

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TATIANA MAZUR

ASSIMETRIAS NO REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL: Evidências
para o hiato do INPC e o desvio do IPCA em diferentes regimes inflacionários – 2003 a 2025

PONTA GROSSA
2026

TATIANA MAZUR

ASSIMETRIAS NO REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL: Evidências para o hiato do INPC e o desvio do IPCA em diferentes regimes inflacionários – 2003 a 2025

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, no Programa de Pós-Graduação em Economia, Setor de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Estadual de Ponta Grossa.

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Luma de Oliveira.

PONTA GROSSA
2026

M476 Mazur, Tatiana
Assimetrias no repasse cambial para a inflação no Brasil Evidências para o hiato do INPC e o desvio do IPCA em diferentes regimes inflacionários – 2003 a 2025 / Tatiana Mazur. Ponta Grossa, 2026.
82 f.

Dissertação (Mestrado em Economia - Área de Concentração: Economia), Universidade Estadual de Ponta Grossa.

Orientadora: Profa. Dra. Luma Oliveira.

1. Pass-through cambial. 2. Inflação - Brasil. 3. Taxa de câmbio. 4. Regressão quantílica. I. Oliveira, Luma. II. Universidade Estadual de Ponta Grossa. Economia. III.T.

CDD: 332.45

TATIANA MAZUR

ASSIMETRIAS NO REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL: Evidências para o hiato do INPC e o desvio do IPCA em diferentes regimes inflacionários– 2003 a 2025

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Estadual de Ponta Grossa, pela seguinte banca examinadora:

Ponta Grossa, 09 de abril de 2026

Documento assinado digitalmente
 **LUMA DE OLIVEIRA**
Data: 13/04/2026 14:36:46-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof.^a Dra Luma de Oliveira - Universidade Estadual de Ponta Grossa

Documento assinado digitalmente
 **ALEX SANDER SOUZA DO CARMO**
Data: 13/04/2026 13:49:50-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Alex Sander Souza do Carmo - Universidade Estadual de Ponta Grossa

Documento assinado digitalmente
 **ANGELO RONDINA NETO**
Data: 11/04/2026 10:12:30-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Angelo Rondina Neto - Universidade Estadual de Londrina

AGRADECIMENTOS

Agradeço, acima de tudo, a Deus, que conduz meus passos e me deu coragem, sabedoria e disciplina ao longo de toda essa trajetória. Se hoje posso ocupar esse lugar, é porque fui sustentada por algo maior.

Aos meus pais e ao meu irmão, expresso minha mais profunda gratidão. A realização desse sonho também é de vocês, que sempre estiveram ao meu lado, oferecendo apoio, amor e incentivo. Obrigada por terem me ensinado, desde cedo, que persistir é tão importante quanto sonhar.

Aos meus amigos, em especial, Bianca e Gabriel, por tornarem a vida mais leve. Para além dos momentos de alegria compartilhados, vocês estão presentes quando os dias são pesados. Sua amizade é um abrigo seguro em meio às tempestades da vida.

Aos meus colegas de mestrado, especialmente, Reinaldo e Rodrigo, expresso meu carinho e gratidão. O que começou como uma convivência acadêmica se transformou em uma amizade que quero levar comigo muito além deste ciclo.

À minha orientadora, Prof.^a Dr.^a Luma de Oliveira, registro minha sincera gratidão. Agradeço não apenas pelas contribuições fundamentais para elaboração desta dissertação, mas também por ter acreditado em mim em momentos que eu mesma duvidei. Seu incentivo constante, desde a graduação, foi essencial para que eu continuasse a caminhada.

Aos professores do Departamento de Economia, especialmente aos do Programa de Pós-Graduação em Economia, agradeço pelo admirável compromisso com o ensino e por todo conhecimento compartilhado.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo apoio financeiro que foi fundamental para a realização do Mestrado.

Enfim, agradeço a todos que, de alguma forma, estiveram presentes ao longo desta trajetória e contribuíram para que essa conquista se tornasse possível.

“Uma economia que não se preocupa com justiça social é uma economia que condena os povos.”

(Maria da Conceição Tavares)

RESUMO

Este estudo investiga a existência de assimetrias no repasse cambial para a inflação no Brasil a partir de uma abordagem baseada na Curva de Phillips Novo-Keynesiana ampliada para choques externos. Busca-se analisar como as variações cambiais influenciam a dinâmica inflacionária em diferentes regimes de inflação, considerando também possíveis assimetrias entre dois indicadores distintos: o hiato da taxa de variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e o desvio da inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em relação à meta. A análise abrange o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2025, utilizando dados mensais. A estratégia metodológica consiste na utilização da regressão quantílica, justificada pela presença de *outliers* nas séries referentes às variáveis dependentes das equações e, além disso, essa técnica permite identificar os comportamentos em diferentes níveis de pressão inflacionária. Os resultados encontrados sugerem assimetria no *pass-through* cambial, indicando que o efeito de variações cambiais não é uniforme ao longo da distribuição condicional da inflação. Ademais, verificam-se diferenças nas dinâmicas de repasse ao hiato do INPC e ao desvio do IPCA, indicando que a transmissão cambial pode apresentar implicações distributivas associadas às diferenças nas cestas de consumo dos grupos analisados. Este estudo busca contribuir com o debate sobre a dinâmica inflacionária no contexto de economias emergentes, além de oferecer subsídios para a condução de medidas econômicas e sociais.

Palavras-chave: *Pass-through* cambial. Inflação. Taxa de câmbio. Regressão Quantílica.

ABSTRACT

This study investigates the existence of asymmetries in the exchange rate pass-through to inflation in Brazil, based on an approach using the New-Keynesian Phillips Curve extended for external shocks. It seeks to analyze how exchange rate fluctuations influence inflationary dynamics across different inflation regimes, while also considering potential asymmetries between two distinct indicators: the gap in the National Consumer Price Index (INPC) variation rate and the deviation of inflation measured by the Extended National Price Index (IPCA) from its target. The analysis covers the period from January 2003 to December 2025, using monthly data. The methodological strategy consists of using quantile regression, justified by the presence of outliers in the series of the dependent variables. Furthermore, this technique allows for the identification of behaviors at different levels of inflationary pressure. The results suggest asymmetry in the exchange rate pass-through, indicating that the effect of exchange rate variations isn't uniform across the conditional distribution of inflation. Moreover, differences are observed in the pass-through dynamics to the INPC gap and the IPCA deviation, indicating that exchange rate transmission may have distributive implications associated with differences in the consumption baskets of the analyzed groups. This study aims to contribute to the debate on inflationary dynamics in the context of emerging economies, in addition to providing subsidies for the implementation of economic and social measures.

Keywords: Exchange rate pass-through. Inflation. Exchange rate. Quantile Regression.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Evidências empíricas sobre o pass-through cambial no Brasil.....	43
Quadro 2 - Descrição das variáveis.....	49

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - <i>Outliers</i> detectados na série "hiato do INPC"	52
Figura 2 - <i>Outliers</i> detectados na série "desvio do IPCA".	52

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Trajetória do efeito do hiato da atividade econômica sobre o hiato do INPC.....	58
Gráfico 2 – Trajetória do efeito do hiato das expectativas de variação do INPC sobre o hiato do INPC	59
Gráfico 3 - Trajetória do efeito do hiato da variação cambial sobre o hiato do INPC.....	61
Gráfico 4 - Trajetória do efeito do hiato da atividade econômica sobre o desvio do IPCA....	64
Gráfico 5 - Trajetória do efeito do hiato das expectativas de variação do IPCA sobre o desvio do IPCA.	65
Gráfico 6 - Trajetória do efeito do hiato da variação cambial sobre o desvio do IPCA.....	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Coeficientes da Regressão Quantílica para a variável dependente “hiato do INPC”.	56
Tabela 2 - Coeficientes da Regressão Quantílica para a variável dependente “desvio do IPCA”	62

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 REVISÃO DE LITERATURA	16
2.1 REVISÃO TEÓRICA.....	16
2.2 MICROFUNDAMENTAÇÃO	24
2.2.1 Decisões das famílias e a Curva de Phillips Salarial	24
2.2.2 Decisões das firmas e a Curva de Phillips de Preços	30
2.2.3 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida ampliada para choques externos	33
2.3 O <i>PASS-THROUGH</i> CAMBIAL.....	35
2.4 REVISÃO EMPÍRICA	39
3 METODOLOGIA.....	46
3.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	46
3.2 A ESTIMAÇÃO POR REGRESSÃO QUANTÍLICA	50
4 RESULTADOS.....	56
4.1 ESTIMATIVAS DA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA PARA O HIATO DO INPC	56
4.2 ESTIMATIVAS DA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA PARA O DESVIO DO IPCA	61
4.3 <i>PASS-THROUGH</i> CAMBIAL: EVIDÊNCIAS PARA O HIATO DO INPC E O DESVIO DO IPCA	67
5 IMPLICAÇÕES ECONÔMICAS E SOCIAIS	75
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	77
REFERÊNCIAS	79

1 INTRODUÇÃO

A compreensão da dinâmica dos preços constitui um dos papéis centrais em discussões macroeconômicas, especialmente em economias emergentes, como é o caso da brasileira. Após um longo período de alta inflação que além de corroer o poder de compra da população, dificultava a previsibilidade das decisões econômicas, a criação do Plano Real em 1994 representou um marco no processo de estabilização dos preços. Além disso, a adoção do regime de metas de inflação e do câmbio flutuante em 1999 redefiniu o arcabouço de condução da política monetária do país.

Nesse contexto, a Curva de Phillips se apresenta como um dos mais conhecidos instrumentos analíticos no debate sobre a inflação, fornecendo base teórica e empírica para análises de política monetária. Em sua forma tradicional, estabelece uma relação negativa entre a inflação e a atividade econômica, medida pelo nível do desemprego. É necessário pontuar, entretanto, que a forma primordial da Curva de Phillips (1958) sofreu diversas críticas ao longo da história macroeconômica que discute a inflação, culminando em formulações posteriores mais robustas. Friedman (1968) e Phelps (1967) rompem a ideia inicial de um *trade-off* permanente entre inflação e desemprego e estabelecem o conceito da taxa natural de desemprego. Da mesma forma, fundamenta-se a ideia de que trabalhadores e empresas ajustam seus salários considerando também a inflação esperada, instituindo o papel da inflação passada (inércia) e das expectativas adaptativas dos agentes sobre a determinação da inflação corrente.

Um episódio de grande relevância que constatou insuficiência explicativa pela Curva de Phillips foi a estagflação vivenciada nos anos 70, que se configura como uma evidência empírica que dá força às críticas de Friedman (1968) e Phelps (1967). Posteriormente, Lucas (1976) aprofunda o papel das expectativas dos agentes ao difundir o conceito de expectativas racionais, segundo o qual os agentes utilizam de todas as informações disponíveis para formar suas expectativas. Desse modo, a teoria evolui para a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, construída a partir de microfundamentos, e que inclui componentes de inércia inflacionária e de expectativas racionais dos agentes.

A utilização de um modelo que incorpora componentes *forward-looking* (expectativas racionais) e/ou *backward-looking* (inércia inflacionária) permite observar como os agentes podem basear suas decisões diante daquilo que esperam para o futuro ou, ainda, com base em informações do passado, permitindo maior aderência com o funcionamento real das economias.

Não obstante, para pequenas economias abertas, a compreensão da dinâmica inflacionária exige ir além de apenas fatores domésticos. À vista disso, considerar o papel de

choques de oferta e da influência externa também é de extrema relevância. Ao incluir componentes que captem essa interação, é possível obter maior capacidade explicativa para o modelo.

Dentre os canais representativos de choques de oferta, a taxa de câmbio é um dos mais amplamente discutidos na literatura macroeconômica. De acordo com Leite e Pimentel (2021), em economias que realizam transações com o resto do mundo, a taxa de câmbio aparece como uma variável relevante na determinação dos custos e, em consequência disso, dos preços.

O uso de insumos importados no processo de produção configura um importante determinante do custo do produto, o que influencia o preço praticado internamente. Além disso, alguns dos bens consumidos internamente não possuem produção doméstica, ou possuem uma produção insuficiente, tornando necessária sua importação para suprir a demanda, o que gera maior exposição às variações cambiais. Ademais, variações cambiais podem exercer influência sobre as expectativas de formação de preços e salários.

A ferramenta utilizada para avaliar o repasse das variações cambiais para os preços domésticos é conhecida como *pass-through* ou coeficiente de repasse cambial. De acordo com Souza (2023), o *pass-through* deve ser analisado buscando compreender como afeta os preços domésticos para o consumidor final e a inflação geral.

Embora haja recorrência na discussão da dinâmica dos preços na literatura macroeconômica, o tema é de contínua relevância diante do constante desafio na condução da política macroeconômica. Ademais, o caso brasileiro exige julgar o papel das variações cambiais enquanto choque de oferta, uma vez que se trata de uma pequena economia aberta. A incorporação das variações cambiais à Curva de Phillips Novo-Keynesiana busca captar com maior qualidade as peculiaridades da economia brasileira. Ampliar a Curva de Phillips Novo-Keynesiana para inclusão da taxa de câmbio pode representar oportunidade de resultados mais robustos e alinhados à realidade da dinâmica de preços, especialmente para pequenas economias abertas.

Todavia, uma análise baseada exclusivamente em relações médias pode ser insuficiente para capturar a complexidade do repasse cambial. Nesse sentido, a hipótese central desse estudo é a não-linearidade: as variações cambiais e os demais determinantes dos preços produzem efeitos distintos a depender do regime de preços vigente. Essa perspectiva sugere que a sensibilidade dos preços às variações na taxa de câmbio não é uniforme ao longo da distribuição e ignorar essa assimetria pode representar um ponto de vista errôneo, o que impõe a necessidade de métodos capazes de ir além da média condicional. Outro aspecto que exige

observação é o fato de que o *pass-through* deve se diferenciar a depender do índice de preços objeto do estudo.

Diante disso, o objetivo deste estudo é estimar Curvas de Phillips Novo-Keynesianas ampliadas para choques de oferta para o hiato do INPC e para o desvio do IPCA, abrangendo o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2025. Especificamente, busca-se: i) estimar o *pass-through* cambial para o hiato da taxa de variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), considerando diferentes quantis da distribuição condicional da inflação; ii) realizar uma análise contrafactual por meio da estimação de um modelo análogo utilizando o desvio da taxa de variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em relação à meta de inflação; e, iii) discutir assimetrias no grau de repasse entre os índices, analisando os fatores que influenciam a transmissão em diferentes cenários inflacionários.

A comparação entre o INPC e o IPCA se justifica pelo fato de que esses índices representam cestas de consumo distintas, uma vez que compreendem diferentes grupos de consumidores e, portanto, podem responder de maneira diferente às variações cambiais. Enquanto o IPCA reflete o consumo de um grupo com faixa de renda mais ampla, o INPC concentra-se em famílias de menor renda. Assim, a análise contrafactual permite avaliar se a transmissão cambial possui efeitos distributivos implícitos, além de conferir maior caráter social à análise.

Em relação à metodologia do estudo, adota-se a regressão quantílica aplicada a dados mensais no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2025. A regressão quantílica representa um método robusto à presença de *outliers* na variável dependente, característica comumente encontrada em séries de preços do Brasil. Contudo, a adoção dessa estratégia empírica, embora justificada pela sua adequação técnica, não se limita a esse único fator, mas também por constituir um diferencial analítico central do estudo. Ao contrário de modelos lineares tradicionais, que fornecem um único coeficiente médio para toda a amostra, a regressão quantílica permite que os parâmetros estimados variem ao longo da distribuição condicional da variável dependente, possibilitando a identificação de heterogeneidades e assimetrias no comportamento do *pass-through* cambial.

Ao adotar essa abordagem, a investigação avalia se o hiato da atividade econômica, o hiato das expectativas de preços futuros e, sobretudo, o hiato das variações cambiais exercem efeitos diferenciados sobre a inflação quando esta se encontra em níveis baixos, intermediários ou elevados. Essa distinção é particularmente relevante em um ambiente macroeconômico marcado por mudanças no regime inflacionário, no qual decisões de política monetária,

capacidade de absorção de custos pelas firmas e a formação de expectativas dos agentes podem alterar substancialmente o grau de repasse cambial.

Ao permitir que os coeficientes estimados variem ao longo da distribuição da variável dependente, a regressão quantílica amplia a capacidade informacional da análise e fornece uma leitura mais completa da dinâmica dos preços no Brasil. A captura da dinâmica dos preços em diferentes quantis proporciona uma compreensão mais robusta do *pass-through* cambial, oferecendo evidências sobre o comportamento dos preços em diferentes estados da economia. Com base nisso, a utilização dessa metodologia representa um avanço relevante, pois permite capturar heterogeneidades nas respostas dos preços que modelos baseados na média costumam ocultar.

A principal contribuição deste estudo reside em fornecer evidências sobre a assimetria do repasse cambial e o contraste existente entre índices de preços ao consumidor quando se consideram faixas de renda distintas, por meio da utilização do método de regressão quantílica como ferramenta central da análise. Com a condução dessa investigação pretende-se, portanto, apoiar uma compreensão mais precisa dos mecanismos de transmissão cambial e fornecer subsídios mais consistentes para formulação e avaliação de política monetária e políticas públicas, especialmente no que tange à busca pela estabilidade dos preços. Ademais, a utilização de expectativas inflacionárias construídas endogenamente para o INPC contribui para suprir uma lacuna empírica, permitindo a incorporação do componente *forward-looking* mesmo na ausência de dados observados.

Por fim, o estudo se organiza da seguinte forma, além desta introdução: o segundo capítulo apresenta uma revisão de literatura, que se subdivide em uma revisão teórica e uma revisão empírica. A revisão teórica foi construída com objetivo de revisitar a Curva de Phillips e suas críticas até o desenvolvimento de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida. Além disso, apresenta-se também uma microfundamentação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, e, por fim, concepções acerca do *pass-through* cambial. Por sua vez, a revisão empírica apresenta estudos relacionados ao tema realizados por diferentes autores, apontando as distintas metodologias empregadas e resultados alcançados. O terceiro capítulo discorre sobre a metodologia empregada neste estudo, demonstrando as variáveis utilizadas e expondo o método e o modelo adotados. O quarto capítulo apresenta uma análise robusta dos resultados alcançados. Em conclusão, o quinto capítulo apresenta as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Neste capítulo, apresenta-se a trajetória teórica que conduz à formulação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, que direciona as estimações propostas neste estudo. Inicialmente, discutem-se fundamentos acerca da política monetária e as críticas à versão tradicional da Curva de Phillips, além da sua evolução teórica que culmina no desenvolvimento de uma versão microfundamentada, que incorpora os efeitos das expectativas racionais e da inércia inflacionária. Em seguida, dá-se uma discussão sobre a taxa de câmbio e o mecanismo de transmissão cambial, o *pass-through* cambial. Por fim, são expostos estudos empíricos que já analisam a relação entre câmbio e inflação, considerando diferentes contextos. Nesse sentido, a seguir inicia-se uma revisão teórica da evolução da Curva de Phillips, que fundamenta o desenvolvimento da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida.

2.1 REVISÃO TEÓRICA

A política monetária constitui o principal instrumento de atuação da autoridade monetária sobre o funcionamento de uma economia, ocupando um papel central na condução da atividade econômica e das decisões dos agentes. Pela definição da taxa básica de juros e pela gestão das condições de liquidez, a autoridade monetária influencia o custo do crédito e o comportamento do sistema financeiro, afetando decisões intertemporais de consumo e investimento.

Segundo Minsky (1986), uma característica central das economias capitalistas é o financiamento da posse de ativos por meio do endividamento, o que gera compromissos de pagamentos que frequentemente excedem os fluxos de caixa correntes de empresas e instituições financeiras. Nessas condições, o funcionamento da economia depende da capacidade contínua de refinanciamento das dívidas, tornando o sistema financeiro um elemento estrutural da atividade econômica.

Em períodos prolongados de estabilidade, tende-se a aumentar a participação do financiamento especulativo, no qual novos empréstimos são necessários para honrar compromissos financeiros, o que impulsiona preços de ativos, investimento e emprego. No entanto, esse processo também eleva a fragilidade financeira, exigindo a atuação do Banco Central como credor de última instância. Embora essa intervenção seja fundamental para evitar crises sistêmicas, ela pode contribuir para uma transferência de parte dos riscos assumidos por agentes privados para o conjunto da economia. Ademais, esse tipo de atuação pode incentivar

comportamentos financeiros mais arriscados, ampliando o potencial de instabilidade econômica.

No contexto da complexidade financeira, a autoridade monetária enfrenta um desafio de preservar a estabilidade do sistema financeiro e, simultaneamente, do valor da moeda. A manutenção de uma inflação baixa e previsível é fundamental na redução de incertezas e na condução de decisões de longo prazo sobre consumo e investimento. As decisões da autoridade monetária se propagam à economia real por meio de seus canais de transmissão e, sob essa perspectiva, a taxa de juros ocupa uma posição central.

Conforme o Banco Central do Brasil (s.d.), uma elevação na taxa de juros básica tende a aumentar também os juros reais, desestimulando o consumo das famílias e o investimento das empresas, reduzindo a demanda agregada e contribuindo para a desaceleração da inflação. Alterações na taxa de juros também afetam a taxa de câmbio: aumentos nos juros domésticos tendem a valorizar a moeda, reduzindo o preço dos bens comercializáveis em moeda local.

Outros canais complementam esse mecanismo. A elevação da taxa de juros pode reduzir os preços de ativos financeiros, afetando a riqueza de famílias e empresas e, conseqüentemente, suas decisões de gastos. Além disso, o canal de crédito atua por meio da alteração do custo do financiamento bancário: a elevação da taxa de juros encarece empréstimos e financiamentos bancários, levando a uma contração de seu volume e redução de consumo e investimento.

Por fim, a política monetária opera também através do canal de expectativas, uma vez que mudanças na taxa básica de juros sinalizam a postura futura da inflação e da atividade econômica e, nesse sentido, influenciam a formação das expectativas dos agentes. Contudo, esse canal pode ser expressivamente influenciado pela credibilidade da política monetária.

Conforme Carlin e Soskice (2015), a partir da década de 1990, diversos bancos centrais passaram a adotar o regime de metas de inflação, nos quais a política monetária atua predominantemente por meio do ajuste da taxa de juros de curto prazo. Nesse contexto, elevações da taxa de juros tendem a reduzir componentes da demanda agregada sensíveis ao custo do crédito, como investimento e consumo durável, contribuindo para a desaceleração da atividade econômica e, assim, redução de pressões inflacionárias.

