anos a hipótese de PPP foi utilizada em conjunto com a Teoria Quantitativa da Moeda, gerando a “teoria inflacionária das taxas de câmbio” (DORNBUSCH, 1985). Essa teoria previa que toda mudança cambial seria transmitida para o nível de preços, não causando mudanças reais. Entretanto, diversos estudos empíricos mostravam que, pelo menos no médio prazo, o pass-through era incompleto. Portanto, era necessário desenvolver uma explicação racional para esse fenômeno (DORNBUSCH, 1987; KRUGMAN, 1986).

O conceito de *pricing-to-market* é fundamental para compreender a dinâmica do repasse cambial incompleto para os preços (KRUGMAN, 1986). De acordo com esse conceito proposto por Krugman, as firmas precificam seus produtos de acordo com o mercado doméstico. Isso significa que, em vez de se impor um preço FOB na matriz da firma internacional, a matriz precifica seus produtos de acordo com os preços CIF no país onde eles serão vendidos. É como se as firmas pudessem praticar discriminação de preços de terceiro grau entre os países. A partir desse conceito, Krugman (1986) elabora modelos dinâmicos com estruturas de mercado em monopólio e em oligopólio. Tendo em vista a expectativa da taxa de câmbio futura, as firmas internacionais precificam seus produtos buscando a maximização da receita em moeda internacional, baseando-se a curva de demanda enfrentada no país. Surgem assim três possíveis explicações para o repasse incompleto: gargalo temporário no volume de importação, rigidez no ajuste da demanda e reputação da firma.

Já Dornbusch (1987) elabora modelos estáticos com estruturas de mercado de monopólio e de concorrência monopolística com explicações bastante satisfatórias. Mesmo

não utilizando diretamente o conceito de *pricing-to-market*, as firmas representativas não apresentam mark-up constantes entre todos os países que atuam. Após um choque cambial, haverá um ajuste no mercado, que pode envolver mudança no mark-up ou no número de firmas atuantes. O grau e a direção do ajuste dependerão de três fatores: integração do mercado, elasticidade de substituição e a estrutura de mercado.

Essa análise, contudo, era feita a partir de modelos de equilíbrio parcial, sendo difícil mensurar o impacto de mudanças macroeconômicas na dinâmica do repasse cambial. Visando preencher essa lacuna, Obstfeld e Rogoff (1995) inauguram a Nova Macroeconomia Aberta, utilizando microfundamentos e hipóteses de rigidez nominal dos preços e de PPP absoluta, o que implica pass-through cambial completo. Esses modelos são construídos a partir da ideia de que as empresas exportadoras precificam seus produtos não no mercado local, mas sim no mercado de origem da matriz, a fim de manter o seu mark-up constante entre todos os países. Logo, variações cambiais seriam inteiramente repassadas para os preços, isto é, o pass-through seria completo. Essa hipótese chama-se de *Producer-Currency-Princing* (PCP), e está em oposição com a hipótese de *pricing-to-market*, desenvolvida por Krugman.

Historicamente a macroeconomia aberta keynesiana, cujo modelo tradicional é o de Mundell-Fleming-Dornbusch, fez uso tanto da PPP quanto da *Producer-Currency-Princing*. As implicações de utilizar essas hipóteses são bastantes conhecidas: dada uma apreciação (depreciação) cambial, os preços dos bens importados se ajustariam por meio de sua redução (aumento) instantaneamente. Assim, haveria uma redução (aumento) da demanda – nacional e internacional – por produtos domésticos. Esse processo é chamado de *switching expenditure* e implica em um pass-through completo já no curto prazo (OBSTFELD; ROGOFF, 1999).

Diversos trabalhos mostram a falta de apelo empírico da hipótese de pass-through completo (CAMPA; GOLDBERG, 2005). Assim, alguns modelos da Nova Macroeconomia Aberta passaram a utilizar a hipótese de *pricing-to-market*, em detrimento da *Producer-Currency-Princing*. Além dessa hipótese, esses modelos também assumem que os preços são definidos na moeda dos compradores e que os preços são rígidos no curto prazo. O conjunto dessas duas hipóteses é chamado de *Local-Currency-Princing* (LCP). Note que, diferentemente do *pricing-to-market*, no qual as firmas podem arbitrar em suas moedas qual deveria ser o mark-up ideal para que elas maximizem a sua receita em moeda internacional, a hipótese de LCP implica necessariamente que o pass-through cambial no curto prazo é nulo. Os modelos da Nova Macroeconomia Aberta que utilizam o *pricing-to-market* assumem também a hipótese de LCP, a fim de tornar o modelo tratável. Um exemplo desses modelos é Betts e Devereux (2000). É importante notar que nesses modelos o mecanismo de variação da demanda agregada em decorrência de variações cambiais inexistente no curto prazo, o que contradiz a macroeconomia keynesiana convencional. Isso significa, então, que

dependendo de qual hipótese for aceita, a política monetária ótima será distinta, já que o efeito de switching expenditure pode ser nulo (OBSTFELD; ROGOFF, 1999).

Mais recentemente, novas evoluções têm ocorrido no campo teórico da Nova Macroeconomia Aberta. Razafindrabe (2015) elabora um complexo modelo DSGE, com a hipótese de PCP, no qual a incompletude do pass-through surge a partir da rigidez nominal dos preços. Como existem custos de menu na mudança de preços, as firmas importadoras não passam variações cambiais instantaneamente para os valores cobrados, há um *lag*. Assim, ainda que as firmas precifiquem seus produtos na moeda da matriz (PCP), em decorrência da rigidez nominal dos preços, a lei do preço único é violada e o pass-through cambial é incompleto. Mais do que isso, o autor encontra que o pass-through incompleto possui implicações na condução da política monetária. Dadas algumas condições, a autoridade monetária não precisa reagir ativamente a um choque cambial para que a meta de inflação seja alcançada.

O debate acerca de qual hipótese seria mais factível é presente até hoje, mas o consenso é que nenhuma das duas pode ser aceita integralmente (GOPINATH et al., 2020). Um artigo fundamental para essa conclusão é Campa e Goldberg (2005), no qual os autores realizam uma análise empírica para averiguar qual das duas hipóteses estaria mais correta. Para isso, utilizam dados em painel de 25 países da OCDE. Os autores encontram que tanto a hipótese de LCP, quanto a hipótese de PCP não são válidas no curto prazo. Eles encontram que existe um pass-through para os bens importados nos primeiros três meses, refutando a LCP; entretanto, como esse pass-through está longe de ser completo – 61% para bens importados –, a hipótese de PCP também é refutada. Os autores encontram que no longo prazo, há um pass-through cambial de quase 80% para os bens importados, sinalizando que a hipótese de PCP é mais plausível do que a LCP no longo prazo.

Com a maior disponibilidade de dados desagregados, novas evidências passaram a corroborar a hipótese de pass-through incompleto. Um exemplo é Gopinath e Itskhoki (2008). Utilizando microdados de produtos importados pelos EUA, eles encontram que o pass-through é incompleto no longo prazo para integralidade dos produtos analisados. Eles também argumentam que existe uma relação lógica na qual quanto maior for a rigidez nominal dos preços, isto é, quanto mais tempo as firmas demorarem para ajustar seus preços, menor será o pass-through cambial no curto prazo. Surpreendentemente, eles encontram que firmas que ajustam rapidamente seus preços possuem um nível de pass-through até duas vezes maior no longo prazo, em comparação com as firmas que demoram para ajustar os preços. Os autores elaboram um modelo de equilíbrio parcial para explicar essa relação. Para isso, utilizam a ideia básica de rigidez nos preços para implementar o pass-through incompleto no curto prazo, e utilizam a ideia de endogeneizar o mark-up, vista em Dornbusch (1987) e Krugman (1986), já que ela leva a um pass-through incompleto no longo prazo.

## 2.3 VARIAÇÕES NO COEFICIENTE DE PASS-THROUGH

Em economia, quando tratamos com modelos simples, geralmente assumimos que os seus parâmetros são fixos ao longo do tempo. Entretanto, supor que o parâmetro de pass-through cambial é fixo ao longo do tempo consiste em uma imprecisão, já que existe uma vasta literatura tratando sobre fatores que influenciam no grau de pass-through ao longo do tempo. Assim, utilizar o parâmetro fixo pode esconder mudanças significativas que ocorreram na estrutura da economia analisada ao longo do período (FORBES et al., 2017). Nessa linha, Albuquerque e Portugal (2005) encontram que formulações econométricas que utilizam modelos não lineares ou coeficientes variantes com o tempo geram resultados melhores do que modelos lineares com parâmetros constantes na estimação do pass-through do Brasil. Além disso, encontram evidências de que o coeficiente de pass-through varia ao longo do tempo. Por exemplo, no Brasil antes do Plano Real, era próximo de 1, caindo para menos de 1, após o Plano, e para um valor ainda menor após a implementação do câmbio flutuante, em 1999.<sup>2</sup>

O artigo seminal que inaugura essa linha de pesquisa é Taylor (2000), no qual há explícita menção de que o nível de pass-through seria endógeno ao ambiente inflacionário. Isto é, o coeficiente de pass-through seria uma função de outras variáveis. Nesse sentido, Taylor argumenta que devemos olhar para fatores que vão além da concorrência do mercado. É necessário analisar a macroeconomia. Fundamentalmente, Taylor elabora a hipótese que uma inflação menor levaria a um grau de pass-through inferior. Para explicitar seu raciocínio, ele desenvolve um modelo simples de concorrência monopolística e de expectativas racionais para mostrar que o nível de pass-through depende da expectativa futura quanto à variação da taxa de câmbio. Explicando: em uma economia com a inflação abaixo da média, uma depreciação cambial é vista como passageira pelos agentes econômicos, pois se não o fosse, ela acarretaria uma mudança em um consequente aumento do nível de preços, o que seria improvável. Logo, as firmas dessa economia de baixa inflação não irão repassar o aumento dos custos dessa depreciação cambial, pois consideram-nos passageiros. Conclui-se que países com inflação inferior aos seus pares possuem menor pass-through cambial, em comparação com países cuja inflação é mais elevada.

Mendonça e Tostes (2014) elaboram em cima do argumento de Taylor. Eles afirmam que a credibilidade do banco central é fundamental para explicar o nível de pass-through. Se o banco central de um país possui uma baixa credibilidade, os agentes econômicos não terão confiança de que ele atingirá a meta de inflação. Logo, um choque cambial pode ser interpretado como permanente pelos agentes, já que não há comprometimento do banco central em arrefecê-lo. Assim, as firmas irão repassar em maior proporção o aumento dos custos provenientes do choque cambial. Note que se o banco central tivesse credibilidade,

---

<sup>2</sup> Uma boa revisão de literatura sobre o assunto com ênfase no Brasil pode ser encontrada em Assis et al. (2019)

as firmas iriam repassar esse aumento dos custos em menor medida, pois acreditariam que ele seria passageiro, tendo em vista a meta de inflação. Resumindo, um banco central com maior credibilidade leva a um nível menor de pass-through. Mendonça e Tostes (2014) encontram evidências para essa tese a partir de uma análise empírica com dados de 114 países em desenvolvimento.

Como países possuem diferentes níveis de inflação, de acordo com a hipótese de Taylor (2000), eles deveriam ter níveis diferentes de pass-through. Entretanto, existem diversas teses que explicam as diferenças entre o pass-through dos países. Uma delas é desenvolvida por Gopinath (2015), na qual é realizada uma extensa análise das importações e exportações de 43 países a partir de dados desagregados. No artigo, a autora desenvolve a ideia da existência de um *International Price System*, no qual a moeda dominante é o dólar e o nível de pass-through para os preços dos bens importados em cada país depende da proporção das trocas que é realizada em moeda doméstica. Por exemplo, os EUA possuem um pass-through inferior ao Japão, pois enquanto 93% das importações dos EUA são realizadas utilizando o dólar, apenas 24% das importações japonesas são realizadas utilizando o yen. Ou seja, para qualquer país, exceto os EUA, quanto mais dolarizadas forem as trocas na economia, maior será o pass-through cambial. A partir de uma extensa análise empírica, a autora conclui que grande parte das diferenças do pass-through para bens importados entre os países podem ser explicadas, de fato, pela proporção de moeda doméstica utilizada nas importações do país.

Se existem diversos fatores que influenciam o grau de pass-through, ele não é linear ao longo do tempo. Com relação a evidências de não-linearidades no pass-through, o artigo de Forbes et al. (2017) é referência. Elas analisam dados em painel de 26 países desenvolvidos e emergentes, incluindo o Brasil, durante o período entre 1990 e 2015. É encontrado que o pass-through cambial varia consideravelmente entre os diversos países, com uma amplitude de 0% a 70%, com um desvio padrão de 17%. Do mesmo modo, ao avaliarem as variações do pass-through ao longo do tempo, encontram valores ainda mais discrepantes. Por exemplo, o pass-through cambial na Polônia possui uma amplitude de -25% até 126% ao longo do período analisado.

Após explicitar essa heterogeneidade, seja entre os países, seja ao longo do tempo, as autoras buscam explicações para esse fenômeno. Elas realizam uma separação entre fatores estruturais e natureza dos choques, conjecturando que ambos seriam responsáveis pela heterogeneidade nos coeficientes de pass-through. A seguir, será discutido primeiramente sobre os fatores estruturais e posteriormente sobre a natureza dos choques.

A literatura empírica tradicional possui o foco nos fatores estruturais. O primeiro e mais significativo fator estrutural é relacionado com a inflação. O argumento segue a lógica vista em Taylor (2000), uma vez que quanto maior o nível de inflação, maior seria a velocidade com que mudanças nos custos seriam repassadas para os preços. O grau de

abertura da economia também é um fator relevante, uma vez que quanto mais aberta uma economia for, maior será a quantidade de bens transacionados em moeda estrangeira, logo mais suscetíveis ao canal direto do pass-through. A composição da cesta de bens importados no país também é relevante: quanto maior for a porcentagem de manufaturas (bens mais complexos) na cesta, menor seria o pass-through, já que quanto mais simples o bem, menos etapas de produção ele teria, levando a um maior pass-through (CAMPA; GOLDBERG, 2005). A porcentagem de transações realizadas em moeda estrangeira é outro fator levado em consideração no estudo, seguindo a lógica de Gopinath (2015). Outro fator importante é o grau de rigidez nos preços, já que quanto maior o grau de rigidez, mais tempo a variação cambial levaria para ser repassada para o câmbio, levando a um menor pass-through (GOPINATH; ITSKHOKI, 2008). Também é utilizada uma dummy para avaliar se o país é emergente ou desenvolvido, pois diversos trabalhos mostram que países emergentes tendem a ter um pass-through significativamente mais elevado. Por fim, é analisado o grau de monopólio do mercado. A lógica econômica é que quanto maior for o grau de monopólio, menor será o pass-through, pois as firmas possuem um mark-up mais elevado, logo podem absorver os choques cambiais com maior facilidade. O estudo usa como proxy um índice de regulação de mercados. Quanto maior for a regulação do mercado, mais concentrado ele tende a ser, acarretando maiores mark-ups.

Sobre as variações do pass-through que são explicadas pelas diferenças entre a natureza dos choques que afetam a economia, os poucos estudos que analisam essa relação partem da hipótese de que as firmas ajustam seus preços de maneiras distintas, a depender de qual é o tipo de choque observado na economia. O primeiro trabalho que desenvolve essa ideia é Klein (1990), porém essa linha de pesquisa ficou estagnada por muitos anos. Poucos artigos mencionam essa abordagem, mas Forbes et al. (2018) torna-a mais tratável, e Forbes et al. (2017) utilizam a metodologia desenvolvida para analisar esses impactos para uma série de países. Elas analisam cinco tipos de choques, sendo três domésticos e dois globais. Os domésticos são: choque de oferta, choque de demanda, e choque de política monetária. Os globais são divididos em choques com efeitos permanentes ou temporários no produto global. Todos os choques afetam a taxa de câmbio através de uma mudança de preços relativos. É esperado que os choques de demanda afetem negativamente o nível de pass-through, e os choques de oferta, de política monetária e globais impliquem em um pass-through superior. (Veja Forbes et al. (2018)).

Os resultados encontrados em Forbes et al. (2017) vão de encontro com o esperado pela literatura. Ao analisar quais fatores são os mais importantes para explicar os diferentes níveis de pass-through entre os países, elas encontram que os fatores estruturais são em sua maioria significativos e com o sinal esperado, com ênfase nas variáveis relacionadas ao nível e à volatilidade da inflação. Os tipos de choque que causam a variação na taxa de câmbio também possuem o sinal esperado, porém não são significativos. Portanto, as diferenças estruturais são mais significativas para explicar as diferenças entre o pass-through entre os

países, em comparação com o tipo de choque que causou a variação cambial.

Ao analisarem as mudanças que ocorrem ao longo do tempo, os resultados encontrados por Forbes et al. (2017) são similares aos da análise das diferenças internacionais. Entretanto, os coeficientes dos fatores estruturais são inferiores, o que sugere que mudanças ao longo do tempo de fatores estruturais não são tão importantes para explicarem variações no pass-through, ainda que sejam significativas. Por outro lado, o tipo de choque é significativo e possui maior poder de explicação para variações do pass-through ao longo do tempo, em comparação com a análise internacional. É enfatizado que os choques de política monetária são os com maior coeficiente, seguidos por choques de demanda doméstica. Por fim, as autoras concluem, a partir de técnicas econométricas, que os fatores estruturais são mais significativos para explicarem mudanças do pass-through no longo prazo, enquanto que o tipo de choque é mais significativo para explicar mudanças no curto prazo.

