



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO E DOUTORADO EM ECONOMIA**

CAROLINE CRISOSTOMO DOS SANTOS

**CHOQUES INESPERADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA: IMPACTOS SOBRE O
MERCADO FINANCEIRO E A ATIVIDADE ECONÔMICA DO BRASIL**

SALVADOR

2024

CAROLINE CRISOSTOMO DOS SANTOS

**CHOQUES INESPERADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA: IMPACTOS SOBRE O
MERCADO FINANCEIRO E A ATIVIDADE ECONÔMICA DO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientadora: Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki.

SALVADOR

2024

Ficha catalográfica elaborada por Vânia Cristina Magalhães CRB 5- 960

Santos, Caroline Crisostomo dos
S237 Choques inesperados de política monetária: impactos sobre o mercado financeiro e a atividade econômica do Brasil./ Caroline Crisostomo dos Santos. - Salvador, 2024.

110 f. Il.; quad.; tab.; fig.; graf.

Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, 2024.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Gisele Ferreira Tiryaki.

1. Política monetária. 2. Mercado financeiro. 3. Banco Central. I. Tiryaki, Gisele Ferreira. II. Título. III. Universidade Federal da Bahia.

CDD – 339.530981



Universidade Federal da Bahia
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Mestrado e Doutorado em Economia

TERMO DE APROVAÇÃO

CAROLINE CRISOSTOMO DOS SANTOS

**CHOQUES INESPERADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA: IMPACTOS SOBRE
O MERCADO FINANCEIRO E A ATIVIDADE ECONÔMICA DO BRASIL**

Dissertação de Mestrado aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia, pela seguinte banca examinadora:

Documento assinado digitalmente
gov.br GISELE FERREIRA TIRYAKI
Data: 23/02/2024 15:27:10-0300
Verifique em <https://validar.it.gov.br>

Prof.^a Dr.^a Gisele Ferreira Tiryaki
(Orientadora – UFBA)

Documento assinado digitalmente
gov.br ANDRE LUIS MOTA DOS SANTOS
Data: 26/02/2024 22:55:49-0300
Verifique em <https://validar.it.gov.br>

Prof. Dr. André Luís Mota dos Santos
(UFBA)

Documento assinado digitalmente
gov.br CARLOS EDUARDO IWAI DRUMOND
Data: 23/02/2024 19:42:25-0300
Verifique em <https://validar.it.gov.br>

Prof. Dr. Carlos Eduardo Iwai Drumond
(UESC)

Aprovada em 23 de fevereiro de 2024.

AGRADECIMENTOS

Deus é bom o tempo todo e em todo o tempo Deus é bom! Primeiramente, eu gostaria de agradecer a Deus por estar comigo em todos os momentos da minha vida, pois sua bondade é constante e me ajudou a superar os momentos de desafios e incertezas encontradas ao longo dessa jornada.

À minha orientadora Gisele, expresso minha sincera gratidão pelos valiosos ensinamentos proporcionados. Os conselhos recebidos enriqueceram de maneira substancial minha compreensão teórica, sendo fundamentais para a conclusão deste trabalho.

Agradeço a todos que me apoiaram direta ou indiretamente durante essa trajetória trilhada. Inicialmente gostaria de agradecer aos meus irmãos, Uilson e Uilma, por todo o incentivo e palavras reconfortantes recebidas nos momentos de angústia. Ao meu pai Celso, pelo apoio recebido e por entender as muitas vezes que deixei de visitá-lo por conta deste trabalho. A minha tia Jacy, que está sempre se preocupando comigo e apoiando minhas decisões. E aos meus sobrinhos, Lara, Pedro e Lana, que são uma fonte de esperança e alegria nos meus dias. Por fim, meu agradecimento em especial a minha mãe (In memoriam), que embora não esteja fisicamente presente, sinto sua presença em cada conquista minha e sei que estaria orgulhosa de mim.

Aos amigos maravilhosos que a UFBA me presenteou, Laine, Ruan, Aline, Carol, Graci, Elias, Yuri, Robson, Edilson, Léo, Cairo, Jadson e Kécia, vocês tornam meus dias mais leves. À Joelma, o meu agradecimento especial, principalmente nessa reta final, por todo apoio recebido e ajuda para a conclusão do trabalho.

À FAPESB, agradeço o apoio financeiro que viabilizou a realização do mestrado, sendo essencial para a existência deste trabalho.

Finalizo esta sessão com um coração cheio de gratidão e otimismo para os anos vindouros.

RESUMO

Os comunicados do Banco Central para o mercado têm se mostrado um importante instrumento para a condução da política monetária, desempenhando um papel crucial na ancoragem das expectativas dos agentes financeiros. Torna-se interessante, portanto, inferir os desdobramentos econômicos dessa ação da autoridade monetária. Neste sentido, esse trabalho busca verificar se os comunicados do COPOM afetam os mercados financeiros e a atividade econômica do Brasil. Para tanto, construiu-se um indicador de surpresas de política monetária e utilizou-se de um estudo de eventos para avaliar o impacto desses choques inesperados de política monetária sobre variáveis do mercado financeiro e sobre a taxa de câmbio entre 2004 e 2020. As evidências mostram que as surpresas de política monetária afetam as variáveis estudadas particularmente no curto prazo, com exceção da taxa de câmbio. Foi realizado um exercício adicional utilizando um modelo vetorial de correção de erros (VECM) para medir o impacto desses choques inesperados na atividade econômica. Os resultados mostram que os choques de política monetária reduzem o PIB, mas esse resultado não apresentou significância estatística. Já o nível de preços tende a se elevar em resposta aos choques de política monetária, um resultado inesperado que pode estar associado a existência do *Price Puzzle*.

Palavras-chave: política monetária; forward guidance; credibilidade; Banco Central.

ABSTRACT

The Central Bank's announcements to the market have proven to be a crucial instrument for conducting monetary policy, playing a vital role in anchoring the expectations of financial agents. Therefore, this study aims to determine whether COPOM announcements affect the financial markets and economic activity in Brazil. To achieve this, we constructed an indicator of monetary policy surprises and conducted an event study to evaluate the impact of unexpected monetary policy shocks on financial market variables and the exchange rate between 2004 and 2020. The evidence indicates that monetary policy surprises have a significant effect on the studied variables, especially in the short term, except for the exchange rate. An additional exercise was conducted using a Vector Error Correction Model (VECM) to measure the impact of these unexpected shocks on economic activity. The results indicate that monetary policy shocks decrease GDP, although this outcome did not attain statistical significance. Conversely, the price level tends to rise in response to monetary policy shocks, an unexpected finding that may be associated with the existence of the Price Puzzle.

Keywords: monetary policy; forward guidance; credibility; Central Bank.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Teste de Durbin-Watson para autocorrelação de resíduo	70
Figura 2 - Teste de Estabilidade do Modelo VECM	79
Figura 3 - Resposta da atividade econômica a uma surpresa de política monetária	81
Figura 4 - Resposta do IPCA a uma surpresa de política monetária	81

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Comparação entre a Meta da taxa Selic e a Expectativa de mercado Focus	59
Gráfico 2 - Análise Visual de Estacionariedade.....	103

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Forward Guidance no Brasil	58
Quadro 2 - Resposta dos preços dos ativos as surpresas de política monetária	73

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller	69
Tabela 2 - Teste de Autocorrelação e Correção de Prais-Winsten	71
Tabela 3 - Ordem de defasagem ideal pelos critérios de informação.....	76
Tabela 4 - Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos.....	76
Tabela 5 - Teste de Cointegração de Johansen – Traço e MáximoAutovalor.....	77
Tabela 6 - Decomposição da Variância (%).....	82
Tabela 7 - Decisão da Meta Selic pelo COPOM.....	95
Tabela 8 - Surpresa de Política Monetária.....	99
Tabela 9 - Teste de raiz unitária Phillips-Perron	108
Tabela 10 - Teste de raiz unitária Phillips-Perron e Dickey-Fuller Modelo VECM..	109
Tabela 11 - Johansen normalization restriction imposed	110

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 A IMPORTÂNCIA DOS ANÚNCIOS DE POLÍTICA MONETÁRIA	15
2.1 COMUNICAÇÃO E TRANSPARÊNCIA DOS BANCOS CENTRAIS	15
2.1.1 Comunicação e regime de metas	20
2.2 EFEITO DA COMUNICAÇÃO DO BANCO CENTRAL SOBRE O MERCADO FINANCEIRO	24
3 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	35
3.1 CANAL DAS TAXAS DE JUROS	36
3.2 CANAIS DE OUTROS ATIVOS	38
3.2.1 Canal das Taxas de Câmbio	38
3.2.2 Teoria do Q de Tobin	40
3.2.3 Efeito Riqueza	41
3.3 CANAL DO CRÉDITO	42
3.3.1 Canal dos Empréstimos Bancários	43
3.3.2 Canal do Balanço Patrimonial	45
3.3.3 Canal do Fluxo de Caixa	45
3.3.4 Canal do Nível de Preço Não Antecipado	46
3.3.5 Canal dos Efeitos da Liquidez Sobre as Unidades Familiares	47
3.3.6 Canal de Exposição ao Risco	48
3.4 CANAL DO DÉPOSITO BANCÁRIO	49
3.5 CANAL DAS EXPECATIVAS	50
4 METODOLOGIA E DADOS	52
4.1 ANÁLISE DE ESTUDO DE EVENTOS DE ALTA FREQUÊNCIA	52
4.2 AS RESPOSTAS DOS PREÇOS DOS ATIVOS ÀS SUPRESSAS DE POLÍTICAS MONETÁRIA	53

4.2.1 Descrição dos Dados	55
4.2.2 Análise de Estacionariedade	59
4.2.3 Análise de Autocorrelação	61
4.2.4 Método de Prais-Winsten	63
4.3 A ATIVIDADE ECONÔMICA RESPONDE AS SURPRESAS DE POLÍTICA MONETÁRIA?	64
5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	68
5.1 RESPOSTAS DOS ATIVOS AOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA	68
5.2 EFEITOS MACROECONÔMICOS AOS CHOQUES DE POLITICA MONETÁRIA	74
6 CONCLUSÃO	84
REFERÊNCIAS	87
APÊNDICES	94
APÊNDICE A – REUNIÕES DO COPOM	95
APÊNDICE B – CONSTRUÇÃO DAS SURPRESAS MONETÁRAIS	99
APÊNDICE C – ANÁLISE VISUAL DE ESTACIONARIEDADE	103
APÊNDICE D – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA	108
APÊNDICE E – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA DO MODELO VECM	109
APÊNDICE F – MODELO ESTIMADO	110

1 INTRODUÇÃO

“Não é o que eles fazem, é o que dizem”. Essa frase, que foi dita por Ben Bernanke em um almoço com empresários japoneses em 2004, busca enfatizar a relevância da boa comunicação como um instrumento complementar dos mecanismos de transmissão de política monetária disponíveis ao banco central. Além de implementar políticas sólidas, é preciso articular de modo eficaz as intenções e fundamentos motivadores dessas ações.