Nesse cenário, consolida-se o chamado Novo Consenso Macroeconômico (NCM), que orienta a condução da política monetária em diversas economias. Conforme Paula e Saraiva (2015), o NCM deriva de uma convergência teórica entre diferentes correntes neoclássicas, incorporando os pressupostos de expectativas racionais, existência de uma taxa natural de desemprego, neutralidade da moeda no longo prazo e inconsistência temporal da política

monetária. Além disso, ao admitir rigidezes nominais de preços e salários, o arcabouço confere à política monetária o papel predominante na estabilização macroeconômica, subordinando os demais instrumentos da política econômica ao controle da inflação e das flutuações do produto.

O modelo teórico associado ao NCM é representado por um sistema de três equações estruturais que descrevem o comportamento da economia no curto prazo. A primeira corresponde a uma curva IS (*Investment - Saving*) intertemporal, que relaciona o hiato do produto às expectativas dos agentes, à atividade econômica futura e à taxa real de juros. A segunda equação descreve a regra de condução da política monetária, representada por uma função de reação do Banco Central, baseada na conhecida regra de Taylor, na qual a taxa nominal de juros responde aos desvios da inflação em relação à meta e às oscilações do hiato do produto. Por fim, a última equação é representada pela Curva de Phillips Novo-Keynesiana, que estabelece a dinâmica inflacionária a partir das expectativas de inflação futura e das condições de demanda na economia. A curva de Phillips representa uma formulação valiosa na compreensão da dinâmica inflacionária.

Conforme Phillips (1958), a taxa de crescimento dos salários nominais está diretamente relacionada às condições do mercado de trabalho, em especial ao nível de desemprego. Em contextos em que o desemprego é baixo, a relativa escassez na disponibilidade da mão de obra intensifica a competição entre os empregadores, resultando em aumentos salariais mais acelerados. Por outro lado, quando o desemprego é elevado, o poder de negociação dos trabalhadores se reduz, o que não implica necessariamente em reduções salariais, mas sim um crescimento lento dos salários. Essa dinâmica fundamenta a formulação tradicional da Curva de Phillips, que expressa uma relação negativa entre a inflação salarial e o desemprego.

Essa interpretação da curva de Phillips pode ser estritamente associada à inflação de demanda. Isso porque a referida redução do desemprego pode ser decorrente do aumento da demanda agregada. Nesse cenário, o aquecimento da economia cria a necessidade de uma expansão da demanda por mão de obra, de modo a ocasionar uma redução do desemprego. Sob tal perspectiva, o poder de negociação dos trabalhadores aumenta, de modo a existir uma tendência de pressão sobre os salários nominais. Em consequência do aumento no nível de salário pago pelas empresas, deve haver um encarecimento produtivo, dado que o salário representa um custo de produção fundamental. Finalmente, a elevação dos custos de produção pressiona o nível de preços.

Conforme Blanchard (2007), ao longo da década de 1960 a curva de Phillips foi amplamente adotada por macroeconomistas e formuladores de política econômica devido a sua

combinação empírica aparentemente confiável e uma base histórica plausível para justificá-la, servindo como um guia para os movimentos conjuntos da inflação e do desemprego. O trabalho intitulado “*Analytical aspects of anti-inflation policy*” de Samuelson e Solow (1960) foi importante em popularizar a curva de Phillips através de uma adaptação da evidência empírica para o contexto econômico dos Estados Unidos, pela qual argumentam um *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego. Essa contribuição foi relevante em consolidar a curva de Phillips como um instrumento analítico no âmbito da macroeconomia e da política econômica.

Até por volta da década de 1970, as economias avançadas desfrutavam de um crescimento econômico sólido, inflação moderada e desemprego baixo. Nessa ocasião, na possibilidade de cenários de recessão econômica, a demanda poderia ser estimulada via gastos públicos e redução das taxas de juros para fins de redução do desemprego, mesmo que isso representasse um breve aumento da inflação.

Entretanto, a partir dessa mesma década, essa conjuntura passou a ruir, tendo como motivação principalmente os choques de petróleo. A redução da oferta global do petróleo representou um aumento dos custos, uma vez que representa um insumo fundamental para o transporte, indústria e energia. Nesse contexto, o aumento dos custos desencadeou uma redução da produção e, conseqüentemente, um aumento no nível do desemprego, além de uma elevação no nível dos preços. Nota-se, em síntese, um episódio que contraria a Curva de Phillips tradicional, uma vez que se observa coexistência de alta inflação e alto desemprego, marcando o enfraquecimento da relação proposta por ela.

Concomitante a isso, ainda no do final da década de 1960, Milton Friedman (1968) e Edmund Phelps (1967) levantaram questionamentos sobre a confiabilidade da dinâmica proposta pela curva de Phillips. As críticas dos autores fundamentavam-se no argumento de que a relação estabelecida pela curva original não é estável no longo prazo. Os autores evidenciavam a necessidade da inclusão da inflação esperada na formulação da curva, de modo a considerar que os trabalhadores e firmas formavam expectativas e ajustavam preços e salários com base nisso.

De acordo com Friedman (1968), em qualquer momento no tempo, há um determinado nível de desemprego que se mantém compatível com o equilíbrio das taxas de salário real. Nessa condição, um nível de desemprego mais baixo indica que há excesso de demanda por trabalho, produzindo pressão ascendente sobre os salários reais. Por outro lado, um nível de desemprego mais alto indica que há um excesso na oferta por trabalho, de modo que a pressão sobre os salários seja descendente.

Essa intuição leva ao conceito da “taxa natural de desemprego”, que, de acordo com Friedman (1968, p. 08):

“É o nível que seria gerado pelo sistema walrasiano de equações de equilíbrio geral, desde que estejam incorporadas nele as características estruturais reais do mercado de trabalho e de bens, incluindo imperfeições de mercado, variabilidade estocástica nas demandas e ofertas, o custo de obter informações sobre vagas de emprego e disponibilidade de trabalhadores, os custos de mobilidade e assim por diante” (Friedman, 1968, p. 08, tradução própria).

De outro modo, a taxa natural de desemprego refere-se ao nível de desemprego que aconteceria mesmo em condições “normais” da economia, considerando as imperfeições do mundo real, ou seja, existe um certo nível de desemprego mesmo na ausência de crises, derivada das fricções naturais da economia.

Em face disso, novas associações podem ser obtidas: primeiro, a diferença entre a taxa de desemprego efetiva e a taxa natural de desemprego, chamada de hiato do desemprego; e segundo, a relação entre a inflação e o hiato do desemprego, substituindo a versão original da Curva de Phillips.

Além da taxa natural de desemprego, a formação de expectativas pelos agentes também protagoniza um importante papel na formação da inflação. De acordo com Phelps (1967), os agentes ajustam gradualmente suas expectativas com base na inflação efetiva e, nesse contexto, a curva de Phillips deve ser influenciada pela inflação esperada. A antecipação de uma inflação futura ocasiona um deslocamento da curva, podendo desencadear um espiral de salários-preços. Isto posto, os trabalhadores podem demandar salários nominais mais altos na busca por uma compensação de uma inflação esperada, e as firmas, por sua vez, repassam o aumento de seus custos decorrente do ajuste salarial aos preços finais, realimentando o ciclo inflacionário. Esse raciocínio fundamenta a ideia das expectativas adaptativas. A ideia proposta pelas expectativas adaptativas baseava-se no pressuposto de que, ao observar inflação mais alta em um determinado período, os agentes apoiavam suas decisões sobre salários e preços através de uma adaptação e elevação da expectativa para o futuro.

Entretanto, essa percepção foi alvo de críticas, sustentadas pelo argumento de que os agentes formavam suas expectativas com base em toda informação disponível, e não apenas pela observação da inflação passada. Nesse contexto, dever-se-ia supor que as expectativas são formadas de forma racional, do modo que as pessoas olham para o futuro e buscam o melhor método de prevê-lo.

A crítica de Lucas (1976) sustenta-se na ideia de que, embora os modelos econométricos utilizados fossem razoáveis em previsões de curto prazo, utilizando informações recentes e ajustando os parâmetros conforme os erros passados, eles poderiam não ser eficientes

na avaliação de políticas de longo prazo, uma vez que mudanças nas políticas alteram o comportamento dos agentes e, desse modo, os parâmetros do modelo.

Especificamente em relação à curva de Phillips, a crítica de Lucas (1976) argumenta que a relação de longo prazo entre desemprego e inflação, prevista por modelos tradicionais, não reflete o comportamento real da economia. Isso acontece porque os agentes ajustam suas expectativas diante da adoção de novas políticas. Esse comportamento faz com que os parâmetros econômicos mudem, tornando previsões de longo prazo convencionais imprecisas.

Diante das limitações e das críticas impostas sobre a curva de Phillips tradicional e a crescente relevância do papel das expectativas sobre a determinação do nível dos preços, surge a necessidade de uma representação mais consistente da relação existente entre a inflação e a atividade econômica.

Com base nisso, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana fornece um modelo que captura o efeito de expectativas *forward-looking*. A contribuição do modelo Novo-Keynesiano elucidase a partir da inserção de microfundamentos, ou seja, de derivações macroeconômicas a partir de decisões otimizadoras de empresas e famílias. Essas relações extrapolam o empirismo ao incorporar o comportamento dos agentes, além de considerar o papel da rigidez nominal proposta por Calvo (1983). Tal rigidez é teoricamente consistente sob a hipótese de uma estrutura de mercado não concorrencial. Ao contrário do modelo de concorrência perfeita, em que as empresas são tomadoras de preços, o arcabouço Novo-Keynesiano pressupõe a produção de bens diferenciados, o que confere às firmas determinado poder de mercado e lhes permite atuar como formuladoras de preços. A rigidez nominal atua como uma restrição às decisões de precificação das firmas.

Existe ainda uma evolução da Curva de Phillips Novo-Keynesiana para uma versão híbrida. Contribuições como a de Galí e Gertler (1999) estendem o modelo admitindo que a Curva de Phillips Novo-Keynesiana baseada na rigidez de preços a *la* Calvo pode apresentar limitações empíricas ao não captar a persistência da inflação. Para superação desta limitação, é proposta uma versão híbrida em que a inflação corrente passa a ser influenciada não apenas pelas expectativas *forward-looking*, mas também da inflação passada. A inércia inflacionária é microfundamentada pela coexistência de firmas que ajustam preços de forma ótima, resolvendo um problema intertemporal e levando em consideração a trajetória futura esperada para as variáveis, e firmas que ajustam os preços com base na inflação passada, sendo consideradas firmas não otimizadoras. A presença das firmas não otimizadoras faz com que parte dos preços responda a um histórico de inflação, de modo a gerar persistência mesmo após a dissipação de choques.

Para além, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida ainda permite incorporar choques de oferta, distanciando-se da versão original da curva de Phillips que, por desconsiderar o choque do petróleo em 1970, mostrou-se ineficaz em explicar a estagflação. Dada a relevância da evolução do custo marginal real das firmas na formação dos preços, choques que afetem os preços dos insumos e de bens intermediários tendem a ser transmitidos à dinâmica inflacionária. Esses choques de oferta, especialmente em pequenas economias abertas, podem ser representados pela taxa de câmbio.

A taxa de câmbio caracteriza-se pela sua volatilidade no contexto de economias abertas. Abordagens tradicionais relacionam a dinâmica cambial ao comércio internacional, uma vez que a taxa de câmbio permite a comparação de preços de bens e serviços produzidos em diferentes países, influenciando decisões de consumo, investimento e produção com base nos preços relativos entre moedas. Movimentos de depreciação tendem a tornar os bens domésticos relativamente mais baratos para o exterior e os bens importados mais caros para os residentes, enquanto apreciações produzem o efeito inverso. Assim, variações cambiais afetam diretamente os fluxos comerciais e os preços relativos, introduzindo fontes recorrentes de choques de custo para as economias abertas.

Para além do comércio internacional, o funcionamento do mercado financeiro amplia a volatilidade cambial, uma vez que permite que investidores escolham entre ativos domésticos e estrangeiros com base nos retornos esperados que dependem não apenas das taxas de juros internas e externas, mas também das expectativas quanto à trajetória futura da taxa de câmbio. Nesse sentido, a paridade descoberta da taxa de juros fornece uma intuição central ao indicar que movimentos cambiais refletem ajustes no fluxo de capitais decorrentes de diferenciais de juros e mudanças nas expectativas dos agentes.

A interação entre a política monetária, a política fiscal e a mobilidade de capitais fornecem um arcabouço analítico relevante para a compreensão da dinâmica cambial. O modelo Mundell-Fleming ou IS-LM-BP, compreendido como uma extensão do modelo IS-LM expandido para economias abertas, evidencia que mudanças nas políticas macroeconômicas afetam a taxa de juros doméstica, os fluxos de capitais e, conseqüentemente, a taxa de câmbio. Em regimes de câmbio flutuante, políticas fiscais expansionistas tendem a elevar a taxa de juros, de modo a atrair capital estrangeiro, resultando em apreciação cambial, enquanto políticas monetárias expansionistas exercem pressão depreciativa sobre a moeda. O modelo evidencia que a taxa de câmbio responde de maneira sensível às condições macroeconômicas e às decisões de política econômica.

A literatura macroeconômica também destaca que a volatilidade cambial decorre da diferença na velocidade de ajuste entre os mercados financeiros e o mercado de bens. O modelo de *overshooting* cambial, proposto por Dornbusch (1976), mostra que, diante de choques monetários, a taxa de câmbio pode se ajustar de forma imediata e excessiva, enquanto os preços dos bens respondem de maneira gradual em função da rigidez nominal. Esse descompasso gera oscilações cambiais temporárias, porém intensas.

O arcabouço tradicional fornece fundamentos sólidos para compreensão das variações cambiais, contudo necessário considerar as especificidades de economias emergentes, como a brasileira. Nesse sentido, o novo desenvolvimentismo se insere oferecendo uma visão alternativa em relação aos determinantes da taxa de câmbio.

No âmbito do novo desenvolvimentismo, conforme Bresser-Pereira (2016), a taxa de câmbio é determinada pelo seu valor e pela oferta e demanda da moeda estrangeira, entendendo-se por “valor da taxa de câmbio” o valor que cobre os custos e um lucro razoável para as firmas que participam do comércio exterior. Esse valor é definido pelo custo unitário do trabalho de um país, calculado pela razão entre salários e produtividade, em comparação a uma cesta de países concorrentes.

Em relação à oferta e demanda de moeda estrangeira como determinantes da taxa de câmbio, estas dependem de fatores tradicionais, como a taxa de juros e compra e venda de reservas estrangeiras pelo banco central, mas também de fluxos de capitais especulativos e das três políticas populistas frequentemente observadas em países em desenvolvimento: poupança externa, juros altos e uso da taxa de câmbio como âncora inflacionária. Além disso, é necessário considerar também a presença da doença holandesa. De acordo com Bresser-Pereira e Gala (2010), a doença holandesa ocorre quando existe uma exploração intensiva de recursos naturais baratos, que provoca uma apreciação cambial persistente.

A volatilidade decorrente dos fatores discutidos constitui uma característica recorrente no cenário macroeconômico, fazendo com que as variações cambiais se manifestem como choques frequentes sobre os custos de produção. Diante disso, torna-se relevante a incorporação da taxa de câmbio como um elemento relevante na Curva de Phillips Novo-Keynesiana, uma vez que sua dinâmica afeta diretamente o custo marginal das firmas e a formação de preços e a dinâmica inflacionária, especialmente em pequenas economias abertas.

Galí e Monacelli (2005) incorporam o papel de choques externos na determinação da inflação doméstica demonstrando que a dinâmica inflacionária é derivada a partir do comportamento otimizador das firmas e depende do custo marginal real que, por sua vez, é influenciado pelos termos de troca. Compreende-se que os termos de troca refletem a relação

entre os preços domésticos e os preços externos e, com base nisso, as variações na taxa de câmbio afetam os custos de produção das firmas domésticas ao alterar os preços de bens e insumos importados.

A taxa de câmbio passa a atuar como um canal de transmissão de choques externos aos preços domésticos, ocupando um papel de complementar mecanismos tradicionais associados ao hiato do produto, das expectativas futuras e da inércia inflacionária. A consideração do papel de choques de custo relacionados ao setor externo, obtém-se um arcabouço teórico mais abrangente na análise da dinâmica dos preços em pequenas economias abertas. Diante disso, a seguir apresenta a microfundamentação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, expandida para choques de oferta, nesse caso, representados pela taxa de câmbio.

2.2 MICROFUNDAMENTAÇÃO

A interação entre os diversos agentes que compõem o sistema econômico é um elemento central da dinâmica macroeconômica, sem o qual não é possível conectar de forma adequada o comportamento individual ao coletivo, uma vez que cada agente reage a ações de outros agentes e ao resultado agregado que daí emerge (MEIRA, 2021, p. 25). Nesse sentido, modelos baseados em agentes e modelos microfundamentados compartilham uma preocupação em explicar os mecanismos por meio dos quais as decisões individuais se traduzem em resultados macroeconômicos.

No âmbito Novo-Keynesiano, a conexão entre microfundamentos e dinâmica agregada é sistematizada através de modelos estruturais derivados de problemas de otimização intertemporal de famílias e firmas, sob a presença de rigidez nominal e imperfeições de mercado. Com base nisso, esta subseção dedica-se a apresentar as derivações das equações de inflação salarial e inflação de preços, respectivamente, e, por fim, a curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida com choques externos. A microfundamentação adotada neste trabalho segue o arcabouço proposto por Galí (2008), que fornece uma base teórica para a seleção das variáveis e relações observadas no exercício empírico subsequente.

2.2.1 Decisões das famílias e a Curva de Phillips Salarial

Tomando as famílias como agentes econômicos e assumindo que podem ser representadas por uma unidade contínua de indivíduos indexados por $(i,j) \in [0,1] \times [0,1]$, que

obtem utilidade através do consumo agregado e sofrem desutilidade pelo fornecimento de trabalho por seus membros, a função utilidade da família pode ser representada pela equação (1):

$$U(C_t, \{N_t(i)\}, X_t) \equiv \log C_t - X_t \int_0^1 \int_0^{N_t(i)} j^\varphi dj di = \log C_t - X_t \int_0^1 \frac{N_t(i)^{1+\varphi}}{1+\varphi} di \quad (01)$$

Em que X_t corresponde a um choque exógeno na preferência pelo trabalho¹, atuando como um fator de escala da desutilidade do trabalho, e $\varphi > 0$ representa a elasticidade inversa da oferta de trabalho, determinando a curvatura da desutilidade do trabalho. A especificação do consumo em forma logarítmica reflete sua utilidade marginal decrescente: uma unidade adicional no consumo aumenta sua utilidade total, entretanto, o ganho marginal obtido a cada unidade consumida decresce progressivamente. A desutilidade do trabalho, por outro lado, é especificada de modo a refletir custos marginais crescentes, sugerindo que cada hora a mais de trabalho gera um “cansaço” maior do que o anterior. À medida que a quantidade de trabalho aumenta, a utilidade total diminui, além disso, cada hora a mais de trabalho impõe um sacrifício maior do que o anterior.

A escolha ótima deve-se considerar a interação entre preferências e restrição orçamentária. Desse modo, cada membro da família buscará maximizar:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, \{N_t(i)\}; X_t) \quad (02)$$

Sujeito a uma restrição orçamentária:

$$\int_0^1 P_t(i) C_t(i) dz + Q_t B_t \leq B_{t-1} + \int_0^1 W_t(i) N_t(i) di + \Pi_t \quad (03)$$

A equação (3) apresenta uma restrição orçamentária fundamentada com objetivo de representar um consumo diversificado, um mercado de trabalho homogêneo e o mercado

¹ Choques exógenos de preferência por trabalho representam variações externas ao modelo que afetam a desutilidade associada ao trabalho, podendo capturar mudanças institucionais, demográficas ou sociais que alteram a disposição dos agentes em ofertar trabalho, sem que tais variações sejam endogeneamente determinadas pelo comportamento das famílias e firmas.

financeiro. O lado esquerdo apresenta o gasto da família representativa no período t , calculado como a integral dos preços ($P_t(z)$) multiplicados pelas quantidades consumidas ($C_t(z)$) dos bens e somados a aquisição de títulos ($Q_t * B_t$). O lado direito representa os recursos disponíveis, compostos pela rentabilidade dos títulos obtidos no período anterior (B_{t-1}) somados à renda do trabalho, obtida pela integral dos salários $W_t(i)$ multiplicados pelas horas trabalhadas ($N_t(i)$), incluindo também lucros redistribuídos (Π_t). Essa é uma formulação intertemporal que demonstra como os gastos da família não podem exceder seus rendimentos.

A restrição orçamentária apresentada na equação (03) revela o salário como um pilar nas decisões de consumo da família. Nesse contexto, torna-se essencial incorporar uma estrutura de rigidez salarial inspirada no mecanismo *a la* Calvo, originalmente postulado para fixação de preços, segundo a qual os salários são ajustados de forma escalonada, com apenas uma fração de trabalhadores podendo realizar reajustes a cada período. Com base nisso, no período t existirá uma probabilidade $(1-\theta)$ de que um trabalhador tenha seu salário reajustado, enquanto a porção θ de trabalhadores não o fará.

Assumindo a existência de diferenciação do trabalho e considerando a rigidez nominal, o salário agregado na economia pode ser representado por uma função do tipo *Constant Elasticity of Substitution* (CES), que possibilita a agregação de diferentes variedades de trabalho com substituição imperfeita e elasticidade constante. Considera-se, portanto, que cada trabalhador $i \in [0,1]$ oferece um tipo de trabalho dado um salário $W_t(i)$. O salário nominal agregado é dado pela equação (04), que é análoga ao índice agregado de preços², uma vez que este resulta da agregação dos preços dos bens diferenciados produzidos pelas firmas.

$$W_t \equiv \left(\int_0^1 W_t(i)^{1-\varepsilon_w} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}} \quad (04)$$

Aqui, ε_w representa a elasticidade de substituição entre diferentes tipos de trabalho. Percebe-se, desse modo, que o trabalho de diferentes agentes é heterogêneo, não sendo perfeitamente substituível devido às diferenças de habilidades e qualificações. Num contexto de reotimização de salários, a família deve escolher W_t^* que maximize sua utilidade intertemporal esperada:

² $P_t \equiv \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$

$$W_t^* = E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k U(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}) \right\} \quad (05)$$

As notações $C_{t+k|t}$ e $N_{t+k|t}$ apresentadas na equação (05) denotam, respectivamente, consumo e trabalho no período $t+k$ de uma família cujo salário foi reajustado no período t . Nesse contexto, dada a escolha do novo salário W_t^* no período t , a equação (05) analisa as escolhas de consumo e trabalho nos próximos períodos, considerando que este salário pode permanecer fixo futuramente, de forma incerta. A equação (05) pode ser interpretada, de acordo com Galí (2008), como a soma esperada descontada das utilidades geradas ao longo do período (incerto) durante o qual o salário definido no período t permanecer inalterado.