Outros estudos vão de encontro com as conclusões obtidas por Forbes et al. (2017), especialmente no que se trata dos parâmetros estruturais. Goldfjan e Werlang (2000) realizam uma ampla análise com dados de 71 países para verificar quais seriam os possíveis impactos do ambiente macroeconômico no coeficiente de pass-through. Eles encontram que a diferença entre a taxa de câmbio real e a taxa de câmbio efetiva (sinal negativo), a taxa de inflação (sinal positivo), o grau de abertura econômica (sinal positivo) e o hiato do produto (sinal positivo) são todos significativos para explicarem variações no coeficiente de pass-through. Ainda nessa linha, Albuquerque e Portugal (2005) analisam o pass-through no Brasil para o período entre 1980 e 2002. Eles encontram que o coeficiente de pass-through no Brasil sofre mudanças decorrentes de mudanças estruturais na economia. Por exemplo, há uma redução do pass-through após a implementação do Plano Real e, posteriormente, após a adoção do regime de câmbio flutuante. Sendo assim, concluem que o ambiente macroeconômico afeta consideravelmente o grau de pass-through. Esses e diversos outros estudos, como Mendonça e Tiberto (2017), corroboram a hipótese de Taylor (2000). Mais que isso, esses estudos evidenciam que o pass-through cambial é incompleto e não-linear.

Além desses aspectos relacionados com o ambiente inflacionário, existem outras variáveis responsáveis por não linearidades no coeficiente de pass-through. Roubaud e Wohar (2021) testam possíveis assimetrias existentes no pass-through cambial dos BRICS. Para analisar essas possíveis assimetrias, é utilizado um modelo STVAR para os dados do período entre 1999 e 2019. Nesse artigo, em linha com o que também é encontrado em Marodin e Portugal (2019), é evidenciado que, em períodos de crise, o pass-through cambial é maior. Clarificando, os resultados do estudo são: i) existem não linearidades estatisticamente significantes na equação de pass-through; ii) existem assimetrias no coeficiente de pass-through. A saber: o nível de pass-through cambial é maior em períodos de grande depreciação (apreciação) cambial ou quando há baixo (forte) crescimento

econômico. Sendo assim, os autores concluem que o nível de pass-through depende do tamanho do choque cambial e do estado da economia.

## 2.4 PASS-THROUGH E CREDIBILIDADE EM REGIMES DE METAS DE INFLAÇÃO

O pass-through cambial ocorre em todos os países, em intensidades diferentes. Entretanto, ele é especialmente importante para países que estão suscetíveis a grandes choques de taxa de câmbio, como os países latino americanos. Como as decisões de política monetária possuem impacto não apenas no produto doméstico, mas também na taxa de câmbio, países suscetíveis a grandes variações cambiais e com um pass-through cambial elevado podem ter a sua política monetária limitada (MOHANTY; KLAU, 2001). Para amenizar o impacto desses choques, um cálculo preciso do pass-through cambial é de extrema importância para os países emergentes (EICHENGREEN, 2002).

Como o objetivo do trabalho é analisar o pass-through cambial no Brasil, um país cujo banco central segue o regime de metas de inflação, cabe elaborar mais sobre os impactos da dinâmica de repasse cambial no regime de metas.

Os regimes de metas de inflação são largamente utilizados pelos bancos centrais. Brevemente, esse regime é caracterizado por cinco aspectos:

- I Anúncio público da meta de inflação;
- II Comprometimento institucional com a estabilidade do nível de preços, deixando outros objetivos em segundo plano;
- III Uso de diversas informações para tomadas de decisões a respeito da política monetária a ser utilizada;
- IV Transparência e comunicação com o público sobre a estratégia de política monetária – seus planos, objetivos e decisões;
- V Compromisso com a *accountability* do banco central a fim de atingir a meta inflacionária.

Portanto, o regime de metas de inflação é mais do que apenas o banco central buscar atingir a meta inflacionária (MISHKIN, 2004).

Um dos grandes debates do final dos anos 1990 era se os países emergentes deveriam ou não adotar regimes de metas de inflação. Mishkin (2004) sistematiza as causas pelas quais essa adoção em economias emergentes poderia ser problemática citando alguns aspectos como: instituições fiscais fracas, baixa supervisão e regulação das instituições financeiras,

baixa credibilidade da autoridade monetária, dolarização dos passivos e vulnerabilidade à falta de entrada de capitais. Além disso, a alta volatilidade cambial e o elevado pass-through cambial, aliados à atuação excessiva da autoridade monetária para conter esses desvios – o chamado *fear of floating*, conceito criado por Calvo e Reinhart (2000) para evidenciar que regimes de câmbio flutuante “não seriam uma panaceia para países emergentes” – poderiam gerar problemas graves, como a transformação da taxa de câmbio nominal em uma âncora de expectativas e a retração excessiva do PIB. Mesmo assim, Mishkin (2004) argumenta que a adoção de um regime de metas de inflação, se bem implementado, levaria a uma redução sistêmica dos níveis de inflação, o que leva a uma redução do pass-through cambial, implicando uma maior solidez da economia a choques inflacionários.

Ainda averiguando sobre os regimes de metas de inflação, Eichengreen (2002) se pergunta se países emergentes deveriam manter seus câmbios fixos, dolarizar completamente suas economias ou adotar regimes de metas de inflação com câmbio flutuante. O autor afirma que nenhum desses regimes é completamente confortável ao país emergente, pois cada um deles possui benefícios e prejuízos. Logo, haveria um dilema imposto ao banco central para que fosse escolhido o regime menos desfavorável. Comparando países emergentes e desenvolvidos, o autor afirma que os regimes de metas de inflação em países emergentes são mais complexos. Enquanto os países desenvolvidos são pouco afetados por flutuações internacionais, os países emergentes são extremamente influenciados por fatores externos. Assim como Minella et al. (2002), Eichengreen (2002) afirma que um banco central de um país emergente possui mais mérito em conseguir manter a inflação dentro da banda pré-determinada, em comparação ao de um país desenvolvido.

Inicialmente, o autor trata de como funciona o sistema de metas de inflação em uma economia fechada, ou com pouca influência do setor externo. Esse caso seria comparável aos países desenvolvidos, como os EUA e a Zona do Euro. Nesses países, os canais pelos quais a política monetária afeta a taxa de inflação são muito mais simples e envolvem apenas um pequeno número de variáveis, como o hiato do produto e a taxa de juros. Posteriormente, o autor explora os fatores que afetam a taxa de inflação em uma economia aberta, que sofre bastante influência do setor externo. Nessa economia, comparável à economia dos países emergentes, existe um número muito maior de variáveis influenciando a taxa de inflação. Além dos fatores que afetam uma economia fechada, também há preocupações relacionadas à taxa de câmbio, ao preço das *commodities* e à quantidade de dívida em moeda internacional.

Eichengreen (2002) elabora sobre as principais diferenças entre os países avançados e emergentes que podem impactar a adoção do regime de metas de inflação. Em primeiro lugar, o autor cita a dificuldade de prever a inflação. Como já foi abordado nos parágrafos anteriores, nas economias emergentes, existem inúmeros fatores que podem influenciar a taxa de inflação. Essa dificuldade pode implicar tomadas de decisões de política monetária

erradas, o que diminui a confiança dos agentes no banco central. Assim, essa maior dificuldade tende a influenciar negativamente um dos pilares necessários para o funcionamento do regime de metas de inflação: a ancoragem das expectativas.

A segunda diferença é o maior nível de pass-through do câmbio para a inflação nos países emergentes. O nível elevado pode levar à perda da âncora de inflação nos países emergentes quando há grandes desvalorizações cambiais, o que dificulta o regime de metas de inflação. Entretanto, o autor argumenta que essa diferença não é nenhum empecilho se o coeficiente de pass-through for calculado corretamente. A terceira diferença é a dívida em dólares que a maior parte dos países emergentes possui. Como esses países emitem moedas que não são tão conversíveis no mercado internacional, problemas com a dolarização da dívida surgem. O primeiro deles é que o banco central também precisa levar em conta o aumento dos passivos em moeda nacional quando promove a sua política monetária. Se um país possui muitas dívidas em dólares e o banco central promove uma política expansionista, é possível que algumas empresas com dívidas em dólares vão à falência, diminuindo o nível do produto, e, conseqüentemente, a inflação. Portanto, o banco central deve ter muito mais cuidado quando promove política monetária em uma economia de dívida dolarizada.

A quarta e última diferença é em relação às diferenças de credibilidade entre países avançados e países emergentes. Enquanto é muito fácil para os bancos centrais dos países avançados ganharem confiança para ancorar as expectativas de inflação, é um trabalho árduo para os bancos centrais dos países emergentes conseguirem angariar credibilidade suficiente para a implementação do regime de metas de inflação. Essa dificuldade é proveniente de aspectos históricos de interferência política na política monetária a fim de atingir objetivos que visam a eleição, e não a estabilidade das contas públicas.

Minella et al. (2002) argumentam na mesma linha de Eichengreen (2002), desenvolvendo sobre a relação entre o nível de pass-through e a ancoragem das expectativas. Durante a fase de construção da credibilidade do regime de metas brasileiro, especialmente nos seus primeiros anos, o pass-through cambial era uma das grandes preocupações para a permanência desse regime no longo prazo. Ainda que as estimativas de pass-through brasileiro fossem inferiores às dos demais países emergentes, a alta volatilidade cambial influenciava significativamente o desempenho dos índices de inflação. Por exemplo, em 2001, primeiro ano que o Brasil não cumpriu a meta de inflação, o pass-through de 12 meses foi calculado em 16% pelo modelo do Banco Central do Brasil, e foi responsável por 38% da variação do IPCA (MINELLA et al., 2002).

Um estudo promovido pelo FMI (2016) mostra que a credibilidade do Banco Central é essencial para explicar menores níveis de pass-through. A âncora de expectativas inflacionárias conseguiria reduzir especialmente os impactos do segundo estágio do pass-through. Há evidências que os países emergentes que implementaram o regime de metas

de inflação possuem pass-through cambial significativamente inferior aos demais países emergentes (FMI, 2016). Também há evidências que o nível e a volatilidade da inflação, o regime de política monetária e a transparência do Banco Central são significativas para explicar menor intensidade do pass-through cambial em países emergentes (LOPEZ-VILLAVICENCIO; MIGNON, 2017).

Portanto, podemos perceber a importância que o pass-through tem sobre o regime de metas. Além de um pass-through elevado poder comprometer a meta de inflação, ele também pode gerar uma perda de credibilidade ao banco central, principalmente em países emergentes. Caso o banco central consiga desenvolver seu sistema de metas com êxito e angariar confiança dos agentes, ele poderá contar com um menor pass-through, o que implica em maior liberdade e facilidade para atingir a meta de inflação. Chegar a esse ponto, no entanto, não é uma tarefa fácil.

## 3 MODELAGEM

O presente trabalho tem como objetivo principal estimar o pass-through do câmbio para a inflação para o período entre 2000 e 2022 no Brasil. Existem inúmeras maneiras de realizar essa estimação, porém a maioria se restringe a artifícios puramente econométricos. Nesse trabalho, no entanto, será calculado o pass-through a partir da estimação de um modelo DSGE com *Markov Switching* (MS-DSGE), seguindo a metodologia proposta por Marodin e Portugal (2019) que, por sua vez, inspiram-se em Baele et al. (2015). Essa metodologia foi escolhida tendo em vista: i) a utilização de um modelo teórico de equilíbrio geral, o que permite análises macroeconômicas mais completas; e ii) a possibilidade de estimar dois regimes distintos para o pass-through cambial. Assim, pode-se incorporar ao modelo alguns fatos estilizados analisados na seção anterior, como a não-linearidade do coeficiente de pass-through cambial, que varia de acordo com fatores macroeconômicos.

O restante do capítulo está organizado da seguinte forma: inicialmente é feita uma breve introdução à classe de modelos macroeconômicos DSGE e, depois, é apresentado o modelo que será utilizado no exercício de estimação do pass-through cambial.

### 3.1 INTRODUÇÃO AO DSGE

Para entendermos o que é um DSGE, é necessário compreender as suas origens. Até a década de 1970, existia um consenso em macroeconomia, que utilizava modelos de caráter keynesiano. Em 1976, Robert Lucas publicou alguns artigos que criticavam veementemente a macroeconomia keynesiana até então estabelecida. A chamada Crítica de Lucas afirmava que não era possível calcular o valor dos parâmetros dos modelos macroeconômicos agregados keynesianos, pois os indivíduos, quando dotados de expectativas racionais, ajustariam o seu comportamento maximizador aos parâmetros calculados anteriormente, o que implicaria em novos parâmetros aos modelos. Logo, os modelos macroeconômicos agregados, cujos coeficientes das variáveis eram estimados de equação em equação, levariam a conclusões enganosas. Assim, a Crítica de Lucas levou ao fim o consenso macroeconômico pré-existente (HALL, 1996).

Entre as décadas de 1970 e 1990, a macroeconomia tornou-se um “campo de batalha”, nas palavras de Blanchard (2008). A revolução das expectativas racionais, proposta por Lucas, gerou um processo de reavaliação e reconstrução de toda a macroeconomia. De um lado, a vertente Novo-Keynesiana visava reformar a teoria keynesiana até então existente, trabalhando em desenvolver o papel das imperfeições de mercado, como rigidez nominis, salário-eficiência e restrições no mercado de crédito, por meio de modelos de equilíbrio parcial. Por outro lado, os Novos-Clássicos, liderados por Lucas e Sargent, queriam

reformular a área. Eles passaram a trabalhar com modelos macroeconômicos baseados em três princípios: microfundamentação explícita, levando em consideração o comportamento maximizador dos agentes econômicos; o framework de equilíbrio geral walrasiano; e a consideração de poucas imperfeições de mercado. O elemento fundamental dessa escola para resolver os problemas expostos pela Crítica de Lucas era a microfundamentação, porque, a partir dela, os parâmetros a serem estimados ou calibrados seriam parâmetros estruturais, que não se alterariam de acordo com a política econômica. Com o passar do tempo, a escola Novo-Clássica foi rebatizada de Real Business Cycle (RBC), na medida em que deixavam de considerar diversos aspectos fundamentais da macroeconomia keynesiana, como a rigidez nominal e a curva de Phillips (BLANCHARD, 2008).

O debate entre as duas escolas, Novos-Keynesianos e Novos-Clássicos, foi chamado de dicotomia “saltwater-freshwater”, em referência à localização das universidades dominadas por cada uma das vertentes. Esse debate era bastante tenso, com autores da escola Novo-Keynesiana acusando os Novos-Clássicos de ignorarem regularidades básicas, em detrimento da elegância dos modelos, enquanto os Novos-Clássicos acusavam os Novos-Keynesianos de serem obsoletos (BLANCHARD, 2008).

Ao longo da década de 1990 e início dos anos 2000, houve uma convergência entre as escolas conflitantes. De um lado, permaneceu metodologia utilizada pelos Novos-Clássicos e RBC, baseada na microfundamentação dos modelos: comportamento ótimo, expectativas racionais e equilíbrio geral walrasiano. De outro, as imperfeições do mercado enfatizadas pelos Novos-Keynesianos ganharam papel central. Essa convergência é chamada de Nova Síntese Neoclássica, e deu origem a classe de modelos DSGE Novo-Keynesianos (BLANCHARD, 2008).

Desde então, a classe de modelos DSGE tem sido referência tanto em trabalhos acadêmicos, quanto na condução de política monetária na maioria dos bancos centrais. Um dos fatores que mais contribuía para a propagação desses modelos foi a sua grande versatilidade, uma vez que é possível simplificá-los ou complexificá-los em vários níveis, adicionando ou retirando agentes econômicos e modificando suas hipóteses (SBORDONE et al., 2010). Por exemplo, no início da pandemia de Covid-19, diversos autores, como Eichenbaum et al. (2020), escreveram artigos utilizando modelos DSGE acrescidos de equações de propagação de pandemias, a fim de analisar qual seria a política de restrição ótima a ser adotada.

Entrando em aspectos mais técnicos, DSGE é uma sigla para o termo em inglês *Dynamic Stochastic General Equilibrium*, o que significa que os modelos da classe DSGE possuem um caráter dinâmico, estocástico e de equilíbrio geral. Dizemos que o modelo é dinâmico, porque os agentes tomam decisões no tempo presente levando em consideração suas expectativas sobre o futuro. Assim, o resultado de equilíbrio do modelo é uma trajetória das variáveis dependentes ao longo do tempo, na qual as decisões ótimas consideram um

horizonte infinito de tempo e as informações disponíveis no presente. O modelo é dito estocástico, porque, em todos os períodos, um choque aleatório perturba o estado de equilíbrio da economia, gerando flutuações. Na ausência desses choques, a economia estaria sempre em uma trajetória de equilíbrio, na qual inexistem booms e recessões econômicas. Por fim, dizemos que o modelo é de equilíbrio geral, pois todos os agentes econômicos presentes no modelo interagem no mercado, em todos os períodos, até que o mercado chegue em equilíbrio, isto é, a oferta seja igual a demanda, dadas as imperfeições presentes (SBORDONE et al., 2010).

Introduzida a origem do DSGE, podemos explicar o seu funcionamento. Seguindo a formulação de (BLANCHARD, 2008), a forma mais geral do DSGE Novo-Keynesiano é um modelo com três agentes representativos (consumidores, firmas e autoridade monetária), com duas imperfeições de mercado (estrutura de mercado em concorrência monopolística e rigidez nominal dos preços). Os agentes interagem entre si nos mercados até que o equilíbrio geral seja atingido. Os consumidores maximizam sua utilidade, que considera a utilidade de consumir bens e a desutilidade de trabalhar, dada as suas restrições orçamentárias. As firmas maximizam seus lucros, dada uma função de produção, fixando as quantidades produzidas de acordo com a demanda existente por seus produtos. Por fim, a autoridade monetária minimiza sua função de perda, definida como uma função positiva do quadrado do hiato do produto – a diferença entre o produto efetivo e o produto natural – e do quadrado da diferença entre a inflação presente e meta de inflação. Outros agentes poderiam ser incorporados, como setor financeiro, setor externo, governo, firmas produtoras de bens intermediários e de bens finais, etc. Também, outras imperfeições poderiam ser adicionadas, como dificuldades de matching entre vagas de emprego e desempregados.