As declarações e ações da autoridade monetária podem funcionar como substitutos eficientes um do outro, pelo menos quando consideramos o curto prazo. De fato, em um ambiente em constante mudança, um banco central transparente e confiável provavelmente alcançará resultados semelhantes ao implementar uma medida de política monetária ou comprometer-se a implementá-la numa reunião seguinte.

Dessa forma, os comunicados podem ser bastante úteis para moldar percepções e fornecer informações corretivas quando o banco central acredita que os agentes financeiros estão indevidamente pessimistas (otimistas) em relação as perspectivas econômicas futuras. Neste sentido, a coerência entre o que é dito pelas autoridades monetárias e suas ações é fundamental para garantir uma comunicação eficiente que sustente a estabilidade e crescimento econômico, além de inspirar a confiança dos participantes do mercado financeiro.

Esta estratégia é especialmente útil quando surgem circunstâncias incomuns, como a crise de 2008, quando diversas economias passaram a lidar com taxas de juros próximas a zero, ou a pandemia da COVID-19, que promoveu uma desaceleração econômica mundial, de modo que as implicações da comunicação podem moldar as expectativas das agentes, sendo essas de suma importância para determinar as variáveis de interesse do banco central.

Diversos bancos centrais passaram a utilizar o *Forward Guidance*, após a crise de 2008, para sinalizar de maneira mais clara suas intenções de manter os juros baixos por um longo período. No Brasil, o uso desse instrumento de política monetária ocorreu durante a pandemia da COVID-19, em 2020, quando as autoridades brasileiras fizeram o uso explícito do *Forward Guidance* (“prescrição futura”, nas palavras do banco central) e

buscaram ajustar as expectativas dos mercados financeiros em relação ao comportamento futuro das taxas de juros, dando indícios de manutenção da Selic.

Essa não foi a primeira vez que as autoridades brasileiras utilizaram essa estratégia. O ex-presidente do banco central, Alexandre Tombini, chegou a defender o uso do *Forward Guidance* para ancorar as expectativas em relação a trajetória futura das taxas de juros e influenciar a inclinação da curva de juros, aprimorando, assim, a eficácia da política monetária.

A literatura empírica que relaciona os efeitos dos comunicados do banco central na eficácia da política monetária, até a forma como as expectativas de mercados são moldadas, é extensa e se desenvolveu, principalmente, nas últimas duas décadas. Esses estudos analisam discursos, comunicados à imprensa, relatório e atas para compreender como a transparência e consistência nas declarações afetam as taxas de juros de diversas maturidades e outras variáveis econômicas. Dentre esses estudos, destacam-se os trabalhos de Cook e Hahn (1989), Kuttner (2001), Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) e Campbell *et al.* (2012). Estes autores usam dados diários e intradiários para analisar a influência da comunicação dos bancos centrais sobre os preços dos ativos nos mercados financeiros. A literatura nacional relacionada ao tema avançou nos últimos anos, com destaque para os trabalhos de Tabata e Tabak (2004), Costa Filho e Rocha (2009, 2010) e Ramos e Portugal (2016).

Neste contexto, torna-se interessante entender como a comunicação das autoridades de política monetária afetam os rendimentos dos ativos de diferentes maturidades no mercado financeiro do Brasil. Para atender o objetivo delineado, foi adotada a metodologia de estudo de eventos, semelhante à utilizada por Gürkaynak, Sack e Swanson (2005). Na metodologia adotada, utilizou-se de dados diários extraídos da bolsa de valores Brasil, Bolsa, Balcão (B3).

Esse estudo ainda se estende e busca investigar como as surpresas monetárias afetam a atividade econômica no Brasil. A literatura relacionada ao tema é extensa, com destaque para o trabalho de Romer e Romer (2004), que utilizam a abordagem narrativa associada a análise quantitativa e desenvolvem uma nova medida de choques inesperados de política monetária para os Estados Unidos. No Brasil, destacam-se os trabalhos de Otomo, Dias e Dias (2008) e Feijó, Araújo e Bresser-Pereira (2022). Para

alcançar tal objetivo, foi estimado um modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM), com dados mensais do Banco Central do Brasil (BCB), entre 2004 e 2020.

Este trabalho contribui com a literatura nacional, uma vez que mostra como as surpresas de política monetárias impactam as taxas de juros dos mercados financeiros, principalmente em suas maturidades mais curtas. Além disso, inova ao analisar como a atividade econômica, representada pelo Produto Interno Bruto (PIB) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), respondem à medida de surpresa construída. Os achados mostram que choques inesperados de política monetária não tem impacto sobre a atividade econômica, embora afete a estrutura a termo das taxas de juros.

Este trabalho está estruturado em mais cinco capítulos. No segundo capítulo, é apresentado um panorama a respeito da transparência e comunicação dos bancos centrais, assim como sua influência como mecanismo adicional de transmissão de política monetária em um país com regime de metas tal como é o caso do Brasil, além de apresentar a revisão de literatura acerca do tema.

No terceiro capítulo, aborda-se os mecanismos de política monetária disponíveis ao banco central, evidenciado como o processo de escolha do instrumento adequado pode impactar a atividade econômica. No capítulo quatro, são apresentadas as metodologias abordadas nesse trabalho, assim como a descrição dos dados utilizados. O quinto capítulo apresenta as estimativas dos modelos econométricos e os resultados encontrados. Por fim, o sexto capítulo apresenta as considerações finais.

2 A IMPORTÂNCIA DOS ANÚNCIOS DE POLÍTICA MONETÁRIA

O modo como o banco central transmite suas decisões tem um papel fundamental na eficácia da política monetária. Associada a um regime de maior transparência, clareza e efetividade e que evoluiu rapidamente ao longo das últimas duas décadas, a comunicação explica as decisões dos banqueiros centrais sem que isso possa comprometer seu processo decisório, influenciando, dessa forma, as expectativas dos mercados financeiros e dos agentes econômicos, afetando diretamente a estabilidade macroeconômica.

No Brasil em particular, a comunicação do banco central (que na prática abarca as Atas do Comitê de Políticas Monetárias (COPOM), o relatório Focus e as declarações oficiais, por exemplo) é essencial para o sucesso do regime de metas para a inflação. Neste sentido, quanto maior for a orientação em relação às suas estratégias para o médio e longo prazo, maior será a capacidade de o banco central manter as expectativas de inflação alinhadas à sua meta estabelecida. Os participantes do mercado estão sempre atentos ao que é comunicado e, frequentemente, essas declarações movem o mercado (Bernanke, 2004).

A eficácia da comunicação dos bancos centrais é constantemente avaliada empiricamente, proporcionando evidências quantitativas sobre como suas declarações afetam a formação de expectativas e os ativos financeiros na economia. Partindo dessa perspectiva, buscamos contribuir com essa literatura empírica - dedicando uma atenção especial às informações contidas no Focus e às mensagens subliminares presentes nos comunicados do COPOM - uma vez que, a maior parte dos estudos que abordam tal assunto se concentram nas economias desenvolvidas. Para tanto, é relevante apresentar inicialmente a literatura empírica disponível a respeito da comunicação e transparência dos bancos centrais, assim como seu relacionamento com o regime de metas, em países emergentes, como é o caso do Brasil.

2.1 COMUNICAÇÃO E TRANSPARÊNCIA DOS BANCOS CENTRAIS

A condução da política monetária se modificou nas últimas décadas ao redor do mundo. Os agentes financeiros passaram a dar uma maior importância aos comunicados do Banco Central na formação de suas expectativas em relação ao curso futuro das taxas de

juros de curto prazo, pois, como pontua Rigobon e Sack (2004), uma parte considerável do mecanismo de transmissão da política monetária vem por meio da influência dessas taxas de juros sobre os movimentos nos preços de outros ativos do mercado financeiro.

Uma comunicação mais aberta explicita as visões e intenções da autoridade monetária, elevando a probabilidade de que as expectativas dos participantes do mercado possam ser semelhantes às dos próprios formuladores de políticas. A intenção, portanto, é limitar as incertezas em relação à direção futura da política monetária (Bernanke, 2004; Heinemann e Ullrich, 2007). Caso os participantes dos mercados sejam capazes de antecipar as alterações na taxa básica de juros e acreditem que outras mudanças em uma direção similar irão ocorrer, o Banco Central eleva sua capacidade de afetar as taxas de juros de longo prazo, que são mais relevantes para as decisões de gastos de investimento.

Desse modo, o entendimento dos participantes do mercado, não apenas dos movimentos atuais do Banco Central, mas também do que se espera que ele faça no futuro, é indispensável para a eficácia das políticas monetárias (Woodford, 2005). “Em outras palavras, a política monetária está se tornando cada vez mais a arte de gerenciar expectativas” (Hann *et al.*, 2007, p.2, tradução da autora).¹

Conforme fica cada vez mais nítido que o gerenciamento de expectativas é um elemento fundamental da política monetária, a comunicação se tornou um instrumento chave no conjunto de ferramentas à disposição do Banco Central (Blinder *et al.*, 2008). Jacob de Haan *et al.* (2007) destacam três razões para a importância da comunicação do Banco Central, que se mantida uma ou mais dessas condições, são capazes de impactar os mercados financeiros. Primeiro, o público não possui expectativas racionais, e, neste cenário, a orientação eficaz do Banco Central evitaria que as pessoas tomassem decisões equivocadas, isto é, aquelas que levam a uma maior instabilidade macroeconômica. Segundo, as informações disponíveis são assimétricas, o que explica a racionalidade contida na coleta de informações por parte do público ao prestar atenção às sutilezas contidas na escrita dos textos disponibilizados pelos Bancos Centrais, posto que as autoridades monetárias costumam dedicar mais tempo e recursos do que os analistas privados para antecipar e, até mesmo, estimar o que não é passível de observação sobre o estado da economia (Blinder *et al.*, 2008; Heinemann ; Ullrich, 2007). E terceiro, na

¹ “*In other words, monetary policy is increasingly becoming the art of managing expectations.*”

ausência de regras e de políticas de credibilidade, a autoridade monetária pode usar a comunicação como um guia sobre seus passos futuros para influenciar as expectativas de mercado. Como resultado, concluem Blinder *et al.* (2008), os Bancos Centrais passaram a dar uma atenção especial às suas comunicações, visto que uma comunicação clara e eficiente possui a capacidade de movimentar os mercados financeiros, melhorar a previsibilidade da política monetária, além de auxiliar a autoridade monetária a atingir seus objetivos macroeconômicos, como manter a inflação baixa e estável.