A maximização da utilidade da família estará sujeita a uma restrição de demanda por trabalho, conforme a equação (06):

$$N_{t+k|t} = \left(\frac{W_t^*}{W_{t+k}} \right)^{-\varepsilon_w} * N_{t+k} \quad (06)$$

A equação (06) indica que, quanto maior for o W_t^* relativo ao salário agregado W_{t+k} , menor será a demanda pelo trabalho oferecido pela família, pois o agente realiza uma comparação intertemporal entre o retorno de trabalhar no período corrente e o retorno esperado nos períodos futuros.

Considerando que a utilidade da família depende do consumo e do trabalho, e que o trabalho depende de W_t^* , este deverá influenciar a utilidade indiretamente pelo consumo e diretamente pela desutilidade do trabalho. Tem-se, portanto, as equações (07) e (08):

$$\frac{\partial}{\partial W_t^*} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k [U(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}) + \lambda_{t+k|t} (W_t^* N_{t+k|t} - P_{t+k} C_{t+k|t})] = 0 \quad (07)$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ N_{t+k|t} \left[U_c(C_{t+k}, N_{t+k|t}) * \frac{W_t^*}{P_{t+k}} + \mu_w * U_n(C_{t+k}, N_{t+k|t}) \right] \right\} = 0 \quad (08)$$

Na equação (08), $\mu_w = \frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1}$. Esse parâmetro representa o *markup* salarial desejado pelos trabalhadores que, de acordo com Galí (2008), é o desvio entre o salário real e a taxa marginal de substituição que prevalece na ausência de rigidez salarial.

Considerando a $MRS_{t+k|t} \equiv -\frac{U_n(C_{t+k}, N_{t+k|t})}{U_c(C_{t+k}, N_{t+k|t})}$, a condição de otimalidade pode ser reescrita pela equação (09):

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ N_{t+k|t} * U_c(C_{t+k}, N_{t+k|t}) * \left(\frac{W_t^*}{P_{t+k}} - \mu_w * MRS_{t+k|t} \right) \right\} \quad (09)$$

Assumindo uma função utilidade análoga à equação (01), obtém-se as equações (10) e (11):

$$U_c(C_{t+k}) = \frac{1}{C_{t+k}} \quad (10)$$

$$MRS_{t+k|t} = X_{t+k} * C_{t+k} * N_{t+k|t}^\varphi \quad (11)$$

Através de um processo recursivo chega-se ao estado estacionário, conforme a equação (12):

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ \frac{N_{t+k|t}}{C_{t+k}} \left(\frac{W_t^*}{P_{t+k}} - \mu_w * MRS_{t+k|t} \right) \right\} = 0 \quad (12)$$

Utilizando a aproximação logarítmica, pode-se supor que:

$$\frac{W_t^*}{P_{t+k}} \approx e^{w_t^* - p_{t+k}} \approx 1 + (w_t^* - p_{t+k}) \quad (13)$$

$$MRS_{t+k|t} \approx e^{mrs_{t+k|t}} \approx 1 + mrs_{t+k|t} \quad (14)$$

Substituindo as aproximações logarítmicas na condição de otimalidade e reorganizando para obtenção do salário ótimo, tem-se a equação (15):

$$w_t^* = \mu^w (1 - \beta\theta_w) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k * [mrs_{t+k|t} + p_{t+k}] \quad (15)$$

Dado que $MRS_t = X * C_t * N_t^\varphi$, tomando logaritmos e denotando as variáveis por suas versões log-linearizadas, tem-se a equação (16):

$$\widehat{mrs}_t = \log(X) + \hat{c}_t + \varphi \hat{n}_t \quad (16)$$

Para encontrar o desvio de $mrs_{t+k|t}$ em relação ao emprego efetivo no tempo $t + k$, define-se que $n_{t+k|t}$ é a demanda por trabalho dado W_t^* e n_{t+k} é o nível de emprego agregado efetivo.

O desvio, portanto, será dado pela equação (17):

$$mrs_{t+k|t} = mrs_{t+k} + \varphi(n_{t+k|t} - n_{t+k}) \quad (17)$$

Sob diferenciação monopolística do trabalho à rigidez a *la* Calvo, a diferença entre o log do salário nominal definido w_t^* e o salário efetivo agregado w_{t+k} está ligada ao diferencial de emprego, como apresenta a equação (18):

$$n_{t+k|t} - n_{t+k} = -\varepsilon_w(w_t^* - w_{t+k}) \quad (18)$$

Substituindo na equação (17), e com algumas manipulações, obtém-se a equação (19):

$$w_t^* = \beta \theta_w * E_t(w_{t+1}^*) + (1 - \beta \theta_w)(w_t - (1 + \varepsilon_w \varphi)^{-1} \hat{\mu}_t^w) \quad (19)$$

Retomando o fato de que apenas a fração $1 - \theta_w$ dos trabalhadores consegue reajustar os salários no período t , o índice salarial agregado evolui como média ponderada entre o salário anterior w_{t-1} e o novo salário w_t^* , como apresentado na equação (20):

$$w_t = \theta_w * w_{t-1} + (1 - \theta_w)w_t^* \quad (20)$$

A equação (20) representa a indexação do salário agregado com rigidez a *la* Calvo. A inflação salarial pode ser obtida por $\pi_t^w = w_t - w_{t-1}$. A Curva de Phillips Salarial Novo-Keynesiana é dada, portanto, como se apresenta na equação (22):

$$\pi_t^* = w_t - w_{t-1} = \theta_w * w_{t-1} + (1 - \theta_w)w_t^* - w_{t-1} \quad (21)$$

$$\pi_t^* = (1 - \theta_w)(w_t^* - w_{t-1}) \quad (22)$$

Através da combinação das equações (19), (20) e (22), obtém-se a equação (23):

$$\pi_t^* = (1 - \theta_w)[\beta\theta_w * E_t(w_{t+1}^*) + (1 - \beta\theta_w)(w_t - (1 + \varepsilon_w\varphi)^{-1}\hat{\mu}_t^w) - w_{t-1}] \quad (23)$$

Pela reorganização da equação (23) e considerando a definição da inflação salarial, chega-se à expressão da equação (24):

$$\pi_t^w = \beta E_t(\pi_{t+1}^w) - \lambda_w \hat{\mu}_t^w \quad (24)$$

$$\text{Em que } \lambda_w \equiv \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w(1+\varepsilon_w\varphi)}.$$

A equação (24) representa a curva de Phillips salarial, que descreve a dinâmica salarial como função de expectativas de inflação futura, demonstrando que, se os trabalhadores esperam mais inflação no futuro, existirá um efeito sobre a inflação presente, e o *markup* salarial, que representa o desvio entre o salário real e a produtividade marginal do trabalho. Quando o salário médio na economia está abaixo do nível compatível com a manutenção (em média) do *markup* desejado, as famílias que reajustam seu salário nominal tendem a aumentá-lo, gerando, assim, uma inflação salarial positiva (Galí, 2008, p. 125).

2.2.2 Decisões das firmas e a Curva de Phillips de Preços

Similarmente ao que acontece com os salários, os preços também possuem rigidez de ajuste, do modo que, no período t apenas uma parte das firmas os modificarão, ou seja, $1-\theta$ poderão alterar seus preços, enquanto a outra parcela não o fará. Assumindo um continuum de firmas indexadas por $j \in [0,1]$ e considerando que cada uma delas produz um tipo de bem com uma função de produção na forma da equação (25):

$$Y_t(j) = A_t * N_t(j)^{1-\alpha} \quad (25)$$

Em que A_t representa uma tecnologia exógena comum para todas as firmas e $N_t(j)$ é o parâmetro que representa o insumo do trabalho, com um expoente $1-\alpha$, em que $0 < \alpha < 1$, que representa o retorno marginal decrescente do trabalho.

O insumo do trabalho ($N_t(i)$) pode ser representado pela equação (26):

$$N_t(j) \equiv \left[\int_0^1 N_t(j, i)^{\left(1 - \frac{1}{\varepsilon_w}\right)} dj \right]^{\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1}} \quad (26)$$

Em que ε_w representa a elasticidade de substituição entre os diferentes tipos de trabalho. Considerando que $W_t(i)$ seja o salário nominal do trabalho do tipo i , definido pelo trabalhador, conforme discutido anteriormente. O conjunto de salários vigentes para diferentes tipos de trabalhos, com a minimização de custos gera um conjunto de funções de demanda para cada firma j para o trabalho i , como na equação (27):

$$N_t(i, j) = \left(\frac{W_t(j)}{W_t(i)} \right)^{-\varepsilon_w} N_t(i) \quad (27)$$

Para todo $i, j \in [0, 1]$, em que W_t pode ser representado pela equação (08). Com essas equações, pode-se obter a equação (28):

$$\int_0^1 W_t(i) N_t(i, j) dj = W_t N_t(i) \quad (28)$$

Nesse sentido, a firma que ajusta o preço no período t busca resolver o problema apresentado na equação (29):

$$\max_{P_t^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta_p^k E_t \{ Q_{t,t+k} (P_t^* Y_{t+k|t} - \mu^p \Psi_{t+k|t}(Y_{t+k|t})) \} \quad (29)$$

Em que $\Psi_{t+k|t}$ representa a função custo, $Y_{t+k|t}$ representa os *outputs* no período $t+k$ para uma firma que redefiniu os preços no período t e μ^p representa a margem de preço desejada, ou seja, o preço cobrado pelas firmas na ausência de rigidez ($\theta = 0$). Além disso, como aponta a equação (30):

$$Q_{t,t+k} \equiv \beta^k \left(\frac{C_{t+k}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+k}} \right) \quad (30)$$

A equação (30) representa o fator estocástico de desconto, utilizado pelas firmas para calcular o valor presente dos lucros nominais futuros, incorporando a utilidade marginal do consumo, ponderada pela aversão ao risco, e um ajuste pela variação esperada do nível de preços.

Este processo de maximização está sujeito à restrição de demanda, apresentada na equação (31):

$$Y_{t+k|t} = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k|t}} \right)^{-\varepsilon_p} C_{t+k} \quad (31)$$

Reescrevendo a equação (29) e tomando a condição de primeira ordem para P_t^* , tem-se as equações (32) e (33):

$$\max_{P_t^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta_p^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left(P_t^* \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k|t}} \right)^{-\varepsilon_p} C_{t+k} - \mu^p \psi_{t+k} \left(\left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon_p} C_{t+k} \right) \right) \right\} \quad (32)$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta_p^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k|t} \frac{1}{P_t^*} \left[(1 - \varepsilon_p) + \varepsilon_p \mu^p \frac{\Psi C_{t+k|t}}{P_t^*} \right] \right\} = 0 \quad (33)$$

Log-linearizando essa expressão, obtém-se a equação (34):

$$p_t^* = (1 - \beta \theta_p) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^k E_t \{ \widehat{\Psi C_{t+k|t}} \} \quad (34)$$

A equação (34) representa o preço ótimo definido pela firma com rigidez a *la* Calvo, com objetivo de maximizar lucros futuros dado que pode ficar vários períodos sem realizar novos ajustes. O nível geral de preços (P_t), no entanto, pode ser compreendido como uma média ponderada entre os preços reajustados no período t (p_t^*) e os preços das firmas que não reajustaram, em termos log-lineares, como na equação (35):

$$P_t = (1 - \theta_p) p_t^* + \theta_p P_{t-1} \quad (35)$$

A inflação de preços é obtida por $\pi_t^p = p_t - p_{t-1}$, podendo ser reescrita, portanto, como na equação (36):

$$p_t - p_{t-1} = (1 - \theta_p)p_t^* + \theta_p p_{t-1} \quad (36)$$

E, desse modo, tem-se a equação (37):

$$\pi_t^p = (1 - \theta_p)(p_t^* - p_{t-1}) \quad (37)$$

Combinando as equações (34) e (37), pela reorganização dos termos e considerando a definição da inflação de preços pode-se obter a equação (38):

$$\pi_t^p = \beta E_t[\pi_{t+1}^p] - \lambda_p(\mu_t^p - \mu^p) \quad (38)$$

Em que $\mu_t^p \equiv p_t - \Psi_t$ é o *markup* de preços e $\lambda_p = \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p} * \frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\varepsilon_p}$.

A equação (38) representa a curva de Phillips de preços. De acordo com Galí (2008), a expectativa de *markups* médios de preços abaixo de seus níveis desejados leva as firmas que estão reajustando seus preços a aumentá-los, gerando, portanto, inflação positiva.

2.2.3 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida ampliada para choques externos

As equações (24) e (38) apresentam a inflação – de salários e de preços, respectivamente – enfatizando o componente *forward-looking*. Entretanto, mercados reais por vezes sugerem a existência de uma inércia inflacionária que pode surgir em decorrência de agentes que tomam decisões com base no passado. Nesse sentido, tendo em consideração que a fração $(1-\omega)$ realiza ajustes com base em expectativas futuras, enquanto a porção ω o faz com base em observações passadas.

Definindo p_t^f como preços reajustados por *forward-looking* e p_t^b como preços reajustados por *backward-looking*, pode-se expressar como na equação (39):

$$\bar{p}_t^* = (1 - \omega)p_t^f + \omega p_t^b \quad (39)$$

Em face disso, a curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida pode ser escrita como na equação (40):

$$\pi_t = -\lambda_w \varphi(u_t - u^n) + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (40)$$

A equação (40) demonstra que a inflação está em função do hiato do desemprego (componente real da curva de Phillips), de expectativas de inflação futura (componente *forward-looking*) e da inflação passada (componente de *backward-looking*).

A forma obtida sugere que a inflação seja determinada por fatores domésticos, porém, em pequenas economias abertas, como a brasileira, é importante considerar que o setor externo deve exercer alguma influência sobre a dinâmica dos preços, seja por meio de preços ao produtor ou ainda, por um repasse direto ao consumidor final. Nesse sentido, a curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida pode ser ampliada para incorporar choques de oferta externos. Assumindo o canal externo como atuante na composição dos preços domésticos, analogamente à equação (39), tem-se a equação (41):

$$\bar{p}_t^* \equiv (1 - \alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} \quad (41)$$

A inflação doméstica, portanto, passa a ser representada por uma combinação de fatores internos e externos, conforme a equação (42):

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \theta X_t \quad (42)$$

Reescrevendo a equação (40) em termos da equação (42), tem-se uma versão ampliada da curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, conforme a equação (43):

$$\pi_t = -\lambda_w \varphi(u_t - u^n) + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta X_t \quad (43)$$

Em que X_t é incluso com o objetivo de capturar choques externos na determinação da inflação de uma pequena economia aberta. Uma forma de captar os efeitos de choques de oferta externos é através das variações cambiais, que frequentemente atuam como um canal de transmissão dessas pressões. As variações cambiais afetam o custo marginal das firmas ao alterar os preços dos insumos e dos bens importados, além de exercerem influência sobre as

expectativas dos agentes, de modo a repercutir sobre decisões de precificação. Nesse sentido, o câmbio pode ser interpretado como um choque de oferta que complementa os determinantes tradicionais da inflação, ampliando o poder explicativo. Contudo, incluir a taxa de câmbio enquanto um determinante dos preços domésticos não esgota a compreensão de seus efeitos, uma vez que a magnitude e a velocidade do repasse podem depender de fatores macroeconômicos e microeconômicos. Diante disso, a subseção seguinte ocupa-se da discussão do *pass-through* cambial, ou seja, do mecanismo pelo qual as variações cambiais são transmitidas aos preços domésticos.

2.3 O *PASS-THROUGH* CAMBIAL

A taxa de câmbio pode ser considerada um dos preços fundamentais de uma economia, uma vez que permite conectar o mercado doméstico ao internacional de bens, serviços e capitais. Essa relevância se intensifica no contexto de economias emergentes, dado que ocupam uma posição de maior dependência do fluxo de capitais e dos preços internacionais de *commodities*. Além disso, é necessário considerar o potencial da volatilidade cambial em intensificar fragilidades internas.

De acordo com Bresser-Pereira (2013), a taxa de câmbio é o preço macroeconômico mais estratégico existente nas economias de mercado, tendo um efeito poderoso sobre a estabilidade e o crescimento de uma economia. Uma excessiva apreciação pode prejudicar a competitividade da indústria, prejudicando o crescimento. Entretanto, uma excessiva depreciação pode pressionar a inflação, devido ao encarecimento percebido nos bens importados e insumos intermediários.

A inflação pode ser considerada uma variável de interesse fundamental na busca pela estabilidade econômica de um país, constituindo, de acordo com Mankiw (2015), em uma das preocupações centrais de economistas e formuladores de políticas. Compreendendo a taxa de câmbio como um elemento crucial na formação dos preços, torna-se necessário investigar os fatores complexos que constituem essa relação. Diante disso, tem-se o *pass-through* cambial.

O *pass-through* cambial pode ser compreendido como o grau em que as variações cambiais são incorporadas aos preços domésticos, sejam eles preços ao consumidor ou ao produtor, podendo haver uma diferenciação no nível do repasse de acordo com o grupo de preços. Essa ferramenta torna-se essencial em compreender como os choques cambiais afetam o nível dos preços, além da competitividade nacional e a política monetária do país. Segundo

Amaral (2019), o *pass-through* da taxa de câmbio deve ser entendido como o efeito das variações cambiais sobre os preços.

É importante considerar o fato de que o *pass-through* cambial pode ser completo, incompleto ou ainda, nulo. De acordo com Araújo *et al.* (2023), o repasse será completo quando as alterações cambiais forem repassadas em sua totalidade aos preços, será incompleto quando apenas parte das variações cambiais forem transmitidas aos preços, e será nulo quando não houver nenhum repasse.

De acordo com Assis *et al.* (2018), a literatura acerca do *pass-through* pode possuir dois enfoques. O primeiro, relacionado às interações macroeconômicas, analisando de que forma a taxa de câmbio, ao atuar em conjunto com o ambiente macroeconômico, influencia o reajuste dos preços, buscando explicar as flutuações do repasse cambial ao longo do tempo. O segundo possui uma perspectiva microeconômica, enfatizando as estruturas de mercado e o modo com que as firmas definem estratégias de precificação no comércio internacional, de modo a determinar o repasse cambial.

Em relação ao contexto macroeconômico, o *pass-through* pode sofrer influência de características do ambiente inflacionário, da política monetária e do grau de abertura da economia.

O estudo realizado por Taylor (2000) demonstra que um ambiente de baixa inflação pode, por si só, reduzir o grau do *pass-through* cambial. Isso deve ocorrer em razão da decisão de ajuste de preços das firmas ser guiada por uma perspectiva de mudanças menos persistentes nos custos e nos preços de outras firmas em um ambiente de baixa inflação. Nessa ocasião, as incertezas podem ser menores, levando a reajustes menos agressivos nos preços diante de uma variação cambial.

Por outro, é esperado que um ambiente de alta inflação represente maiores incertezas às firmas, que devem realizar reajustes mais acentuados em seus preços diante de uma variação cambial. Esse comportamento reflete em um maior grau de *pass-through* cambial.

Em face disso, a credibilidade da política monetária também pode atuar como um determinante crucial do grau de *pass-through*. O estudo conduzido por Gagnon e Ihrig (2001) mostra que, para países industrializados, a queda no *pass-through* pode estar associada ao fortalecimento da política monetária com foco na estabilidade dos preços. Essa evidência sugere que quanto mais crível for a política monetária para controle da inflação, menor será a suscetibilidade dos preços domésticos a choques cambiais.

Em relação aos países emergentes, essa relação ainda tende a se manter. O estudo desenvolvido por Carrière-Swallow *et al.* (2016) aponta que avanços no arcabouço da política

monetária contribuem para a redução do repasse para bens e serviços produzidos internamente em países emergentes. Da mesma forma, de acordo com Aleem e Lahiani (2014), em países emergentes uma maior credibilidade das autoridades monetárias poderá aumentar a atratividade do país para investimentos estrangeiros, além de reduzir a vulnerabilidade a fluxos de capital especulativo.

É fundamental pontuar que, embora relevante, nos países emergentes a credibilidade da política monetária pode ter seu efeito reduzido em moderar o grau do *pass-through* quando comparado a países desenvolvidos. Isso porque essas economias tendem a apresentar maior vulnerabilidade externa que, conforme Severo (2023), refere-se à exposição de uma economia a riscos provenientes do ambiente externo, como choques no fluxo de comércio, flutuações cambiais, expectativas desfavoráveis, volatilidade dos preços das *commodities*, do petróleo, e mudanças nas condições de financiamento internacional. A vulnerabilidade é reforçada por estruturas produtivas menos diversificadas, maior dependência de exportações concentradas, dependência excessiva de determinados mercados e parceiros comerciais, dificuldades de adaptação tecnológica no cenário global e o grau de internacionalização da produção que, por meio do Investimento Estrangeiro Direto (IED) pode ampliar a integração da economia doméstica às decisões de empresas transnacionais, aumentando a sensibilidade a choques externos.

A vulnerabilidade externa atua reduzindo a capacidade da política monetária de ancorar expectativas e moderar o *pass-through* cambial. Em economias mais expostas a choques externos recorrentes, as variações cambiais podem ser percebidas pelos agentes como mais persistentes. Diante dessa percepção, há uma limitação da eficácia da credibilidade da política monetária em conter o repasse aos preços, sugerindo que a maior vulnerabilidade externa enfraquece o canal das expectativas.

A abertura da economia é um determinante fundamental do nível de *pass-through* cambial. A abertura do mercado de bens permite que pessoas e empresas escolham entre bens domésticos e estrangeiros. Já a abertura do mercado financeiro permite que investidores optem por ativos domésticos ou estrangeiros (Blanchard, 2007).

De acordo com Hoang *et al.* (2020) *apud* Rodrigues (2024), a inflação pode ser afetada pelas exportações líquidas, pois diante de uma depreciação da moeda nacional, as exportações tendem a aumentar enquanto as importações diminuem, melhorando o saldo da balança comercial. Além disso, existe ainda o efeito decorrente da balança de pagamentos, pois um aumento desta deve levar a um aumento da oferta monetária, pressionando a inflação para cima. Por último, tem-se o efeito do canal de bens importados, que podem afetar a inflação através

do aumento do custo do insumo importado para produção interna e/ou também pelo aumento do custo de bens de consumo importados.

Considerando os canais de transmissão descritos, o grau de abertura da economia se torna central na determinação do nível de *pass-through*. Economias mais abertas tendem a estar mais expostas às variações cambiais. Todavia, limitar a análise apenas ao grau de abertura pode ser insuficiente no âmbito da literatura macroeconômica sobre economias abertas. É igualmente fundamental considerar a dimensão econômica do país, distinguindo se trata-se de uma economia de pequeno ou grande porte. No caso de pequenas economias abertas, a exposição às volatilidades cambiais pode se tornar ainda mais acentuada.

A compreensão do *pass-through* expande-se para além do ambiente macroeconômico e, dessa forma, torna-se essencial discutir os fatores microeconômicos que determinam o grau do *pass-through*. Nesse sentido, o *pass-through* cambial é condicionado pela estrutura das firmas e de estratégias de precificação frente à necessidade de ajustes diante de variações cambiais. Esses elementos podem influenciar a magnitude e o repasse cambial aos preços domésticos.