Levando em consideração apenas os três agentes e as duas imperfeições de mercado, três equações, derivadas a partir do comportamento ótimo dos agentes, descrevem o comportamento geral da economia. A primeira equação representa a demanda dos consumidores. Ela é uma função negativa da taxa de juros real e positiva da expectativa de consumo futuro. A intuição é simples: quanto maior for a taxa de juros real, mais incentivos os consumidores terão para postergar seu consumo, ao passo que quanto maior for a expectativa de consumo futuro, maior será o consumo presente, já que os indivíduos buscam suavizá-lo. Como o único agente que demanda são os consumidores, a equação de demanda dos consumidores é a equação do produto.

A segunda equação é uma espécie de curva de Phillips, na qual há o famoso trade-off de curto prazo entre hiato do produto e inflação. Essa equação nos diz que a inflação é uma função positiva das expectativas de inflação futura e do hiato do produto. A terceira equação é uma regra de política monetária, que normalmente é uma regra de Taylor. Ela propõe que a autoridade monetária aumente a taxa de juros real quanto maior for o desvio da inflação da meta, e quanto maior for o hiato do produto. A partir dessas três equações

é possível analisar diversas implicações de choques que podem acometer a economia, como choques de inflação, de tecnologia, de demanda, etc. É possível, de maneira simplificada, entender quais são os mecanismos de transmissão dessas perturbações na economia, e como a autoridade monetária deve agir para arrefecer os impactos sofridos.

Ainda que sejam a classe de modelos dominante na academia e nos bancos centrais, existem diversas imperfeições nos modelos DSGEs. Diversos autores criticam suas hipóteses e argumentam que ele deveria deixar de ser utilizado, tendo em vista seu caráter extremamente abstrato, complexo e irreal. A maior parte dessas críticas são fruto de desconhecimento das evoluções de modelagem recentes. Entretanto, outras críticas, como aquelas a respeito da linearidade do estado estacionário e do horizonte infinito de tempo, são factíveis e devem ser levadas em consideração. Mesmo assim, há um consenso que o DSGE é o melhor que a teoria econômica pode apresentar atualmente, e que, com o avanço na modelagem, eles podem superar essas críticas e trazerem resultados ainda mais próximos da realidade (EICHENBAUM et al., 2020; GALÍ, 2017; CHRISTIANO et al., 2018).

## 3.2 O MODELO

O modelo a ser estimado nesse trabalho é um DSGE Novo-Keynesiano de quatro equações com mudança markoviana do regime de pass-through cambial. De uma maneira geral, o modelo será simples, pois a utilização da mudança de regime markoviana já é bastante pesada computacionalmente. Fazer um modelo com muitas equações poderia impossibilitar ou levar a uma estimação dos parâmetros estruturais imprecisa (MARODIN; PORTUGAL, 2019).

Historicamente, os modelos DSGE tendem a possuir parâmetros estruturais fixos. Contudo, cada vez mais evidências mostram que alguns parâmetros estruturais são não-lineares ao longo do tempo. A modelagem de DSGE ainda não incorporou completamente essas não-linearidades devido ao seu peso computacional. Mesmo assim, há uma tendência crescente de utilizar não-linearidades dos parâmetros estruturais nos DSGEs, uma vez que ela permite que o modelo incorpore mudanças de política econômica e heterocedasticidade (MARODIN; PORTUGAL, 2019; BAELE et al., 2015).

As hipóteses assumidas pelo modelo a ser estimado são as clássicas dos DSGEs: mercado em concorrência monopolística, funções de utilidade e de produção bem definidas e bem-comportadas, período de vida infinito, expectativas racionais e adaptativas, etc. Uma hipótese extra do modelo é que as expectativas racionais, em vez de serem dadas endogenamente ao modelo, serão obtidas através de pesquisas de mercado. As razões disso serão abordadas posteriormente. No modelo, serão utilizados apenas três agentes: consumidores, firmas e autoridade monetária. Como o foco primário é estimar o pass-

through do câmbio para a inflação, não é necessário acrescentar outros agentes.

Tendo em vista que o objetivo central do trabalho é a estimação do pass-through cambial, a derivação das equações do modelo não será mostrada. Basta saber que essas equações representam as condições de primeira ordem log-linearizadas do comportamento ótimo de cada um dos agentes.

O modelo utilizado em Marodin e Portugal (2019), e logo nesse trabalho, começa com o seguinte conjunto de equações:

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t + \kappa_1 \Delta e_{t-1} + \epsilon_{\pi,t} \quad \epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2) \quad (3.1)$$

$$y_t = \mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu) y_{t-1} - \phi (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_{y,t} \quad \epsilon_{y,t} \sim N(0, \sigma_{IS}^2) \quad (3.2)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) [\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t] + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{MP}^2) \quad (3.3)$$

$$\Delta e_t = \rho_e \Delta e_{t-1} + \epsilon_{e,t} \quad \epsilon_{e,t} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (3.4)$$

Onde  $\pi_t$  a taxa de inflação no período  $t$ ,  $y_t$  o hiato do produto,  $i_t$  a taxa nominal de juros definida pela autoridade monetária e  $\Delta e_t$  a variação cambial ocorrida ao longo do período  $t$ . Todas as quatro equações sofrem choques aleatórios de média zero e variância constante. Os choques são denominados da seguinte maneira:  $\epsilon_{\pi,t}$  é o choque de oferta agregada,  $\epsilon_{y,t}$  é o choque de demanda agregada,  $\epsilon_{i,t}$  é o choque de política monetária e  $\epsilon_{e,t}$  é o choque cambial. Como no nosso modelo assumimos que as expectativas são racionais e adaptativas, os parâmetros  $\delta$  e  $\mu$  representam o grau em que os agentes são *forward looking*. Esses dois parâmetros só podem ter valores entre 0 e 1. O parâmetro  $\phi$  mede o quão sensível o hiato do produto é em relação a mudanças na taxa de juros real. O parâmetro  $\lambda$  define o quanto da inflação é determinada pelo hiato do produto.  $\rho_i$  é um parâmetro suavizador da política monetária, e  $\rho_e$  suaviza a variação cambiais. Já  $\beta$  e  $\gamma$  determinam o peso que a autoridade monetária dá a desvios na expectativa de inflação e no hiato do produto, respectivamente. Por fim,  $\kappa_1$  é o parâmetro de maior interesse, uma vez que, após estimado, definirá o grau de pass-through do câmbio para a inflação.

Note que as equações do modelo são muito similares àquelas mencionadas na seção anterior. A equação (3.1) representa a oferta agregada (curva AS ou curva de Phillips), a equação (3.2) representa a demanda agregada (curva IS), a equação (3.3) representa uma regra de política monetária (regra de Taylor) e a equação (3.4) avalia a variação da taxa de câmbio ao longo do tempo. Nela, assumimos que a variação da taxa de câmbio segue um processo AR(1). A intuição econômica apresentada na seção anterior continua valendo para essas equações.

Duas ressalvas quanto ao coeficiente de pass-through,  $\kappa_1$ , são necessárias. Primeiro, os impactos das variações cambiais na economia ocorrem por meio do impacto na curva de oferta agregada. Isso significa que o modelo só consegue medir o impacto direto da variação cambial no nível de preços, ou seja, só serão medidos os efeitos diretos do pass-through

cambial. Assim, são desconsiderados possíveis efeitos indiretos no pass-through cambial, como variações na demanda agregada proveniente de mudanças entre os preços relativos dos bens domésticos e importados. A omissão dos efeitos indiretos tende a diminuir o coeficiente de pass-through cambial calculado. Marodin e Portugal (2019) argumentam que a opção por essa metodologia decorre da maior complexidade de utilizar um modelo que contemple todos os possíveis efeitos que a variação cambial pode ter no nível de preços. Essa inclusão acarretaria um modelo com mais equações, tendo em vista a necessidade de modelar o setor externo. O excesso de equações poderia levar à dificuldade na estimação dos parâmetros do modelo, uma vez que a quantidade de observações utilizadas não será muito elevada.

A segunda ressalva é sobre a quantidade de *lags* utilizada. Usualmente, a literatura empírica considera as variações cambiais do período presente, e de outros quatro períodos anteriores, pois isso permite a análise dos impactos da variação cambial de um ano, somada a variação do período atual, no nível de preços. É necessário analisar esse grande horizonte de tempo, pois os preços não são ajustados imediatamente, tendo em vista a sua rigidez nominal (GOPINATH, 2015). Entretanto, no modelo apresentado, é considerado apenas o *lag* de um período, omitindo o impacto das variações cambiais de outros períodos no nível de preços. Essa escolha inicial foi feita em decorrência da simplificação matemática que ela gera. Provavelmente, a utilização de apenas um lag enviesará para baixo o coeficiente de pass-through final.

Dito isso, outra característica marcante na estimação e na concepção do atual modelo é o uso das pesquisas de expectativas de mercado, em detrimento da estimação endógena das expectativas dos agentes. Essa abordagem facilita muito o cálculo da função de verossimilhança e a identificação das mudanças do regime, uma vez que elimina variáveis de estado não observadas. Na maioria dos modelos DSGE, as expectativas racionais dos agentes econômicos são estimadas a partir das variáveis independentes utilizadas no modelo. Entretanto, essa metodologia é computacionalmente pesada e não gera necessariamente resultados melhores. Diversos estudos evidenciam que a utilização de expectativas do mercado melhora a precisão dos modelos, quando esses são utilizados para previsões fora da amostra. Isso ocorre porque as expectativas de mercado incorporam uma maior quantidade de informações do que as disponíveis no modelo, que estão restritas, nesse caso, às equações (3.1) a (3.4). Por outro lado, esses dados podem sofrer com um viés de omissão de informação ou de comportamento oportunista dos analistas de mercado. De uma maneira geral, como buscamos um modelo simples, essa opção metodológica é muito positiva (MARODIN; PORTUGAL, 2019; BAELE et al., 2015).

As expectativas do modelo são modeladas seguindo Baele et al. (2015):

$$\pi_t^f = \alpha E_t \pi_{t+1} + (1 - \alpha) \pi_{t-1}^f + w_t^\pi \quad w_t^\pi \sim N(0, \sigma_f^\pi) \quad (3.5)$$

$$y_t^f = \alpha E_t y_{t+1} + (1 - \alpha) y_{t-1}^f + w_t^y \quad w_t^y \sim N(0, \sigma_f^y) \quad (3.6)$$

Note que a inflação prevista (forecasted),  $\pi_t^f$ , pelos agentes econômicos para o período presente depende da previsão do período anterior,  $\pi_{t-1}^f$ , da previsão futura dada pelas pesquisas de mercado,  $E_t\pi_{t+1}$ , e de um ruído branco,  $w_t^f$ . Há, também, um mecanismo de ajuste gradual das expectativas do mercado por parte dos agentes do modelo. Se  $\alpha = 1$ , o ajuste seria imediato, ou seja, as expectativas dos agentes econômicos seriam iguais às expectativas do mercado, acrescidos de um ruído branco. Para simplificar o modelo, assume-se que as variâncias de  $w_t^\pi$  e  $w_t^y$  são nulas. Logo, as expectativas dos agentes são uma função determinística das expectativas de mercado presente e passada.

Até agora, o modelo apresentado não passa de um simples DSGE. Falta acrescentar o mecanismo de mudança de regime. Seguindo Marodin e Portugal (2019), definimos uma variável discreta não observável,  $S_t$ , que pode ter os valores 0 ou 1. Cada um desses valores indica um estado da economia diferente. Logo, há uma dicotomia entre dois regimes distintos da economia, 0 e 1, o que impactará o valor de alguns parâmetros em cada período. A variável  $S_t$  segue um processo Markoviano de primeira ordem, no qual  $P[S_t = 0|S_{t-1} = 0] = p_{00}$ ;  $P[S_t = 1|S_{t-1} = 0] = p_{01} = (1 - p_{00})$ ;  $P[S_t = 1|S_{t-1} = 1] = p_{11}$ ;  $P[S_t = 0|S_{t-1} = 1] = p_{10} = (1 - p_{11})$ . Como o interesse do trabalho é analisar apenas as variações do regime de pass-through cambial, a mudança de regime é implementada apenas nas variáveis que o concernem. Sendo assim, o parâmetro  $\kappa_1$  e a variância  $\sigma_{AS}^2$  dependem conjuntamente do estado da economia, alterando-se a notação para  $\kappa_{1S_t}$  e  $\sigma_{AS}^2(S_t)$ , respectivamente. Dentre as equações (3.1) a (3.4), a única que sofre alterações é a (3.1), de oferta agregada. Após a inserção da mudança de regime e da modelagem das expectativas de (3.5) e (3.6) nas equações (3.1) até (3.4), obtém-se às seguintes equações finais do modelo:

$$\pi_t = \frac{\delta}{\alpha} \left( \pi_t^f - (1 - \alpha)\pi_{t-1}^f \right) + (1 - \delta)\pi_{t-1} + \lambda y_t + \kappa_{1S_t} \Delta e_{t-1} + \epsilon_{\pi,t} \quad \epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2(S_t)) \quad (3.7)$$

$$y_t = \frac{\mu}{\alpha} \left( y_t^f - (1 - \alpha)y_{t-1}^f \right) + (1 - \mu)y_{t-1} - \phi i_t + \frac{\phi}{\alpha} \left( \pi_t^f - (1 - \alpha)\pi_{t-1}^f \right) + \epsilon_{y,t} \quad \epsilon_{y,t} \sim N(0, \sigma_{IS}^2) \quad (3.8)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) \left[ \frac{\beta}{\alpha} \left( \pi_t^f - (1 - \alpha)\pi_{t-1}^f \right) + \gamma y_t \right] + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{MP}^2) \quad (3.9)$$

$$\Delta e_t = \rho_e \Delta e_t + \epsilon_{e,t} \quad \epsilon_{e,t} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (3.10)$$

Veja que introdução da mudança de regime markoviana permite a existência de dois coeficientes de pass-through cambial,  $\kappa_{10}$  e  $\kappa_{11}$ . Portanto, é possível incorporar ao modelo a regularidade empírica de que o pass-through cambial varia de acordo com o cenário macroeconômico do país. Por hipótese, assumimos que o regime de menor variância será atrelado ao estado da economia 0, isto é,  $\sigma_{AS}^2(S_t = 0) < \sigma_{AS}^2(S_t = 1)$ .

Para facilitar a estimação futura do modelo, o modelo final da forma matricial é o seguinte:

$$AX_t = BX_t^f + DX_{t-1}^f + G_{S_t}X_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma(S_t)) \quad (3.11)$$

Onde as matrizes da equação acima são dadas por:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \phi & 0 \\ 0 & -(1-\rho_i)\gamma & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, G_{S_t} = \begin{bmatrix} (1-\delta) & 0 & 0 & \kappa_{1S_t} \\ 0 & (1-\mu) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_i & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_e \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} \frac{\delta}{\alpha} & 0 \\ \frac{\phi}{\alpha} & \frac{\mu}{\alpha} \\ \frac{(1-\rho_i)\beta}{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, D = \begin{bmatrix} -\frac{\delta(1-\alpha)}{\alpha} & 0 \\ -\frac{\phi(1-\alpha)}{\alpha} & -\frac{\mu(1-\alpha)}{\alpha} \\ -\frac{(1-\rho_i)(1-\alpha)\beta}{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma(S_t) = \begin{bmatrix} \sigma_{AS}^2(S_t) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{IS}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{MP}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{\theta}^2 \end{bmatrix}, X_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ i_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix}, X_t^f = \begin{bmatrix} \pi_t^f \\ y_t^f \end{bmatrix}$$

Assumindo  $\alpha \neq 1$  e que a matriz  $A$  é invertível ( $\det A \neq 0$ ), escreve-se (3.11) como (3.12), onde  $\Omega_1 = A^{-1}B$ ,  $\Omega_2 = A^{-1}D$ ,  $\Omega_3 = A^{-1}G_{S_t}$  e  $\Gamma = A^{-1}$ .

$$X_t = \Omega_1 X_t^f + \Omega_2 X_{t-1}^f + \Omega_3(S_t) X_{t-1} + \Gamma \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma(S_t)) \quad (3.12)$$

## 4 ESTIMAÇÃO

Nesta seção, serão abordados os aspectos referentes à origem dos dados e à estimação do modelo. Primeiro, serão detalhadas as fontes dos dados e testes de estacionariedade. Depois disso, será feita uma breve introdução a respeito das cadeias de Markov, uma peça fundamental para o modelo a ser estimado. Serão abordadas algumas propriedades e características básicas delas. Por fim, será apresentado o algoritmo de estimação dos parâmetros do modelo. O algoritmo envolve uma maximização restrita de uma função log de verossimilhança, com um caráter Bayesiano, no qual a cada período um novo conjunto de informação é contabilizado na estimação dos parâmetros.

### 4.1 DADOS

O período de estimação do modelo inicia-se no primeiro trimestre de 2000 e termina no primeiro trimestre de 2022, totalizando 89 observações trimestrais. Como já afirmado, o período de maior interesse é o da pandemia de Covid-19, que se inicia no primeiro trimestre de 2020 e persiste até o final da amostra. Para estimar o modelo, são necessárias seis variáveis observáveis: inflação, hiato do produto, taxa de juros real, variação cambial e expectativas de inflação e de hiato do produto obtidas por meio de pesquisas de mercado.