A literatura tem apontado que a efetividade das políticas monetárias é positivamente correlacionada com a adoção de práticas de transparência do Banco Central.² Para Bernanke (2004, 2008), o argumento mais importante em relação ao aumento da transparência é a responsabilidade que os banqueiros centrais possuem em fornecer à sociedade o máximo de explicações possíveis no que diz respeito às suas decisões, sem que isso afete seu próprio processo de tomada de decisão. Ou seja, uma comunicação mais transparente fornece uma visão mais oportuna sobre as perspectivas futuras do Banco Central, orientando empresas e famílias a melhor entender e antecipar o funcionamento das políticas monetárias adotadas.

Essa jornada dos Bancos Centrais em direção a uma maior transparência é um distanciamento da imagem prevaiente dessas instituições que, até o início da década de 1990, prezavam pela confidencialidade. A sabedoria tradicional entre os Bancos Centrais sustentava que os formuladores de política monetária deveriam comunicar o mínimo possível ao público e suas atividades deveriam estar envoltas em mistérios, uma vez que transparecer um vislumbre do seu funcionamento interno apenas usurparia os privilégios dos *insiders* e reduziria a eficiência da política monetária (Blinder *et al.*, 2008; Bernanke, 2008).

A partir de meados dos anos 90, o senso comum entre os banqueiros centrais mudou – houve um esforço em se fazer compreender – o que Blinder (2009) chamou de “revolução no pensamento”. Blinder diz ainda que a academia passou a enfatizar a importância da comunicação e da transparência sobre a eficácia da política monetária e

² De acordo com Dincer e Eichengreen (2013) o aumento da transparência do Banco Central está relacionado da seguinte maneira: Primeiro, tornar o governo mais responsivo ao público. Segundo, numa Era de Bancos Centrais independentes, a transparência permite que o público avalie se as ações adotadas pelos banqueiros centrais estão em consonância com seus mandatos. Terceiro, permite que os mercados respondam mais suavemente às decisões políticas. For fim, aumenta a credibilidade dos compromissos que Banco Central assume.

essas novas ideias tiveram impactos importantes na conduta dos Bancos Centrais. O *Federal Reserve System* (FED), por exemplo, tornou-se mais transparente a partir de 1994, quando mudou sua política de comunicação e passou a emitir declarações à imprensa pós-reunião, anunciando as decisões de política monetárias adotadas pelo Federal Open Market Committee (FOMC).

Embora exista uma vigilância constante em relação às ações do FED, seu processo de transparência é considerado retardatário, como pontua Blinder *et al.* (2008). Neste aspecto, o *Reserve Bank of New Zealand* (RBNZ) se destaca como precursor e liderou os outros Bancos Centrais desde a sua reforma, no final da década de 80, em direção a um regime de maior transparência. No *Geneva Report on the World Economy* escrito por Blinder *et al.* (2001), os autores exploram as complexidades da comunicação dos bancos centrais, além de fornecerem uma série de recomendações de como melhorar a transparência, concluindo que o RBNZ já havia alcançado alto grau de transparência. Os autores mostram ainda que Bancos Centrais, como o *Bank of England* (BoE) e o *Bank of Japan* (BoJ) seguiram os passos do RBNZ em direção a um sistema mais transparente.

Na América Latina, os Bancos Centrais estão em diferentes estágios de evolução de seus quadros de transparência e estratégias de comunicação e, embora tenham ocorrido avanços significativos nos últimos 20 anos, existe ainda ambiente para melhorias, como aponta o relatório *Regional Economic Outlook: Seizing the Momentum* do *International Monetary Fund* (IMF) de maio de 2018. O estudo mostra que, apesar de não existir um acordo explícito sobre o que caracteriza uma estrutura adequada de transparência, há alguns elementos que são essenciais: i) Objetivo de política formal, como a estabilidade de preços; ii) Parecer sobre o estado atual da economia; iii) Explicação sobre as decisões políticas adotadas; iv) Análise de perspectiva; e v) Publicação de dados e das previsões econômicas usados nas avaliações do Banco Central.

A estrutura de comunicação dos Bancos Centrais da região é bastante semelhante, ainda de acordo com a análise feita (via comunicados à imprensa, atas das reuniões, relatórios de política monetária, etc.) o que difere, no entanto, é a qualidade e a clareza das informações que são disponibilizadas ao público. O Banco Central do Chile se destaca neste quesito, e em menor grau os Bancos Centrais da Colômbia e do Peru – utilizam a mesma complexidade de linguagem da seção de economia dos jornais locais.

Por outro lado, os Bancos Centrais do Brasil e do México usam uma linguagem bem mais complicada nos seus comunicados à imprensa (textos mais longos não são sinônimos de maior compreensão e podem, inclusive, levar os participantes do mercado a fazer julgamentos precipitados). Portanto, “declarações de imprensa mais legíveis também estão associadas a menores erros de previsão da política monetária” (IMF, 2018, p. 61, tradução nossa).³

Mas, até que ponto a transparência da política monetária é adequada? Essa questão é tema de acaloradas discussões teóricas na literatura e ainda não se chegou a um consenso no círculo acadêmico acerca de sua utilidade na economia. Jensen (2002) afirma que a conclusão em relação à necessidade de transparência total na condução da política monetária é discutível sob o ponto de vista econômico. O autor mostra que o grau ótimo de transparência geralmente vai envolver o *trade-off* entre credibilidade e flexibilidade. Regimes mais transparentes implicam que a formação de expectativas do setor privado torna-se mais sensíveis às ações dos formuladores de políticas, induzindo os Bancos Centrais a prestarem mais atenção às metas de inflação em relação ao hiato do produto.

Essa ação é vantajosa se o Banco Central possuir pouca credibilidade em relação ao controle da inflação, mas se, por outro lado, o Banco Central goza de credibilidade e inflação excessiva não é um problema, a transparência seria apenas um entrave que limitaria o Banco Central de reagir a eventos inesperados na economia, conclui.

Geraats (2000, 2002) contrapõe esse último ponto afirmando que, sob regimes transparentes, não há uma preocupação dos Bancos Centrais com as repercussões que seus esforços de estabilização têm sobre as expectativas de inflação, pois os participantes do mercado são capazes de interpretar suas ações de modo correto. Logo, uma maior transparência daria ao Banco Central maior flexibilidade para ajustar as taxas de juros em resposta a choques econômicos, melhorando assim, o bem-estar social. Concluiu-se, portanto, que a transparência ajuda a construir uma reputação crível, além de beneficiar Bancos Centrais com reputações já estabelecidas, como é o caso do FED.

³ “*More readable press statements are also associated with lower monetary policy forecast errors*”.

2.1.1 Comunicação e regime de metas

Muitos países abandonaram o regime de fixação de metas monetárias em virtude da grande instabilidade da demanda por moeda, ao longo dos últimos anos do século passado (Abel; Bernanke; Croushore, 2008). A partir de então, a adoção do regime de metas para inflação a fim de guiar a elaboração e a execução da política monetária se espalhou entre diversos países desenvolvidos, com destaque para a Nova Zelândia, Canadá e Reino Unido, e em desenvolvimento (Chile, Brasil, Argentina, por exemplo). A adoção de um regime de metas de inflação tem como característica o reconhecimento explícito de que o objetivo da política monetária é a manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável.

No tocante a isso, ao se utilizar uma estratégia de fixação de metas de inflação, Abel, Bernanke e Croushore (2008) afirmam que, comumente, o Banco Central e o poder executivo anunciam a taxa de inflação que deverão perseguir nos anos vindouros. Isso porque, ao fixar a taxa de inflação como um de seus objetivos finais, utilizando a política monetária como auxiliadora da estabilização do produto e de outras variáveis macroeconômicas, o Banco Central sinaliza aos participantes do mercado que seu intuito primordial é atingir essa meta do longo prazo, conclui os autores.

Giambiagi e Rigolon (1999, p. 4) destacam que “as metas inflacionárias explícitas têm duas funções importantes: 1º servir como mecanismo de coordenação para fixação de preços e salários; e 2º prover um objetivo preciso e transparente à política monetária, cujo desempenho pode ser avaliado pela aderência da inflação à meta estabelecida”. Adicionalmente, a adoção das metas de inflação melhora a comunicação entre o Banco Central e os participantes do mercado, fornece uma maior disciplina e responsabilidade na formulação da política monetária, promove a consistência com os princípios democráticos, e promove o desempenho (Bernanke *et al.*, 2001; Mishkin, 2016).

Em contrapartida, os críticos da fixação de metas inflacionárias levantam algumas desvantagens na adoção de tal estratégia: i) Longa defasagem no impacto da política monetária sobre a inflação (a inflação não é facilmente controlada pela autoridade monetária); ii) Limitada capacidade do Banco Central de responder a circunstâncias inesperadas, em virtude do excesso de rigidez imposto pela meta – para contornar esse problema a maioria dos Bancos Centrais utilizam metas flexíveis de inflação (“discrição

limitada”)⁴; iii) O foco exclusivo na inflação pode levar a uma política monetária muito apertada quando a inflação está acima da meta e, portanto, pode resultar em maiores flutuações do produto; e iv) A adoção de metas de inflação pode levar a um baixo crescimento da produção e do emprego (Mishkin, 2016).

Apesar do grande debate existente entre os economistas que se mostram favoráveis e aqueles que são críticos ao regime de metas de inflação, há uma inclinação positiva para adoção dessa âncora nominal. Portanto, as metas para inflação ajudam o Banco Central a manter seus objetivos econômicos de longo prazo na área desejada, o que não impede que o mesmo atue para responder a choques ou distúrbios inesperados na economia.

De fato, nos países que adotaram o sistema de metas de inflação, o debate público mudou de uma ênfase nas considerações de curto prazo, com foco em "empregos, empregos, empregos", para uma atenção mais prolongada sobre qual deve ser a meta de inflação a longo prazo e se a configuração atual dos instrumentos de política monetária é apropriada para atingir essa meta de inflação estabelecida. Essa mudança na economia política da formulação de políticas monetárias em países que adotam o sistema de metas de inflação é uma das razões-chave pelas quais os bancos centrais conseguiram implementar políticas que mantiveram a inflação baixa (Mishkin, 2001, p. 21. tradução nossa).

Ao comunicar seu alvo de inflação, o Banco Central expõe ao público e aos mercados financeiros suas verdadeiras intenções, reduzindo dessa forma a incerteza sobre o curso futuro das taxas de juros, além de elevar a credibilidade e transparência da instituição. Uma melhor comunicação, aliada as metas de inflação, ajudará a reduzir os problemas de inconsistência temporal⁵, melhora o planejamento do setor privado, fomenta o debate público sobre a direção que a política monetária está seguindo e, por fim, há um incentivo para que os Bancos Centrais se tornem mais responsáveis.