De acordo com Dornbusch (1987) *apud* Assis *et al.* (2018), os ajustes de preços de um setor de destino são influenciados por fatores como os custos relativos do trabalho entre duas economias, o grau de substitutibilidade entre os bens produzidos pelas firmas desse setor, a proporção de firmas domésticas em relação às estrangeiras e a estrutura de mercado vigente na economia importadora.

O estudo realizado por Krugman (1986) volta uma análise para modelos de concorrência imperfeita, uma vez que podem captar com maior qualidade a complexidade do fenômeno conhecido como *pricing to market*. Os modelos descritos consideram não apenas as condições de mercado em um determinado período, mas também a evolução da infraestrutura da produção, custos de ajuste da produção e o investimento em reputação ao longo do tempo. Além disso, a interação entre oferta e demanda pode fornecer insumos para a precificação de mercados segmentados.

O *pricing to market* relaciona-se com o *pass-through* cambial, dado que estabelece o nível do repasse cambial que será absorvido pela firma. Desse modo, pode ser considerado um determinante do *pass-through* cambial, podendo definir ainda se este será completo ou incompleto.

Outro aspecto relevante no contexto da microeconomia é o conceito de custos de menu, que remetem ao tempo e o custo envolvido com a alteração dos preços e comunicação aos clientes. Esse fundamento leva à rigidez de preços, que estabelece que ajustes nos custos de

produção não são integralmente e imediatamente repassados aos consumidores. A rigidez de preços pode caracterizar uma das principais razões para que o *pass-through* cambial para os preços seja incompleto.

Diversos estudos já foram realizados com objetivo de analisar o *pass-through* cambial. Diante disso, a subseção a seguir reúne algumas evidências encontradas por outros autores acerca do tema através de utilização de métodos distintos.

2.4 REVISÃO EMPÍRICA

Esta subseção concentra-se em apresentar evidências encontradas por outros autores acerca do *pass-through* cambial no Brasil. O recorte temporal dos estudos revisados privilegia estudos mais recentes, especificamente a partir de 2020, supondo a possibilidade de utilizarem metodologias mais refinadas. Além disso, embora existam contribuições que estimam o *pass-through* de maneira linear e média ao longo do tempo, acredita-se que tais abordagens podem impor restrições relevantes à compreensão deste fenômeno. Deste modo, essa revisão tem foco em estudos que incorporam especificações não-lineares, parâmetros variantes ou mudanças de regime.

O estudo conduzido por Ramalho (2021) busca analisar a dinâmica da inflação no Brasil, com foco na persistência inflacionária e no repasse cambial. O período investigado pelo autor está compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2019. As variáveis utilizadas nas estimações foram: Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), sendo a taxa mensal, dessazonalizada pelo método Census X-12; a expectativa média mensal do IPCA no último dia útil do mês anterior para o mês corrente, sendo a taxa mensal, dessazonalizada pelo método Census X-12; o centro da meta para o IPCA; o núcleo da inflação (núcleo de dupla ponderação), sendo a taxa mensal, dessazonalizada pelo método Census X-12; o Índice de Atividade Econômica do Brasil (IBC-Br), sendo o hiato extraído via filtro de HP do número índice mensal, dessazonalizado pelo método Census X-12; e a Taxa de câmbio real efetiva, sendo a taxa de variação, dessazonalizado pelo método Census X-12. O autor utiliza Modelos Autorregressivos de Integração Fracionária (ARFIMA) e Estimções com Parâmetros Variantes no Tempo (TVP), via filtro de Kalman.

Analisando os resultados obtidos por Ramalho (2021), especificamente sobre a relação da taxa de câmbio e do IPCA, verifica-se que o repasse da taxa de câmbio para a inflação esteve em tendência de queda até meados de 2010, entretanto, a partir de então parece ter sofrido uma reversão. Considerando que mostra significância estatística em parte da análise e boa

estabilidade, pode ser considerada fundamental na definição dos preços no período analisado. Uma nova estimação ainda é realizada, comprimindo o período de análise para janeiro de 2003 a dezembro de 2014, com objetivo de retirar da amostra o período de crise crônica que o país atravessava. Nessa nova análise, o repasse cambial se torna menor, porém, ainda estatisticamente significativo e com estabilidade, além de apresentar crescimento após o ano de 2010, confirmando-se como uma variável fundamental no nível geral de preços.

O estudo de Ramalho (2021) investiga ainda a relação entre a taxa de câmbio e o núcleo do IPCA, que consiste na inflação persistente e que realmente importa para a autoridade monetária. Nesse sentido, considerando toda a amostra, é possível observar que o repasse cambial vinha de uma tendência de queda até o início de 2009, entretanto, a partir de então existe uma quebra nessa tendência. De acordo com o autor, esse comportamento evidencia uma incerteza por parte dos agentes econômicos com relação ao *pass-through* cambial. Evidencia-se, ainda, a importância do repasse cambial na definição do núcleo, uma vez que demonstra significância estatística e estabilidade ao longo do período. Para a segunda análise, que consiste no período reduzido para janeiro de 2003 a dezembro de 2014, a variável referente ao repasse cambial apresenta significância estatística apenas em parte da amostra analisada, diferenciando-se da investigação anterior.

O estudo desenvolvido por Vieira e Sousa Junior (2020) busca estimar o repasse cambial, além de investigar a presença de assimetrias. Para tanto, os autores estimam 4 modelos lineares, autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL), e 4 modelos não lineares (N-ARDL). O período analisado é compreendido entre janeiro de 2003 a dezembro de 2019. As variáveis utilizadas foram: o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE; o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI); a variação do log da taxa de câmbio; variação do log da taxa de câmbio nominal efetiva; o preço do petróleo em log; o hiato do produto; a abertura comercial em log; e uma *dummy* para o ano de 2015, justificada pela mudança no padrão da inflação nesse ano, devido ao choque do preço de energia e combustíveis.

Os resultados encontrados por Vieira e Sousa Junior (2020) para os modelos lineares mostram que, para o longo prazo, uma depreciação de 1% na taxa de câmbio nominal tende a elevar o IPCA em cerca de 0,05 pontos percentuais. Já uma variação em 1% na taxa de câmbio nominal efetiva tende a impactar em, aproximadamente, 0,102 pontos percentuais o IPCA. Já em relação ao IGP-DI, uma variação em 1% na taxa de câmbio nominal tende a impactá-lo em cerca de 0,17 pontos percentuais. Para uma variação de 1% na taxa de câmbio nominal efetiva, o efeito no IGP-DI tende a ser de, aproximadamente, 0,207 pontos percentuais.

A respeito dos modelos não lineares, as estimações utilizam duas variáveis de câmbio, sendo uma para representação da magnitude das apreciações e outra para as depreciações. Os resultados encontrados sugerem que uma depreciação da taxa de câmbio nominal em 1% tende a se traduzir em uma elevação do IPCA em, aproximadamente, 0,096 pontos percentuais. A variável que representa a apreciação da taxa de câmbio nominal não apresentou significância estatística. Em relação a uma depreciação da taxa de câmbio nominal efetiva em 1%, é possível verificar um aumento de cerca de 0,08 pontos percentuais no IPCA. A apreciação da taxa de câmbio nominal efetiva também não apresentou significância estatística. Para o IGP-DI, uma depreciação de 1% na taxa de câmbio nominal tende a elevá-lo em cerca de 0,136 pontos percentuais, enquanto uma apreciação de 1% nessa mesma variável deve reduzi-lo em, aproximadamente, 0,195 pontos percentuais. Por fim, uma depreciação de 1% na taxa de câmbio efetiva nominal tende a levar a um aumento de cerca de 0,149 pontos percentuais, enquanto diante de uma apreciação em 1%, esse resultado tenda a ser uma redução de cerca de 0,258 pontos percentuais.

O estudo desenvolvido por Pereira *et al.* (2022) investiga a relação entre a taxa de câmbio e os custos da indústria em uma perspectiva regional. O período de análise compreende os anos de 2007 a 2019. Os autores utilizam as seguintes variáveis para condução das estimações: o custo do setor industrial em mil R\$, deflacionado pelo Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG); a taxa de câmbio efetiva real, sendo a média anual; o Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG) mensal, sendo a média anual; e o *Producer Price Index* (PPI) mensal, sendo a média anual. A metodologia adotada pelos autores consiste na análise descritiva e teste econométrico através da utilização de dados em painel.

A análise descritiva realizada por Pereira *et al.* (2022) sugere que, embora a taxa de câmbio possa se mostrar relevante para explicar o preço dos insumos e o processo de desindustrialização, o crescimento total dos custos totais no período analisado pode estar mais fortemente relacionado a outros fatores. Além disso, infere-se que setor extrativo apresenta ligeira estabilidade em seu total de custos e despesas diante de movimentos de apreciação e depreciação cambial, do modo que podem não estar fortemente relacionados às oscilações cambiais. A indústria de transformação demonstra um comportamento mais sensível em relação às variações cambiais, entretanto, ainda sugere-se que o câmbio depreciado pode não ser o principal fator que eleva o custo total da indústria de transformação no período analisado. Em relação aos custos operacionais industriais, os autores destacam que apresentaram tendência de crescimento tanto em fases de apreciação quanto de depreciação cambial. Em conclusão a isso, é sugerido que o aumento nos custos decorrente da variação dos preços das matérias primas

diante de uma depreciação cambial pode estar associado a fatores associados, como a elevação do preço da energia elétrica, serviços de manutenção e reparação de máquinas e equipamentos.

A análise econométrica realizada por Pereira *et al.* (2022) demonstra resultados estatisticamente significativos apenas para seis estados brasileiros, sendo eles: Minas Gerais, Bahia, Rio Grande do Sul, Alagoas, Rondônia e Pernambuco. Para o estado do Alagoas, a relação alcançada foi positiva, com um coeficiente de 0,84. Isso indica que uma desvalorização cambial tende a reduzir os custos industriais nesse estado. Para os demais estados que apresentaram significância estatística na relação, os coeficientes obtidos foram negativos, indicando que uma desvalorização cambial tende a elevar os custos industriais.

O estudo conduzido por Jung (2022) busca analisar se o grau de *pass-through* varia em conformidade com o cenário macroeconômico e, além disso, investiga se durante a pandemia da Covid-19, diante da mudança do panorama doméstico e internacional, o coeficiente do *pass-through* cambial no Brasil elevou-se acima do nível histórico. Para isso, o autor utiliza um modelo *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE) simplificado, estimado pelo método de máxima verossimilhança, com auxílio do filtro de Hamilton e de uma função de verossimilhança de um modelo VAR estrutural com mudança de regime Markoviana. A amostra compreende o primeiro trimestre de 2000 ao primeiro trimestre de 2022, havendo ainda um destaque para o período da pandemia da Covid-19, iniciando no primeiro trimestre de 2020 e persistindo até o final da amostra. As variáveis utilizadas neste estudo são: o IPCA dessazonalizado pelo método X-12-ARIMA; a variação cambial trimestral, obtida através da diferença entre o valor da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) entre o início e final do período; o hiato do produto, calculado a partir do logaritmo do PIB trimestral a valores de mercado dessazonalizado, sobre o qual foi aplicado o filtro de Hodrick-Prescott (HP) e selecionado o componente restante; a taxa de juros real, obtida pelo acumulo de valores, trimestralmente, da taxa de juros Selic over mensal, sob a qual descontou-se a taxa de juros real de longo prazo, alcançada através da tendência obtida pela utilização do filtro de HP sob a taxa de juros real; as expectativas de inflação, para a qual considerou-se a mediana das expectativas do IPCA para os três meses seguintes, coletada no primeiro dia útil do mês; e expectativas sobre o hiato do produto, sendo que a partir das expectativas do crescimento anual do PIB, obteve-se o crescimento trimestral, projetou-se o PIB real esperado, aplicou-se o logaritmo e retirou-se a tendência através do filtro de HP. O resíduo obtido corresponde à expectativa do hiato do produto.

Os resultados encontrados por Jung (2022) indicam não-linearidade no *pass-through* cambial no Brasil. Entre os anos de 2005 a 2019 não apresentou significância estatística. Já para

o período de 2000 a 2004 e após 2020, o coeficiente obtido foi de 0,1064. O autor ainda sugere que os regimes são bastante duradouros, com uma probabilidade de transição entre os regimes de cerca de 3%. Em relação à pandemia, analisa-se que a falta de confiança no regime de metas atuou em favor do *pass-through* cambial, que passou de praticamente nulo para 0,1064. De acordo com Jung (2022), a desvalorização cambial de cerca de 28% no primeiro trimestre de 2020 resultou em uma inflação extra de quase 3%. A explicação sugerida para isso é de uma restrição da política monetária ocasionada pela desvalorização cambial no cenário da pandemia, ou então, a possibilidade de uma não consideração dos efeitos da desvalorização cambial durante a determinação da política monetária.

Os estudos analisados convergem em constatar que o *pass-through* cambial não é um fenômeno linear no Brasil, podendo variar em função de fatores como a credibilidade da política monetária ou ainda, por aspectos regionais e setoriais. As diferenças entre os trabalhos encontram-se em relação, principalmente, ao grau e ao sentido das variações. Enquanto alguns estudos analisam a magnitude do repasse ao longo do tempo, outros identificam assimetrias em apreciações e depreciações cambiais. Há ainda a sugestão de que o câmbio depreciado, por si só, não configura o principal determinante dos custos industriais. O Quadro (1) apresenta um resumo das evidências encontradas através dos estudos observados.

Quadro 1 - Evidências empíricas sobre o *pass-through* cambial no Brasil

(continua)

AUTOR (ES)	PERÍODO	METODOLOGIA	PRINCIPAIS RESULTADOS
Ramalho (2021)	1999-2019	ARFIMA; estimações com TVP.	<i>Pass-through</i> em queda até o ano de 2010 com posterior reversão. Apresenta estabilidade e mostra relevância para o IPCA e núcleo da inflação.
Vieira e Sousa Junior (2020)	2003-2019	ARDL; N-ARDL.	Os modelos lineares indicam que uma depreciação de 1% na taxa de câmbio nominal tende a elevar o IPCA em cerca de 0,05 p.p e o IGP-DI em 0,17 p.p. Já para o câmbio nominal efetivo, uma depreciação em 1% tende a elevar o IPCA em, aproximadamente, 0,102 p.p e o IGP-DI em 0,207. Em relação aos modelos não lineares, uma depreciação em 1% na taxa de câmbio nominal aumenta o IPCA em 0,096 p.p e o IGP-DI em 0,136 p.p. Uma depreciação de 1% no câmbio nominal efetivo eleva o IPCA em 0,08 p.p e o IGP-DI em 0,149. Por sua vez, a apreciação do câmbio possui efeito significativo apenas na redução do IGP-DI, sendo de 0,195 p.p para o câmbio nominal e 0,258 para o câmbio nominal efetivo.
Pereira et. al (2022)	2007-2019	Análise descritiva; Dados em painel.	Observou-se que o setor extrativo é menos sensível às variações cambiais do que a indústria de transformação, entretanto, sugere-se que o câmbio pode não ser o principal determinante do

(conclusão)

			custo geral. Além disso, seis estados apresentaram significância estatística na análise Para Alagoas, uma desvalorização cambial reduz os custos industriais, enquanto para Minas Gerais, Bahia, Rio Grande do Sul, Rondônia e Pernambuco, o efeito foi oposto.
Jung (2022)	2000-2022	DSGE simplificado; Mudança de regime Markoviana.	Não-linearidade no <i>pass-through</i> cambial no Brasil, com efeito praticamente nulo entre 2005-2019. Entre 2000-2004 e após 2020, caracterizados como períodos de incerteza, o efeito do <i>pass-through</i> passa a ser significativo, possivelmente tendo relação com a credibilidade ou, ainda, restrições da política monetária.

Fonte: elaboração própria.

Os estudos analisados apontam para a existência do *pass-through* cambial no Brasil, especificamente demonstrando a presença de heterogeneidade. Observa-se que o *pass-through* não é constante a longo do tempo, sendo influenciado pelo ambiente macroeconômico, o grau da credibilidade da política monetária e condições da atividade econômica.

Os resultados encontrados por Ramalho (2021) e Jung (2022) revelam que o *pass-through* cambial pode variar de acordo com o período de análise a considerar o ambiente macroeconômico. Além disso, podem haver assimetrias relacionadas à direção das variações cambiais, conforme demonstram Vieira e Sousa Junior (2020), que apontam que depreciações geram movimentos inflacionários mais intensos do que apreciações. Por outro lado, Pereira *et al.* (2022) sugerem que o repasse sobre os custos e os preços pode variar em função de setores ou regiões, além de não constituírem, isoladamente, o principal determinante da dinâmica dos custos industriais. Embora os estudos analisados se diferenciem no que tange o objeto de não-linearidade, há concordância quanto à importância do câmbio na dinâmica dos preços.

A heterogeneidade revelada pelos resultados acerca do *pass-through* cambial pode ser compreendida levando em consideração os fatores institucionais, relacionados ao regime e credibilidade da política monetária, estruturais, que dizem respeito às características como a composição setorial, o grau de abertura comercial e a dependência de insumos importados, e, por último, conjunturais, que referem-se ao contexto macroeconômico específico de cada período, incluindo estágios do ciclo econômico e choques de apreciação e depreciação.

A literatura revisada reforça o entendimento de que o *pass-through* cambial não é um fenômeno exclusivamente linear. Contudo, as metodologias observadas pressupõem a definição prévia de cenários para a análise. Diante disso, o presente estudo se insere utilizando a regressão quantílica, que permite capturar a sensibilidade do *pass-through* cambial ao longo de toda a distribuição condicional da variável de interesse, sem imposição *ex ante* de regimes arbitrários

(ainda que, para fins analíticos, sejam posteriormente considerados agrupamentos em faixas específicas), além de fornecer uma análise comparativa desta dinâmica entre o INPC e o IPCA. Tendo analisado as metodologias e resultados alcançados pelos estudos expostos, o próximo capítulo detalha a metodologia empregada neste estudo, descrevendo os modelos e o método adotados, além de discorrer sobre as variáveis utilizadas.

3 METODOLOGIA

A hipótese levantada neste estudo propõe a existência de não-linearidade e heterogeneidade no *pass-through* cambial, sugerindo a presença de divergência entre os diferentes pontos da distribuição condicional dos preços. Além disso, sugere-se a possibilidade de que haja diferença no repasse cambial para o INPC e para o IPCA, uma vez da distinção da composição da cesta de consumo de cada índice. Em face disso, a estratégia metodológica consiste na estimação de modelos econométricos para obtenção do grau do *pass-through* para os dois índices de preços. Posteriormente, realiza-se uma comparação entre os resultados alcançados a fim de identificar a existência de disparidades no repasse cambial quando se consideram grupos e cestas de consumo distintos.

Para condução da investigação, os modelos estimados partem de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana, adicionando choques de oferta, aqui representados pela dinâmica cambial. Além disso, os modelos econométricos adotados devem viabilizar a análise de diferentes respostas para cenários distintos, em vez de uma média condicional para toda a amostra, o que é possibilitado pela regressão quantílica. Isto posto, este capítulo ocupa-se da apresentação da metodologia adotada neste estudo, discorrendo sobre as variáveis utilizadas e o método da regressão quantílica empregado nas estimações. Diante do exposto, a seguir são detalhadas as variáveis utilizadas, além de seu tratamento e fonte de obtenção.

3.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A seleção das variáveis foi orientada pela formulação teórica da Curva de Phillips Novo-Keynesiana, expandida para contemplar o papel dos choques externos. Nesse sentido, busca-se explicar a variação dos preços com base em uma combinação de expectativas futuras, de pressões de demanda, além da inclusão de fatores externos que podem exercer efeitos sobre a dinâmica de preços em pequenas economias abertas. Embora a literatura teórica frequentemente incorpore o papel da inércia inflacionária (*backward-looking*), este estudo opta pela estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana em sua forma puramente prospectiva (*forward-looking*). Essa decisão justifica-se pela necessidade de mitigar potenciais problemas de multicolinearidade, agravados pelo fato de as expectativas futuras da variação INPC terem sido construídas via modelo SARIMA, o que naturalmente correlaciona essa variável ao comportamento passado da série. A omissão dessa variável visa garantir maior estabilidade aos estimadores, permitindo capturar com maior precisão o repasse cambial ao longo dos quantis.

A fim de garantir a comparabilidade dos resultados, o modelo estimado para o IPCA adotará a mesma especificação da curva de Phillips Novo-Keynesiana.

Com base nisso, a variável dependente do primeiro modelo a ser estimado é o hiato da taxa de variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), que representa o desvio da inflação do INPC observada em relação à sua tendência de longo prazo. Para a construção dessa variável, utilizou-se o filtro de Hodrick-Prescott sobre a taxa de variação do INPC. Ao utilizar o hiato do INPC, é possível captar as flutuações cíclicas e isolar o componente de curto prazo, tornando o modelo mais adequado para a análise.

A escolha do INPC como variável de referência justifica-se por seu recorte de renda com foco em famílias de menor poder aquisitivo, uma vez que abrange domicílios com rendimentos de 1 a 5 salários mínimos. O INPC reflete uma cesta de consumo relativamente mais concentrada em bens essenciais e bens comercializáveis, como alimentos, vestuário e itens básicos. Esses bens podem responder de forma mais rápida a variações da taxa de câmbio. Além disso, esse grupo populacional possivelmente apresentará menor capacidade de substituição entre os bens, o que pode potencializar efeitos dos choques cambiais. Nesse sentido, o uso do INPC permite captar de maneira mais coerente os efeitos do *pass-through* cambial sobre o custo de vida de famílias mais vulneráveis, conferindo relevância econômica e social à análise.

Em relação ao segundo modelo, a variável dependente consiste no desvio da taxa de variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em relação à meta de inflação estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Ao utilizar o desvio da meta, é possível captar as pressões inflacionárias sob a ótica do regime de metas, tornando o modelo mais adequado para comparar a eficácia do repasse cambial diante dos objetivos da autoridade monetária. Embora definida em termos anuais, a meta do IPCA constitui um referencial relevante para condução da política monetária ao longo de todo o ano. Contudo, para compatibilizar dos dados com a inflação observada mensalmente, a meta anual foi convertida para taxa mensal por meio da equivalência de taxas. Assim, considera-se apropriada para a construção dos desvios mensais do IPCA em relação à meta vigente³.

A escolha do IPCA como base comparativa justifica-se por sua relevância institucional, uma vez que se constitui como medida oficial de inflação no Brasil. Além disso, este índice possui abrangência socioeconômica mais vasta, contemplando famílias com rendimentos de 1 a 40 salários mínimos. Consequentemente, o IPCA reflete a dinâmica de

³ $(1 + \pi_a)^{\frac{1}{12}} - 1$, em que π_a representa a taxa anual.

preços para um grupo cuja estrutura de consumo é mais diversificada, menos concentrada em itens de subsistência e com maior presença de bens *tradables*, especialmente duráveis.