Para obter a inflação trimestral, foi utilizado o IPCA dessazonalizado. O IPCA é um índice mensal, por isso foi necessário acumulá-lo trimestralmente, e depois dessazonalizá-lo por meio de um ajuste sazonal multiplicativo por média móvel sob os dados trimestrais. Especificamente, o método utilizado foi o X-12-ARIMA, desenvolvido pelo U.S. Census Bureau.<sup>1</sup> A variação cambial trimestral foi obtida através da diferença entre o valor da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) entre o início e o final do período.<sup>2</sup>

Existem várias maneiras para calcular o hiato do produto, tendo em vista que ele leva em consideração o produto potencial e este não é uma variável de fácil mensuração. Optou-se por calculá-lo a partir do logaritmo do PIB trimestral a valores de mercado dessazonalido<sup>3</sup>, aplicando sobre esse valor o filtro de Hodrick-Prescott (HP) e selecionando o componente restante e denominando-o de hiato do produto. A função do filtro HP é retirar a tendência de séries temporais. Embora muito polêmico, ele ainda é uma das ferramentas mais utilizadas para essa finalidade, principalmente em decorrência de sua fácil

<sup>1</sup> A série foi retirada do Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS-BCB), com o código 433.

<sup>2</sup> série 3696 do SGS-BCB.

<sup>3</sup> Série 22109 do SGS-BCB.

utilização. A série suavizada através do filtro HP é obtida através da seguinte minimização:

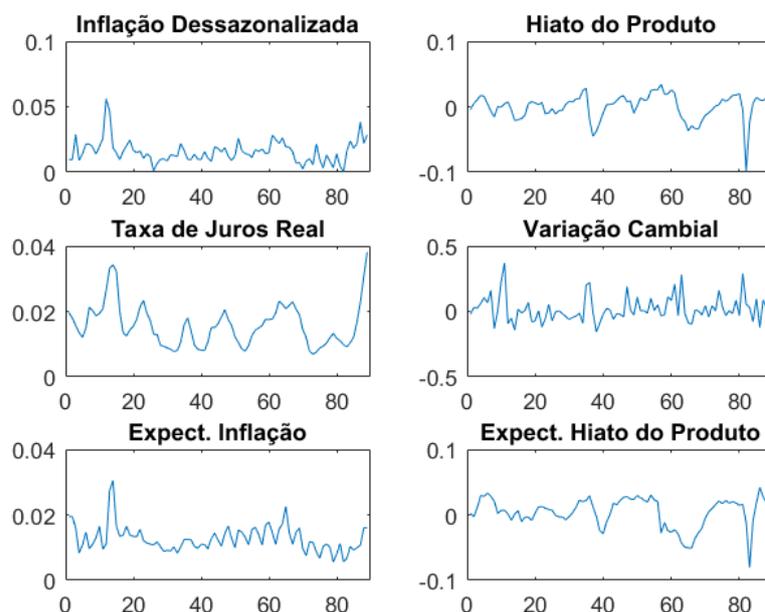
$$\min_{\{\hat{x}_t\}_{t=0}^T} \left\{ \sum_{t=0}^T (X_t - \hat{X}_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} \left( (\hat{X}_{t+1} - \hat{X}_t) - (\hat{X}_t - \hat{X}_{t-1}) \right)^2 \right\}$$

Usualmente, utiliza-se  $\lambda = 1600$  para observações trimestrais. O hiato do produto,  $\tilde{X}_t$ , é dado, então, por  $\tilde{X}_t = X_t - \hat{X}_t$ , com  $X_t$  o PIB observado no período  $t$ . Seguindo o que foi proposto em Marodin e Portugal (2019), o hiato do produto foi calculado a partir de 1996, a fim de evitar problemas no início da série.

Para calcular a taxa de juros real, inicialmente obteve-se a taxa Selic over mensal (% a.a.), contida no IPEA Data, e acumulou-se os valores trimestralmente. Deste valor, descontou-se a taxa de juros real de longo prazo, obtida através da tendência obtida pela utilização do Filtro HP sob a taxa de juros real (taxa de juros nominal - taxa de inflação). Desse modo, a torna-se série estacionária, já que elimina-se a tendência de longo prazo de alteração da média da série dos dados em decorrência da redução da taxa de juros real de longo prazo.

Para obter as expectativas dos agentes referentes à inflação e ao hiato do produto, utilizou-se a pesquisa de expectativas de mercado do Banco Central do Brasil, disponível no Sistema de Expectativas do Banco Central do Brasil. Utilizou-se a mediana das expectativas para a variação no IPCA para os três meses seguintes medidas no primeiro útil do primeiro mês, a fim de evitar qualquer tipo de endogeneidade que choques inflacionários possam ter na expectativa de inflação futura dos meses. Por fim, para calcular as expectativas sobre o hiato do produto, primeiramente, obteve-se as expectativas de crescimento anual real do PIB (% a.a.) e calculou-se o crescimento trimestral equivalente. Depois, projetou-se o PIB real esperado para  $t + 1$ , adicionando-o à série dessazonalizada já observada até  $t$ . Então, tomou-se o logaritmo da nova série e retirou-se a tendência por meio do Filtro HP. Esse valor residual é a expectativa do hiato do produto. A Figura 1 mostra a amostra completa dos dados que a serem utilizados.

Figura 1 – Séries Utilizadas (2000 I - 2022 I)



Fonte: BCB e IBGE

Uma das hipóteses do modelo e do algoritmo é que as séries de dados sejam estacionárias, isto é, possuam média, variância e autocorrelação constantes ao longo do tempo. Para verificar a estacionariedade das séries, foram utilizados testes de raiz unitária, que procuram identificar a existência ou não de raízes unitárias na série. Uma série que possui raiz unitária é não-estacionária, logo queremos rejeitar a hipótese de que a série de dados possua uma raiz unitária. Os testes utilizados foram o Augmented Dickey-Fuller e o Phillips-Perron, no qual a hipótese nula é a existência de uma raiz unitária na série de dados. As Tabelas 1 e 2 mostram o resultado desses testes para duas amostras diferentes, uma completa e a outra excluindo o período da pandemia. De um modo geral, vemos que a amostra completa performa melhor nos testes de estacionariedade.

Tabela 1 – Tested de Estacionariedade - Amostra até 2019 IV

	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron	
	Teste-t	<i>p-valor</i>	Lags	Teste-t	<i>p-valor</i>
$\pi_t$	-5,0974	0,0000	0	-5,0825	0,0000
$y_t$	-2,7512	0,2684	0	-3,1932	0,09504
$i_t$	-4,5109	0,0000	1	-3,0259	0,1559
$\Delta e_t$	-7,6257	0,0000	0	-7,5574	0,0000
$E\pi_{t+1}$	-5,9998	0,0000	1	-4,7493	0,0000
$Ey_{t+1}$	-2,1908	0,4976	0	-2,5986	0,3308

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 2 – Tested de Estacionariedade - Amostra Completa

	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron	
	Teste-t	<i>p-valor</i>	Lags	Teste-t	<i>p-valor</i>
$\pi_t$	-1,9921	0,0449	0	-5,004	0,0000
$y_t$	-4,2966	0,0000	0	-4,3457	0,0000
$i_t$	-3,7703	0,0048	1	-2,1407	0,5182
$\Delta e_t$	-8,3274	0,0000	0	-8,3726	0,0000
$E\pi_{t+1}$	-5,9334	0,0000	1	-4,9215	0,0000
$Ey_{t+1}$	-3,2484	0,0018	0	-3,4509	0,04975

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados dos testes de raiz unitária nos mostram que as séries utilizadas são de fato estacionárias, especialmente quando utilizamos a amostra completa. Todas elas apresentam *p-valor* no teste Augmented Dickey-Fuller inferior a 5%, o valor crítico definido no trabalho. Isso indica que todas elas rejeitam a hipótese nula de existência de raiz unitária com 95% de confiança. Ademais, a única série que não consegue rejeitar a hipótese nula a 5% no teste de Phillips-Perron foi a taxa de juros. De fato, essa série possui um *p-valor* bastante elevado no teste. No entanto, isso não representa um grande problema, pois pelo menos um dos teste rejeitou a existência de raiz unitária nessa série. Sendo assim, a possível não-estacionariedade dos dados não deve ser um problema para a estimação do modelo.

## 4.2 CADEIAS DE MARKOV

Uma cadeia de Markov é um caso específico de um processo estocástico. De maneira simples, um processo estocástico é um conjunto de variáveis aleatórias indexadas no tempo que evoluem estocasticamente. A característica que diferencia uma cadeia de Markov dos demais processos estocásticos é a propriedade markoviana, na qual o estado seguinte depende apenas do do estado atual, independentemente de quais estados o precederam. Sendo assim, define-se uma cadeia de Markov como uma sequência  $X_0, X_1, \dots$  de variáveis aleatórias, tal que  $Pr[X_{n+1} = x | X_0, X_1, \dots, X_n] = Pr[X_{n+1} = x | X_n]$ . Na prática, existem cadeias de Markov que dependem de seus  $r$  estados anteriores, e são chamadas de cadeias de Markov de ordem  $r$ . Todos os possíveis valores de  $X_n$ , seja ele finito ou infinito, é chamado de espaço de estado.<sup>4</sup>

De uma maneira geral, as cadeias de Markov são caracterizadas por três elementos: um espaço de estados, uma distribuição inicial sobre o espaço de estado e um conjunto de probabilidades de transição, que definem a probabilidade de mudança de um estado para

<sup>4</sup> As cadeias de Markov possuem esse nome em homenagem ao matemático russo Andrei Markov (1856-1922), que liderou uma série de estudos sobre elas. Desde então, as cadeias de Markov tornaram-se fundamentais para diversos campos da ciência, como na química, na física, na estatística, na economia em finanças, no reconhecimento de fala, no algoritmo de busca do Google, entre outros.

outro. As probabilidades de transição de uma cadeia de Markov com espaço de estado de tamanho  $N$  são representadas por meio de uma matriz  $P(N \times N)$ , na qual o elemento  $p_{ij}$  representa a probabilidade de transição de um sistema que está no estado  $i$  para o estado  $j$ , com  $i, j \in \{1, 2, \dots, N\}$ . Note que pela definição de probabilidade, necessariamente  $\sum_{j=1}^N p_{ij} = 1, \forall i \in \{1, 2, \dots, N\}$ .

Outro aspecto importante é que a probabilidade de que, após um período de tempo  $t$ , a probabilidade de que o sistema passe do estado  $i$  para o estado  $j$  é denotada por  $p_{ij}^{(t)} = Pr[X_{n+t} = j | X_n = i]$ . Para calcular esse valor, utiliza-se a equação de Chapman-Kolmogorove  $p_{ij}^{(n)} = \sum_{k=1}^N p_{ik}^{(m)} p_{kj}^{(n-m)}, \forall i, j \in \{1, 2, \dots, N\}$ . Fazendo  $m = 1$ , calculamos a probabilidade de transição de  $n$ -etapas de maneira recursiva. Observando de uma maneira distinta, podemos perceber que a fórmula de Chapman-Kolmogorove é na verdade a fórmula de multiplicação de uma matriz ( $c_{ij} = \sum_{k=1}^N a_{ik} b_{kj}$ ). Logo, se quisermos calcular a matriz de probabilidades de transição de  $n$ -etapas adiante, basta fazermos  $P^{(n)} = PP^{(n-1)} = \dots = P^n$ . Essa fórmula pode ser utilizada para fazer previsões acerca do estado futuro do sistema analisado.

A seguir, serão apresentadas algumas características úteis das cadeias de Markov, que estão presentes na grande maioria delas. Diz-se que uma cadeia de Markov é de tempo homogêneo quando  $Pr[X_{n+t} = x | X_n = y] = Pr[X_{m+t} = x | X_m = y], \forall n, m, t$  tais que os índices estejam dentro do horizonte de tempo. Isso significa que, independentemente de qual for o período desejado, em uma cadeia de Markov de tempo homogêneo, dado um estado  $y$ , após um tempo  $t$ , a probabilidade de que o estado seja  $x$  é a mesma, independentemente de qual foi o período inicial escolhido.

Outras características a serem analisadas nas cadeias de Markov é a sua redutibilidade e a sua periodicidade, uma vez que as irreduzíveis e aperiódicas possuem propriedades desejáveis, especialmente quando tratamos do equilíbrio estacionário do sistema. Uma cadeia de Markov é dita irreduzível se é possível chegar a qualquer estado a partir de qualquer estado. Formalmente, tal condição pode ser expressa se  $\forall i, j \in \{1, 2, \dots, N\}, \exists n_{ij}; Pr[X_{n_{ij}} = j | X_0 = i] = p_{ij}^{(n_{ij})} > 0$ . Note que uma cadeia de Markov com espaço de estado  $\{0, 1\}$  será redutível caso  $p_{00} = 1$  ou  $p_{11} = 1$ , porque, no momento em que o sistema estivesse no estado 0 ou 1, não seria possível sair desse estado. Uma cadeia de Markov é dita periódica se o sistema retornar a determinado estado em múltiplos de passos de tempo  $k$ . Isto é, se  $\exists k, i, \forall n; p_{ii}^{(nk)} = 1$ .

A periodicidade e a redutibilidade são importantes porque elas possuem uma forte relação com a ergodicidade do processo. Caso uma cadeia de Markov seja irreduzível, de espaço de estado finito e com todos os estados aperiódicos, então ela é ergódica. Intuitivamente, uma cadeia de Markov é ergódica se qualquer estado pode ser alcançado de qualquer outro estado após um número qualquer de etapas. A ergodicidade, por sua vez, é importante porque ela garante que existirá uma distribuição estacionária. Utilizando

o Teorema de Perron-Frobenius, podemos mostrar que para uma cadeia de Markov ergódica com matriz de transição  $P$ , existirá uma distribuição estacionária  $\pi$  tal que  $\lim_{k \rightarrow -\infty} P^k = 1\pi^T$ .

Uma das características mais interessantes das cadeias de Markov é com relação a sua distribuição estacionária,  $\pi$ . Caso a cadeia de Markov cumpra as condições descritas no parágrafo anterior, dizemos que existe uma única distribuição estacionária para uma cadeia de Markov com matriz de transição  $P$ . Essa distribuição independe de qual for o estado inicial do processo ( $\pi_{ik} = \pi_{jk} = \pi_k \forall i, j, k \in \{1, 2, \dots, N\}$ ). Em termos intuitivos, a distribuição estacionária é aquela na qual o valor futuro, dadas as probabilidades de transição, será o mesmo. Isto é,  $\pi = \pi P$ , com  $\pi$  um autovetor esquerda da matriz  $P$ , cujo autovalor associado é 1. Dessa relação e das propriedades básicas da probabilidade, temos que, se existir, os elementos da matriz da distribuição estacionária devem obedecer a duas condições:

1.  $\pi_j = \sum_{i=1}^N \pi_i p_{ij}, \forall i, j \in \{1, 2, \dots, N\}$
2.  $\sum_{j=1}^N \pi_j = 1$

Na estimação do modelo, as cadeias de Markov entrarão na parte de modelagem da mudança de estado da economia. Logo, uma hipótese fundamental é de que o estado da economia no presente período depende apenas do estado do período anterior, como feito em Hamilton (1989), ou seja, trabalharemos com uma cadeia de Markov de primeira ordem. Matematicamente, teremos que  $Pr[S_t = j | S_{t-1} = i, \psi_{t-1}] = Pr[S_t = j | S_{t-1} = i], \forall i, j \in \{0, 1\}$ . Note que o espaço de estado do problema é  $\{0, 1\}$ .

### 4.3 ALGORITMO

Para estimar o modelo proposto na seção anterior, será utilizada a metodologia inicialmente proposta por Hamilton (1989; 1994) e posteriormente aprofundada e esquematizada em Kim e Nelson (1999). De acordo com Kim e Nelson (1999), existem duas maneiras de estimar modelos com mudança markoviana a partir de uma abordagem bayesiana: a clássica, baseada na maximização de uma função de máxima verossimilhança, e o método de amostragem de Gibbs. Os autores afirmam que ambas possuem pontos positivos e negativos, logo optou-se por utilizar a abordagem clássica.

A notação utilizada será a mesma de Kim e Nelson (1999), onde  $\psi_{t-1}$  é o conjunto de informação disponível no período  $t-1$ ,  $y_t = [X_t X_t^f]'$  são os dados observados no período  $t$  e  $\theta$  é o vetor com todos os parâmetros a serem estimados, incluindo as probabilidades de transição  $Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p; Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q$ . Assim, serão estimados 18

parâmetros estruturais:

$$\theta = \{\delta, \lambda, \kappa_{1S_t}(S_t = 0), \kappa_{1S_t}(S_t = 1), \mu, \phi, \rho_i, \beta, \gamma, \rho_e, \alpha, \sigma_{AS}(S_t = 0), \sigma_{AS}(S_t = 1), \sigma_{IS}, \sigma_{MP}, \sigma_e, p, q\}$$

Antes de partir para a apresentação do algoritmo, é necessário fazer algumas hipóteses a respeito do comportamento da série. A fim de assegurar que a cadeia de Markov seja ergódica e que ela convirja para um único estado estacionário, supõe-se  $p, q \in (0, 1)$ . Além disso, assume-se que os dados não possuem autocorrelação serial ( $Cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0, i \neq j$ ), o que é plausível dados os testes realizados na subseção anterior.

Para compreender corretamente cada passo do algoritmo, é preciso esclarecer duas propriedades das funções de densidade.

**Propriedade 1:** Dadas duas variáveis aleatórias  $X, Y$ , temos

$$f(x, y) = f(y|x) \cdot f_X(x)$$

Onde  $f(x, y)$  é a função de densidade conjunta de  $X$  e  $Y$  e  $f_X(x)$  é a função de densidade marginal de  $X$ .