⁴ Ver Bernanke *et al.* (2001) e Abel, Bernanke e Croushore (2008) em relação ao debate regras *versus* descrição na condução da política monetária.

⁵ A inconsistência temporal vai ocorrer quando os formuladores de política buscam resultados imediatos e temporários em termos de nível de produto em detrimento de perdas duradouras (isto é, mais inflação). Ou seja, os formuladores de políticas públicas se desviam dos planos de longo prazo (controlar a inflação) tomando decisões no curto prazo. Isso porque os formuladores de políticas sempre são tentados a buscar políticas mais expansionistas do que as empresas ou as pessoas esperam, pois tal política aumentará a produção econômica (e reduzirá o desemprego) no curto prazo. A melhor política, no entanto, é não buscar uma política expansionista, porque as decisões sobre salários e preços refletem as expectativas dos trabalhadores e das empresas sobre a política (uma implicação da revolução das expectativas racionais), o que levará a aumento da inflação e não afetará a produção. Os formuladores de políticas promoverão um melhor desempenho da inflação no longo prazo se não tentarem surpreender as pessoas com uma política expansionista inesperada, mas, em vez disso, manter a inflação sob controle.

Na segunda metade da década de 90, o Brasil passava por uma série de instabilidades econômicas (inflação alta, crise fiscal e crise externa, por exemplo) levando a um desgaste da chamada “âncora cambial” – fundamental para o sucesso do plano real – que já não se sustentava mais. Os mercados financeiros estavam em pânico, na iminência de uma desvalorização cambial, promovendo uma fuga de capitais e temiam pelo futuro da jovem moeda brasileira. Neste contexto, o governo não teve outra alternativa a não ser deixar o câmbio flutuar em janeiro de 1999, marcando o fim desse regime de política econômica.

Em vistas de controlar a crise no cenário nacional, Armínio Fraga assumiu a presidência do Banco Central e entre suas providências iniciais aumentou a taxa de juros e começou o debate para a adoção do regime de metas para inflação no Brasil. O regime de metas para a inflação foi oficialmente estabelecido pelo Decreto Nº 3.088 de 21 de junho de 1999. Havia uma preocupação com a escalada das expectativas de inflação, como colocou Fraga em seu artigo para o “XI Seminário Anual de Metas para a Inflação do Banco Central do Brasil”,

A opção pelo sistema de metas para a inflação em momento de crise e incerteza refletiu uma enorme preocupação com o risco de perda de controle sobre as expectativas de inflação. Num país com nossa história de inflação, tal descontrole traria consigo a ameaça da reindexação e o pesadelo do retorno à instabilidade que existia antes do Plano Real. A explicitação de metas nos pareceu um bom caminho para comprometer as ações de governo com seus objetivos de médio e longo prazo e, em caso de sucesso, começar a acumular um precioso capital de credibilidade (Fraga Neto, 2009, p. 26).

O compromisso com as metas para a inflação foi firmado pela recém-chegada da esquerda ao poder, sob a figura do ex-presidente Luiz Inácio Lula da Silva. A necessidade de diluir a desconfiança do mercado financeiro em relação à postura futura na condução da política monetária fez o então presidente do Brasil escolher Henrique Meirelles para comandar o Banco Central e, além disso, manteve toda a Diretoria do governo anterior – um claro indicativo de continuidade das medidas previamente adotadas no governo de Fernando Henrique Cardoso. Meirelles, já no seu discurso de posse em 2003, reafirmava o compromisso do governo com o regime de metas para a inflação:

Um aspecto fundamental do regime de metas da inflação é coordenar as expectativas relativas à economia, o que contribui para o alcance das metas que, uma vez atingidas, geram credibilidade. Logo, é fundamental que trabalhem para preservar esta credibilidade, afastando qualquer dúvida

quanto ao compromisso com o combate à inflação. É importante ressaltar que este combate à inflação deve ser executado sem artificialismos, cuja eficácia é temporária, além de introduzir distorções de curto e de longo prazos na economia (...) o regime de metas de inflação contribui para que os choques sofridos pela economia sejam administrados com o mínimo custo para a sociedade. A flexibilidade do sistema contribui para absorver os choques, enquanto a transparência nas regras de atuação, aliada às metas explícitas, reforça a credibilidade no combate à inflação (BCB, 2003, p. 4-5).

Meirelles, no seu pronunciamento de encerramento do “XI Seminário Anual de Metas para a Inflação do Banco Central do Brasil”, afirmou que o compromisso com uma meta explícita de taxa de juros atua para reduzir os prêmios de risco associados as possíveis mudanças na orientação futura do Banco Central e, conseqüentemente, das taxas de juros de longo prazo – que é influenciada por meio dos instrumentos de comunicação disponíveis ao Banco Central (BCB, 2009). O instrumental oficial a disposição do Banco Central são as Atas do Copom e os Relatórios Trimestrais de Inflação. Soma-se a esses, ainda, o Relatório de Mercado Focus e as declarações oficiais dos membros do Copom por meio de entrevistas ou discursos.

O Comitê de Política Monetária (COPOM) é órgão responsável por estabelecer as diretrizes da política monetária e definir a taxa básica de juros (Selic) da economia. Desde sua criação, em 1996, adotou procedimentos de comunicação de modo a estabelecer um bom grau de transparência sobre as visões e perspectivas futuras da política monetária. As reuniões do Copom acontecem em dois dias seguidos, as terças e quartas-feiras, oito vezes por ano. No segundo e último dia do encontro, o Copom inicia a reunião às 14h30min e, uma vez decidida a taxa Selic, comunica sua decisão à imprensa a partir das 18h30min, imediatamente após o término da reunião, via site da instituição.⁶

As atas (ou Notas) das reuniões do Copom são publicadas na página do Banco Central do Brasil (BCB) às 8 horas da terça-feira posterior a data de realização das reuniões, e não mais às quintas-feiras como costumava ser desde a implantação do regime de metas, de modo que se reduza o ruído entre a decisão do Comitê e o seu detalhamento. A publicação das Atas é acompanhada de perto pelo mercado financeiro, pois ela traz o

⁶ Antes, o segundo dia extraordinário de reuniões do Copom começava às 14 horas e o comunicado à imprensa era feito a partir das 18 horas, ao final da reunião. Tal mudança ocorreu em virtude da mudança de horário de fechamento da bolsa de valores brasileira – a B3 – que voltou a fechar às 17 horas. A B3 estava funcionando em horário estendido de maneira a se adaptar ao horário da *New York Stock Exchange* (NYSE).

olhar do Banco Central relacionado ao ambiente econômico nacional e externo que influencia a decisão final de política monetária e oferece alguns indicativos sobre o rumo da política monetária para as próximas reuniões do Comitê.

O Relatório de Inflação é publicado trimestralmente (março, julho, setembro e dezembro) pelo COPOM, desde 1999. Nele é possível encontrar cenários de projeções com condicionantes (histórico da taxa de juros provenientes do Relatório Focus e a taxa de câmbio) até 2023, mostrando as perspectivas do órgão para a inflação, que servem para orientar suas decisões de política monetária. O Relatório apresenta ainda uma análise da conjuntura econômica nacional (levando em consideração as principais variáveis da atividade econômica (PIB, crédito, contas externas, etc.) e internacional (avaliando os fatores que podem influenciar a economia doméstica).

O Relatório de Mercado Focus, também conhecido como Boletim Focus, é uma projeção do mercado com os principais indicadores da economia brasileira, divulgado todas às segundas-feiras pelo Banco Central. O Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (GERIN) é o responsável por sua elaboração onde apresenta à mediana dos levantamentos diários do mercado financeiro para a economia brasileira, realizado por diversas instituições como bancos, corretoras, consultorias e outras.⁷ A relevância das informações contidas no Boletim Focus, orienta não apenas o governo, mas também os milhares de investidores no mercado financeiro no processo de tomada de decisões.

2.2 EFEITO DA COMUNICAÇÃO DO BANCO CENTRAL SOBRE O MERCADO FINANCEIRO

De acordo com Blinder *et al.* (2008), são as expectativas futuras das taxas de juros de curto prazo formadas pelos agentes financeiros que influenciam as taxas de juros mais longas e, estas por sua vez, afetam os outros preços do mercado financeiro. E são esses preços que impactam as variáveis macroeconômicas, como inflação e produto. Entretanto, chamam atenção para o fato de que apesar da comunicação do Banco Central afetar rapidamente os mercados financeiros, este é afetado apenas gradualmente pelas taxas de juros e preços dos ativos. Ademais, outros fatores além da comunicação

⁷ Maiores informações a respeito das Atas do Copom, Relatório Trimestral de Inflação e do Boletim Focus pode ser encontrado por meio da página na *internet* do Banco Central do Brasil.

podem influenciar as variáveis macroeconômicas. Contudo, Blinder *et al.* trazem que, nos estudos utilizando dados em alta frequência em janelas curtas de tempo, as variáveis do mercado financeiro têm respondido exclusivamente, ou pelo menos em especial, aos acenos do Banco Central.

Os estudos empíricos sobre os impactos da comunicação do Banco Central sobre os preços dos ativos do mercado financeiro são extensos e se intensificaram, principalmente, a partir dos anos 2000.

Cook e Hahn (1989) são os pioneiros na literatura empírica que avalia os impactos da política monetária sobre os mercados financeiros. Os autores estimam a reação das taxas de juros do mercado americano (*bill and bond rates*) às mudanças na meta da taxa de fundos federais (*Federal Funds Rate (FFR)*) de 1974 a 1979. O procedimento adotado foi baseado numa regressão simples onde é examinada a resposta no dia de uma mudança na meta da taxa-alvo e em um intervalo de alguns dias em torno da ação da política monetária.

Os resultados dos autores mostram que as *bill and bond rates* reagem as mudanças na meta da taxa de fundos federais de forma positiva e significativa em todas as maturidades, mostrando-se bastante estáveis no início da curva da taxa de juros e caindo consistentemente nas taxas de juros mais longas. Esses resultados confirmam a visão padrão dos participantes do mercado de que o FED influencia as taxas de juros de mercado por meio do controle da meta da taxa de fundos federais.

Ao aplicar a mesma metodologia utilizada por Cook e Hahn, Roley e Sellon (1995) encontram, para uma amostra entre 1987 a 1995, evidências de uma resposta mais forte e persistente das taxas de juros de longo prazo às ações de política monetária que o estudo anterior. Os resultados mostram ainda que as taxas de mercado antecipam as mudanças de política monetária, se movendo bem antes ações reais do FED. Kuttner (2001) explica que o fato de o FED ter se tornando mais transparente desde o período abordado Cook e Hahn, as alterações de política monetária passaram a surpreender em menor medida os agentes do mercado financeiro nos períodos mais recentes.