A atividade econômica desempenha um papel fundamental na dinâmica dos preços, dado que reflete pressões de demanda que podem influenciar o nível dos preços. Este estudo utiliza essa variável em termos de hiato, em conformidade com a formulação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana. Para obtenção dessa medida, aplicou-se o filtro de Hodrick-Prescott sobre a série mensal do IBC-Br dessazonalizado produzido pelo Banco Central do Brasil, uma vez que este se trata de um indicador da atividade econômica. O hiato da atividade econômica permite observar o desvio do IBC-Br corrente em relação ao seu nível potencial, atuando como um indicador de pressões de demanda. Quando a atividade está acima de sua tendência, a economia encontra-se aquecida, podendo gerar pressões inflacionárias. Por outro lado, quando o produto está abaixo de sua tendência, observa-se maior ociosidade e possível redução nas pressões de demanda sobre os preços.

Compreende-se também a importância de considerar o papel das expectativas futuras dos agentes, denominadas *forward-looking*. Nesse cenário, diante da ausência da disponibilidade de dados sobre as expectativas referentes ao INPC, tornou-se necessário construir uma *proxy* para essa variável. Para tanto, adotou-se a metodologia de séries temporais, através da estimação de um modelo autorregressivo integrado de médias móveis sazonais (SARIMA). Pela análise da estrutura da série, identificou-se que o modelo mais adequado se trata de um SARIMA (1,0,0) (1,0,0). Além disso, dada a identificação de *outliers* na série, tornou-se necessário seu tratamento, o qual foi realizado por meio do método de Chen e Liu (1993), que identifica e ajusta três formas de valores atípicos: *Additive Outliers (AO)*, *Level Shifts (LS)* e *Temporary Changes (TC)*. A fim de manter a consistência metodológica, aplicou-se o filtro de Hodrick-Prescott sobre os valores ajustados pelo modelo, de modo a obter-se o hiato das expectativas dos agentes. Os valores obtidos constituem o componente *forward-looking* a ser utilizado na condução das estimações.

Em relação às expectativas do IPCA, utilizou-se o índice oficial de expectativas divulgado pelo Banco Central do Brasil, através do Relatório Focus. Essa série representa as médias das projeções dos principais agentes financeiros e instituições de pesquisa do país, servindo como uma medida robusta da percepção do mercado quanto à trajetória esperada da inflação. As expectativas são disponibilizadas em termos de inflação acumulada para os próximos 12 meses. Diante disso, para a compatibilização dos dados com as demais variáveis realizou-se a conversão das expectativas para variação mensal através da equivalência de taxas.

Por fim, é crucial considerar o papel de choques de oferta, especialmente em pequenas economias abertas, como o Brasil, uma vez que existe maior sensibilidade diante da dinâmica externa. A taxa de câmbio pode ser considerada um dos principais elementos de transmissão de choques externos, para qual se atribui a denominação de *pass-through* cambial, dada a influência sobre os preços de bens importados finais e insumos intermediários, refletindo em alterações no custo produtivo das firmas. Nessa especificação, utiliza-se o hiato da variação da taxa de câmbio nominal, obtido através da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott.

O período de análise está compreendido entre janeiro de 2003 a dezembro de 2025. Esse período foi selecionado com base na disponibilidade dos dados necessários por fontes confiáveis e oficiais. O quadro (2) resume as variáveis utilizadas nesse estudo, bem como sua descrição, a fonte de obtenção e/ou tratamento.

Quadro 2 - Descrição das variáveis.

(continua)

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	FONTE/ TRATAMENTO
Varição do Índice Nacional de Preços ao Consumidor ($\Delta INPC_t$)	Taxa de variação do índice de preços ao consumidor que mede o custo de vida de famílias com rendimentos de 1 a 5 salários mínimos.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE
Hiato do INPC ($\Delta \widetilde{INPC}_t$)	Desvio da taxa de variação do INPC observada em relação à sua tendência de longo prazo.	Filtro Hodrick-Prescott aplicado ao INPC
Varição do Índice de Preços ao Consumidor Amplo ($IPCA_t$)	Taxa de variação do índice oficial de inflação que mede o custo de vida de famílias com rendimentos de 1 a 40 salários mínimos.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE
Meta de inflação do IPCA ($IPCA_t^{meta}$)	Meta de inflação estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) para o IPCA.	Conselho Monetário Nacional/ Banco Central do Brasil
Meta de inflação do IPCA mensal ($IPCA_t^{meta_m}$)	Meta anual de inflação do IPCA convertida em taxa mensal pela fórmula de equivalência.	Meta anual convertida para taxa mensal por equivalência de taxas.
Desvio do IPCA com relação à sua meta ($IPCA_t^{desvio}$)	Diferença entre a variação da inflação observada (IPCA) e a meta mensal calculada.	Elaboração própria a partir da variação do IPCA (IBGE) e da meta mensal calculada a partir dos dados do CMN.
Índice real de atividade econômica ($IBC - Br_t$)	Medida do nível de atividade econômica do Brasil.	Banco Central do Brasil – Bacen/ Boletim/ Ativ. Ec.
Hiato do Atividade Econômica ($\tilde{y}_t$).	Desvio da atividade observada em relação à atividade potencial.	Filtro Hodrick-Prescott aplicado sobre o IBC-Br.

(conclusão)

Expectativas da taxa de variação do INPC ($E_t(\Delta INPC_{t+1})$)	Expectativas futuras para a taxa de variação do INPC.	Previsão <i>in-sample</i> da taxa de variação do INPC via modelo SARIMA (1,0,0)(1,0,0).
Hiato das expectativas da taxa de variação do INPC ($\tilde{E}_t(\Delta INPC_{t+1})$)	Desvio das expectativas da taxa de variação do INPC em relação à sua tendência de longo prazo.	Filtro de Hodrick-Prescott aplicado sobre as expectativas da taxa de variação do INPC.
Expectativas de inflação do IPCA acumulada em 12 meses ($E_t(IPCA_{t+12})$)	Expectativa média de inflação do IPCA – taxa acumulada para os próximos 12 meses.	Relatório Focus – Banco Central do Brasil.
Expectativa de inflação mensal do IPCA ($E_t(\Delta IPCA_{t+1})$)	Expectativa de inflação do IPCA convertida para expectativa de variação mensal.	Expectativa acumulada em 12 meses convertida para taxa mensal por equivalência de taxas.
Hiato das expectativas do IPCA ($\tilde{E}_t(\Delta IPCA_{t+1})$)	Desvio das expectativas de inflação mensal do IPCA em relação à sua tendência de longo prazo.	Filtro de Hodrick-Prescott aplicado sobre as expectativas de inflação mensal do IPCA.
Taxa de câmbio nominal (e_t)	Taxa de câmbio nominal representativa de choques externos.	Banco Central do Brasil.
Hiato da variação cambial ($\tilde{\Delta e}_t$)	Desvio da variação cambial em relação à sua tendência de variação.	Filtro de Hodrick-Prescott aplicado sobre Δe_t .

Fonte: elaboração própria.

A subseção a seguir descreve o modelo econométrico de regressão quantílica adotado neste estudo, que foi selecionado orientado pelo objetivo de verificar possíveis não-linearidades nas relações investigadas.

3.2 A ESTIMAÇÃO POR REGRESSÃO QUANTÍLICA

Conforme Wooldridge (2005), muitas das análises econômicas aplicadas partem de uma premissa de que y e x são duas variáveis representativas de alguma população e o interesse está em estudar como y varia com mudanças em x . Nesse sentido, a regressão constitui a ferramenta econométrica direcionada à compreensão do comportamento das variáveis. Através disso, é possível realizar inferências e previsões. Os modelos de regressão constituem uma abordagem sofisticada para a análise da relação entre duas ou mais variáveis, sendo amplamente utilizados em estudos quantitativos. Além disso, os avanços computacionais e de métodos de estimação dos parâmetros têm possibilitado o alcance de resultados cada vez mais robustos.

Dentre os métodos de estimação dos parâmetros, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (*Ordinary Least Squares* – MQO/OLS) destaca-se como um dos mais difundidos e amplamente utilizados na estimação de modelos de regressão linear. De acordo com Wooldridge (2005), o método de Mínimos Quadrados Ordinários consiste na obtenção dos

estimadores através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos, ou seja, das diferenças entre os valores observados e os valores ajustados pelo modelo.

Para que o método de MQO seja considerado eficiente é necessário que um conjunto de pressupostos seja satisfeito. Esses pressupostos incluem a linearidade dos parâmetros, a amostragem aleatória das observações, a ausência de multicolinearidade perfeita entre as variáveis explicativas, a exogeneidade condicional do termo de erro (o erro tem um valor esperado de zero) e a homocedasticidade (o erro tem a mesma variância independentemente dos valores das variáveis explicativas). Sob essas condições, demonstra-se que os estimadores obtidos pelo método de MQO são lineares, não-viesados e de variância mínima entre todos os estimadores lineares não viesados, caracterizando-se como eficientes no sentido do Teorema de Gauss-Markov (Wooldridge, 2006).

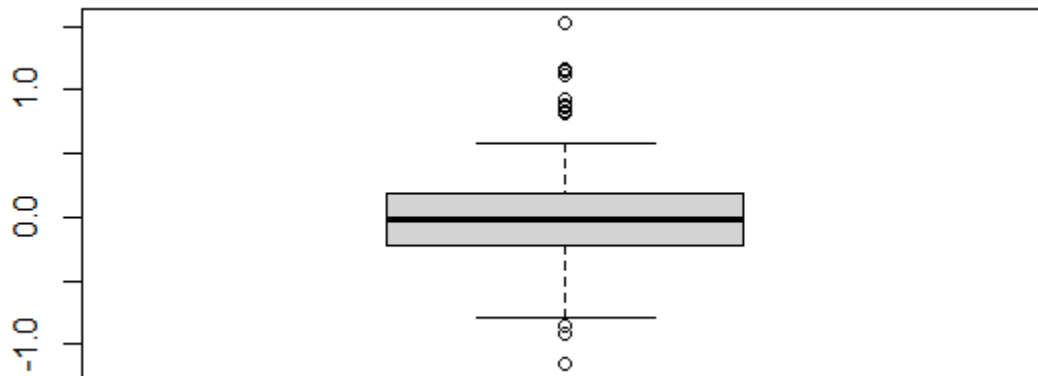
Outro ponto a ser considerado na utilização do método de MQO diz respeito às hipóteses sobre a distribuição do termo de erro. A normalidade dos erros é relevante para realização dos testes de inferência estatística, garantindo a validade dos testes t e F. Quando essa condição não é atendida, embora as propriedades de viés e de consistência dos estimadores possam ser preservadas sob hipóteses mais gerais, os resultados inferenciais podem ser comprometidos, levando a conclusões estatísticas potencialmente equivocadas quanto à significância dos parâmetros estimados.

Além das hipóteses sobre a normalidade da distribuição do termo de erro, a presença de observações atípicas, chamadas de *outliers*, constitui outro fator relevante na aplicação do método de MQO. Conforme Wooldridge (2005), o método dos MQO é particularmente sensível à presença de observações discrepantes, uma vez que se baseia na minimização da soma dos quadrados dos resíduos. Nesse sentido, diante de resíduos de grande magnitude, há uma influência desproporcional sobre o processo de estimação, podendo haver efeito significativo sobre os coeficientes estimados. Conforme Koenker (2005), o método de MQO é frágil na presença de *outliers*. Diante disso, explorar métodos de estimação alternativos pode representar uma forma de contornar problemas.

Dentre métodos alternativos, pode-se citar o de Mínimos Desvios Absolutos (*Least Absolute Deviations – LAD*). De acordo com Wooldridge (2011), esse método se mostra particularmente útil na presença de *outliers*. Ao contrário do método de MQO que atribui peso elevado a grandes desvios, o estimador de LDA baseia-se na minimização da soma dos valores absolutos dos resíduos. Sob essa ótica, resíduos extremos exercem influência menor sobre o processo de estimação. Além disso, o LAD estima os efeitos das variáveis explicativas sobre a mediana condicional da variável dependente e não sobre sua média condicional. Dado que a

mediana é menos sensível a observações extremas, as estimativas obtidas por esse método tendem a ser mais robustas à presença de *outliers*, reduzindo a dependência dos resultados em relação a poucas observações influentes. A figura (1) revela a presença de *outliers* na série “hiato do INPC”.

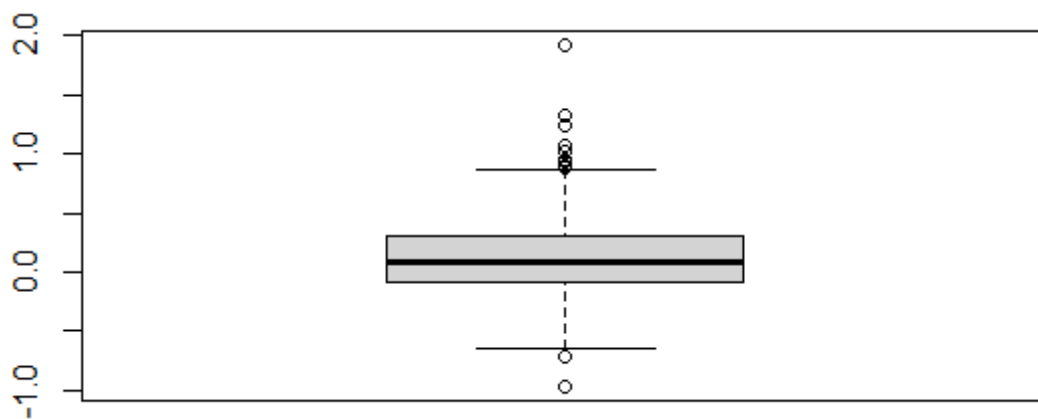
Figura 1 - *Outliers* detectados na série "hiato do INPC".



Fonte: elaboração própria.

A figura (2) aponta a presença de *outliers* na série “desvio do IPCA”.

Figura 2 - *Outliers* detectados na série "desvio do IPCA".



Fonte: elaboração própria.

As figuras (1) e (2) apresentam os *BoxPlot* que demonstram que o hiato da variação INPC e o desvio do IPCA são razoavelmente centrados em zero, contudo há presença de valores atípicos nas caudas superiores e inferiores, justificando a necessidade da utilização de um método mais robusto, como o de minimização do erro absoluto.

Através do método LDA, é possível alcançar a regressão quantílica. De acordo com Koenker (2005), a regressão quantílica fornece uma visão mais ampla do panorama estatístico e das relações entre as variáveis estocásticas. Além disso, os resultados obtidos por essa modelagem oferecem uma visão muito mais rica e focada das aplicações do que seria possível obter a partir da observação exclusiva dos modelos de média condicional. Nesse sentido, a presença de *outliers* na variável de interesse direciona a estimação ao uso da regressão quantílica.

A regressão quantílica, portanto, consiste em uma metodologia que possibilita a análise das variáveis ao longo de toda a distribuição condicional e não apenas da média, como acontece em modelos clássicos de regressão. Ao adotar essa metodologia, é possível verificar as respostas para diferentes pontos da variável dependente Y com relação às mudanças da variável independente X .

De acordo com Koenker (2005), os quantis podem ser interpretados como soluções de um problema de decisão no qual se minimiza a expectativa de uma função de perda assimétrica. Ao atribuir pesos distintos a desvios negativos e positivos, a minimização dessa função conduz naturalmente à estimação do quantil τ da distribuição da variável de interesse. Nesse sentido, valores da variável dependente acima do quantil de interesse são ponderados pelo peso τ , enquanto valores abaixo desse quantil são ponderados por $(1 - \tau)$. A função *check* que define essa ponderação é dada pela equação (44):

$$\rho_{\tau}(u) = u(\tau - 1_{\{u < 0\}}) = \begin{cases} \tau u, & \text{se } u \geq 0, \\ (\tau - 1)u, & \text{se } u < 0 \end{cases} \quad (44)$$

Em que $u = y_i - x'_i \beta$ representa o resíduo da regressão.

Para um quantil $\tau \in (0,1)$, a equação fundamental da regressão quantílica pode ser expressa como na equação (45):

$$Q_y(\tau|X) = X' \beta(\tau) \quad (45)$$

Em que:

$Q_y(\tau|X)$ representa o τ -ésimo quantil condicional da variável dependente;

X' é vetor de variáveis explicativas;

$\beta(\tau)$ é o vetor de parâmetros associados ao quantil τ .

A estimação do vetor de parâmetros resulta da minimização da soma ponderada dos desvios absolutos assimétricos, conforme a função objetivo representada pela equação (46):

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i' \beta) \quad (46)$$

Reescrevendo a equação (45) e realizando as adequações conforme as variáveis utilizadas neste estudo, o primeiro modelo a ser estimado pode ser representado pela equação (47):

$$Q_{(\Delta \widetilde{INPC}_t)}(\tau | X_t) = \beta_0(\tau) + \beta_w(\tau)(\tilde{y}_t) + \beta_f(\tau)\{\widetilde{E}_t(\Delta INPC_{t+1})\} + \beta_{cambio}(\tau)(\widetilde{\Delta e}_t) \quad (47)$$

Em que:

$\Delta \widetilde{INPC}_t$ representa o hiato do INPC;

$\tilde{y}_t$ representa o hiato da atividade econômica;

$\widetilde{E}_t(INPC_{t+1})$ representa o hiato das expectativas do INPC para o período t+1;

$(\widetilde{\Delta e}_t)$ representa o hiato da variação cambial.

A equação (47) descreve o modelo empírico utilizado para investigar o repasse cambial sobre o hiato do INPC ao longo de sua distribuição condicional.

De forma análoga, o segundo modelo a ser estimado é dado pela equação (48):

$$\begin{aligned} & Q_{(IPCA_t^{desvio})}(\tau | X_t) \\ &= \beta_0(\tau) + \beta_w(\tau)(\tilde{y}_t) + \beta_f(\tau)\{\widetilde{E}_t(IPCA_{t+1})\} + \beta_{cambio}(\tau)(\widetilde{\Delta e}_t) \end{aligned} \quad (48)$$

Em que:

$IPCA_t^{desvio}$ representa o desvio do IPCA em relação à meta;

$\tilde{y}_t$ representa o hiato da atividade econômica;

$\widetilde{E}_t(IPCA_{t+1})$ representa o hiato das expectativas do IPCA;

$\widetilde{\Delta e}_t$ representa o hiato da variação cambial.

A equação (48) representa o modelo a ser estimado para verificar o repasse cambial sobre o desvio do IPCA em relação à sua meta ao longo da distribuição condicional. Ressalta-se que, embora as variáveis dependentes tenham sido construídas de maneiras distintas (dado

que uma se refere ao hiato e outra ao desvio em relação à um valor pré-estabelecido), ambas representam medidas de afastamento em relação a um referencial de equilíbrio, preservando a capacidade de comparação entre os modelos.

Os modelos apresentados foram estimados através do *software* R. O capítulo seguinte descreve os resultados obtidos. Os resultados descrevem relações obtidas para diferentes quantis da distribuição, buscando observar as particularidades para ambientes de inflação baixa, alta e mediana para as duas variáveis explicativas. Posteriormente, realiza-se uma análise comparativa entre os coeficientes obtidos para cada índice de preços.

4 RESULTADOS

Este capítulo descreve os resultados obtidos a partir da estimação dos modelos descritos pelas equações (47) e (48) através do método de regressão quantílica. Ressalta-se que a aplicação dessa metodologia, além de justificada pelo objetivo de investigar a existência de não-linearidade nos efeitos, é sustentada também pela presença de *outliers* nas variáveis dependentes dos dois modelos investigados. A subseção seguinte apresenta as estimativas obtidas pela estimação da curva de Phillips Novo-Keynesiana para o hiato do INPC.

4.1 ESTIMATIVAS DA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA PARA O HIATO DO INPC

A tabela (1) revela os coeficientes obtidos para a estimação do modelo representado pela equação (47), cuja variável dependente trata-se do hiato do INPC, para os quantis $\tau \in [0,05;0,95]$.

Tabela 1 - Coeficientes da Regressão Quantílica para a variável dependente “hiato do INPC”.

(continua)

τ	<i>Intercept</i>	<i>Gap_atividade</i>	<i>Gap_expectativas</i>	<i>Gap_câmbio</i>
0,05	-0.46005*** (0.05434)	0.01816 (0.02425)	0.53672*** (0.15396)	0.13734 (0.19365)
0,10	-0.30297*** (0.03178)	0.01869 (0.01815)	0.62906*** (0.10122)	0.09742 (0.14264)
0,15	-0.22834*** (0.02624)	0.03111** (0.01445)	0.69254*** (0.10780)	0.17196 (0.12938)
0,20	-0.19804*** (0.01918)	0.03137*** (0.01137)	0.73450*** (0.10437)	0.18163* (0.09894)
0,25	-0.15807*** (0.02193)	0.03065** (0.01229)	0.78425*** (0.09798)	0.15779 (0.11373)
0,30	-0.12529*** (0.02044)	0.03505*** (0.01217)	0.76804*** (0.11789)	0.15972 (0.10415)
0,35	-0.08535*** (0.01688)	0.03680*** (0.01153)	0.75092*** (0.12666)	0.12342 (0.09152)
0,40	-0.06915*** (0.01592)	0.04077*** (0.01039)	0.75269*** (0.12818)	0.15018* (0.07740)
0,45	-0.03858** (0.01803)	0.05192*** (0.01152)	0.69753*** (0.13649)	0.21603*** (0.07591)
0,50	-0.00963 (0.01567)	0.05174*** (0.01005)	0.77067*** (0.11539)	0.21488*** (0.06997)
0,55	0.01115 (0.01606)	0.04952 (0.01001)	0.77932*** (0.09347)	0.18806*** (0.07134)

(conclusão)

0,60	0.04184** (0.02028)	0.05395*** (0.01209)	0.79322*** (0.09265)	0.24555*** (0.08515)
0,65	0.07320*** (0.02117)	0.05127*** (0.01623)	0.77073*** (0.09076)	0.26808*** (0.09251)
0,70	0.11433*** (0.02276)	0.04847*** (0.01648)	0.82611*** (0.10213)	0.24996*** (0.09693)
0,75	0.14592*** (0.02693)	0.03582** (0.01753)	0.81998*** (0.10923)	0.21095** (0.10739)
0,80	0.20865*** (0.02786)	0.03508 (0.02165)	0.76001*** (0.11733)	0.35870** (0.14656)
0,85	0.27094*** (0.03174)	0.03826* (0.02199)	0.78811*** (0.10964)	0.33887** (0.16338)
0,90	0.33475*** (0.03168)	0.03931** (0.01975)	0.79379*** (0.10044)	0.29529* (0.16323)
0,95	0.40719*** (0.04537)	0.05505** (0.02497)	0.82368*** (0.16193)	0.36075 (0.24101)

Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* R.

Nota: ***: significativo a 1%; **: significativo a 5%; *: significativo a 10%.