**Propriedade 2:** Sejam  $X$  e  $Y$  duas variáveis aleatórias, com  $X$  sendo discreta. Então, a função de densidade marginal de  $Y$  é dada por:

$$f_Y(y) = \sum_{x \in R} f(x, y)$$

O algoritmo consiste em encontrar os parâmetros que maximizam a função log de verossimilhança para o período de tempo da amostra,  $\ln L = \sum_{t=1}^T \ln(f(y_t))$ , ou seja, queremos maximizar  $\ln L(y_t; \theta)$ . No entanto, a fim de determinar a função log de verossimilhança, é preciso encontrar a função de densidade de  $y$ ,  $f(y_t)$ . Para isso, Kim e Nelson (1999) estabelecem dois passos simples.

**Passo 1.1:** Encontrar a função de densidade conjunta de  $y_t$  e da variável não-observável  $S_t$ , que define o estado da economia, dado o conjunto de informação disponível até o período anterior. Utilizando a Propriedade 1, conclui-se que:

$$f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1})$$

**Passo 1.2:** Finalmente, a fim de obter a distribuição marginal de  $y_t$ , basta utilizar a Propriedade 2 e integrar a variável  $S_t$ . A segunda igualdade é proveniente do Passo 1.1 e a terceira é obtida levando em consideração que a função de probabilidade de uma variável discreta com apenas dois resultados possíveis é a de Bernoulli.

$$\begin{aligned} f(y_t | \psi_{t-1}) &= \sum_{S_t=0}^1 f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1}) \\ &= \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) Pr(S_t | \psi_{t-1}) \end{aligned}$$

A seguir, obtém-se a função log verossimilhança a ser maximizada. Note que ela pode ser interpretada como uma média ponderada entre as funções de densidade condicionadas à probabilidade de a economia estar em determinado estado.

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) \Pr[S_t | \psi_{t-1}] \right\} \quad (4.1)$$

Contudo, para maximizar  $\ln L$ , ainda é preciso supor uma forma funcional para  $f(y_t)$  e também calcular a probabilidade de a economia estar em determinado estado em dado o conjunto de informação disponível até o período anterior,  $\Pr(S_t | \psi_{t-1})$ . Para resolver o último problema, seguiu-se novamente os passos propostos por Kim e Nelson (1999), que elaboram um algoritmo recursivo para determinar essas probabilidades.

**Passo 2.1:** Dado  $\Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}]$ ,  $i = 0, 1$ , a probabilidade de interesse é a seguinte:

$$\begin{aligned} \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}] &= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \\ &= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \end{aligned}$$

A primeira igualdade é explicada, novamente, pelo fato de existirem apenas dois valores possíveis para  $i$ . A segunda igualdade é obtida a partir do uso da propriedade 1 e da propriedade markoviana, na qual  $\Pr[S_t = j | S_{t-1} = i, \psi_{t-1}] = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i]$ ,  $\forall i, j \in \{0, 1\}$ .

**Passo 2.2:** Ao fim do período  $t$ , observa-se  $y_t$ , o que fornece uma maior quantidade de informações. Sendo assim, é necessário encontrar  $\Pr[S_t = j | \psi_t]$  a fim de utilizá-lo na próxima iteração.

$$\begin{aligned} \Pr[S_t = j | \psi_t] &= \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(S_t = j, y_t | \psi_{t-1})}{f(y_t | \psi_{t-1})} \\ &= \frac{f(y_t | S_t = j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^1 f(y_t | S_t = j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]} \end{aligned}$$

Acima, considerou-se  $\psi_t = \{\psi_{t-1}, y_t\}$ . Prossegue-se iterando os passos para calcular as probabilidades  $\Pr[S_t = j | \psi_t]$ ,  $\forall t = \{1, 2, \dots, T\}$ . Para finalizar, precisa-se definir as probabilidades em  $t = 0$ , a fim de obter as probabilidades em  $t = 1$ . É possível definir de várias maneiras os valores em  $t = 0$ , mas seguindo a escolha feita em Marodin e Portugal (2019), optou-se por utilizar as probabilidades de estado estacionário. Para calculá-las, basta resolver um sistema com as duas condições mencionadas na subseção Cadeias de Markov. Após resolver o sistema, obtém-se:

$$\Pr[S_0 = 0 | \psi_0] = \frac{1-p}{2-p-q} \quad \Pr[S_0 = 1 | \psi_0] = \frac{1-q}{2-p-q}$$

Finalmente, resta definir uma forma funcional para a função de densidade,  $f(y_t)$ . Em linha com a literatura, decidiu-se atribuir uma distribuição de probabilidade normal multivariada em volta de  $y_t$ , com a média igual ao valor previsto dado o conjunto de informação disponível até o período anterior e com a variância igual a variância do modelo para o período  $t$ . A forma genérica dessa normal é a seguinte:

$$f(\mathbf{y}; \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n * \det(\boldsymbol{\Sigma})}} * e^{-\frac{1}{2} * ((\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})^T \cdot \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \cdot (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}))}$$

Com  $y$  um vetor de dimensão  $n$  de variáveis aleatórias,  $\mu$  um vetor  $n$ -dimensional com as médias de cada uma das variáveis aleatórias e  $\Sigma$  a matriz  $n \times n$  de covariâncias das variáveis aleatórias.

Alterando a notação e passando para de Hamilton (1994),  $y_t = [X_t]$ ,  $x_t = [X_t^f X_{t-1}^f X_{t-1}]$ ,  $\Omega_{Var}(S_t) = \Gamma \Sigma(S_t) \Gamma'$ ,  $\Pi(S_t)' = [\Omega_1 \Omega_2 \Omega_3(S_t)]$ . Assim, o modelo na forma reduzida de (3.12) pode ser escrito como um modelo VAR:

$$y_t = \Pi(S_t)' x_t + u_t \quad u_t \sim N(0, \Omega_{Var}(S_t)) \quad (4.2)$$

Sendo assim, para cada iteração do algoritmo, define-se a função de densidade marginal do modelo VAR, dado  $\theta, S_t, \psi_{t-1}$ , como:

$$f(y_t | \theta, S_t, \psi_{t-1}) = (2\pi)^{-n/2} \sqrt{|(\Omega_{Var}(S_t))^{-1}|} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} [y_t - (\Pi(S_t)' x_t)]' (\Omega_{Var}(S_t))^{-1} [y_t - (\Pi(S_t)' x_t)] \right\} \quad (4.3)$$

O restante do algoritmo funciona por meio de maximização da função log de máxima verossimilhança, cuja forma funcional depende intrinsecamente da equação (4.3), restrita a alguns valores de parâmetros pré-determinados que podem ser visualizados na Tabela 3, como proposto em Marodin e Portugal (2019). Em outras palavras, o algoritmo recebe um certo valor inicial para cada parâmetro, escolhido com base nos valores encontrados pela literatura e, ao final do processo de maximização restrita da função log de máxima verossimilhança, resulta em um vetor  $\hat{\theta}$  de parâmetros ótimos. A restrição do valor dos parâmetros garante que eles possuam o sinal adequado de acordo com o previsto pela teoria.

Tabela 3 – Restrições sobre os Parâmetros

Parâmetro	Valor inicial	Mínimo	Máximo
$\delta$ - Inflação forward-looking	0,425	0	1
$\lambda$ - Inflação proveniente do hiato do produto	0,102	0	$+\infty$
$\kappa_{1S_t} (S_t = 0)$ - Pass-through do câmbio	0,005	0	1
$\kappa_{1S_t} (S_t = 1)$ - Pass-through do câmbio	0,09	0	1
$\mu$ - Complementar da formação de hábito	0,675	0	1
$\phi$ - Hiato proveniente dos juros real	0,10	0	$+\infty$
$\rho_i$ - Preferência pela suavização dos juros	0,834	0	1
$\beta$ - Preferência pela estabilização da inflação	1,10	0	$+\infty$
$\gamma$ - Preferência pela estabilização do produto	0,80	0	$+\infty$
$\rho_e$ - Inércia da taxa de câmbio	0,16	$-\infty$	1
$\alpha$ - Expectativas formadas forward-looking	0,90	0	1
$\sigma_{AS} (S_t = 0)$ - Desvio padrão do choque de inflação	0,0038	0	$+\infty$
$\sigma_{AS} (S_t = 1)$ - Desvio padrão do choque de inflação	0,0098	0	$+\infty$
$\sigma_{IS}$ - Desvio padrão do choque tecnológico	0,0108	0	$+\infty$
$\sigma_{MP}$ - Desvio padrão do choque de juros	0,0043	0	$+\infty$
$\sigma_e$ - Desvio padrão do choque cambial	0,0950	0	$+\infty$
$p$ - Probabilidade de permanência no regime 0	0,90	0	1
$q$ - Probabilidade de permanência no regime 1	0,76	0	1

Fonte: Elaboração Própria

## 5 RESULTADOS

Os resultados apresentados na seção a seguir são provenientes de simulações do modelo descrito nas seções anteriores. Será realizada uma breve discussão acerca de seus principais resultados, bem como das limitações apresentadas pelo modelo. A maior parte da análise será com a amostra completa, que começa no primeiro semestre de 2000 e vai até o primeiro semestre de 2022. Entretanto, mais especificações foram testadas a fim de garantir robustez aos resultados. A pandemia de Covid-19 pode ter gerado mudanças estruturais na economia, o que poderia levar a estimativas viesadas para o período. A estimação com a amostra reduzida (até o quarto semestre de 2019), no entanto, apresenta resultados muito similares à estimação com a amostra completa. Ademais, a discussão feita na seção 4.1 sobre a estacionariedade dos dados, exemplificada nas Tabelas 1 e 2, mostra que a inclusão do período da pandemia não implica na não-estacionariedade dos dados. Sendo assim, essa seção apresentará apenas os resultados da estimação com a amostra completa.

Uma dúvida que surgiu ao longo do trabalho é que a pandemia poderia representar um terceiro regime de pass-through cambial, tendo em vista seu caráter único. Portanto, foi realizada uma terceira estimação incluindo o período da pandemia, mas adicionando um terceiro regime de pass-through. Novamente, não foram encontradas fortes evidências da existência de um regime específico. Portanto, tudo indica que a pandemia de Covid-19 não gerou mudanças estruturais na economia que possam ser percebidas a partir do modelo aqui estimado.

### 5.1 ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS E TESTES

Os coeficientes estimados pelo algoritmo são aqueles que maximizam a função de máxima verossimilhança, dada por (4.3), sujeito às restrições da Tabela 3. O valor estimado para cada um dos parâmetros pode ser encontrado na Tabela 4. O primeiro valor abaixo de cada parâmetro é o seu valor final. Abaixo desse valor, segue o desvio padrão de cada parâmetro e entre parênteses está o *p-valor* do teste-t para verificar se o parâmetro é estatisticamente diferente de zero. Como de costume na literatura, utilizaremos o valor crítico de 5%.

Dos 18 parâmetros estimados, 13 deles são significantes a um nível de significância de 5%. Essa quantidade está de acordo com a quantidade de parâmetros significativos encontrada em Marodin e Portugal (2019). Além disso, todos os parâmetros possuem os sinais corretos tendo em vista a restrição imposta no algoritmo. A partir de uma análise mais minuciosa dos parâmetros da curva AS, verificamos que o parâmetro  $\delta$ , que mede o

Tabela 4 – Parâmetros Estimados

Parâmetros da Curva AS				
$\delta$	$\lambda$	$\kappa_{1S_t}(S_t^\pi = 0)$	$\kappa_{1S_t}(S_t^\pi = 1)$	
0,55363	0,087355	0,0064873	0,047987	
0,11335 (0,00)	0,041181 (0,04)	0,0081341 (0,29)	0,013987 (0,00)	
Parâmetros da Curva IS				
$\mu$	$\phi$			
0,21645	0,84735			
0,13067 (0,10)	0,5347 (0,11)			
Parâmetros da Regra Monetária				
$\rho_i$	$\beta$	$\gamma$		
0,69319	1,1986	0,19958		
0,076856 (0,00)	0,16107 (0,00)	0,15396(0,16)		
Parâmetros da Dinâmica Cambial			Formação de Expectativas	
$\rho_e$				$\alpha$
0,10156				1
0,12313 (0,28)				0,16763 (0,00)
Volatilidades				
$\sigma_{AS}(S_t^\pi = 0)$	$\sigma_{AS}(S_t^\pi = 1)$	$\sigma_{IS}$	$\sigma_{MP}$	$\sigma_e$
0,0046797	0,0097980	0,0162696	0,0039497	0,098995
0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Probabilidade de Transição				
$q$	$p$			
0,97035	0,97075			
0,059369 (0,00)	0,040941 (0,00)			

Fonte: Elaboração Própria

grau de *forward-looking* dos agentes quanto a inflação é próximos de 0,5, ou seja, os agentes distribuem quase igualmente o peso entre a expectativa de inflação futura e a inflação passada, com leve favorecimento para a inflação passada na determinação da inflação presente. Esses resultados estão levemente diferentes dos estimados por Vasconcelos e Divino (2012), Palma e Portugal (2014), Alves (2021), Carrara e Barros (2019) que encontram um grau de persistência inflacionária próximo a 0,25, mas similares ao encontrado por Silveira (2008), Linardi (2016) e Marodin e Portugal (2019). O parâmetro  $\lambda$ , que determina o peso que o hiato do produto possui na inflação é significativo, mas não possui um valor muito elevado, indicando que provavelmente o principal causador da inflação no Brasil ainda esteja relacionado à inflação inercial e à expectativa de inflação futura. Esse resultado é bastante comum e, de acordo com vários autores, como Arruda et al. (2011), Gonçalves et al. (2016), Carrara e Barros (2019), e Marodin e Portugal (2019), é possível afirmar que o custo do aumento do hiato do produto para a inflação é muito pequeno.

Diferentemente da AS, a curva IS possui um grau de *forward-looking*, representado por  $\mu$ , relativamente pequeno, próximo de 0,2. Isso significa que o produto brasileiro não é muito influenciado pelas expectativas, sendo o PIB anterior muito mais relevante para a explicação do PIB atual,  $(1 - \mu) \approx 0,8$ . O parâmetro  $(1 - \mu)$  também pode ser interpretado como uma proxy para a formação de hábito. Logo, a formação de hábito no Brasil é elevada. A maior parte dos autores encontram uma formação de hábito expressiva na economia brasileira (PALMA; PORTUGAL, 2014; CASTRO et al., 2015; ALVES, 2021; OLIVEIRA, 2021; RAMOS; PORTUGAL, 2019; LINARDI, 2016; VASCONCELOS; DIVINO, 2012). Por outro lado, a economia parece ser bastante influenciada pela taxa de juros real, já que o parâmetro  $\phi$  aproxima-se dos 0,85. Esse valor é bastante elevado quando comparado com o encontrado em economias desenvolvidas. Baele et al. (2015) calibram o modelo utilizando  $\phi = 0,1$ , enquanto Gonçalves et al. (2016) e Marodin e Portugal (2019) encontram  $\phi = 0,67$  e  $\phi = 0,41$ , respectivamente. Isso significa que a economia brasileira é muito suscetível a taxa de juros real, colocando um grande peso sobre a ação do Bacen.

Assim como na Curva AS e na IS, a Regra Monetária também possui um alto grau de persistência,  $\rho_i \approx 0,7$ . Esse fato está de acordo com o documentado por outros autores (MINELLA et al., 2003; FURLANI et al., 2010; PALMA; PORTUGAL, 2014; GONÇALVES et al., 2016; CASTRO et al., 2015; ALVES, 2021; OLIVEIRA, 2021; RAMOS; PORTUGAL, 2019; VASCONCELOS; DIVINO, 2012). Contudo, tal valor está distante dos 0,2513 encontrados por Marodin e Portugal (2019). Ademais, a expectativa de inflação possui um peso bastante superior ao hiato do produto na determinação taxa de juros nominal pelo Banco Central ( $\beta = 1,2$  vs  $\gamma = 0,2$ ). Ou seja, o BCB reage intensamente no combate à inflação no Brasil, deixando de lado o objetivo de manter o hiato do produto estável. A pouca importância do hiato do produto na regra de política monetária do BCB, em comparação com a inflação, é largamente documentada por outros autores, como Vasconcelos e Divino (2012), Palma e Portugal (2014), Castro et al. (2015), Gonçalves et al. (2016), Ramos e Portugal (2019), Oliveira (2021). Uma exceção é Furlani et al. (2010) que encontra um peso significativo do hiato do produto na taxa de juros nominal. Por fim, cabe ressaltar que a variação cambial é um processo pouco persistente ( $\rho_e = 0,1$ ) e a formação das expectativas é integralmente dada pela expectativas futura ( $\alpha = 1$ ). Em outras palavras, os valores passados não importam de maneira nenhuma para as expectativas de mercado, i.e. as expectativas no modelo são racionais.

Os parâmetros estimados  $\kappa_{10}$  e  $\kappa_{11}$  definem o pass-through do câmbio para a inflação com *lag* de um trimestre. O modelo claramente mostra dois regimes distintos, onde o Regime 0 possui uma pass-through inferior ao Regime 1. Além disso, o Regime 1 possui uma variância superior ao Regime 0. Por motivos que ficarão claros posteriormente, o Regime 0 pode ser considerado de estabilidade, enquanto o Regime 1 de instabilidade. Ambos regimes se mostram bastante persistentes, com a probabilidade de continuar no

mesmo estado,  $p$  e  $q$ , acima dos 97%. Em termos quantitativos, no Regime 0,  $\kappa_{10} = 0,006$ , implica que um choque de depreciação de 1% do real ante o dólar gera uma inflação no longo prazo de 0,0087%. Por outro lado, no Regime 1,  $\kappa_{10} = 0,048$ , a inflação de longo prazo sobe 0,1064% em decorrência de uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio. De um modo geral, podemos considerar que a economia brasileira possui uma boa capacidade de absorver os choques cambiais antes que eles elevem os preços ao consumidor final.<sup>1</sup>

O teste de Wald com a hipótese  $H_0 : \kappa_{10} = \kappa_{11}$  possui um  $p$ -valor próximo a 0%, o que significa que rejeitamos  $H_0$  ao nível de significância de 5%.