Kuttner (2001) afirma que os estudos de Cook e Hahn (1989) e Roley e Sellon (1995) falham ao não separar o componente esperado do não esperado das mudanças na taxa-alvo americana. Segundo o autor, as mudanças não esperadas da taxa-alvo estavam

sendo contaminadas pelas mudanças esperadas, assim, a resposta das taxas de juros de mercado em relação às surpresas da política monetária estava gerando estimativas reduzidas.

A inovação do autor foi usar informações externas (expectativas dos participantes do mercado) para medir o choque de política monetária. Kuttner sabia que o FED anunciava suas decisões de política monetária em momentos específicos após suas reuniões⁸, isso permitiu que o autor, usando dados diários, medisse a mudança nos preços futuros dos fundos federais antes e depois do anúncio, no período entre 1989 e 2000. Os resultados encontrados mostram que as ações esperadas da política monetária do FED foram pequenas e estatisticamente insignificantes. Em oposição, a reação do mercado às alterações não antecipadas nas taxas de juros é grande e altamente significativa para todas as maturidades levadas em consideração – uma alteração de 1% não esperada na taxa do *Fed Funds*, os títulos públicos americanos (*Treasury bill* e *Treasury bond*) com vencimento de 3 meses e 30 anos aumentaram 79 e 19 pontos base, respectivamente.

Após o estudo de Kuttner (2001), os trabalhos empíricos passaram a dedicar atenção às ações de política inesperada dos Bancos Centrais. Rigobon e Sack (2004) se concentraram em estimar a resposta do preço dos ativos à política monetária por meio da metodologia de identificação por heteroscedasticidade, entre 1994 e 2001.

A abordagem utilizada por Rigobon e Sack (2004) se baseia no pressuposto de que a variância dos choques de política monetária é maior nos dias de reuniões do FOMC e do depoimento semestral do presidente do FED ao congresso americano. Assim, alterações na variância dos choques de política monetária são suficientes para averiguar a resposta dos preços dos ativos às ações do Fed. Os resultados estão de acordo com outros trabalhos da literatura, que adotam a metodologia de estudo de eventos, na constatação de que os rendimentos do Tesouro americano aumentam consideravelmente em reação as surpresas de política monetária na maioria dos vencimentos e que a resposta diminui nos vencimentos mais longos.

⁸ Até 1994, as mudanças na taxa-alvo do FED só se tornavam conhecidas no dia seguinte, quando entravam em vigor. Após 1994, o FED alterou seu procedimento de comunicação e passou a informar os mercados sobre as mudanças nas taxas de juros imediatamente após os encontros.

O método desenvolvido por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) busca descobrir quantos fatores não observáveis estão implícitos à resposta dos preços dos ativos aos anúncios da política monetária. Para definir o número de fatores latentes, os autores usam o teste de classificação da matriz de Cragg e Donald (1997), que é um teste de Wald modificado. Este teste verifica se a diferença entre a estrutura de variância-covariância verificada e estimada é estatisticamente igual a zero. Caso seja igual a zero, o teste indica que não são necessários mais fatores não observáveis para descrever aquela matriz.

O teste dos autores mostrou que dois fatores latentes são necessários, denominados *Target Factor* (o componente surpresa da mudança na atual taxa básica de juros) e *Path Factor* (não está associado à decisão corrente de taxas de juros, mas sim aos anúncios feitos pela autoridade monetária). Usando dados em alta frequência em escala intradiária, os autores encontram, para uma amostra entre 1990 e 2004, que o *Path Factor* tem um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre os rendimentos do Tesouro americano, observando um impacto muito maior nos rendimentos do tesouro de longo prazo, quando comparado ao *Target Factor*. Um indicativo de que as declarações da autoridade monetária exercem efeitos relevantes sobre as expectativas dos agentes econômicos e, conseqüentemente, sobre os preços dos ativos.

Campbell *et al.* (2012), examina a capacidade do FOMC de influenciar o preço dos ativos por meio do *Forward Guidance* na economia americana que opera no Limite Inferior a Zero (ZLB). Utilizando dados diários⁹, os autores estendem o trabalho realizado por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) em 3 maneiras:

1º Examinam a resposta do *Path* e *Target Factor* nas expectativas privadas (títulos privados);

2º Analisam como as previsões dos participantes do mercado e analistas profissionais, sobre o desemprego e a inflação de preços ao consumidor respondem ao *Path* e *Target Factor*; e

⁹ Os autores utilizam dados diários em virtude da falta de disponibilidade dos dados intradiários utilizados por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005), a partir de 2004. Contudo, os autores mostram que esse problema não é grave, já que os resultados encontrados por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) são semelhantes quando estes usam uma janela diária.

3º Ampliam o período da amostra (cobre desde agosto de 2007 a dezembro de 2011) de modo a examinar os anúncios do FOMC desde o início da crise financeira, em agosto de 2007.

Os resultados encontrados são semelhantes aos de Gurkaynak, Sack e Swanson (2005), ou seja, o FOMC estaria conseguindo ser bem-sucedido na comunicação ao público de suas ações futuras de política monetária. O *Path Factor*, para a amostra de fevereiro de 2004 a junho de 2007, é responsável por 90% da variação nas mudanças nas taxas dos fundos federais esperadas 4 trimestres no futuro.

Para a amostra que considera o período pré-crise (2007 – 2011), o *Path Factor* domina as variações nas taxas de juros esperadas que estejam 4 ou mais trimestres a frente. Além disso, choques positivos de *Forward Guidance* aumentam os rendimentos de títulos do Tesouro e de títulos corporativos. Os autores descobriram ainda que as respostas das previsões privadas para o *Path e Target factor* estão relacionadas a revisões que elevam as previsões de inflação ao passo que as revisões das previsões de desemprego são reduzidas. Quando se considera a amostra pré-crise, o *Path e Target factor* influenciam os Títulos privados e as taxas de Títulos do Tesouro, mas perde sua influência sobre as previsões de desemprego e inflação.

Gertler e Karadi (2015) estimam o efeito causal dinâmico de um choque de política monetária utilizando SVAR- IV (Modelos de Vetores Estruturais Autoregressivos com Instrumentos Externos), sobre o produto real, preços e crédito. Isto é, para identificar choques de política monetária em um ambiente com variáveis econômicas e financeiras, os autores combinam a análise vetorial de autoregressão (VAR) com a identificação de alta frequência (HFI) de choques de política monetária. A abordagem HFI é utilizada para identificar surpresas políticas exógenas (surpresas em fundos federais e futuros de eurodólar, seguindo Kuttner (2001) e Gürkaynak, Sack e Swanson (2005)) e o VAR é usado para rastrear as respostas dinâmicas de variáveis reais e financeiras.

Os resultados encontrados por Gertler e Karadi (2015), para o período de 1979 a 2012, revelam que os choques de política monetária afetam as taxas de juros de curto prazo de maneira modesta e transitória, levando a quedas significativas da atividade econômica. Esses movimentos modestos elevam os custos de crédito, devido, em especial, à reação dos prêmios a prazo e dos spreads de crédito. Daí a necessidade, de acordo com os autores, de se incorporar tais efeitos nos modelos de transmissão da política monetária.

Os estudos empíricos no Brasil referentes ao impacto da política monetária sobre as taxas de juros avançaram nos últimos anos, embora ainda seja tímida quando comparada com a literatura internacional. Tabata e Tabak (2004) empregam o estudo de eventos para analisar os efeitos das decisões do Copom sobre a estrutura a termo das taxas de juros brasileira.

Os autores decompõem a meta para a taxa Selic em metas antecipadas (expectativas dos analistas financeiros retiradas de jornais nos dias que antecedem a reunião do comitê) e metas não-antecipadas (diferença entre a meta Selic definida e a expectativa dos analistas). Os autores utilizam dados diários dos Swaps Pré-DI com vencimentos de 1, 2, 3 e 12 meses, entre os anos de 2000 e 2003.

Os resultados apresentados por Tabata e Tabak (2004) estão em conformidade com os apresentados por Cook e Hahn (1989) de que a curva da taxa de juros de curto prazo antecipa os movimentos do COPOM, fato que não ocorre para as taxas de juros mais longas. Os autores colocam como justificativa que os agentes teriam apreendido a antecipar os passos do Copom em virtude da maior transparência da política monetária com a adoção do regime de metas. Os autores descobriram ainda respostas significativas da estrutura a termo da taxa de juros a meta não-antecipada, neste caso, o mercado entende a mudança na meta como sendo permanente. É interessante salientar que o trabalho em questão não leva em consideração o papel da comunicação da autoridade monetária, focando apenas nas alterações das taxas de juros.

Costa Filho e Rocha (2009) analisam a consistência da comunicação do COPOM, ou seja, se suas palavras são seguidas por suas ações entre 1999 a 2006. Seguindo a metodologia de Rosa e Verga (2007), que atribuem valores numéricos a comunicação do Banco Central Europeu (BCE), os autores constroem um índice (que assume os valores -1, 0 e 1) com base nas atas do COPOM para determinar a direção do movimento na Taxa Selic. A comunicação será consistente se, através das atas, for possível deduzir se a taxa Selic sofrerá uma redução (-1), manutenção (0) ou aumento (1) nas reuniões futuras do comitê. Os resultados encontrados mostram que as atas do COPOM emitem sinais importantes em relação à direção futura da taxa básica de juros, justificando, segundo os autores, a atenção despendida pelos participantes do mercado à análise das atas do comitê.

Em linha com seu trabalho anterior, Costa Filho e Rocha (2010) verificam se a comunicação do banco central melhora a capacidade de previsão do mercado em relação ao curso futuro da taxa Selic, analisando o período de 1999 a 2008. Utilizando um modelo E-Garch (Modelo de Heteroscedasticidade Condicional Auto-Regressiva Generalizada Exponencial), os autores observam um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a volatilidade das séries de taxa de juros dos contratos *Swaps* DI-Pré-fixado para 30, 180 e 360 dias, implicando uma redução na volatilidade do mercado, nos dias de divulgação das atas do Copom.

Os autores concluem que esses resultados reduzem as incertezas presentes entre os participantes do mercado o que contribui para tornar a política monetária mais eficiente. Entretanto, Ramos e Portugal (2016) chamam atenção para o fato dos autores não realizarem testes de volatilidade nos dias que antecedem a reunião do Copom. Essa falha colocaria em dúvida os achados pelos autores de redução de volatilidade dos mercados, uma vez que os investidores fazem apostas relacionadas às taxas de juros que será decidida pelo comitê, o que pode aumentar a volatilidade no dia anterior à reunião e, no dia posterior, a volatilidade diminuiria em vistas que o mercado já conheceria os vencedores e os perdedores, ou seja, a volatilidade estaria apenas voltando à normalidade depois do evento em questão.