Os resultados da regressão quantílica indicam que nos quantis referentes aos extremos mais baixos da distribuição ($\tau = 0,05$ e $\tau = 0,10$), os coeficientes obtidos para o hiato da atividade econômica, embora positivos, não são estatisticamente significativos. Tal evidência sugere que nos cenários de menor pressão inflacionária, os preços podem não apresentar sensibilidade às condições cíclicas da atividade econômica.

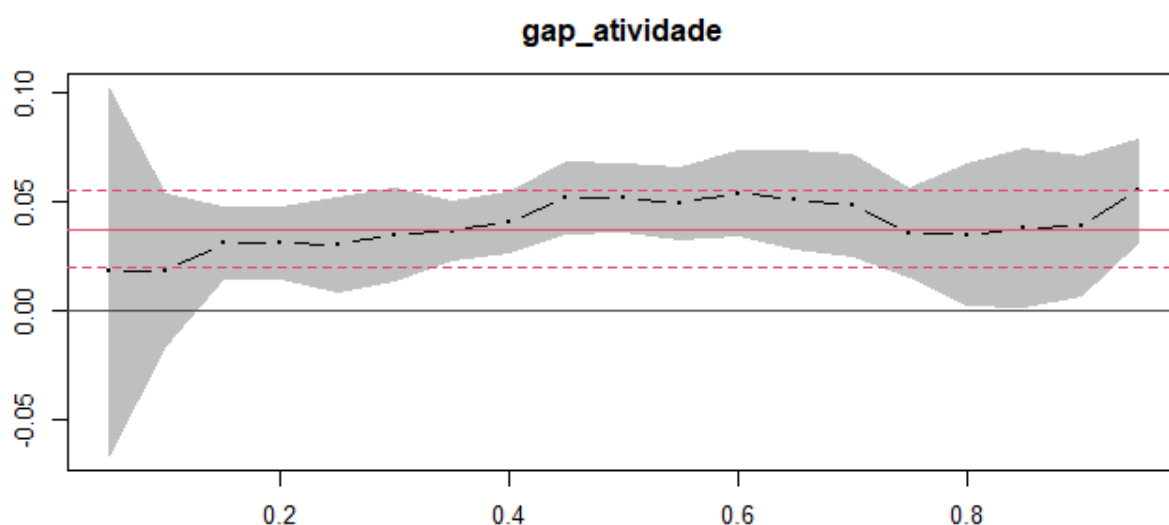
A partir de $\tau = 0,15$ observa-se que os coeficientes se tornam estatisticamente significativos, situando-se no intervalo $0,03 < \beta < 0,04$ até o quantil $\tau = 0,40$. Nesse segmento da distribuição, os parâmetros apresentam uma trajetória ascendente, atingindo valores próximos de 0,05 nos quantis intermediários da distribuição ($\tau \in [0,45; 0,70]$). Ao avançar para os quantis superiores ($\tau \geq 0,75$), observa-se uma redução na magnitude dos coeficientes, que retornam ao intervalo entre $0,03 < \beta < 0,04$ até $\tau = 0,90$. Cabe ressaltar que nos pontos $\tau = 0,55$ e $\tau = 0,80$ os parâmetros não apresentaram significância estatística, porém essas ocorrências configuram-se como pontos isolados nos intervalos em que pertencem, sem descaracterizar o efeito geral observado.

No quantil mais alto da distribuição ($\tau = 0,95$), verifica-se uma nova elevação na magnitude do coeficiente do hiato da atividade econômica, sugerindo que sob condições de extrema pressão inflacionária o efeito do hiato da atividade econômica tende a ser mais intenso.

Em síntese, o hiato da atividade econômica pode ser considerado um componente importante na dinâmica de formação da inflação, contudo, essa variável apresenta um

comportamento não monotônico e heterogêneo, mesmo que as variações não sejam explosivas entre os quantis. Isso indica que a sensibilidade da inflação do INPC às condições cíclicas parece depender do nível da pressão inflacionária, mas sem a definição de um padrão de comportamento crescente ou decrescente ao longo de sua trajetória. O gráfico (1) ilustra a trajetória do componente “gap_atividade” ao longo da distribuição condicional do hiato do INPC.

Gráfico 1 – Trajetória do efeito do hiato da atividade econômica sobre o hiato do INPC



Fonte: elaboração própria com auxílio do software R.

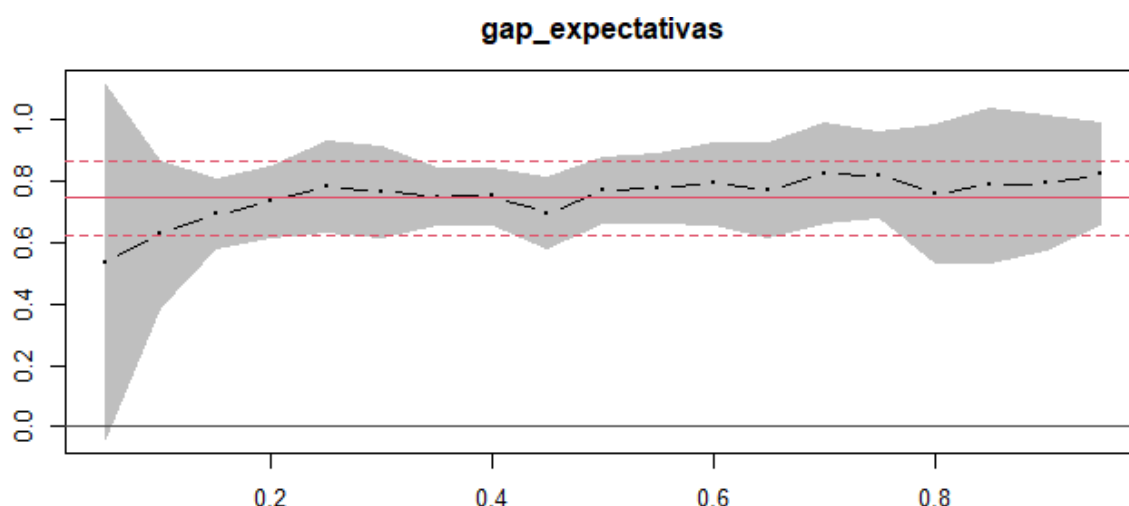
O gráfico (1) permite visualizar a trajetória do componente “gap_atividade” ao longo da distribuição condicional do hiato do INPC ($\tau \in [0,05;0,95]$). Verifica-se que nos quantis inferiores extremos, as bandas de confiança, representadas pela área sombreada, nitidamente incluem valores 0, apontando a ausência de significância estatística nesses pontos da distribuição. À medida que se avança para quantis mais elevados, o coeficiente passa a apresentar trajetória de crescimento e posterior estabilidade nos quantis intermediários. Na sequência, verifica-se uma leve redução, seguida de nova elevação apenas no extremo superior da distribuição. O gráfico (1) evidencia que o comportamento dessa variável não segue um padrão homogêneo ou monotônico ao longo de toda distribuição condicional.

Em relação aos efeitos das expectativas futuras dos agentes, os resultados estimados revelam que esta variável constitui um importante pilar na sustentação da dinâmica inflacionária do INPC no período analisado. Observa-se uma influência relativamente estável, evidenciada por coeficientes positivos e estatisticamente significativos ao longo de toda a distribuição condicional da variável dependente, além de magnitude elevada que oscila entre 0,53 e 0,82.

No intervalo $\tau \in [0,05; 0,25]$ nota-se uma tendência crescente na magnitude dos parâmetros, mas sem caráter de variação explosiva. No intervalo $\tau \in [0,30; 0,45]$ é possível observar oscilações nos parâmetros, que variam de 0,69 a 0,76, mas sem uma tendência de direção definida. A partir de $\tau = 0,50$ o comportamento de oscilações marginais persiste, mas com todos os coeficientes permanecendo acima do patamar de 0,76. Nesse sentido, é possível considerar que em cenários de pressões inflacionárias moderadas e extremas a formação dos preços pode estar fortemente ancorada pela percepção futura dos agentes.

De modo geral, a robustez dos resultados dos parâmetros indica que desvios das expectativas em relação à sua tendência possuem um alto poder de transmissão para a inflação corrente, independentemente do cenário inflacionário analisado, embora mais expressivo nos pontos acima da mediana. Nesse sentido, se os agentes esperam preços maiores no futuro, tendem a adotar um comportamento antecipatório, que reflete num aumento nos preços correntes. Essa evidência ancora-se no fato de que os agentes formam suas expectativas com base na credibilidade e sinalizações da política monetária, em vez de reagirem a pressões imediatas de choques passados. A trajetória da relação entre o hiato das expectativas dos agentes e o hiato do INPC pode ser visualizada no gráfico (2).

Gráfico 2 – Trajetória do efeito do hiato das expectativas de variação do INPC sobre o hiato do INPC



Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* R.

O gráfico (2) permite visualizar a trajetória do componente “*gap_expectativas*” ao longo da distribuição condicional do hiato do INPC ($\tau \in [0,05;0,95]$). Observa-se elevada robustez estatística dessa variável, uma vez que os coeficientes se mantêm significativos ao longo de todos os quantis analisados. Nota-se uma trajetória de crescimento nos quantis iniciais,

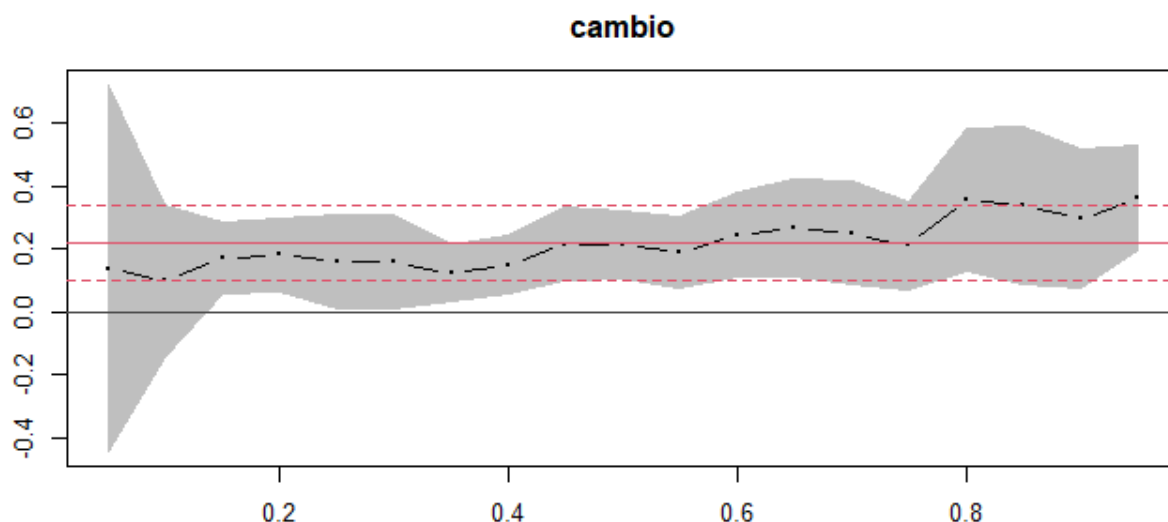
indicando o aumento da magnitude à medida que se avança na distribuição condicional. A partir dos quantis intermediários, entretanto, os coeficientes passam a apresentar relativa estabilidade, variando apenas marginalmente até o extremo superior da distribuição. Assim, o comportamento estimado revela heterogeneidade ao longo dos quantis, com intensificação do efeito quando se caminha dos níveis iniciais aos intermediários, seguida de estabilização, sem evidência de tendência monotônica contínua de crescimento ou queda.

Para além dos componentes tradicionais da Curva de Phillips Novo-Keynesiana, atribui-se ainda a possibilidade de efeitos advindos de choques de oferta. Para tanto, conforme já mencionado, ao se tratar de uma pequena economia aberta, este estudo investiga o papel da taxa de câmbio sobre a formação de preços. Os resultados obtidos para o hiato da variação cambial indicam que seu efeito sobre o hiato do INPC apresenta heterogeneidade ao longo da distribuição condicional da inflação, demonstrando um padrão de intensificação conforme se avança entre os quantis.

Nos quantis inferiores, especificamente no intervalo $\tau \in [0,05; 0,35]$, os coeficientes estimados não apresentaram significância estatística, sugerindo que em contextos de menores desvios inflacionários, as variações cambiais não exercem influência relevante sobre a dinâmica dos preços, quando estes são medidos pelo INPC. Nesse sentido, ao se tratar do hiato do INPC, o repasse cambial é contido quando $\tau \leq 0,35$. Ao avançar para os próximos quantis, observa-se uma elevação gradual nos coeficientes. Na faixa intermediária da distribuição, o efeito do hiato da variação cambial torna-se significativo, revelando presença de repasse ao hiato do INPC.

Quando a inflação se aproxima dos níveis mais elevados em relação à sua tendência, os choques cambiais passam a apresentar um papel mais relevante na determinação do comportamento dos preços. Nos quantis mais altos, quando $\tau \geq 0,80$, encontram-se os coeficientes mais expressivos, alcançando valores próximos de 0,30 a 0,36, embora no quantil superior extremo verifique-se perda da significância estatística (esse resultado pode ser influenciado pela menor densidade de informações nessa cauda), evidenciando efeitos mais pronunciados em cenários de maior pressão inflacionária. A evidência encontrada sugere que o efeito do hiato da variação cambial sobre o hiato do INPC não é constante ao longo da distribuição, e a sua magnitude aumenta à medida que os desvios inflacionários se ampliam. O gráfico (3) demonstra a trajetória da relação entre o hiato da variação cambial e o hiato do INPC.

Gráfico 3 - Trajetória do efeito do hiato da variação cambial sobre o hiato do INPC



Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* R.

O gráfico (3) permite visualizar a trajetória do componente “cambio” ao longo da distribuição condicional do hiato do INPC ($\tau \in [0,05;0,95]$). Verifica-se que, apesar de demonstrar um ponto isolado de significância estatística no quantil 0,20, a tendência geral dessa variável nos pontos abaixo da mediana é de coeficientes estatisticamente não significativos. Esse comportamento se altera ao se aproximar da mediana, onde os valores passam a apresentar robustez, além de uma dinâmica de crescimento, mesmo que com breves oscilações marginais entre os quantis. Além disso, nos pontos mais altos da distribuição condicional percebem-se os coeficientes mais elevados, enfatizando que, para o hiato do INPC, o *pass-through* cambial está associado ao momento inflacionário: enquanto nos quantis mais baixos não há repasse, nos quantis mais elevados, o repasse é o mais expressivo. A subseção seguinte apresenta os coeficientes estimados para o modelo cuja variável dependente é o desvio do IPCA.

4.2 ESTIMATIVAS DA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA PARA O DESVIO DO IPCA

A tabela (2) apresenta os coeficientes obtidos para a estimação do modelo representado pela equação (48), cuja variável dependente trata-se do desvio do IPCA, para os quantis $\tau \in [0,05;0,95]$.

Tabela 2 - Coeficientes da Regressão Quantílica para a variável dependente “desvio do IPCA”

τ	<i>Intercept</i>	<i>Gap_atividade</i>	<i>Gap_expectativas</i>	<i>Gap_câmbio</i>
0,05	-0.31470*** (0.03661)	-0.01752 (0.02553)	4.26328*** (0.94457)	-0.18452 (0.19689)
0,10	-0.20971*** (0.03565)	-0.00216 (0.02059)	3.95263*** (0.72259)	-0.06229 (0.16969)
0,15	-0.14363*** (0.03342)	0.00879 (0.01997)	3.86712*** (0.70250)	0.03640 (0.16234)
0,20	-0.06517** (0.02779)	0.01493 (0.01729)	3.84279*** (0.66544)	0.16554 (0.12720)
0,25	-0.02891 (0.02195)	0.01779 (0.01542)	3.70998*** (0.48785)	0.16443* (0.10696)
0,30	0.00809 (0.01866)	0.01806 (0.01570)	3.55383*** (0.39067)	0.18181** (0.08219)
0,35	0.03729** (0.01541)	0.01744 (0.01572)	3.47172*** (0.35644)	0.18837*** (0.06967)
0,40	0.05581*** (0.01763)	0.01928 (0.01412)	3.37693*** (0.43217)	0.18913** (0.08075)
0,45	0.09057*** (0.01667)	0.02770** (0.01283)	3.17980*** (0.52891)	0.22710** (0.08915)
0,50	0.11526*** (0.01490)	0.02711** (0.01111)	3.40805*** (0.55701)	0.21046** (0.09148)
0,55	0.14768*** (0.01817)	0.02253** (0.01111)	3.85655*** (0.57403)	0.16795** (0.08397)
0,60	0.17824*** (0.01701)	0.02215* (0.01272)	3.80276*** (0.62084)	0.17562* (0.09449)
0,65	0.19696*** (0.01969)	0.01812 (0.01229)	4.04915*** (0.65269)	0.14716 (0.10317)
0,70	0.23798*** (0.02093)	0.03605** (0.01408)	3.95102*** (0.61400)	0.30619** (0.12089)
0,75	0.26188*** (0.02091)	0.04107*** (0.01383)	3.89484*** (0.67875)	0.34472*** (0.11936)
0,80	0.30954*** (0.02946)	0.04672*** (0.01394)	4.02124*** (0.64522)	0.29622** (0.11713)
0,85	0.37943*** (0.034490)	0.05423*** (0.01309)	4.02659*** (0.72121)	0.22754* (0.12841)
0,90	0.47636*** (0.03965)	0.05299*** (0.01522)	4.58555*** (0.73942)	0.03851 (0.13522)
0,95	0.54960*** (0.02372)	0.05154*** (0.01609)	5.18890*** (0.64402)	0.08050 (0.10230)

Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* R.

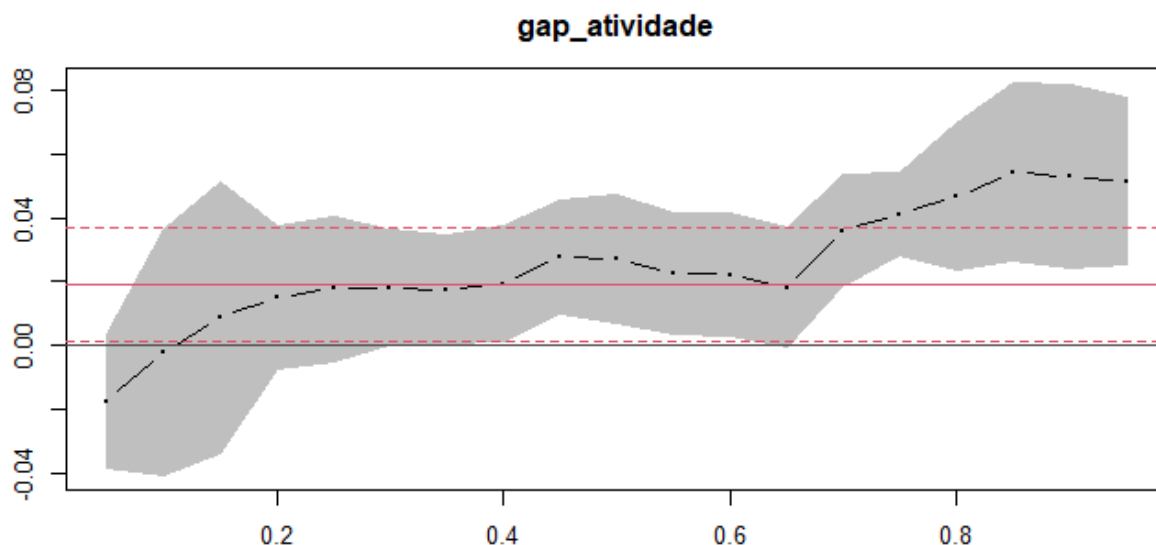
Nota: ***: significativo a 1%; **: significativo a 5%; *: significativo a 10%.

Ao observar os resultados obtidos para o hiato da atividade econômica, verifica-se que, na maior parte dos quantis localizados abaixo da mediana, os coeficientes não são estatisticamente significativos. Esse resultado sugere que nos momentos caracterizados por desvios do IPCA abaixo da meta de inflação, a atividade econômica não exerce influência relevante sobre a dinâmica inflacionária e que, nesses regimes, outros fatores podem contribuir relativamente mais no movimento dos preços.

A partir dos quantis intermediários, quando $\tau \geq 0,45$, observa-se uma transição gradual desse comportamento. Os coeficientes tornam-se estatisticamente significativos, contudo, especificamente no intervalo em que $\tau \in [0,45; 0,65]$, as magnitudes ainda podem ser consideradas reduzidas, mantendo-se próximas de 0,02. Esse comportamento sugere que o efeito da atividade econômica sobre o desvio do IPCA começa a emergir quando a pressão inflacionária atinge níveis intermediários, ou seja, quando a inflação está próxima da meta estabelecida, porém de forma ainda moderada. Isso indica um processo de transmissão gradual das condições de demanda para os preços.

Na sequência, ao avançar para os quantis superiores, quando $\tau \geq 0,70$ nota-se que os parâmetros passam a apresentar magnitudes ligeiramente mais elevadas, iniciando com valores próximo de 0,04 e chegando a, aproximadamente 0,05, caracterizando os coeficientes mais elevados para o hiato da atividade econômica em toda a distribuição condicional. Esse comportamento revela que o impacto da atividade econômica sobre o desvio do IPCA torna-se mais intenso em cenários de maior pressão inflacionária, ou seja, o canal de demanda se fortalece quando a inflação se encontra em níveis mais elevados.

De modo geral, os resultados demonstram que os efeitos da atividade econômica sobre o desvio inflacionário do IPCA não é uniforme ao longo da distribuição condicional da inflação. O efeito é reduzido ou inexistente em regimes de baixa inflação e se intensifica gradualmente nos períodos de maior pressão inflacionária. O gráfico (4) demonstra a trajetória da relação entre o hiato da atividade econômica e o desvio do IPCA.

Gráfico 4 - Trajetória do efeito do hiato da atividade econômica sobre o desvio do IPCA

Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* R.

O gráfico (4) permite visualizar a trajetória do componente “*gap_atividade*” ao longo da distribuição condicional do desvio do IPCA ($\tau \in [0,05;0,95]$). Observa-se que os efeitos da atividade econômica se tornam mais evidentes à medida que a variável dependente se aproxima da mediana, isto é, nos momentos em que a inflação passa a se aproximar da meta. A partir desse ponto, o coeficiente passa a apresentar maior magnitude e estabilidade, indicando intensificação gradual do impacto da demanda sobre o desvio inflacionário. Nos quantis superiores da distribuição, concentram-se os maiores valores estimados, sugerindo que o efeito do hiato da atividade é mais pronunciado em cenários de maior pressão inflacionária. Em síntese, os resultados apontam que a influência da atividade econômica sobre o desvio do IPCA é crescente ao longo da distribuição.