A literatura a respeito do pass-through do câmbio para a inflação no Brasil não é homogênea. Enquanto alguns autores encontram valores extremamente elevados (BELAISCH, 2003; GOLDFJAN; WERLANG, 2000), outros estimam coeficientes bastante inferiores, como os encontrados no presente estudo.

Uma explicação pela qual o pass-through encontrado é inferior está no caráter do choque analisado. Devido à complexidade do modelo, apenas a variação cambial do trimestre anterior é inserida na Curva de Phillips, o que impossibilita a análise dos efeitos de longo prazo da variação cambial. Como Goldfjan e Werlang (2000) mostram, o pass-through cambial atinge seu ápice um ano após a desvalorização cambial. Exemplificando, Castro et al. (2015) estimam um pass-through de 7% em 12 meses, mas de 14% em 2 anos. Ademais, o pass-through para a cesta de consumos doméstica é bem mais lenta do que para os preços dos bens importados. Como muitos estudos analisam apenas o pass-through para os bens importados, é natural que a presente estimativa seja inferior. Por exemplo, Kannebley Júnior et al. (2022) encontram um pass-through do câmbio para o IPCA entre 9% e 22%, enquanto o pass-through estimado para os bens importados encontrado está entre 76% e 83%. Já Ferreira e Mattos (2021) estimam um pass-through para os bens importados de 100% no longo prazo.

Por outro lado, diversos autores encontram um pass-through cambial semelhante ao estimado. Pimentel et al. (2016) encontram um pass-through para o IPCA de 7% e Correa e Minella (2010) de 20%. Além disso, vários autores testam hipóteses de repasses não-lineares na economia brasileira: Tombini e Alves (2006) encontram um pass-through entre 0 e 0,08, Carneiro et al. (2002) entre 5,6% e 11%, Nobre Fernandez et al. (2018) encontram 0,08 pré-crise de 2008 e 0,02 pós-2008. Pimentel et al. (2016) estimam o pass-through de uma desvalorização próxima a 11%, ante um pass-through de 3% em casos de valorização do Real.

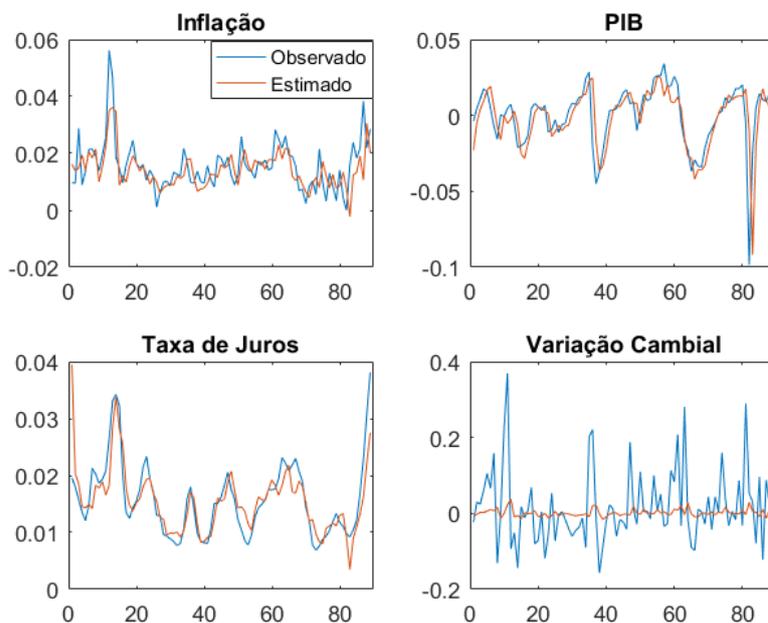
---

<sup>1</sup> Foi estimado um DSGE sem mudança de regime markoviana. O resultado para os parâmetros são bastante similares. O coeficiente de pass-through é  $\kappa_1 = 0,0197$ , o que implica em um aumento de 0,04072% na inflação no longo prazo para uma depreciação cambial de 1%. Note que o pass-through é um valor intermediário entre os dois regimes distintos. É interessante ressaltar que, se o BCB utilizar um DSGE sem mudança de regime para o pass-through cambial, estará sempre estimando um valor errado para o pass-through, o que pode levar a uma tomada de decisão imprecisa sobre a taxa de juros.

O pass-through cambial é considerada tão baixo que muitas vezes o BCB não altera a taxa Selic em decorrência de variações cambiais. Diversos autores que analisam os componentes da função de reação do BCB não encontram um efeito significativo da variação cambial na taxa de juros (PALMA; PORTUGAL, 2014; GONÇALVES et al., 2016; ALVES, 2021). Ainda que seja pequeno, é possível que a negligência do BCB em relação ao pass-through cambial leve a uma inflação maior que a esperada em casos de forte desvalorização cambial.

Os regimes de pass-through estimados são bastante estáveis, com ambas probabilidades de transição próximas de 3%. Isso significa que a economia brasileira possui dois regimes bem delimitados, com cada regime apresentando uma duração estimada de 34 trimestres. Marodin e Portugal (2019) encontram probabilidades de transição distintas das aqui encontradas ( $p = 0,68$  e  $q = 0,84$ ), o que significa que o regime de instabilidade deles é menos duradouro que o regime de estabilidade. Além disso, como esperado, o Regime 0, de menor pass-through, também é caracterizado por uma menor variância nos choques sobre a inflação:  $\sigma_{AS}(S_t^\pi = 0) = 0,0046$ , ante  $\sigma_{AS}(S_t^\pi = 1) = 0,0098$ .

Figura 2 – Valores Estimados e Observados



Fonte: Elaboração Própria

A Figura 2 mostra os valores projetados pelo modelo e os observados. De um modo geral, é possível afirmar que o modelo se ajusta relativamente bem aos dados, inclusive no período da pandemia. O  $R^2$  do modelo é de 0,35, abaixo dos 0,52 encontrado em Marodin e Portugal (2019). Uma maneira de avaliar se o modelo gera ou não resultados viesados é avaliar os seus resíduos. Como o modelo é um SVAR, uma das metodologias

mais utilizadas para realizar tal análise é a desenvolvida por Box & Jenkins. A partir do estudo desenvolvido pelos autores, deve-se analisar a autocorrelação serial, por meio do teste Q de Ljung-Box, no qual a hipótese nula é a inexistência de autocorrelação serial após um determinado número de *lags*. Sendo assim, o ideal é aceitar a hipótese nula, em vez de rejeitá-la. Usualmente, utiliza-se o número de *lags* como o  $\min\{20, T - 1\}$ , com  $T$  a quantidade de observações disponíveis. O teste Q de Ljung-Box também foi realizado sobre o quadrado dos resíduos, a fim de determinar a existência ou não de variância condicional. Novamente, a hipótese nula do teste é a inexistência de variância condicional, logo o ideal para um modelo não viesado é aceitar a hipótese nula. Por fim, analisa-se a hipótese de que os resíduos seguem uma distribuição normal, por meio do teste de Jarque-Bera. Nesse teste, a hipótese nula é de que os resíduos seguem uma distribuição normal; portanto, a fim de que os resíduos satisfaçam a hipótese realizada previamente no modelo, devemos aceitar o teste.

Tabela 5 – Testes Sobre os Resíduos

Testes estatísticos univariados	Modelo estrutural MS-DSGE			
	Curva AS	Curva IS	Pol. monetária	Câmbio
Autocorrelação serial lags padrão ( <i>p-valor</i> )	(0, 2778)	(0, 9665)	(0, 0157)	(0, 6915)
Autocorrelação serial no quadrado dos resíduos lags padrão ( <i>p-valor</i> )	(0, 9910)	(0, 1790)	(1, 0000)	(0, 8448)
Assimetria	0, 5003	-1, 3319	-1, 3563	1, 0542
Curtose	3, 7964	16, 3109	11, 9540	4, 4105
Teste Jarque-Bera ( <i>p-valor</i> )	(0, 0406)	(0, 0000)	(0, 0000)	(0, 0022)

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados dos testes citados para os resíduos de cada uma das equações do modelo estão expostos na Tabela 5. Em todos os resíduos analisados, rejeita-se a hipótese nula de que eles seguem uma distribuição normal. Nesse sentido, há evidências de que os resíduos das equações da Curva IS, da regra de política monetária e da dinâmica cambial não sigam uma distribuição normal. O principal fator que explica tal rejeição da hipótese nula do teste de Jarque-Bera é a elevada curtose dos resíduos. Esse fato é relativamente comum em modelos DSGE e não deve invalidar os resultados encontrados (MARODIN; PORTUGAL, 2019). Por outro lado, o *p-valor* de todos os testes Q de Ljung-Box sobre o quadrado dos resíduos é superior ao valor crítico, indicando que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese de inexistência de variância condicional.

O valor mais preocupante encontrado na Tabela 5 é o *p-valor* virtualmente igual a zero do teste de Q de Ljung-Box para a autocorrelação serial entre os resíduos da equação de política monetária. Um modelo VAR adequado deveria gerar resultados tais que não

existissem autocorrelação serial entre os resíduos. Se esse for o caso, deve-se utilizar um maior número de *lags* até que a autocorrelação desapareça. Marodin e Portugal (2019) e Baele et al. (2015) relatam o mesmo problema ao utilizar um MS-DSGE. Os autores afirmam que tal comportamento pode ser decorrente da amostra reduzida que normalmente é utilizada na estimação dessa classe de modelos, algo que é potencializado quando se trabalha com um modelo não-linear em alguns parâmetros. Eles também comentam os esforços fracassados para tentar eliminar a correlação serial, utilizando um número maior de *lags* no SVAR. Tais adaptações do modelo para solucionar o problema estão fora do escopo do trabalho, embora seja importante relatá-los. Ainda assim, o *p-valor* do teste para as demais equações foi superior ao valor crítico, fornecendo fortes evidências sobre a inexistência de autocorrelação serial entre os resíduos das demais equações do modelo.

## 5.2 FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA

As funções impulso resposta são muito utilizadas em econometria, na parte de séries temporais. A partir delas, é possível verificar como as variáveis endógenas (no nosso modelo, inflação, taxa de juros, hiato do produto e câmbio) respondem a choques temporários. Dessa maneira, é possível ter uma visão mais adequada de como a economia reage aos constantes choques que a afetam.

As funções impulso resposta são derivadas facilmente para qualquer VAR( $p$ ). Como o DSGE estimado é, basicamente, um VAR(1), será utilizado  $p = 1$  a seguir. Utilizando a notação da seção 3, suponha que  $X_t$  seja um vetor de dimensão  $n \times 1$  que represente as  $n$  variáveis endógenas do sistema. Além disso, considere  $u_t = \Gamma \epsilon_t$ , com  $\epsilon_t$  um vetor com os choques estruturais exógenos e  $\Gamma$  uma matriz  $n \times n$  que representa as relações entre os choques ( $\Gamma = A^{-1}$ ). Simplificando a equação (3.13) para fins didáticos, obtém-se que VAR(1) pode ser representado como um vetor MA( $\infty$ ), quando o VAR(1) é um processo de covariância estacionária:

$$\begin{aligned} X_t &= \Omega X_{t-1} + u_t \\ (1 - \Omega L)X_t &= u_t \\ X_t &= (1 - \Omega L)^{-1}u_t \\ X_t &= \frac{1}{1 - \Omega L}u_t \\ X_t &= (\Omega L)^0 u_t + (\Omega L)^1 u_t + (\Omega L)^2 u_t + (\Omega L)^3 u_t + \dots \\ X_t &= u_t + \Omega u_{t-1} + \Omega^2 u_{t-2} + \Omega^3 u_{t-3} + \dots \\ X_t &= \Gamma \epsilon_t + \Omega \Gamma \epsilon_{t-1} + \Omega^2 \Gamma \epsilon_{t-2} + \Omega^3 \Gamma \epsilon_{t-3} + \dots \end{aligned}$$

Se quisermos analisar qual é o efeito de uma determinada variável, dado um choque

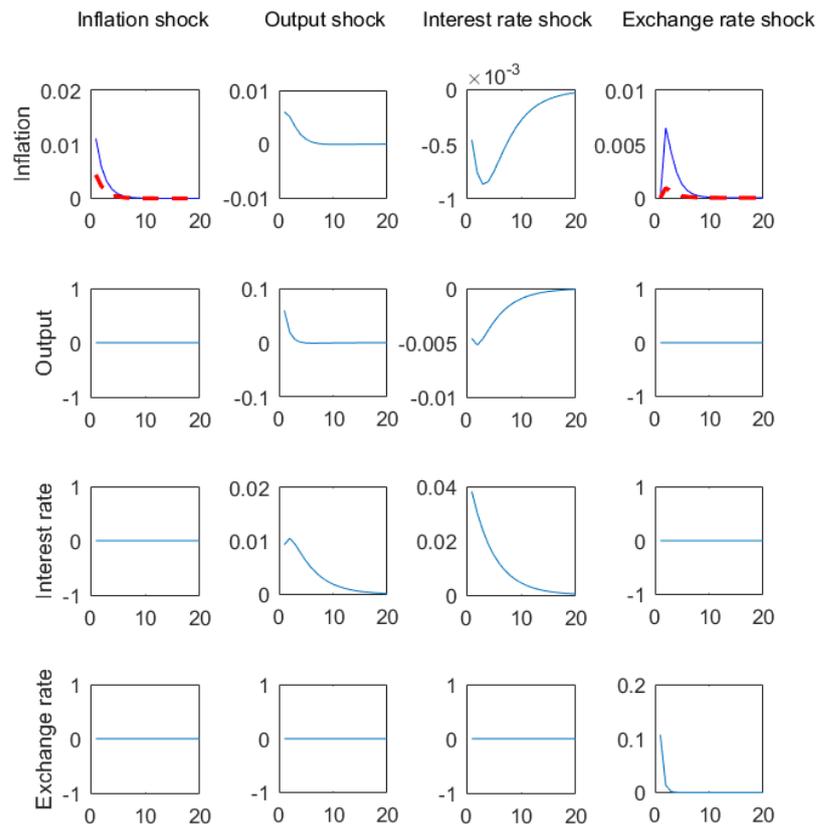
exógeno, considerando o resto constante, é necessário tirar a derivada.

$$\frac{\partial X_{t+s}}{\partial \epsilon_t} = \Omega^s \cdot \Gamma = \Psi_s \quad (5.1)$$

O efeito que um choque exógeno do  $j$ -ésimo elemento do vetor  $\epsilon_t$  no período  $t$  possui no  $i$ -ésimo elemento do vetor  $X_t$  após  $s$  períodos é dado pelo elemento da linha  $i$ , coluna  $j$  da matriz  $\Psi_s$ . Desse modo, um gráfico do elemento da linha  $i$  e coluna  $j$  de  $\Psi_s$  como uma função de  $s$  é chamado de função impulso resposta (HAMILTON, 1994).

As funções impulso resposta do modelo MS-DSGE estão representadas na Figura 3. Elas foram simuladas a partir da metodologia descrita acima, sendo ilustradas com com  $s_{max} = 20$ , ou seja, mostram como choques exógenos afetam a economia brasileira dentro de um período de 20 trimestres.

Figura 3 – Função de Impulso Resposta



Fonte: Elaboração Própria

A resposta da economia aos choques ocorre da maneira prevista pela teoria Novo-Keynesiana. Também, a resposta da economia aos choques ocorre de maneira suave, sem mudanças bruscas. Por exemplo, um choque que aumente levemente a taxa de câmbio causa uma redução do produto, em virtude da redução do nível de investimentos, em

detrimento de uma maior poupança. Consequentemente, ocorre uma leve deflação seguida de uma redução gradual da taxa de juros, em vez de ser instantânea, pois há um termo de suavização na regra de política monetária do banco central da economia. Apesar de não ser exatamente o que ocorre na realidade, a taxa de câmbio permanece inalterada com o aumento da taxa de juros, tendo em vista que ela foi modelada como um passeio aleatório.

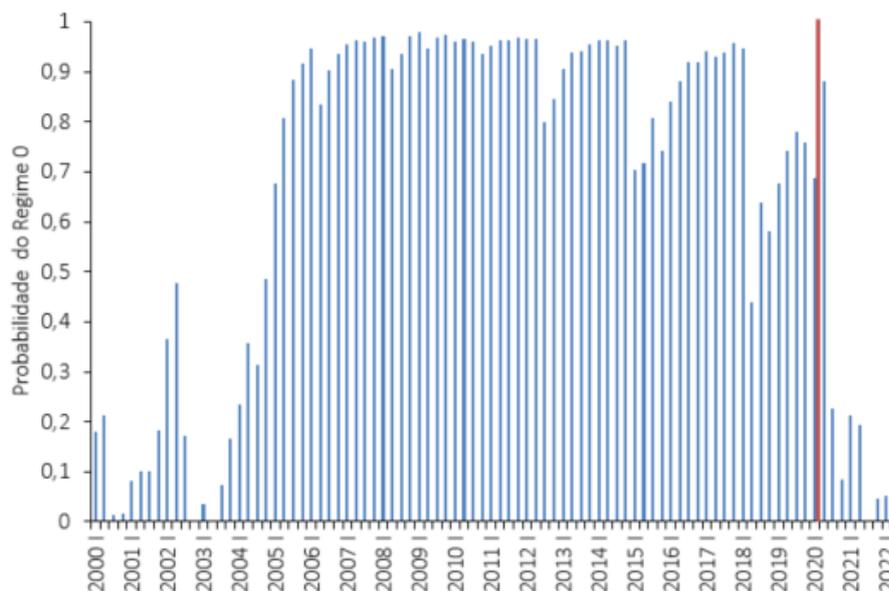
Um resultado interessante é a reação da inflação a um choque cambial, uma vez que ele varia de acordo com o estado da economia. Se a economia está no estado normal, representado pela linha vermelha, um choque cambial quase não afeta a taxa de inflação, ao passo que quando a economia está em estado de crise, linha azul, um pequeno choque cambial impacta muito mais fortemente o nível de preços. Em outras palavras, o gráfico evidencia a diferença entre os níveis de pass-through a depender do estado da economia. A resposta da inflação da economia a um choque de inflação também varia de acordo com o estado de economia, pois ele afeta também a variância estimada para a curva AS, que descreve o comportamento da inflação.