Por fim, Ramos e Portugal (2016) realizam um estudo de eventos empregando a técnica desenvolvida por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) e replicado por Campbell *et al.* (2012) para avaliar a capacidade da autoridade monetária brasileira de afetar as expectativas e os preços dos ativos através da sua comunicação. Os autores utilizam um conjunto de dados diários¹⁰ para as taxas de juros dos contratos de *Swaps* Pré-DI para o período entre 2000 e 2013.

Os resultados apontam, assim como os achados por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005), a existência de dois fatores latentes, *Path e Target Factor*, justificando a existência de canais para a utilização do *Forward Guidance* na economia do Brasil. O

¹⁰ O uso de dados intradiários, como o utilizado por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005), não foi possível devido à inexistência dos dados brasileiros. Contudo, Campbell *et al.* (2012) mostraram que é possível encontrar resultados satisfatórios utilizando dados diários.

Path factor explica mais de 50% das alterações das taxas de juros dos *Swaps* Pré-DI de 360 dias. Além disso, para os contratos com maturidades mais longas o *Path factor* se torna ainda mais importantes, explicando 70% e 60% das taxas de juros de dois anos e três à frente, respectivamente. Os autores ainda mostram que os dois fatores impactam significativamente o comportamento da taxa de câmbio (aumento dos juros ou na trajetória esperada leva a uma desvalorização cambial) e do índice Ibovespa (alterações na taxa de juros movem a bolsa de valores no mesmo sentido).

O *Forward Guidance* passou a ser utilizado principalmente pós-crise de 2008, ocasião na qual as taxas de juros de diversos países estavam próximas a zero ou atingiram a sua mínima histórica para mitigar os efeitos negativos dos impactos econômicos provocados pela crise. Por meio da ferramenta, o Banco Central busca estimular o sistema financeiro através de indicativos sobre suas ações futuras, ajustando assim as expectativas futuras na parte intermediária da curva de juros.

No Brasil, o *Forward Guidance* foi utilizado pela primeira vez, de modo explícito, em agosto 2020 quando a taxa básica de juros brasileira alcançou sua mínima histórica de 2% ao ano. Nesse período, o comitê comunicou “*uma intenção de política assimétrica*”, isto é, a autoridade monetária não aumentaria a taxa de juros, enquanto a meta de inflação do ano-calendário de 2021 e, em grau menor, o de 2022 fosse compatível com as metas no horizonte considerado. A notória atuação do Banco Central abre espaço para pesquisas que buscam verificar o impacto de suas declarações sobre o mercado financeiro e, com um grau maior de dificuldade, sobre a atividade econômica brasileira, como é o caso do presente trabalho.

Neste sentido, para entender como os choques de política monetária afetam a atividade econômica a literatura tem feito uso de abordagens narrativas, isto é, os choques monetários são identificados a partir de análises de documentos disponibilizados pelo banco central, muitas vezes associados a Modelos Vetoriais Autorregressivos (VAR), uma vez que essa estratégia ajuda a evitar problemas de simultaneidade. Além disso, a taxa de juros básicas da economia tem sido a variável mais usada para medir esses choques de política monetária, como cita Otomo, Dias e Dias (2008).

O trabalho seminal de Friedman e Schwartz (1963), que oferece uma análise detalhada sobre a história da política monetária dos Estados Unidos a partir de análise documental, promoveu a disseminação dos estudos acadêmicos que utilizam a

abordagem narrativa tornando essa estratégia cada vez mais comum na literatura internacional e nacional. Essa estratégia, no entanto, suscitou algumas críticas entre os estudiosos por não diferenciar adequadamente as causas endógenas e exógenas dos choques, além de não considerar contextos mais amplos e fatores estruturais que podem influenciar as mudanças de política monetária.

Para solucionar tais problemas, Romer e Romer (1989) buscam aperfeiçoar a abordagem desenvolvida por Friedman e Schwartz (1963) ao empregar uma definição mais restrita do que seria um choque de política monetária. Segundo os autores, um choque monetário seria aqueles episódios onde a autoridade monetária americana tentou exercer alguma influência contracionista sobre a economia, com o objetivo de reduzir a inflação. Os autores encontram que os choques contracionistas identificados são seguidos por reduções da produção industrial e aumentos nas taxas de desemprego.

Romer e Romer (2004) estendem a análise anterior e desenvolvem uma nova medida de choques de política monetária para os Estados Unidos que é relativamente livre de movimentos endógenos e antecipação. Essa abordagem mede os choques por meio da análise de documentos das reuniões do FOMC, aliado a uma abordagem quantitativa. Neste sentido, os autores derivam uma série de intenções do banco central americano para a taxa de fundos federais em torno das reuniões do FOMC que resolve o problema de endogeneidade entre taxa de juros e atividade econômica. E então, os autores controlam tais previsões do Federal Reserve e criam uma medida de intenção de política monetária que não são impulsionadas pelas expectativas de desenvolvimento econômico futuro, o que resolve o problema de antecipação, uma vez que os autores utilizam as previsões para a inflação, PIB real e taxa de desemprego. Segundo os autores, essas são variáveis macroeconômicas chaves que o FOMC considera na definição de suas políticas.

A nova medida de choque monetário desenvolvida pelos autores é construída a partir dos resíduos obtidos por meio de MQO, já que esses resíduos representam os encontros do FOMC. Essa série é então convertida em dados mensais para serem usadas nas regressões. Os resultados encontrados pelos autores indicam que o FOMC tende a se comportar de forma anticíclica. Além disso, mostraram que a nova medida construída, possuem efeitos estatisticamente significativos sobre o produto real inflação. Além disso, em relação ao nível de preços, cerca de um ano e meio depois, choques de

política monetária impactavam cerca de 2% a 3%. Por fim, os resultados sugerem que a defasagem dos efeitos sobre o produto é bastante curto, ao passo que os efeitos das defasagens sobre os preços são mais longos e é mais complicado de determinar.

Para analisar os efeitos dos choques de política monetária sobre o nível da atividade econômica e sobre os preços (inflação) no Brasil entre 1998 e 2007, Otomo, Dias e Dias (2008) empregam a metodologia de Romer e Romer (2004), no qual é possível a inclusão de choques sobre o sistema relativamente livre de movimentos endógenos e antecipados. Os autores encontram que choques de política monetária não se mostraram altamente eficientes no combate à inflação, isto é, uma política monetária que aumente as taxas de juros de curto prazo tende a afetar negativamente muito mais o nível de produção do que o índice de preços. Além disso, o nível de preços tende a aumentar após choques restritivos de política monetária, contrariando os achados pela teoria econômica.

Vale ressaltar que, de acordo com os autores, esse achado não é tão estranho para o caso brasileiro em virtude da existência da inércia inflacionária. Isso porque, dado que as taxas de juros representam um fator de custo para as empresas brasileiras, caso o banco central aumente a taxa básica de juros, as empresas tendem a elevar seus preços visando manter suas margens de lucro.

Por fim, Feijó, Araújo e Bresser-Pereira (2022) buscam discutir a relação da taxa básica de juros e o comportamento dos preços no Brasil. Para isso, os autores utilizam um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), com três defasagens para o período de 2014 e 2021, com dois objetivos: Discutir o impacto dos choques de oferta na determinação dos preços livres e dos preços administrados na economia nacional; e testar a resposta à taxa de juros Selic das variáveis utilizadas para explicar a flutuação dos preços livres e dos preços administrados, a saber o índice de preço das commodities, taxa de câmbio e nível de atividade.

Os autores encontram que a inflação recente brasileira teve sua origem em choques de custo (índice do preço das commodities e taxa de câmbio) no qual o impacto da taxa de juros para seu controle é limitado. Os autores encontram ainda que alterações na taxa Selic não influenciam os preços das commodities. Isto é, de acordo com os autores, quando a inflação se altera em virtude de um choque nos preços das commodities, elevações na taxa Selic não é eficaz para reduzir estes preços. Por outro lado, aumentos

nas taxas de juros Selic possui um efeito negativo sobre a atividade econômica. Segundo os autores, uma política de elevação dos juros para conter a elevação dos níveis de preços causa uma queda de demanda no curto prazo e perda de competitividade da indústria no médio prazo. Com relação a taxa de câmbio o efeito no controle da inflação é indireto, uma vez que elevações na taxa Selic apreciam a taxa de câmbio impondo uma perda de competitiva da indústria nacional.

3 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

O mecanismo de transmissão da política monetária, segundo definição de Taylor (1995), é o processo através do qual as decisões de política monetária afetam a atividade econômica. Distintos autores atribuem graus diferenciados de influência aos diversos canais de política monetária, além destes últimos estarem à mercê de modificações ao longo do tempo em resposta a alterações institucionais, regulamentares e tecnológicas (Oliveira, 2001). O sucesso na condução da política monetária depende de uma visão dinâmica e de uma constante revisão por parte das autoridades monetárias, uma vez que as ações da política monetária podem ter às vezes, tal como pontua Minskin (1995), consequências inesperadas ou indesejadas.

A literatura convencional aponta visões alternativas quanto aos possíveis canais do mecanismo de transmissão da política monetária que podem impactar o comportamento das famílias, taxas de câmbio, bancos e outros intermediários financeiros. Tradicionalmente, os três canais principais são: **I – Taxa de juros**; **II – Outros Preços de Ativos** que pode ser subdividido em três canais distintos: Canal das Taxas de Câmbio, Canal do Q de Tobin e Efeito Riqueza; e **III – Canal do Crédito** composto por dois canais principais, a saber, Canal dos Empréstimo Bancários e do Balanço Patrimonial, e por quatro canais adicionais: Canal do Fluxo de Caixa, Nível de Preços não antecipado, Efeitos da Liquidez sobre as Unidades Familiares e Exposição ao Risco. Além desses, a literatura apresenta discussões a respeito do recente **Canal dos Depósitos Bancários**, além de abordar, também, o **Canal das Expectativas** que passou a ganhar relevância no fim do século passado (Minskin, 1995, 1996, 2016; Mendonça, 2001; Borio e Zhu, 2008; Cecchetti; Schoenholtz, 2015; Drechsler, Savov, Schnabl, 2017).

A compreensão do processo de transmissão da política monetária ajuda o banco central a avaliar as ações a serem tomadas para desenvolvimento atual e futuro da economia. O compromisso estabelecido pela autoridade monetária em relação à estabilidade de preços e aos desdobramentos futuros da política monetária auxilia no gerenciamento das expectativas dos agentes financeiros, fortalecendo, assim, o controle da inflação e estimulando a demanda agregada por meio dos canais de transmissão monetária citados acima.