Em relação ao hiato das expectativas dos agentes, observa-se um efeito robusto ao longo de toda a distribuição condicional do desvio do IPCA, uma vez que os coeficientes estimados são estatisticamente significativos em todos os quantis analisados e apresentam magnitudes elevadas, situando-se no intervalo $3,17 < \beta < 5,18$. Esse resultado consolida a relevância das expectativas *forward-looking* na dinâmica inflacionária, independentemente do regime de inflação considerado.

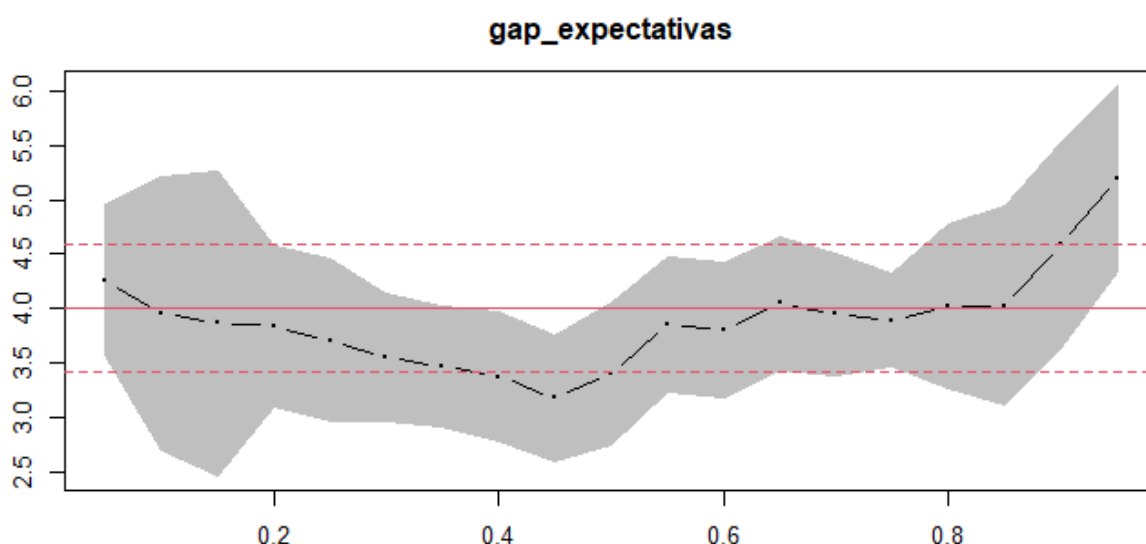
No intervalo abaixo da mediana, isto é, quando $\tau \in [0,05; 0,45]$, observa-se um comportamento levemente decrescente dos parâmetros estimados, ainda que sem perda da expressividade, uma vez que os coeficientes estimados permanecem com valores acima de 3. Essa evidência sugere que, ao se aproximar de regimes intermediários, em que a inflação está

próxima da meta estabelecida, o efeito das expectativas pode apresentar uma pequena redução de sua intensidade, todavia, mantém sua consistência estatística e relevância econômica na explicação do desvio do IPCA.

Nos quantis centrais superiores, quando $\tau \in [0,50; 0,75]$, verifica-se a retomada de coeficientes mais elevados, com valores próximos a 4 e pequenas oscilações entre os quantis desse intervalo, sem a identificação de um padrão claramente monotônico. Ao avançar para os quantis mais altos da distribuição, quando $\tau > 0,80$, representativos dos cenários em que a inflação está significativamente acima de sua meta, observa-se um padrão crescente das magnitudes estimadas, ainda que com variações moderadas entre os quantis, atingindo valor superior a 5 no quantil superior extremo.

Em síntese, as evidências demonstram que, embora relevante em toda a distribuição condicional do desvio do IPCA, o hiato das expectativas dos agentes apresenta efeito mais intenso em cenários de maior pressão inflacionária. A trajetória estimada sugere um padrão não linear, caracterizado por leve redução nos quantis intermediários inferiores seguida de intensificação nos quantis superiores. O gráfico (5) ilustra a trajetória da relação entre o hiato das expectativas *forward-looking* e o desvio do IPCA.

Gráfico 5 - Trajetória do efeito do hiato das expectativas de variação do IPCA sobre o desvio do IPCA



Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* R.

O gráfico (5) permite visualizar a trajetória do componente “*gap_expectativas*” ao longo da distribuição condicional do desvio do IPCA ($\tau \in [0,05; 0,95]$). Visualiza-se a robustez dos coeficientes, uma vez que permanecem significativos ao longo de todos os quantis. Quanto

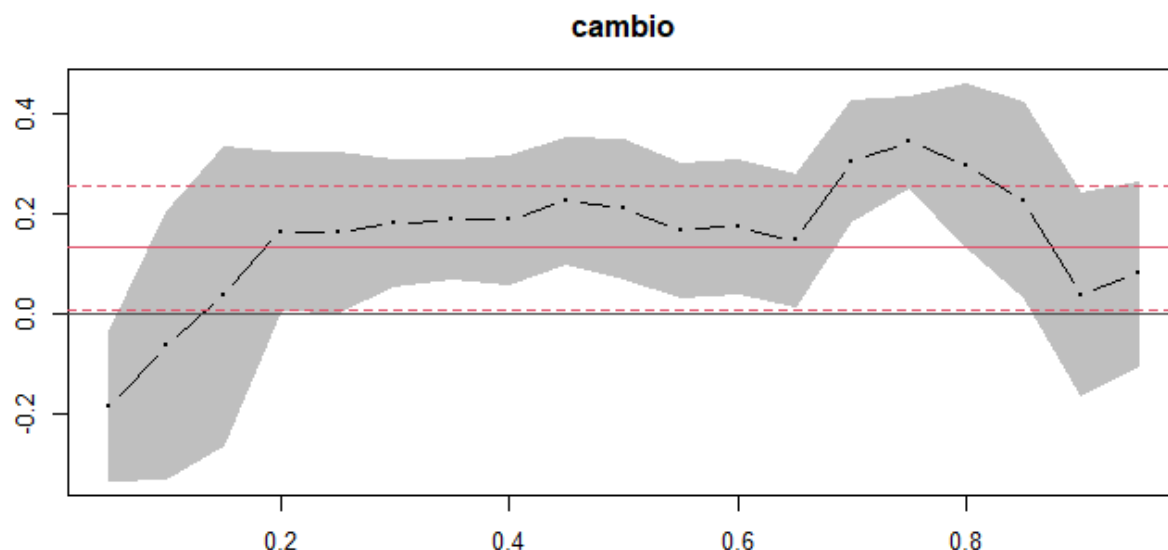
ao comportamento da magnitude, verifica-se uma trajetória inicial de queda dos quantis inferiores até os intermediários, indicando redução do efeito à medida que a inflação se aproxima da meta. A partir desse ponto, no entanto, verifica-se uma reversão dessa tendência, com crescimento dos coeficientes nos quantis superiores. Esse padrão sugere heterogeneidade ao longo da distribuição, marcada por dois movimentos: uma queda à medida que se caminha aos pontos em que a inflação está próxima da meta, mas uma ascensão quando o desvio do IPCA se amplia positivamente.

Por fim, em relação ao hiato das variações cambiais, os resultados encontrados evidenciam heterogeneidade nos coeficientes estimados. Inicialmente, no intervalo em que $\tau \in [0,05; 0,25]$, observa-se que os parâmetros estimados apresentam um comportamento marcado pela ausência de significância estatística. Nesse contexto, sugere-se que em cenários de menor pressão inflacionária, o canal cambial não exerce influência relevante sobre o desvio da inflação em relação à meta.

À medida que se avança dos quantis inferiores para os intermediários, nota-se uma mudança gradual nesse comportamento. Os coeficientes assumem valores positivos e estatisticamente significativos, revelando o início do *pass-through* cambial nesse cenário. No intervalo compreendido entre $\tau \in [0,25; 0,65]$, que representam os quantis intermediários inferiores e intermediários superiores, os coeficientes situam-se entre 0,14 e 0,23 (não significativo apenas quando $\tau = 0,65$), mas sem um padrão monotônico definido.

No intervalo em que $\tau \in [0,70; 0,80]$ observam-se as maiores magnitudes do hiato da variação cambial, com valores que variam de aproximadamente 0,30 a 0,34, evidenciando que o maior repasse cambial ocorre nessa faixa. Ao atingir $\tau = 0,85$, o *pass-through* permanece significativo, contudo, com queda da magnitude e retornando ao patamar de, aproximadamente, 0,22. Quando $\tau = 0,90$ e $\tau = 0,95$, os coeficientes apresentam uma queda expressiva em sua magnitude, além de não apresentarem significância estatística. Essa combinação aponta para a possibilidade uma perda do poder explicativo do hiato da variação cambial nos quantis mais altos da distribuição, indicando que em cenários de maior pressão inflacionária, o desvio do IPCA em relação à meta tende a estar relacionado mais fortemente a outros fatores.

De modo geral, os resultados apontam para uma trajetória de *pass-through* cambial não linear. O efeito não se manifesta nos quantis mais baixos da distribuição, torna-se relevante ao avançar para os quantis intermediários, porém, perde forças quando a pressão inflacionária se encontra nos pontos mais extremos da distribuição. O gráfico (6) demonstra a trajetória da relação entre o hiato da variação cambial e o hiato do INPC.

Gráfico 6 - Trajetória do efeito do hiato da variação cambial sobre o desvio do IPCA

Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* R.

O gráfico (6) permite visualizar a trajetória do componente “*cambio*” ao longo da distribuição condicional do desvio do IPCA ($\tau \in [0,05;0,95]$). Observa-se que, nos quantis inferiores extremos, os coeficientes não apresentam significância estatística, indicando ausência de evidência robusta de repasse cambial nesses cenários. Contudo, a partir do quantil 0,25, o efeito torna-se estatisticamente significativo e mantém relativa estabilidade até os níveis intermediários, embora com pequenas oscilações marginais. Nos quantis 0,70 e 0,75 verifica-se elevação expressiva na magnitude dos coeficientes, mas esse movimento é seguido de reduções graduais e posterior perda de significância estatística nos extremos superiores da distribuição. Essa dinâmica evidencia heterogeneidade do efeito cambial, com maior consistência nos pontos intermediários e superiores imediatos, mas com enfraquecimento nos pontos extremos de pressão inflacionária.

A subseção seguinte dedica-se a examinar os resultados obtidos, concentrando-se no *pass-through* cambial estimado nos dois modelos, buscando identificar o comportamento dos coeficientes ao longo da distribuição condicional e oferecer uma interpretação econômica consistente dos achados.

4.3 PASS-THROUGH CAMBIAL: EVIDÊNCIAS PARA O HIATO DO INPC E O DESVIO DO IPCA

O repasse cambial para o nível de preços pode receber a influência de dois canais de transmissão principais. O primeiro deles, e que se manifesta de maneira mais direta, é o canal

de custos. O canal de custos está relacionado à alteração no custo de produção das firmas quando estas dependem de insumos, bens intermediários ou *commodities* cotados em moeda estrangeira. Nessa ocasião, ao ocorrer uma depreciação cambial, é evidente a elevação no preço desses elementos quando medidos em termos da moeda doméstica. Esse movimento, por sua vez, torna o custo de produção das firmas mais alto e incentiva o repasse dessa elevação para os preços finais.

O segundo canal de transmissão, cuja atuação é relativamente indireta sobre o nível dos preços, é o canal de demanda. Este canal descreve como as mudanças cambiais alteram os preços relativos e, em consequência disso, a composição da demanda. Ao ocorrer uma depreciação cambial, são esperados dois movimentos: uma desaceleração das importações, dado que estas se tornam mais caras, e um incentivo às exportações, uma vez que os produtos domésticos se tornam mais competitivos no ambiente externo.

É necessário considerar, entretanto, que o ajuste líquido entre os volumes de quantidades importadas e exportadas é lento, conforme ilustrado pela hipótese da Curva J. A Curva J descreve que no momento inicial da depreciação, há uma piora no saldo da balança comercial, isto porque os contratos de importação costumam ser firmados antecipadamente e, nesse cenário, o valor das importações tende a se elevar, enquanto as exportações permanecem sem expressivas mudanças. Ao longo do tempo, há um redirecionamento: as exportações passam a crescer, e há uma tendência a substituição dos bens importados pelos domésticos. A prevalência de um canal sobre o outro é um fator importante na determinação de como os preços domésticos reagem às mudanças cambiais.

Na condição em que a pressão sobre o nível de preços é menor, a competitividade entre as firmas se encontra num cenário mais intenso, o que limita o poder de preços das empresas. Nessas condições, o custo de repassar uma desvalorização cambial é elevado, seja pela influência dos custos de menu ou, ainda, pela possibilidade da perda de *market-share* para os concorrentes. Tendo isso em vista, é bastante provável que os tomadores de decisões optem por absorver a elevação do custo de produção decorrente de uma depreciação cambial, em sacrifício, mesmo que temporário, da margem de lucro, a fim de manter sua posição competitiva. Essa evidência teórica também encontra respaldo nos resultados encontrados nos modelos estimados. Observa-se que, tanto para o desvio do IPCA quanto para o hiato do INPC, o repasse cambial encontra limitações nos cenários associados à menor pressão inflacionária.

Embora ambos os índices apresentem restrição do repasse cambial em períodos de menor pressão inflacionária, é importante observar que, para o desvio do IPCA, o *pass-through* passa a se manifestar de maneira mais precoce, tornando-se estatisticamente significativo já no

quantil 0,25. Por sua vez, para o hiato do INPC, esse movimento ocorre mais tardiamente, apenas em níveis mais próximos da mediana da distribuição, especificamente no quantil 0,40.

Esse resultado pode estar associado diretamente à composição da cesta de consumo de cada grupo. Ao abranger famílias com rendimentos mais amplos, o IPCA inclui bens que manifestam sensibilidade à dinâmica macroeconômica e aos preços de mercado de maneira precoce. Nesse sentido, bens duráveis e serviços com maior flexibilidade de ajuste podem representar um peso expressivo na composição do consumo deste grupo. Por outro lado, o INPC concentra-se no consumo de famílias que possuem menores rendas. Assim, o maior peso da cesta reflete o consumo de itens essenciais, como alimentos básicos, produtos de higiene e transporte. Nesse contexto, embora ainda haja exposição ao canal de custos, devido ao peso das *commodities* e alimentos, a prevalência do canal de demanda atua como um limitador do repasse nos quantis inferiores. A sensibilidade da demanda das famílias de menor renda tende a ser um fator determinante. Para esse grupo, aumentos nos preços dos itens essenciais, mesmo em cenários de inflação baixa, tende a prejudicar o orçamento doméstico. Com base nisso, as firmas são compelidas a postergar o repasse, aguardando que a pressão inflacionária seja mais disseminada para que o reajuste seja legitimado pelo mercado.

Outro ponto a ser considerado é que as expectativas dos agentes afetam a decisão do repasse cambial. Diante de uma variação cambial, as firmas tendem a tomar decisões em relação aos preços com base no custo esperado ao longo de um horizonte futuro. Desse modo, diante de uma depreciação cambial, o repasse dependerá da percepção sobre a persistência do choque. Se os agentes acreditam que a variação do câmbio será duradoura, há uma maior tendência de antecipação do reajuste. Por outro lado, se as firmas acreditam que a variação cambial é um fenômeno temporário, podem optar por absorver os custos temporariamente. Nos cenários em que a pressão inflacionária é menor, os agentes possuem motivos para crer que a política monetária irá atuar em busca da estabilidade dos preços.

A antecipação do *pass-through* cambial no IPCA reflete uma dinâmica em que as expectativas dos agentes reagem mais prontamente a choques externos. Por contemplar com mais expressividade bens duráveis e cadeias produtivas com grande integração global, as firmas e consumidores desse índice tendem a monitorar o câmbio como um indicador antecedente de custos. Nesse contexto, a percepção de que o choque será repassado gera um comportamento antecipatório, onde a firma sente-se mais segura para reajustar os preços já em quantis mais baixos, pois seu público-alvo possui maior acesso à informação e maior flexibilidade orçamentária para absorver esse encarecimento.

No caso do INPC, pode haver uma maior percepção de respostas concretas da autoridade monetária diante de variações cambiais, isto por se tratar de uma cesta majoritariamente composta por itens essenciais e pelo impacto sobre o custo de vida de famílias de menores rendas. Ao se tratar de bens essenciais, embora tendam a apresentar uma demanda mais inelástica, reajustes ainda devem gerar perda de consumo e, considerando o caráter de subsistência desses itens, pode existir maior pressão social, levando as firmas a agir com maior cautela quanto ao repasse cambial.

Isto posto, diante de uma depreciação cambial, em cenários de menor pressão inflacionária as firmas podem crer que os choques serão compensados por uma política monetária que priorize a proteção dos preços de bens de primeira ordem, buscando manter a credibilidade social e reduzindo o incentivo para o repasse imediato. Isso faz com que o *pass-through* cambial se manifeste de maneira mais tardia, dado que as empresas podem aguardar sinais mais claros de persistência do choque antes de realizar reajustes. Como os bens essenciais apresentam menor margem para ajustes frequentes, seja por restrições de demanda ou questões de concorrência, o repasse tende a ocorrer apenas quando a pressão inflacionária se torna mais disseminada.

Quanto ao IPCA, trata-se de uma cesta que contempla com maior peso bens de consumo não essenciais e itens com maior flexibilidade de precificação, como bens duráveis. Nesses segmentos, os agentes tendem a acreditar que o repasse não será integralmente contido pela atuação da política monetária, uma vez que há uma menor sensibilidade social imediata e maior margem para recomposição dos custos. Mesmo considerando a relevância institucional do IPCA, dado que representa o índice oficial de inflação do Brasil, os agentes podem considerar que o mercado de bens duráveis é mais livre para flutuar e, diante disso, não esperam proteção dos preços e antecipam repasses. Com essas expectativas, existe uma possibilidade de reajustes mais rápidos diante de choques cambiais, justificando o *pass-through* significativo em quantis mais baixos, como observado no quantil 0,25.

Ao se atingir a mediana da distribuição e os quantis adjacentes a ela, observa-se um ambiente mais propício ao repasse dos custos, sugerindo maior poder de precificação por parte das firmas para ambos os índices. Nesse ponto da distribuição condicional, o *pass-through* se manifesta de maneira clara para o hiato do INPC. No caso do desvio do IPCA, o repasse já ocorria em quantis anteriores, e demonstra relativa estabilidade ao redor da mediana.

No intervalo $\tau \in [0,50;0,65]$, os coeficientes estimados para o hiato do INPC superam os do desvio do IPCA em termos de magnitude, indicando que a pressão cambial sobre os bens essenciais já é acentuada nesses pontos. Além disso, dinâmica de repasse difere entre as duas

especificações. No modelo para o desvio do IPCA, o comportamento do coeficiente não apresenta uma tendência monotônica clara, apresentando elevação expressiva e abrupta no quantil 0,70 e atingindo sua magnitude máxima no quantil 0,75. No entanto, após esse ápice, o *pass-through* sofre reduções sucessivas e, posteriormente, perde significância estatística nos cenários de maior estresse inflacionário.

Para o hiato do INPC, é possível observar uma trajetória de crescimento mais gradual e resiliente. Embora demore mais para atingir seus valores máximos, em comparação ao desvio do IPCA, seus coeficientes se mantêm em patamares consistentes até os pontos mais críticos da distribuição. A intensificação do *pass-through* ao longo dos cenários inflacionários é mais observável quando se trata do hiato do INPC. Apesar de pequenas oscilações pontuais, o padrão predominante é de expansão da magnitude do *pass-through* ao avançar para cenários de maior pressão inflacionária e, além disso, verifica-se maior sustentação do repasse para o hiato do INPC, demonstrando vulnerabilidade desse índice aos choques de câmbio.

Em termos comparativos, os resultados indicam que o *pass-through* cambial apresenta maior aderência à dinâmica inflacionária quando analisado sob a ótica do hiato do INPC. Para essa variável, o repasse não apenas se manifesta de forma consistente, mas exibe uma trajetória de crescimento resiliente e persistente nos quantis que representam maior pressão inflacionária. No caso do desvio do IPCA, embora apresente um aumento expressivo no quantil 0,70, que representa um cenário de preços acima da meta, não se observa uma tendência clara de sustentação, mas uma exaustão do efeito cambial nos quantis extremos da distribuição.

No que se refere ao hiato do INPC, os resultados e a dinâmica encontrada sugerem que, embora a restrição competitiva das firmas diminua, os pontos em que o INPC se encontra próximo de sua tendência ainda não representam um repasse acentuado aos preços. Mesmo que o canal de demanda perca o caráter repressivo do repasse cambial, ele ainda pode atuar moderando o *pass-through* e evitando que este opere de forma explosiva.

Quando o hiato do INPC se situa em patamares intermediários, a economia tende a apresentar uma demanda interna equilibrada: não está reprimida, dada a possibilidade da ascensão das exportações e substituição de importações motivadas por uma depreciação cambial, mas também não está superaquecida. Dessa forma, a demanda age de maneira a legitimar o repasse de custos, mas não é forte o suficiente para amplificá-lo. Além disso, nesse cenário, as expectativas dos agentes ainda podem contribuir para limitar o *pass-through* cambial. A política monetária permanece crível, portanto, embora as firmas deixem de absorver a elevação dos custos, há confiabilidade de que a autoridade monetária agirá para que o choque cambial não gere aumentos substanciais no nível de preços futuros, especialmente dos bens

essenciais. Tendo isso em vista, o *pass-through* é efetivo e positivo, mas pode ser contido e previsível.

Ao se tratar dos quantis mais altos da distribuição do hiato do INPC, necessariamente a partir de $\tau = 0,80$, observa-se uma ampliação na sensibilidade dos preços domésticos em relação à taxa de câmbio (embora sejam observadas oscilações). De modo geral, o *pass-through* mais intenso nesse cenário reflete a incapacidade das firmas em absorver o aumento dos custos produtivos, o que resulta em uma resposta mais direta sobre os preços finais. Nesse cenário, o canal de custos predomina e atua fortemente. O repasse dos custos aos preços finais remonta não apenas sobre o objetivo de manter a margem de lucro, mas também sobre a necessidade de manter a viabilidade das operações.

Ademais, quando o nível de preços se encontra em um cenário mais alto, os agentes tendem a reduzir drasticamente sua confiança na política monetária. Há menor segurança de que a autoridade monetária irá operar de maneira eficiente em conter o aumento dos preços, mesmo se tratando de bens essenciais. Mesmo variações cambiais menos acentuadas podem gerar reações contundentes, provocando ajustes de preços mais amplos baseados em comportamentos antecipatórios e preventivos.

Ao contrário do que acontece nos cenários anteriores, o canal de demanda deixa de atuar como um mecanismo de restrição ou de moderação do *pass-through* e passa a reforçar as pressões sobre os preços. Considerando que o INPC reflete o consumo de bens menos elásticos em relação ao preço, a demanda por esses itens não deve sofrer reduções consideráveis, permitindo que os aumentos sejam absorvidos pelo mercado sem expressivas reduções no consumo.