Todos os choques causam pequenas perturbações de curto prazo nas variáveis de interesse, com a economia retornando ao seu estado estacionário em todos os casos. Assim, conclui-se que os agentes do modelo não erram sistematicamente suas previsões sobre o futuro da economia, havendo um equilíbrio em expectativas racionais.

### 5.3 REGIMES DE PASS-THROUGH

Através da utilização do método de máxima verossimilhança, o algoritmo implementado fornece a probabilidade de cada um dos regimes para cada período. Como as probabilidades são complementares, basta uma para determinar a outra. A Figura 4 mostra a probabilidade de a economia brasileira estar no Regime 0 (de baixo pass-through) ao longo do período analisado. É evidente que o Regime 1 possui forte predominância após o início da pandemia de Covid-19 (marcado pela barra em vermelho) e nos primeiros anos do milênio, antes de 2004. Entre 2004 e 2020, o Regime 0 predominou. Apesar de alguns solavancos, especialmente em 2015 e 2018, que podem ser atrelados a crises políticas, a economia brasileira apresentou um pass-through cambial negligenciável. Tal fato contribuiu para que as fortes desvalorizações cambiais entre 2014 e 2015 não se alastrassem tanto para a economia, ainda que a meta de inflação não tenha sido cumprida em 2015. A Tabela 6 resume cada um dos períodos de elevado pass-through.

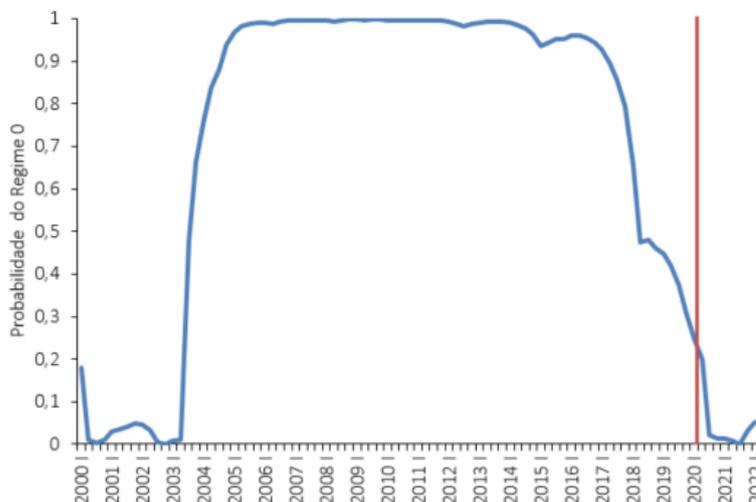
Figura 4 – Probabilidade do Regime 0



Fonte: Elaboração Própria

Outra maneira de analisar os diferentes regimes é por meio do algoritmo das probabilidades filtradas, que suaviza as variações entre os diferentes regimes, o que fornece uma visão mais concisa do panorama geral. A Figura 5 mostra com precisão os três diferentes períodos que a economia passou em termos de pass-through cambial. Do primeiro semestre de 2000 até 2004, temos um regime de elevado pass-through. Entre 2004 e 2019, o Brasil possui um pass-through quase nulo. Por fim, a partir de 2019, a economia volta ao regime antigo de elevado pass-through. Note que as probabilidades suavizadas indicam que o Brasil já tinha entrado em um regime de elevado pass-through mesmo antes do início da pandemia.

Figura 5 – Probabilidade Suavizadas do Regime 0



Fonte: Elaboração Própria

Tabela 6 – Períodos de Elevado Pass-Through (Regime 1)

Duração	Identificação	Maior $\Delta$ Cambial Trimestral	IPCA Acumulado
2000 I - 2001 IV	Consolidação do Regime de Metas	15,9%	14,1%
2002 III - 2004 III	Eleição do Lula	36,9%	26%
2020 II - 2022 I	Pandemia de Covid-19	9%	18,6%

Fonte: Elaboração Própria

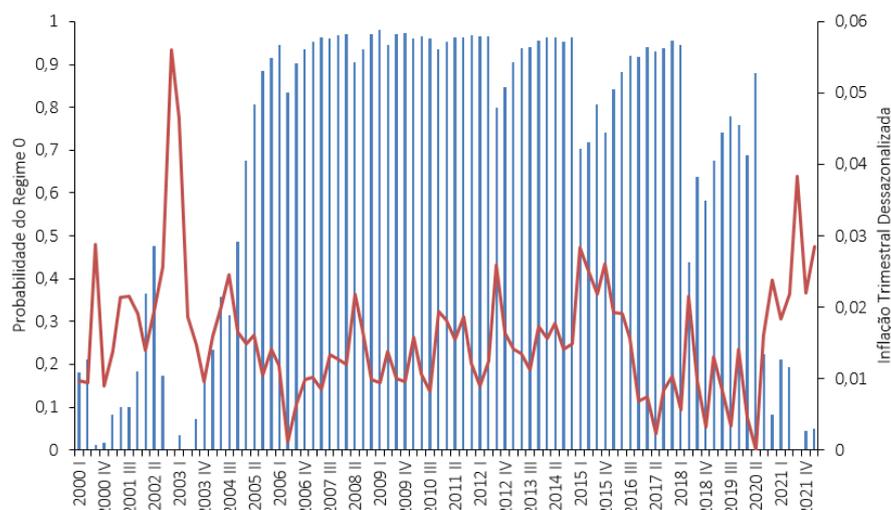
A técnica de estimação de mudança de regime markoviana é muito interessante porque ela encontra regimes que não são perceptíveis a olho nu. É necessário um modelo e uma sofisticada técnica de estimação para revelar os regimes ocultos de certos parâmetros. Ainda que seja extremamente útil, esse método não nos fornece o porquê de determinado período ser enquadrado em um certo regime. Cabe ao pesquisador interpretar e descobrir o que cada regime significa. Para isso, é necessário levantar hipóteses. Foram selecionadas 5 hipóteses de interpretação dos regimes: credibilidade, inflação, volatilidade cambial, câmbio esperado e taxa de câmbio real. Ao longo desta seção, serão detalhadas cada uma das hipóteses. A hipótese da credibilidade, a da inflação e da taxa de câmbio real melhor explicam o padrão encontrado, com destaque para a primeira.

### 5.3.1 TAXA DE INFLAÇÃO

Ao longo deste trabalho, foram descritos diversos fatores que levam ao repasse assimétricos das variações cambiais para o nível de preços. Talvez aquele com maior apelo empírico seja o proposto por Taylor (2000), em que quanto maior o nível de inflação, maior o pass-through. A lógica é simples: se as empresas aumentam mais constantemente seus preços, é mais provável que repassem os choques cambiais e a economia não consiga absorvê-los.

A Figura 6 ilustra a probabilidade do Regime 0 e a taxa de inflação trimestral dessazonalizada, cuja correlação é de -0,51. É evidente que existe uma correlação entre o regime de maior pass-through (Regime 1) e a taxa de inflação. Portanto, a hipótese ainda não pode ser descartada. Contudo, tal hipótese não é capaz de explicar a presença do Regime 1 durante o período de inflação baixa na pandemia. Sendo assim, é necessário analisar outras hipóteses.

Figura 6 – Probabilidade do Regime 0 e Taxa de Inflação Trimestral Dessazonalizada



Fonte: Elaboração Própria

### 5.3.2 CREDIBILIDADE

Outra hipótese a ser analisada é que a credibilidade do regime de metas de inflação seja central para a determinação do regime de pass-through. Se as firmas estão confiantes que a meta de inflação será atingida, então não há motivos para reajustar os preços em razão de uma desvalorização cambial. Se o preço dos bens importados subir, as empresas esperam que o Banco Central irá tomar medidas a fim de garantir que outros preços não subam, fazendo com que o choque não se alastre pela economia, e a inflação fique dentro da meta. Por outro lado, se não há credibilidade, a expectativa de inflação dos agentes não está ancorada, o que pode levar a um repasse cambial mais forte por parte dos agentes. De fato, Mendonça e Tiberto (2017) encontram que o pass-through cambial no Brasil está intimamente ligado à credibilidade do regime de metas de inflação.

Essa hipótese parece ser a mais coerente. Por um lado, em 2003 havia um enorme receio de que o recém-eleito presidente Lula não seguisse o regime de metas de inflação. Esse medo foi esvaziando-se a medida em que Lula indicava que manteria o modelo proposto pelo ex-presidente FHC. É interessante analisar a trajetória da crescente probabilidade do Regime 0 após a eleição de Lula como uma escalada na confiança de que ele manteria o regime de metas. Da mesma forma, após a retração inicial do início da pandemia, o gigantesco estímulo estatal à economia gerou pressões inflacionárias e uma desconfiança se o BCB conseguiria manter a inflação dentro da meta de inflação. A partir do terceiro trimestre de 2020, o Brasil passa a apresentar IPCA mensal acima de 0,5%, o que significa a existência de uma forte pressão inflacionária. Como é possível perceber, a credibilidade do regime de metas foi bastante afetada com a pandemia de coronavírus, o que pode ter levado a uma troca de regime de pass-through. Sendo assim, essa hipótese parece ser a

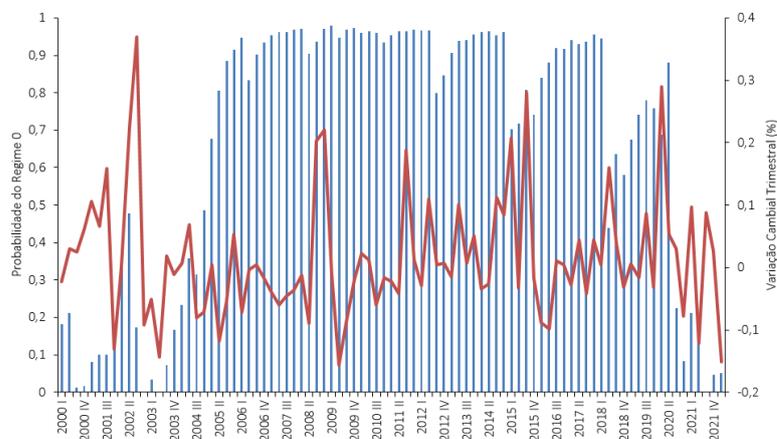
mais convincente.

### 5.3.3 VOLATILIDADE CAMBIAL

Outra hipótese que pode surgir para explicar a assimetria no repasse cambial é o grau de variação cambial. Por exemplo, se a variação cambial for pequena, então as firmas não repassarão esse pequeno aumento de custo para os consumidores, pois existem custos de menu. Por outro lado, se o choque cambial é expressivo, então as firmas possuem mais incentivos para arcar com os custos de menu e repassar o choque aos consumidores. Em uma análise de 76 países, Frankel et al. (2012) encontram que desvalorizações cambiais acima de 25% possuem um pass-through significativamente superior.

Apesar de parecer razoável, essa hipótese não se ajusta muito bem com as estimativas para a realidade brasileira. A Figura 7 mostra que não parece haver um padrão bem estabelecido entre momentos de elevada desvalorização e o Regime 1. Tal fato reflete em uma correlação entre o módulo da variação cambial e a probabilidade do Regime 0 de  $-0,17$ . Apesar de o sinal da correlação estar correto, esse é um valor baixo, o que propõe que a hipótese não é ideal para explicar os fenômenos.

Figura 7 – Probabilidade do Regime 0 e Variação Cambial Trimestral



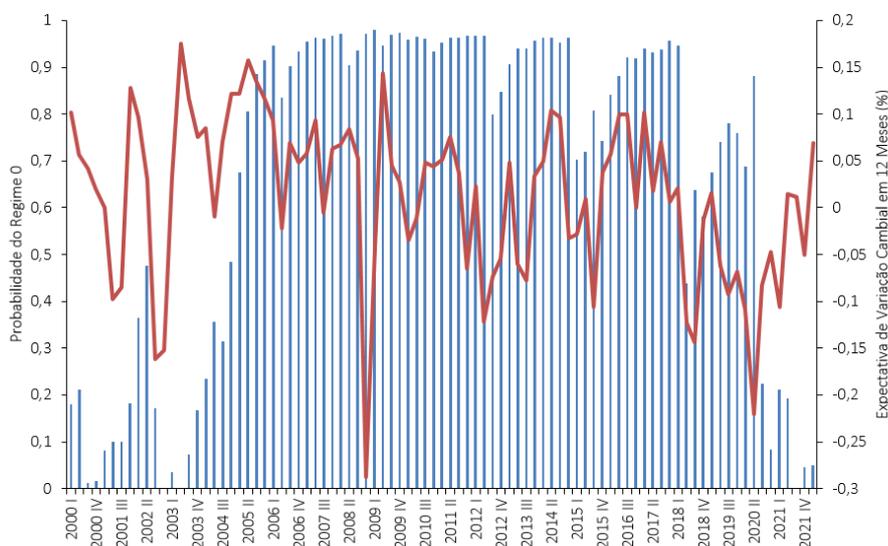
Fonte: Elaboração Própria

### 5.3.4 CÂMBIO ESPERADO

Outro argumento que poderia explicar os diferentes graus de repasse é se a desvalorização cambial é vista como permanente ou como overshooting. Por exemplo, durante os primeiros meses de 2020 a taxa de câmbio subiu consideravelmente devido ao temor dos mercados com relação ao Covid-19. Se esse movimento fosse visto como uma especulação passageira, não deveria ser incorporado nos preços tendo em vista que no futuro a taxa de câmbio voltaria ao valor antigo.

Para avaliar essa hipótese, foi comparado o câmbio efetivo com o câmbio esperado 12 meses à frente, utilizando a mediana das expectativas de mercado, disponível no Sistema de Expectativas do BCB. A Figura 8 plota a variação esperada de acordo com as expectativas do mercado e os regimes. Se a variação esperada é zero, é porque o mercado entende que o câmbio atual é visto como permanente, logo deveria apresentar um grau maior de repasse para a inflação. A correlação entre o módulo da variação esperada e a probabilidade do Regime 0 é de  $-0,06$ , o que enfraquece a hipótese.

Figura 8 – Probabilidade do Regime 0 e Variação Cambial Esperada 12 Meses à frente



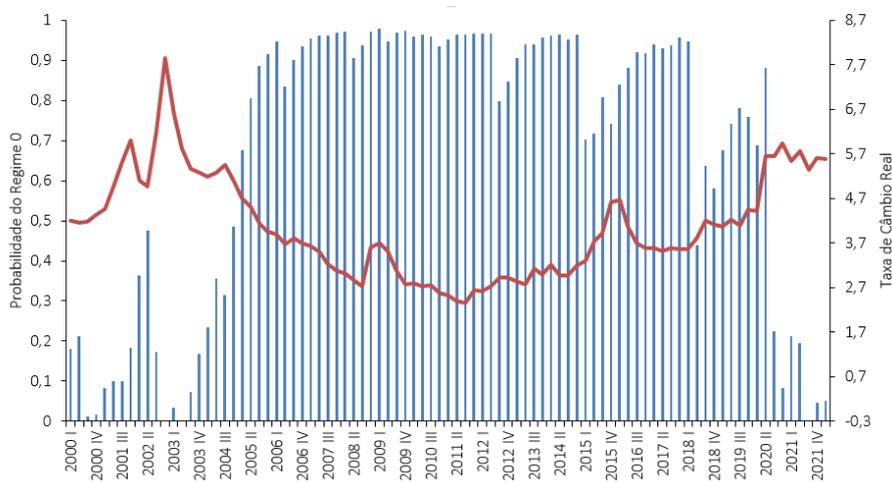
Fonte: Elaboração Própria

### 5.3.5 CÂMBIO REAL

Por fim, uma hipótese que surge pode ser com relação a fraqueza da moeda. Uma taxa de câmbio real elevada significa que a moeda está mais fraca em relação, nesse caso, ao Dólar. Esse movimento pode ser interpretado como uma redução da importância da moeda, e uma consequente redução da denominação de contratos na moeda. Como argumentado por Gopinath et al. (2020), o *Dominant Currency Paradigm* afirma que quanto menos contratos são denominados em uma dada moeda, mais elevado será o pass-through cambial. Sendo assim, é possível que uma desvalorização real do Real esteja ligada a um enfraquecimento da moeda e um consequente aumento do pass-through.