Ao alterar as taxas de juros de curto prazo, o banco central exerce uma influência relevante no mercado monetário, podendo impactar as taxas de financiamentos, empréstimos e investimentos existentes no sistema financeiro e influenciado, dessa forma, as taxas de juros de longo prazo. Logo, como pontua Minskin (2016), as políticas monetárias não convencionais podem ser capazes de reanimar economias que passam por períodos de deflação ou que operam no limite inferior zero das taxas de juros¹¹. Por outro lado, ainda há campos desconhecidos a serem estudados no que se refere aos impactos dos canais de transmissão da política monetária em economias emergentes que possuem um histórico de taxas de juros elevadas e altos níveis de inflação. No Brasil, em particular, a partir da adoção do câmbio flexível em 1999, estes canais passaram a ganhar relevância e serem estudados pela literatura nacional. Esta dissertação contribui nesse aspecto, ao tentar medir o impacto das comunicações da autoridade monetária, via canal das expectativas, sobre os preços das ações e produto nacional.

3.1 CANAL DAS TAXAS DE JUROS

O canal das taxas de juros é o mecanismo de transmissão monetária mais conhecido para controle da demanda agregada e da inflação, encontrado nos modelos macroeconômicos convencionais. Este canal está alinhado com a teoria da síntese neoclássica, no qual são as relações entre as taxas de juros e a eficiência marginal do capital que irão definir os gastos de investimentos das empresas e famílias. Sendo assim, serão as intervenções do Banco Central na expansão (redução) monetária que irão determinar o nível do produto agregado.

¹¹ O Zero Lower Bond (ZLB) é um problema que ocorre quando as taxas de juros de curto prazo de uma economia são iguais ou próximas a zero. Quando esse nível é atingido e a economia ainda se encontra em um processo de baixo desempenho econômico, o Banco Central já não é capaz de estimular a atividade econômica através das taxas de juros. Nessas condições, a autoridade monetária deve buscar novos métodos de estímulos, geralmente, não convencionais, como o *Forward Guidance*, para reanimar a economia. Como pontua Bernanke (2004) indicar medidas de política monetária futuras pode ser um dos poucos instrumentos à disposição do Banco Central para influenciar as condições dos mercados financeiros. Para um aprofundamento do tema, ver Bernanke *et al.* (2004).

Mishkin (1996, 2016) chama atenção para a ênfase dada as taxas de juros reais (e não as nominais), como sendo a taxa que afeta as decisões de gastos dos consumidores e das empresas. Ainda de acordo com o autor, esses gastos são impactados, na maioria das vezes, pelas taxas de juros reais de longo prazo, considerada as mais relevantes. Isso porque, de acordo a teoria das expectativas da estrutura a termo das taxas de juros¹², se há uma redução das taxas de curto prazo, as taxas de juros de longo prazo também deverão se reduzir. Portanto, como há uma relação inversa entre taxas de juros e investimento, as taxas de juros reais mais baixas, levam a aumentos nos investimentos fixos empresariais, habitações, estoques e gastos dos consumidores em bens duráveis, impactando positivamente a demanda agregada (Mishkin, 2016). Dado que as taxas de juros de curto prazo podem ser vistas como o custo de oportunidade que guiará as decisões de investimento dos agentes econômico, levemos em consideração os efeitos provocados por uma expansão monetária na economia. Com maior quantidade de moeda disponível, há uma diminuição das taxas de juros nominais de curto prazo e, levando em consideração a existência da rigidez de preços, as taxas de juros reais também irão diminuir. Juros reais mais baixos reduzem o custo real dos empréstimos, levando a um aumento nos gastos com investimento. Mishkin (1996) mostra que os gastos dos consumidores com bens duráveis e habitação também são considerados decisões de investimento. Logo, as decisões das empresas e famílias sobre gastos de investimento, acarretam aumento da demanda agregada e, conseqüentemente, elevação do produto.

Há muitos estudos empíricos que se dedicam a avaliar a importância do canal da taxa de juros para o mecanismo de transmissão política monetária, sendo o trabalho de Taylor (1995) o mais notável. Nesse artigo, o autor utiliza uma estrutura de preços do mercado financeiro, para analisar o impacto da transmissão de política monetária sobre o produto real e a inflação. Para Taylor, existe fortes evidências dos efeitos das taxas de juros sobre o consumo e o investimento, apontando a relevância do canal de transmissão das taxas de juros.

Já Bernanke e Gertler (1995) contestam essa visão elucidada por Taylor (1995). Para os autores, os estudos empíricos possuem grande dificuldade em identificar um efeito quantitativamente relevante da taxa de juros para o custo de capital. Além disso, a

¹² A teoria das expectativas da estrutura a termo das taxas de juros afirma que as taxas de juros de longo prazo é função da média das taxas de juros de curto prazo esperados no futuro.

política monetária afeta as taxas de juros no curto prazo, mas exerce pouca influência nas taxas de juros de longo prazo, que só podem ter grandes efeitos sobre as compras de ativos de longa duração, como habitação (impactos sobre o investimento fixo empresarial, que também é considerado um investimento de longo prazo, aparentam não são muito afetado pela política monetária).

3.2 CANAIS DE OUTROS ATIVOS

Um problema apontado pela literatura é que a análise dos efeitos de uma ação de política monetária sobre a economia está pautada exclusivamente em apenas um único preço de ativo, a saber a taxa de juros de curto prazo. Há três outros canais de transmissão da política monetária que buscam analisar como a política monetária impacta as flutuações no preço relativo dos ativos e na riqueza real: O canal das taxas de câmbio, a teoria q de Tobin e o efeito riqueza no consumo.

3.2.1 Canal das Taxas de Câmbio

Com o desenvolvimento e a globalização dos mercados financeiros, as taxas de câmbio tornaram-se um elemento-chave do mecanismo de transmissão monetária, não apenas para países com economias menores e abertas, mas também para países com economias mais robustas (Pigott; Christiansen, 1998). No entanto, para que o funcionamento desse canal seja relevante, é essencial que esteja operando em economias que adotem regime de câmbio flutuante, uma vez que, sob câmbio fixo, o valor da taxa de câmbio é instituído oficialmente pelo governo, tornando ineficiente os efeitos da política monetária sobre a economia. É interessante salientar que o canal da taxa de câmbio é pouco potente em economias maiores – uma explicação plausível é a composição de suas dívidas que é feita em moeda nacional – mas, por outro lado, as economias menores tendem a observar maiores impactos por meio desse canal (Pacheco, 2006; Boivin; Kiley; Mishkin, 2010).

A taxa de câmbio está sujeita às condições domésticas e externas de maneira simultânea e é influenciada por diversos fatores, como incertezas políticas e as expectativas relacionadas à inflação, que podem sobrepujar os efeitos da política monetária. Todavia, mantendo todo o resto constante, o mecanismo de transmissão das taxas de juros para a taxa de câmbio ocorre por meio da paridade descoberta da taxa de juros (*Uncovered*

Interest Parity), isto é, os diferenciais de taxas de juros com a expectativa de valorização (desvalorização) na taxa de câmbio (Pacheco, 2006).

Nesse sentido, uma ação do banco central que promova o aumento da oferta de moeda na economia reduz as taxas de juros reais, como indicado anteriormente. Isso faz com que haja uma fuga de capitais da economia, ou seja, o retorno dos ativos em moeda doméstica é menor em relação aos ativos em moeda estrangeira, levando a uma depreciação da taxa de câmbio. O valor mais baixo da moeda doméstica aumenta os gastos com bens domésticos, uma vez que os bens estrangeiros estão mais caros, promovendo um aumento nas exportações líquidas e, conseqüentemente, na demanda agregada e no produto.

Mendonça (2001) destaca ainda os efeitos diretos e indiretos que a taxa de câmbio de câmbio exerce sobre o nível de preços. Primeiro, o autor evidencia o efeito direto sobre os preços domésticos dos bens comercializados internacionalmente (*tradeables*), com impactos particularmente rápidos, principalmente em commodities. Em segundo lugar, os efeitos indiretos pontuados pelo autor ocorrem em duas vias: Por meio do uso de matérias primas importadas utilizadas na fabricação de bens produzidos internamente e pela substituição da demanda de bens domésticos por seus similares importados. No primeiro caso, uma valorização (desvalorização) da taxa de câmbio diminui (aumenta) o custo de produção dos bens fabricados internamente, ocasionando redução (aumento) nos preços. No segundo caso, a valorização da taxa de câmbio provoca uma queda nos preços dos bens importados, incentivando a substituição de produtos produzidos internamente por seus similares do exterior, desacelerando, dessa forma, a atividade econômica.

O canal da taxa de câmbio desempenha um papel relevante na maneira como a política monetária impacta a economia dos países (Taylor, 1995; Boivin; Kiley; Mishkin, 2010). Adicionalmente, Taylor (1995), afirma que a ligação inversa existente entre exportações líquidas e o câmbio apresenta uma alta robustez nos estudos empíricos em economia. Esse ponto é contestado por diversos autores, entre eles Boivin, Kiley, Mishkin, (2010). De acordo com esses autores, no mundo real a teoria e prática são divergentes, embora estes creditem a eficácia da política monetária. Daí a necessidade de se discutir canais alternativos da transmissão de política monetária.

3.2.2 Teoria do Q de Tobin

Definido como a razão entre o valor de mercado das empresas e o custo de reposição do capital, o q de Tobin constitui-se em um mecanismo que avalia as possibilidades de retorno de um novo investimento. Sendo assim, a transmissão dos estímulos da política monetária se daria por meio dos impactos que as variações das taxas de juros de curto prazo iriam ter sobre o valor das ações negociadas em bolsa, pois, as firmas variam a quantidade investida à medida que o mercado de ações se altera. Neste sentido, o q de Tobin indica se um ativo está sobrevalorizado ou subvalorizado e se torna uma ferramenta de apoio na tomada de decisões sobre investimentos de capital.

Se o q é maior que 1, o preço de mercado das firmas é elevado em relação ao custo de reposição do capital e o investimento em novas fábricas e equipamentos é mais baixo em relação ao valor de mercado das empresas. Neste sentido, é interessante que as empresas emitam ações para custear novos equipamentos e instalações. Logo, há um aumento nos investimentos já que as empresas podem adquirir uma grande quantidade de novos bens de capital recorrendo a uma pequena emissão de ações. Se o q é menor que 1, a relação é inversa. As firmas deixarão de comprar novos bens de investimento, pois o valor de mercado das firmas é inferior em relação ao custo de reposição do capital. Neste sentido, caso as empresas almejem elevar seus investimentos, seria vantajoso comprar outras empresas existentes, ou seja, adquirir capital que já existem. Consequentemente, os gastos com investimentos se reduzirão (Mishkin, 1995; 2016).