Por se tratar, majoritariamente, de bens de consumo imediato, a escolha de substituição intertemporal não é possível quando se trata do INPC. A impossibilidade de adiar o consumo de bens de subsistência retira o poder de barganha da demanda. Diante disso, associação entre o canal de custos e o canal de demanda nesses pontos da distribuição do hiato do INPC faz com que a intensidade do *pass-through* seja maior.

No que diz respeito ao desvio do IPCA, embora se manifeste de maneira mais precoce em decorrência da maior flexibilidade de ajuste desses preços e agilidade das expectativas, a magnitude relativamente menor revela uma decisão estratégica das firmas. Diferente do que acontece com os bens essenciais, os itens que compõem a cesta do IPCA (especialmente bens duráveis e serviços diferenciados) enfrentam maior elasticidade-preço da demanda. Nesse sentido, mesmo que as empresas tenham flexibilidade em realizar reajustes antecipadamente, podem optar por limitar o grau desse repasse ao longo dos quantis. Isso acontece devido ao

receio de que aumentos sucessivos provoquem uma migração do consumidor para produtos substitutos ou adiamento do consumo.

O ápice do repasse ao desvio do IPCA também acontece de maneira antecipada quando comparado ao INPC, refletindo o momento em que a pressão de custos deixa de ser sustentável por parte das firmas, forçando um reajuste mais brusco (conforme evidenciado pelo aumento abrupto no coeficiente). Contudo, ao contrário do observado no hiato do INPC, não se verifica resiliência até os níveis extremos de inflação.

A exaustão nos momentos de maior fragilidade sugere que nos cenários de maior pressão inflacionária, o canal de demanda e a credibilidade da política monetária passam a atuar como freios dominantes. No caso do desvio do IPCA, ao atingir os níveis de maior estresse inflacionário, o canal de demanda atua em oposição ao de custos (como acontece nos quantis mais baixos da distribuição), diferente do que é observado no hiato do INPC. Como, nesse cenário, o consumidor tem maior poder de escolha, ele pode optar por abandonar o consumo de determinados itens e/ou serviços ou postergar a compra para o futuro se esses apresentarem elevações de preços, especialmente considerando que o cenário inflacionário já é delicado.

Além disso, por se tratar do índice oficial de inflação, os agentes tendem a antecipar que desvios extremos serão combatidos com rigor pela autoridade monetária. A perspectiva de um desaquecimento econômico e o encarecimento do crédito levam as firmas a preferirem absorver as variações cambiais nos quantis mais altos a ousar uma precificação que o mercado, já fragilizado, não terá condições de absorver.

A dinâmica observada nos quantis extremos também remete à literatura da microfundamentação dos preços. Para o desvio do IPCA, a perda de significância do repasse sugere um comportamento de preços rígidos nos momentos de estresse. As firmas preferem manter seus preços estáveis, absorvendo o choque cambial em suas margens operacionais para evitar uma queda abrupta na demanda, especialmente pelos bens duráveis.

Por outro lado, para o hiato do INPC, a natureza perecível e essencial dos itens que compõem a cesta, aliada a margens de lucro possivelmente mais estreitas, reduz o espaço para absorção dos custos. O comportamento da firma tende a ser guiado mais expressivamente pela necessidade de viabilidade imediata, o que reflete no repasse cambial persistente e que se intensifica nos cenários de maior pressão.

Os resultados encontrados estão em consonância com os apontamentos feitos por Taylor (2000) e Gagnon e Ihrig (2001), que sugerem que o cenário inflacionário pode guiar o coeficiente do *pass-through* através das expectativas dos agentes. Sob essa ótica, a credibilidade da política monetária atua como uma âncora, sugerindo que em cenários de menor pressão

inflacionária ou de alta confiança nas metas, as firmas percebem os choques cambiais como transitórios, o que desestimula repasses agressivos.

Os resultados obtidos para ambos os índices corroboram a asserção de Carrière-Swallow *et al.* (2016), que reforçam o argumento referente à credibilidade da política monetária, nessa ocasião, especificamente em relação aos países emergentes, ao sugerirem que avanços positivos na política monetária contribuem para a redução do repasse para bens e serviços produzidos internamente. Contudo, verifica-se uma dualidade relevante, especialmente nos quantis de mais estresse inflacionário.

No caso do desvio do IPCA, nos quantis mais altos a credibilidade é preservada justamente por se tratar do indicador oficial de inflação e acredita-se numa resposta rigorosa da autoridade monetária, de modo a conter o repasse. Por outro lado, para o hiato do INPC, os resultados indicam um desgaste da credibilidade da política monetária nos quantis mais extremos. Pode haver uma percepção de que a inflação foge ao controle imediato da autoridade monetária e isso legitima o comportamento antecipatório das firmas. Em síntese, os resultados encontrados convergem ao confirmar a relevância da credibilidade da política monetária na modulação do repasse cambial, todavia, essa credibilidade se manifesta de maneiras distintas ao longo da distribuição para cada índice de preços. O próximo capítulo apresenta uma discussão acerca de implicações para a política monetária e social.

5 IMPLICAÇÕES ECONÔMICAS E SOCIAIS

Os resultados dessa pesquisa fornecem subsídios relevantes para a condução da política econômica no Brasil, principalmente no que tange à administração de choques externos em diferentes contextos inflacionários. É fundamental reconhecer que a inflação não deve ser interpretada apenas como um desvio numérico em relação à uma meta, mas como um fenômeno com elevado custo social, de caráter regressivo, que compromete o bem-estar da população. A corrosão do poder de compra afeta de maneiras distintas diferentes camadas da sociedade, atingindo com maior força os domicílios de menor renda, cuja estrutura de consumo concentra-se em bens essenciais, de baixa elasticidade-preço da demanda e limitada possibilidade de substituição intertemporal. Sob essa perspectiva, a estabilização inflacionária assume também dimensão distributiva.

A evidência de que o *pass-through* cambial é mais resiliente para o INPC nos quantis de maior pressão sugere um desafio estrutural à política monetária. Quando a inflação atinge níveis elevados, a desvalorização cambial tende a se transmitir com mais intensidade para os preços de bens essenciais. Nesses casos, o instrumento convencional da política monetária, ou seja, a taxa básica de juros, pode apresentar eficácia reduzida. A elevação da taxa de juros atua primordialmente via canal da demanda agregada e das expectativas, e parte relevante da inflação observada no INPC é menos sensível à contração monetária, dada a dificuldade de comprimir o consumo na cesta desse grupo.

Além disso, a resposta via aumento da taxa básica de juros impõe custos macroeconômicos, como a desaceleração da atividade e deterioração do mercado de trabalho, e esses efeitos podem recair com mais força sobre os grupos mais vulneráveis. Sob essa ótica, o instrumento utilizado para contenção da inflação pode, simultaneamente, aprofundar fragilidades socioeconômicas. Em um cenário em que os preços dos alimentos e bens básicos são pressionados por fatores externos, a contração monetária pode ser insuficiente em conter o repasse.

A constatação de que a credibilidade da política monetária se manifesta de forma distinta ressalta a importância da comunicação institucional. Ao observar um comportamento de contenção do repasse cambial nos quantis extremos quando se analisa o desvio do IPCA, evidencia-se a confiança do mercado na reação do Banco Central para proteção da meta. Contudo, a tendência de desgaste dessa confiança quando se considera o hiato do INPC, sinaliza que, para a camada da sociedade de renda mais baixa, a variação cambial é percebida como uma ameaça direta quando o cenário é de maior pressão inflacionária.

Considerando o quadro exposto, a atuação da política econômica demanda coordenação de instrumentos. Medidas de natureza fiscal ou regulatória podem atuar como mecanismos de amortecimento de choques de oferta, reduzindo a necessidade de políticas monetárias excessivamente contracionistas. Subsídios temporários focados em itens essenciais e políticas de estoques regulatórios para bens alimentícios podem representar possibilidades para a contenção dos preços. Destaca-se, contudo, que esses instrumentos devem ser conduzidos cuidadosamente a fim de evitar distorções, mas podem exercer um papel relevante. Incentivos à ampliação da produtividade e redução de gargalos na cadeia de distribuição também podem contribuir para a redução da sensibilidade dos preços domésticos, particularmente dos bens essenciais, às variações externas.

Em síntese, os achados reforçam que o enfrentamento da inflação não deve ser entendido apenas como um problema de calibração da taxa básica de juros. Esse desafio envolve a coordenação de políticas públicas, atenção a efeitos distributivos e gestão institucional capaz de proteger segmentos e camadas mais vulneráveis sem comprometer a credibilidade do regime de metas. Com essa perspectiva, assume-se o *pass-through* cambial como um fenômeno não apenas macroeconômico, mas também socialmente assimétrico. O capítulo a seguir apresenta as considerações finais deste estudo.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Retornando ao objetivo central do presente estudo, buscou-se estimar Curvas de Phillips Novo-Keynesianas ampliadas para choques externos para o hiato do INPC e o desvio do IPCA, para o período compreendido entre janeiro de 2003 a dezembro de 2025. Especificamente, buscou-se investigar possíveis assimetrias no *pass-through* cambial ao longo da distribuição da inflação e comparar a dinâmica de transmissão entre os índices de preços, uma vez que representam diferentes perfis de renda e de consumo das famílias. A análise foi conduzida através da metodologia de regressão quantílica, que permite observar como os determinantes se comportam em relação à variável dependente em diferentes pontos da distribuição condicional, permitindo capturar possíveis heterogeneidades que não seriam percebidas em estimativas baseadas apenas na média.

Os resultados empíricos obtidos indicam evidências de heterogeneidade na relação entre a variação cambial e a inflação ao longo de diferentes quantis analisados. De modo geral, identificou-se que, para ambos os índices de preços, nos cenários de menor pressão inflacionária, não há evidências de significância estatística no repasse cambial. Contudo, para o desvio do IPCA, esse efeito passa a se manifestar de maneira antecipada quando comparado ao hiato do INPC, indicando maior sensibilidade às variações cambiais nos pontos abaixo da mediana e revelando a maior flexibilidade de ajuste de preços de itens que compõem a cesta do IPCA nos momentos de menor inflação.

Embora para o hiato do INPC o efeito se manifeste mais tardiamente, necessariamente quando a inflação se aproxima da mediana, observa-se um comportamento consistente do *pass-through* cambial, que expressa aumento na magnitude dos coeficientes ao avançar para os cenários de maior pressão inflacionária. Para o desvio do IPCA, embora o repasse apresente um comportamento relativamente estável nos quantis intermediários, ao alcançar os extremos superiores, verifica-se uma perda de significância estatística, evidenciando que deixa de ser determinante nesses pontos da distribuição, além disso, verifica-se que as magnitudes do repasse para o hiato do INPC excedem as magnitudes do repasse para o desvio do IPCA em consideráveis pontos da distribuição.

No que tange as limitações desta pesquisa, destaca-se a omissão do componente *backward-looking* nas estimações, justificada pela estrutura das expectativas *forward-looking* do INPC, geradas a partir de um modelo autorregressivo. A escolha metodológica de omitir essa variável em ambas as equações é fundamentada pela necessidade de uma simetria entre elas, visando garantir a comparabilidade entre os modelos.

Como desdobramentos deste estudo, sugere-se que pesquisas futuras avancem em termos de metodologia, investigando possíveis questões de endogeneidade entre câmbio e inflação, possivelmente pelo emprego de Variáveis Instrumentais no contexto da regressão quantílica. Além disso, outra extensão relevante poderia considerar a inclusão de medidas de incerteza econômica como variável de controle, a fim de verificar a sensibilidade em relação à instabilidade do ambiente macroeconômico. Avanços como esses permitem uma compreensão mais refinada sobre os mecanismos de transmissão de choques, especialmente no contexto de economias emergentes.

Por fim, os resultados encontrados remetem a uma reflexão sobre justiça social no contexto brasileiro. A verificação de que o repasse cambial apresenta resiliência nos quantis mais elevados do hiato do INPC enquanto perde forças no mesmo cenário do desvio do IPCA revela uma natureza regressiva. Nesse sentido, a justiça social é comprometida quando o choque cambial se expressa com mais intensidade sobre itens de subsistência, sem que as ferramentas tradicionais de política monetária consigam oferecer uma proteção efetiva. Enquanto a parcela da população de maiores rendas consegue utilizar mecanismos de proteção patrimonial e adiar gastos com bens duráveis, as famílias mais vulneráveis se comprometem pela composição de uma cesta de bens cujo adiamento do consumo é extremamente limitado.

Ignorar a disparidade no repasse cambial para o INPC e para o IPCA significa aceitar, passivamente, a ampliação de desigualdades sociais. Com base nisso, sugere-se que a discussão sobre a política monetária precisa estar associada a uma agenda de proteção social, onde a estabilidade dos preços, especialmente dos itens de subsistência, seja entendida como um pilar na garantia da dignidade e da segurança alimentar da população mais vulnerável à volatilidade de mercados globais.

REFERÊNCIAS

- ALEEM, A.; LAHIANI, A. *Monetary policy credibility and exchange rate pass-through: some evidence from emerging countries*. **Economic Modelling**, v. 43, p. 21-29, 2014. Disponível em <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999314002740> Acesso em: 17 jul. 2025.
- AMARAL, S. S. **Pass-through cambial no Brasil**. 2019. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2019. Disponível em <https://repositorio.ufrn.br/items/a03ff20b-836d-48ab-bd29-7f31f5cc8ec3> Acesso em: 09 de abr. 2025.
- ARAÚJO, E.; CALDARELLI, C.; CORTAPASSO, J. Padrões da transmissão cambial para a taxa de inflação no Brasil. **Nova Economia**, v. 33, n. 2, p. 363-392, 2023. Disponível em <https://www.scielo.br/j/neco/a/ktcJqjjmbYBCX5pJBcsGYbJ/?format=pdf&lang=pt> Acesso em: 09 de abr. 2025
- ASSIS, T. M.; CERQUEIRA, L. F.; FEIJÓ, C. **Determinantes do Repasse Cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro**. 2018. Universidade Federal Fluminense, Texto para Discussão n° 340, 2018. Disponível em http://gafar.sites.uff.br/wp-content/uploads/sites/584/2020/11/UFF_TD340.pdf Acesso em 28 jul. 2025.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Mecanismos de transmissão da política monetária**. Brasília: Banco Central do Brasil, s.d. Disponível em <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>. Acesso em: 09 fev. 2026.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 4ªed. São Paulo: Pearson Education, 2007.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; GALA, P. Macroeconomia estruturalista do desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 4, 2010. Disponível em <https://www.scielo.br/j/rep/a/4wVHrfGSmL57QzSJZs5DZtb/?format=pdf&lang=pt> Acesso em: 27 ago. 2025.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. Reflexões sobre o Novo Desenvolvimentismo e o Desenvolvimentismo Clássico. **Revista de Economia Política**, v. 36, n. 2, 2016. Disponível em <https://www.scielo.br/j/rep/a/VbnpbwkmBJRCRCVr75zM8hc/?format=pdf&lang=pt> Acesso em: 27 ago. 2025.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. *The value of exchange rate and the Dutch disease*. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 33, n. 3, 2013. Disponível em <https://www.bresserpereira.org.br/documents/REP/rep-lc-2025/132-1.pdf> Acesso em: 28 ago. 2025.
- CARLIN, W.; SOSKICE, D. **Macroeconomics: Institutions, Instability, and the Financial System**. Oxford: Oxford University Press, 2015.
- CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; GRUSS, B.; MAGUD, N. E.; VALENCIA, F. **Monetary policy credibility and exchange rate pass-through**. 2016. International Monetary Fund, Texto para

Discussão n° 16/240, 2016. Disponível em <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp16240.pdf> Acesso em: 17 jul. 2025.

DORNBUSCH, R. *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. *The Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, 1976. Disponível em <https://users.ssc.wisc.edu/~cengel/IMF/DornbuschJPE1976.pdf> Acesso em: 02 ago. 2025.

FRIEDMAN, M. *The Role of Monetary Policy*. *The American Economic Review*, vol. 58, n. 1, 1968. Disponível em <https://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf> Acesso em: 02 abr. 2025.

GAGNON, J. E.; IHRIG, J. *Monetary policy and exchange rate pass-through*. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, n. 704, 2001. Disponível em <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2001/704/ifdp704r.pdf> Acesso em: 25 jul. 2025.

GALÍ, J. *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: an introduction to the New Keynesian framework*. 1° ed. New Jersey: Princeton University Press, 2008.

GALÍ, J.; GERTLER, M. *Inflation dynamics: A structural econometric analysis*. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999. Disponível em <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393299000239> Acesso em: 23 jul. 2025.

GALÍ, J.; MONACELLI, T. *Monetary policy and Exchange rate volatility in a small open economy*. *The Review of Economic Studies*, v. 72, n. 3, p. 707-734, 2005. Disponível em <https://www.jstor.org/stable/pdf/3700671.pdf> Acesso em: 23 jul. 2025.

GUJARATI, D. N., PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5° ed. Porto Alegre: AMGH Editora LTDA, 2011.

JUNG, V. W. *O pass-through da taxa de câmbio para a inflação no Brasil: análise e estimação via um modelo DSGE*. 2022. Projeto de Conclusão (Graduação em Ciências Econômicas). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2022. Disponível em <https://lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/252073/001154536.pdf?sequence=1&isAllowed=y> Acesso em: 14 ago. 2025.

KOENKER, R. *Quantile Regression*. 1° ed. New York: Cambridge University Press, 2005.

KRUGMAN, P. R. *Pricing to Market when the Exchange Rate Changes*. *National Bureau of Economic Research*, n. 1926, 1986. Disponível em <https://www.nber.org/papers/w1926> Acesso em: 15 jun. 2025.

KRUGMAN, P. R., OBSTFELD, Maurice, MELITZ, Marc J. *Economia Internacional*. 10° ed. São Paulo: Pearson Education, 2015.

LEITE, K. V. B. S.; PIMENTEL, D. M. Volatilidade Cambial, expectativas e inflação: uma análise para a economia brasileira no período 2001-2017 usando a abordagem SVAR. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 25, n. 3, p. 1-27, 2021. Disponível em <https://www.scielo.br/j/rec/a/wwtnVCNmcHwdTyh8q9zRm6F/> Acesso em: 02 abr. 2025.

LUCAS, R. E. *Econometric Policy Evaluation: a Critique*. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 1, p. 19-46, 1976.

MANKIW, N. G.. **Macroeconomia**. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2015.

MINSKY, H. P. ***Stabilizing an Unstable Economy***. New Haven: Yale University Press, 1986.

PAULA, L. F. de.; SARAIVA, Paulo José. Novo Consenso Macroeconômico e Regime de Metas de Inflação: algumas implicações para o Brasil. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, v. 36, n. 128, p. 19-32, 2015. Disponível em <http://www.luizfernandodepaula.com.br/ups/novo-consenso-macroeconomico-e-regime-de-metas-de-inflacao-revista-ipardes.pdf> Acesso em: 02 set. 2025.

PEREIRA, W. M.; GIOVANINI, A.; CARIO, S. A. F; D'AMATO, S. W. Efeitos de variações cambiais na taxa de câmbio real sobre os custos da indústria brasileiro: implicações regionais recentes. In: VI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA INDUSTRIAL, 2022, Salvador. **Anais [...]** Salvador: ABEIN, 2022. Disponível em <https://pdf.blucher.com.br/engineeringproceedings/vi-enei/889.pdf> Acesso em: 14 ago. 2025.

PHELPS, E. S. *Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time*. **Economica**, v. 34, n. 135, p. 254-281, 1967. Disponível em <https://www.columbia.edu/~esp2/PhilipsCurvesExpectationsofInflationandOptimalUnemploymentOverTime.pdf> Acesso em: 28 mar. 2025.

PHILLIPS, A. W.; *The relation between unemployment and the rate of change money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957*. **Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958. Disponível em <https://scispace.com/pdf/the-relation-between-unemployment-and-the-rate-of-change-of-wpoizrvhed.pdf> Acesso em: 25 mar. 2025.

RAMALHO, B. B. **Duas décadas de metas para a inflação no Brasil: uma análise da persistência inflacionária e do repasse cambial**. 2021. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2021. Disponível em <https://repositorio.ufu.br/bitstream/123456789/31558/4/DuasDecadasMetas.pdf> Acesso em: 14 ago. 2025

RODRIGUES, P. C. A. **Volatilidade cambial e o crescimento econômico: um estudo para os países da OCDE**. 2024. Dissertação (Mestrado em Contabilidade e Finanças) - Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra, Coimbra, 2024. Disponível em <https://estudogeral.uc.pt/retrieve/276350/Volatilidade%20Cambial%20e%20o%20Crescimento%20Economico%20Um%20Estudo%20para%20os%20Países%20da%20OCDE.pdf> Acesso em: 17 jul. 2025

SAMUELSON, P A.; SOLOW, R. M. *Analytical aspects of anti-inflation policy*. **American Economic Association**, v. 50, n. 2, p. 177-197, 1960. Disponível em https://www.jstor.org/stable/pdf/1815021.pdf?refreqid=fastly-default%3Ad70f6ddc34424a43bfe66fd5df267f2b&ab_segments=&initiator=&acceptTC=1 Acesso em: 05 jan. 2026.

SANTOS, B. R. **Modelos de Regressão Quantílica**. 2012. Dissertação (Mestrado em Ciências) - Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012. Disponível em <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/45/45133/tde-12042012-154333/en.php> Acesso em: 15 set. 2025.

SEVERO, C. C. W. **Desenvolvimento, Vulnerabilidade Externa e Integração Regional: O caso do Investimentos Externos Diretos (IED) na América do Sul entre 2000 e 2020**. 2023. Dissertação (Mestrado em Integração Contemporânea da América Latina) - Instituto Latino-Americano de Economia, Sociedade e Política (ILAESP), Universidade Federal da Integração Latino-Americana, Foz do Iguaçu, 2023. Disponível em <https://dspace.unila.edu.br/items/6244f1e8-4613-4952-978f-583142160796> Acesso em: 06 jan. 2026.

SOUZA, J. L. **Os determinantes da inflação no Brasil e o *pass-through* cambial: uma análise do período 2000-2022**. 2023. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) - Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2023. Disponível em <https://pantheon.ufrj.br/handle/11422/24022> Acesso em: 01 abr. 2025.

TAYLOR, J. B. *Low inflation, pass-through and the pricing power of firms*. **European Economic Review**, v. 44, n. 7, p. 1389-1408, 2000. Disponível em <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292100000374> Acesso em: 27 mar. 2025.

VIEIRA, F. V.; SOUSA JUNIOR, V. C. S. Repasse do câmbio para a inflação na economia brasileira (2003-2019): modelos ARDL. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 18, n. especial, p. 39-66, 2021. Disponível em <https://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/article/view/14118/11068> Acesso em: 14 ago. 2025.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: a Modern Approach**. 3. Ed. Mason, OH: South-Western College Pub, 2005.