A Figura 9 mostra que essa hipótese parece razoável para explicar os regimes de pass-through da economia brasileira. Quanto mais fraco o Real, maior a probabilidade do Regime 1, o que impõe um maior pass-through. A correlação entre ambas variáveis é de  $-0,82$ . Apesar da elevadíssima correlação, é possível que haja algum outro fator que explique ambos movimentos, não sendo possível afirmar causalidade entre as variáveis

Figura 9 – Probabilidade do Regime 0 e Câmbio Real

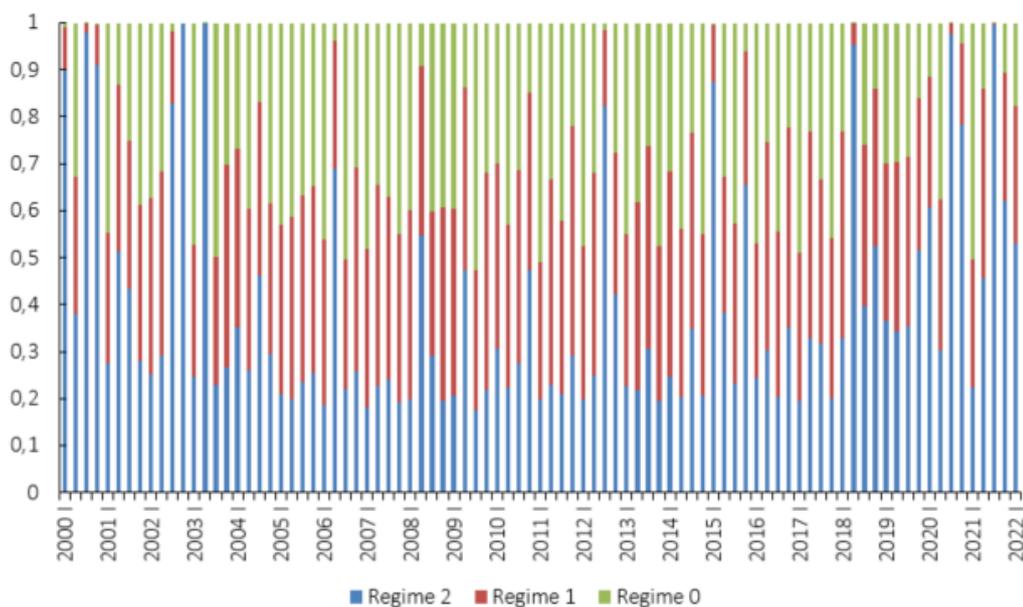


Fonte: Elaboração Própria

## 5.4 TRÊS REGIMES

Uma das principais vantagens de trabalhar com mudança markoviana de regimes é a sua flexibilidade. Uma das hipóteses que surgiram ao longo do trabalho é de que a pandemia de Covid-19 possa representar um terceiro regime de pass-through, que não deve ser confundido com os demais. Devido à flexibilidade do método utilizado, é possível adicionar um terceiro regime de pass-through na Curva de Phillips. Portanto, temos os regimes  $S_t = 0$ ,  $S_t = 1$  e  $S_t = 2$ , gerando  $\kappa_{10}$ ,  $\kappa_{11}$ ,  $\kappa_{12}$ .

Figura 10 – Probabilidade dos Regimes de Pass-Through



Fonte: Elaboração Própria

Para estimar esse modelo, foi utilizado o mesmo algoritmo, com algumas pequenas modificações. Os resultados de todos os parâmetros são extremamente similares, com a exceção de  $\gamma$  (a preferência do BC pela estabilização do produto), que passa a ser 1,2305 (ante os 0,19958 da estimação anterior). Os valores do coeficiente de pass-through dos dois primeiros regimes são semelhantes ( $\kappa_{10} = 0,00079658$ ,  $\kappa_{11} = 0,0024014$  e  $\kappa_{12} = 0,062248$ ), o que indica que dois regimes são similares. Para uma variação cambial de 1%, o pass-through dos Regimes 0,1 e 2 são 0,0000251%, 0,001745% e 0,1471165%, respectivamente. A Figura 10 mostra a probabilidade de cada um dos regimes. Note que ambos Regimes 0 e 1 possuem probabilidades muito semelhantes em quase todo o período analisado. Isso mostra que o algoritmo tem dificuldade em diferenciá-los, então acaba estimando uma probabilidade semelhante para ambos. Por outro lado, o Regime 2 possui momentos bem marcantes, como no início do milênio, durante a pandemia de Covid-19 e em alguns momentos em 2015. Novamente, esses períodos são correspondentes a crises e instabilidades no governo brasileiro.

Além disso, com a possibilidade de 3 regimes, a expectativa de duração deles também é reduzida. A expectativa de duração do Regime 0 é de 1,7 trimestres, a do Regime 1 é de 1,5 trimestres e a do Regime 2 é de 5,6. A alta instabilidade do modelo com 3 regimes propõe que ele não consegue identificar tão bem os regimes quanto o modelo com apenas 2 regimes. Isso indica que não há um “regime pandemia”, mantendo que a melhor explicação ainda é a de credibilidade do regime de metas.

## 6 CONCLUSÃO

O presente trabalho teve como objetivo discutir e avaliar o pass-through do câmbio para a inflação no Brasil durante o período de câmbio flutuante, 2000 e 2022. Primeiramente, foi realizado uma larga revisão teórica acerca do pass-through e da classe de modelos DSGE. Depois, foi estimado um modelo DSGE com mudança markoviana de regime de pass-through. Para realizar tal estimação, utilizou-se o método de máxima verossimilhança com uma VAR estrutural.

Os resultados obtidos pelo modelo deixam evidente que o Brasil possui um pass-through não-linear. Entre 2005 e 2019, é mais provável que o Brasil tenha possuído um pass-through de 0,0087, valor estatisticamente insignificante. Por outro lado, entre 2000 e 2004 e após 2020, o pass-through estimado pelo modelo foi de 0,1064. Além disso, os regimes são bastante duradouros, com uma probabilidade de transição entre os regimes bastante baixas, cerca de 3%.

Tais resultados suportam uma grande literatura empírica sobre o assunto. Ao mesmo tempo que a maior parte dos modelos microeconômicos chegam na conclusão de que ou o pass-through é total ou é nulo, é difícil determinar um único motivo pelo qual o pass-through não é constante. Avaliando as possíveis hipóteses, conclui-se que existem três explicações plausíveis com os resultados do modelo para a não-linearidade do pass-through. A primeira delas é de que quanto maior a inflação, maior o pass-through. A segunda, que está relacionada à primeira, é de que uma alta credibilidade do regime de metas de inflação leva a um menor grau de pass-through. Por fim, existe a possibilidade de ele estar correlacionado com a taxa de câmbio real, fornecendo suporte a *Dominant Currency Paradigm*. De todas as três hipóteses, aquela que se ajusta melhor aos resultados do modelo e à literatura é a de credibilidade do regime de metas. Isto é, quando existe uma forte confiança de que o BCB conseguirá manter a inflação dentro da meta, variações cambiais são irrelevantes para a determinação dos preços.

No entanto, durante a pandemia, esse não foi o caso. Com os lockdowns, a atividade econômica no país chegou a recuar em 8,8% no segundo trimestre de 2020. Nesse cenário, o BCB afirmou que estimularia a economia o quanto fosse necessário, desconsiderando provisoriamente a taxa de inflação presente. A falta de confiança no regime de metas, que atingiu não apenas o Brasil, mas também outros países do mundo, atuou em favor da mudança de regime de pass-through, que passou de virtualmente nulo para 0,1064. Utilizando os parâmetros do modelo, apenas a desvalorização cambial de 28% ocorrida no primeiro semestre de 2020, resultou em uma inflação extra de quase 3%. Portanto, possivelmente, a desvalorização cambial restringiu a política monetária do BCB durante a

pandemia. De outra maneira, é possível que o BCB tenha desconsiderado os efeitos da desvalorização cambial na hora de determinar a política monetária. Logo, é possível que o BCB tenha mantido a taxa de juros muito baixa por muito tempo, o que levou a inflação mensal a ser tão elevada no Brasil já no final de 2020.

Por fim, foi estimado um modelo com três regimes, visando verificar se a pandemia de Covid-19 representava um regime distinto dos demais. Esse modelo não consegue captar um terceiro regime, o que evidencia que a pandemia não representa um regime diferente dos demais. Esse fato pode ser interpretado favorecendo a hipótese de que, na verdade, o que importa é a credibilidade do regime de metas, independentemente de qual o cenário macroeconômico. Se os agentes não acreditam na meta de inflação, repassam uma parte maior do aumento dos custos ao preço dos produtos, e vice-versa.

# REFERÊNCIAS

- 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**, v. 12, n. 1, p. 17 – 73, Mayo 2005.
- ALVES, R. Measuring and identifying the natural rate of interest drivers in an Emerging Economy: a DSGE perspective for Brazil. **Working Paper**, 2021.
- 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**, v. 50, p. 101 – 143, Jan 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**, v. 65, n. 3, p. 237 – 252, Jul-Set 2011.
- ASSIS, T. M. de; FONSECA, L. F. C.; FEIJÓ, C. A. do V. C. Determinantes do Repasse Cambial: Uma Resenha com Foco no Caso Brasileiro. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 23, n. 1, p. 1 – 31, 2019.
- BAELE, L. et al. Macroeconomic Regimes. **Journal of Monetary Economics**, v. 70, p. 51 – 71, 2015.
- BELAISCH, A. Exchange Rate Pass-Through in Brazil. **IMF Working Paper**, v. 03, n. 141, July 2003.
- BETTS, C.; DEVEREUX, M. B. Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market. **Journal of International Economics**, v. 50, p. 215 – 240, 2000.
- BLANCHARD, O. The State of Macro. **NBER Working Paper Series**, n. 14259, August 2008.
- CALVO, G.; REINHART, C. Fear of Floating. **NBER Working Paper Series**, n. 7993, November 2000.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. **Review of Economics and Statistics**, MIT Press 238 Main St., Suite 500, Cambridge, MA 02142-1046, USA journals . . . , v. 87, n. 4, p. 679–690, 2005.
- CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A.; WU, T. Y. H. Mecanismos não-lineares de repassa cambial para o IPCA. **Texto para Discussão do Departamento de Economia PUC-Rio**, n. 462, 2002.
- CARRARA, A. F.; BARROS, G. S. de C. Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014. **Nova Economia**, v. 29, n. 3, p. 757 – 794, 2019.
- CASTRO, M. R. de et al. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. **Brazilian Review of Econometrics**, p. 103 – 170, Nov 2015.

- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; TRABANDT, M. On DSGE Models. **Journal of Economic Perspectives**, v. 32, n. 3, p. 113 – 140, 2018.
- 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**, v. 64, n. 3, Set 2010.
- DORNBUSCH, R. Purchasing Power Parity. **NBER Working Paper Series**, n. 1591, March 1985.
- DORNBUSCH, R. Exchange Rates and Prices. **American Economic Review**, v. 77, n. 1, p. 93 – 106, March 1987.
- EICHENBAUM, M.; REBELO, S.; TRABANDT, M. The Macroeconomics of Epidemics. **NBER Working Paper Series**, n. 26882, March 2020.
- EICHENGREEN, B. Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target? **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, n. 36, February 2002.
- FERREIRA, G. de Q.; MATTOS, L. B. de. Regime-dependent “price puzzle” in the Brazilian economy: evidence from VAR and FAVAR. **Working Paper**, 2021.
- FIGUEIREDO, F. M. R.; GOUVEA, S. Repasse Cambial para a Inflação: o papel da rigidez de preços. In: \_\_\_\_\_. **Banco Central do Brasil, Dez Anos de Metas para Inflação 1999-2009**. [S.l.: s.n.], 2011. p. 129 – 165.
- FMI. **Regional Economic Outlook: Western hemisphere: Managing transitions and risks**. [S.l.], 2016.
- FORBES, K.; HJORTOSE, I.; NENOVA, T. The Shocks Matter: Improving our Estimates of Exchange Rate Pass-Through. **Journal of International Economics**, July 2018.
- FORBES, K.; HJORTSOE, I.; NENOVA, T. Shocks versus structure: explaining differences in exchange rate pass-through across countries and time. **Discussion Paper Bank of England**, n. 50, June 2017.
- FRANKEL, J.; PARSLEY, D.; WEI, S. Slow pass-through around the world: a new import for developing countries? **Open Economies Review**, v. 23, n. 2, p. 213 – 251, 2012.
- FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence. **Economic Modelling**, v. 27, p. 284 – 295, 2010.
- GALÍ, J. Some Scattered Thoughts on DSGE Models. In: \_\_\_\_\_. **DSGE Models in the Conduct of Policy: Use as intended**. [S.l.]: CEPR Press, 2017. cap. 8, p. 86 – 92.
- GOLDFJAN, I.; WERLANG, S. R. The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, n. 5, 2000.
- GONÇALVES, C. C. S.; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. da S. B. Assessing Brazilian macroeconomic dynamics using a Markov-switching DSGE model. **Economia**, v. 17, p. 23 – 42, 2016.

- GOPINATH, G. The International Price System. **NBER Working Paper Series**, n. 21646, 2015.
- GOPINATH, G. et al. Dominant currency paradigm. **American Economic Review**, v. 110, n. 3, p. 677–719, 2020.
- GOPINATH, G.; ITSKHOKI, O. Frequency of Price Adjustment and Pass-Through. **NBER Working Paper Series**, n. 14200, July 2008.
- HALL, R. Robert Lucas, Recipient of the 1995 Nobel Memorial Prize in Economics. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 98, n. 1, p. 33 – 48, 1996.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357 – 384, 1989.
- HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. 1. ed. [S.l.]: Princeton University Press, 1994.
- KANNEBLEY JÚNIOR, S.; GODOI, L. G.; PRINCE, D. de. Repasse Cambial na Economia Brasileira: estimação a partir do modelo VCEE. **Estudos Econômicos**, v. 52, n. 1, p. 43 – 81, Jan-mar 2022.
- KIM, C.; NELSON, C. R. **State-space models with regime switching: classical and Gibbs-sampling approaches with applications**. 1. ed. [S.l.]: MIT Press Books, 1999.
- KLEIN, M. W. Macroeconomic aspects of exchange rate pass-through. **Journal of International Money and Finance**, v. 9, n. 4, p. 376 – 387, 1990.
- KRUGMAN, P. Pricing to Market when the Exchange Rate Changes. **NBER Working Paper Series**, n. 1926, May 1986.
- LINARDI, F. de M. Assessing the Fit of a Small Open-Economy DSGE Model for the Brazilian Economy. **BCB Working Papers**, n. 424, Abr 2016.
- LOPEZ-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**, v. 79, p. 20 – 38, 2017.
- MARODIN, F. A.; PORTUGAL, M. S. Exchange Rate Pass-Through in Brazil: a Markov switching DSGE estimation for the inflation targeting period. **Russian Journey of Money and Finance**, v. 78, n. 1, p. 36 – 66, 2019.
- MENDONÇA, H. F. de; TIBERTO, B. P. Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. **International Review of Economics and Finance**, March 2017.
- MENDONÇA, H. F. de; TOSTES, F. S. The Effect of Monetary and Fiscal Credibility on Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Economy. **Open Economies Review**, p. 787 – 816, Dez 2014.
- MINELLA, A. et al. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, n. 53, November 2002.
- MINELLA, A. et al. Inflation Targeting in Brazil Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, n. 77, July 2003.

- MISHKIN, F. S. Can Inflation Targeting Work in Emerging Countries? **NBER Working Paper Series**, n. 10646, July 2004.
- MOHANTY, M. S.; KLAU, M. What determines inflation in emerging market economies? **BIS Papers**, n. 8, p. 1 – 38, 2001.
- NASIR, M. A.; HUYNH, T. L. D.; VO, X. V. Exchange Rate Pass-Through & Management of Inflation Expectations in a Small Open Inflation Targeting Economy. **International Review of Economics & Finance**, April 2019.
- NOBRE FERNANDEZ, R. et al. Assimetria no repasse da taxa de câmbio para a inflação: evidências para o Brasil. **Ensaio FEE**, v. 38, n. 4, p. 659 – 682, Mar 2018.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange Rate Dynamics Redux. **Journal of Political Economy**, v. 103, n. 3, p. 624 – 660, 1995.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. New Directions for Stochastic Open Economy Models. **NBER Working Paper Series**, n. 7313, Aug 1999.
- OLIVEIRA, E. de. **Estimating the Brazilian Output Gap in an MS-DSGE Approach**. 60 p. Dissertação (Mestrado em Economia) — UFRGS - Programa de Pós-Graduação em Economia, 2021.
- PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: Estimation using a DSGE model for a small open economy. **Journal of Policy Modeling**, v. 36, p. 824 – 839, 2014.
- 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**, v. 46, n. 2, p. 343 – 372, Abr-Jun 2016.
- RAMOS, P. L.; PORTUGAL, M. S. Choques Antecipados de Política Monetária, Forward Guidance e Políticas Macroeconômicas de Estabilização. **Revista Brasileira de Economia**, v. 73, n. 2, p. 253 – 280, Abr-Jun 2019.
- RAZAFINDRABE, T. M. A multi-country DSGE model with incomplete exchange rate pass-through: An application for the Euro-area. **Economic Modelling**, 2015.
- ROUBAUD, D.; WOHAR, M. Testing the Asymmetric Effects of Exchange Rate Pass-Through in BRICS Countries: Does the state of the economy matter? **The World Economy**, v. 44, n. 1, p. 188 – 233, 2021.
- SBORDONE, A. et al. Policy Analysis Using DSGE Models: An Introduction. **FRBNY Economic Policy Review**, p. 23 – 43, October 2010.
- SILVEIRA, M. A. C. da. Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for the Brazilian Economy: the Role for Endogenous Persistence. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 3, p. 333 – 357, Jul-Set 2008.
- TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European Economic Review**, v. 44, p. 1389 – 1408, 2000.
- TOMBINI, A.; ALVES, S. The Recenent Brazililan Disinflations Process and Costs. **Central Bank of Brazil Working Paper Series**, n. 109, 2006.

---

VASCONCELOS, B. F. B. de; DIVINO, J. A. O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE. **Trabalhos para Discussão BCB**, n. 291, 2012.