Um ponto importante na teoria q de Tobin é que alterações na política monetária podem afetar o preço das ações e, consequentemente, os gastos com investimento. O excesso de moeda provocada por uma política monetária expansionista irá reduzir as taxas de juros reais. Dado que os agentes econômicos possuem uma quantidade de moeda disponível superior aos que eles desejam manter, é natural que seus gastos se elevem. Como as taxas de juros reais estão mais baixas, o retorno esperado do investimento em títulos se reduz, tornando o mercado acionário uma alternativa onde esses agentes podem canalizar seus recursos excedentes. Esse movimento aumenta a demanda por ações elevando, consequentemente, seu preço em relação ao custo de reposição do capital. A combinação de maior procura e preços das ações mais altos, conduziriam a um q de Tobin elevado, estimulando os gastos com investimento e a produção agregada.

Mendonça (2001) chama atenção para a baixa influência desse canal em países onde o mercado acionário possui uma baixa participação de seus consumidores internos, como é o caso do Brasil. Logo, os efeitos do q de Tobin são mais relevantes em economia com grande participação de investidores, como é o caso dos Estados Unidos e da Inglaterra.

3.2.3 Efeito Riqueza

Um canal alternativo para transmissão da política monetária através de flutuações nos preços das ações, ocorre, como aponta Mishkin (2016), via efeitos da riqueza sobre o consumo. Aqui prevalece a ideia de que os balanços patrimoniais dos consumidores podem afetar as suas decisões de gastos ao longo da vida. Essa suposição está baseada na teoria do ciclo de vida proposta por Modigliani (1971). A premissa chave é que os consumidores possuem um padrão de consumo distribuído de maneira homogênea ao longo do tempo. Isso significa que os consumidores irão basear seus gastos de consumo não apenas na renda atual, e sim nos seus recursos vitalícios, composto de capital humano, capital real e riqueza financeira (Mishkin, 1996, 2016). Logo, as alterações no consumo estão diretamente ligadas a mudança na riqueza.

A riqueza financeira dos consumidores é composta em sua maioria por ações ordinárias. Dessa forma, considere uma política monetária expansionista que irá aumentar o excesso de moeda na economia, reduzindo as taxas de juros reais e promovendo um aumento no preço das ações. Quando o valor das ações está mais alto, a riqueza financeira das famílias aumenta, elevando, conseqüentemente, os recursos vitalícios dos consumidores. Logo, o consumo se eleva, assim como a demanda agregada.

A descoberta de Modigliani relacionando a riqueza financeira e o preço dos ativos é, portanto, um poderoso instrumento que eleva a importância da política monetária (Minskin, 2016).

É interessante ressaltar, conforme aponta Minskin (2016) e Cecchetti e Schoenholtz (2015), que a política monetária via canal de riqueza e q de Tobin impacta os mercados imobiliários – habitação é considerada patrimônio – na mesma maneira que influencia o mercado de ações. Quando o banco central reduz suas taxas de juros, as taxas de hipoteca tendem a se reduzir também. As baixas taxas de hipoteca elevam a demanda

por novas moradias residenciais e, como consequência, o preço dos imóveis se tornam mais altos. Nesse sentido o q de Tobin para habitação também se elevará, o que serve de estímulo a novos investimentos em ativos do setor imobiliário. A valorização nos preços das habitações irá impactar positivamente a riqueza das famílias detentoras desses ativos e se as famílias se sentem mais ricas, elas tendem a aumentar seus gastos de consumo. Conclui-se, portanto, que aumento no preço das habitações por meio do q de Tobin e do efeito riqueza levará a aumentos na demanda agregada.

3.3 CANAL DO CRÉDITO

Os efeitos da política monetária sobre a atividade econômica real, por meio da taxa de juros, câmbio e pelo efeito dos outros ativos, é aceitável no debate empírico. No entanto, como elucida Bernanke e Gertler (1995), alguns pesquisadores recentes apontam que o problema de informação imperfeita e os outros atritos presentes nos mercados financeiros podem ajudar a explicar a força da política monetária. Esse novo mecanismo de transmissão monetária foi chamado de visão do crédito e, ainda de acordo com os autores, funciona como um amplificador e propagador dos efeitos convencionais das taxas de juros.

Esse canal deriva das intervenções do banco central nos mercados ou da existência de imperfeições - informações assimétricas ou mercados segmentados - nos mercados privados, que impede o funcionamento eficaz dos mercados financeiros (Boivin; Kiley; Mishkin, 2010). Diferente do canal tradicional, o canal do crédito vai estabelecer que os mercados financeiros não funcionam de modo perfeito. Dessa forma, a assimetria de informação irá impactar principalmente as empresas de pequeno porte, que não possuem acesso ao mercado de capitais para financiar seus investimentos, via emissão de ações ou debêntures, o que pode significar impedimento no financiamento dos seus projetos de expansão.

Neste sentido, a política monetária produz efeitos diretos sobre as taxas de juros que são ampliados por alterações endógenas no *external finance premium*¹³ (prêmio de

¹³ O *external finance premium* é definido como a diferença entre o custo enfrentado pelas empresas (taxa de juros) para obter fundos de investimentos externos e o custo de oportunidade (taxa de remuneração) esperado dos fundos internos.

financiamento externo) e é a grandeza do prêmio de financiamento externo que irá refletir as imperfeições do mercado de crédito, que separa o retorno esperado dos emprestadores e os custos enfrentados pelos tomadores de empréstimos. Assim, alterações nas taxas de juros do mercado irão afetar o *external finance premium* na mesma direção (Bernanke ; Gertler, 1995).

Os autores acrescentam ainda que, por causa do efeito adicional da política monetária sobre o *external finance premium*, o impacto da política monetária sobre o custo de empréstimo definido em termos gerais e, por conseguinte, sobre as despesas reais e a atividade real, é ampliada.

Dois canais de transmissão da política monetária, mais discutidos pela literatura econômica, decorrem dos atritos financeiros do mercado de crédito: o canal dos empréstimos bancários (*bank lending channel*) e o canal do balanço patrimonial (*balance sheet channel*). O primeiro destaca o papel que os bancos desempenham para superar os problemas de informação e os demais atritos no mercado financeiro. O segundo trata da relação entre o patrimônio líquido das empresas e os problemas com seleção adversa e risco moral. Bernanke e Gertler (1995) afirmam que o canal do balanço parece mais bem estabelecido na literatura, ao passo que o canal dos empréstimos bancários é mais controverso. Existem, ainda, quatro canais adicionais de transmissão da visão do crédito, são eles: canal do fluxo de caixa, canal do nível de preço não antecipado, canal dos efeitos da liquidez sobre as unidades familiares e o canal de exposição ao risco.

3.3.1 Canal dos Empréstimos Bancários

A visão primordial do canal dos empréstimos bancários destaca o importante papel que os bancos desempenham nos sistemas financeiros, pois são especialmente especializados em resolver os problemas de informação assimétrica presente no mercado de crédito (Bernanke; Gertler, 1995; Mishkin, 1996, 2016).

Como aponta Boivin, Kiley e Mishkin (2010), o papel especial dos bancos no processo de transmissão monetária ocorre porque os empréstimos bancários são substitutos imperfeitos de outras fontes de financiamento no mercado de crédito. Como resultado, diversos tomadores de empréstimos são altamente dependentes dos bancos, pois não

possuem acesso direto ao mercado de capitais. Logo, os bancos possuem a capacidade de restringir o acesso ao crédito para alguns mutuários, em especial para as empresas de pequeno porte que necessitam desses empréstimos para expandir seus negócios e para os consumidores. As empresas de grande porte não possuem esse problema, pois podem acessar o mercado de crédito diretamente no mercado de capitais (ações e títulos).

Considerando que não existem substitutos perfeitos para os empréstimos bancários, este canal irá funcionar como a seguir: uma política monetária expansionista que promova a queda das taxas de juros reais leva a um aumento das reservas bancárias, disponibilizando mais recursos para os bancos direcionarem para a concessão de crédito. Dada a dependência dos empréstimos bancários que muitos mutuários enfrentam para financiar seus projetos, essa ação do banco central irá aumentar os gastos com investimento e consumo, conseqüentemente, impactando positivamente na demanda agregada.

Fuinha (2002) chama atenção para a resposta dos bancos a determinados movimentos da política monetária. No caso de uma política monetária contracionista, que terá impactos opostos ao apresentados acima, o autor considera que os bancos passam a adotar políticas de concessão de crédito mais restritivas para os tomadores de crédito que apresentam grau elevado de risco para os bancos e procuram escolher os tomadores de empréstimos que apresentam melhor reputação ou que sejam capazes de oferecer garantias. Essa fuga para a qualidade por parte dos bancos, conclui o autor, pode gerar um mecanismo acelerador tal como proposto por Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996)¹⁴.

Bernanke e Gertler (1995) e Mishkin, (2016) chamam atenção para a redução da importância do canal de empréstimos bancários ao longo do tempo, em virtude da desregulamentação financeira e das inovações financeiras que diminuem a relevância dos empréstimos bancários tradicionais.

¹⁴ O conceito “acelerador financeiro” foi introduzido por Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996). Segundo os autores, o acelerador financeiro é o resultado das mudanças nas condições do mercado de crédito, que impactam, principalmente, os mutuários que enfrentam os custos de agência. Para uma leitura aprofundada do tema, consultar o artigo proposto pelos dos autores.

3.3.2 Canal do Balanço Patrimonial

O canal do balanço patrimonial, assim como o canal dos empréstimos bancários, surge da presença dos problemas de informação assimétrica presentes no mercado de crédito, diferenciando-se pela ênfase dada ao patrimônio líquido dos agentes econômicos. Uma redução do patrimônio líquido dos mutuários tende a agravar os problemas de seleção adversa e risco moral enfrentados por estes no mercado de crédito (Boivin; Kiley; Mishkin, 2010; Mishkin, 2016). Uma posição financeira mais frágil dos mutuários se traduz em menores garantias para empréstimos, reduzindo os empréstimos para financiamento de projetos de investimento.

Na mesma direção, uma redução do patrimônio líquido se traduz em menor riqueza dos proprietários de empresas, levando-os a se envolverem em projetos de investimento mais arriscados. Esta posição arriscada que foi assumida por estes agentes econômicos tende a aumentar o problema de risco moral, uma vez que os financiadores podem não receber o valor acordado durante a transação. Logo, os credores estarão mais relutantes em realizar novos empréstimos ou exigindo garantias cada vez maiores de seus mutuários, podendo levar a um declínio dos gastos com investimento e, por conseguinte, da demanda agregada.

Bernanke e Gertler (1995) afirmam que as alterações da política monetária afetam não apenas as taxas de juros do mercado de crédito, mas também as posições dos mutuários, isto é, os balanços patrimoniais das empresas. Considere uma política monetária expansionista que reduz as taxas de juros e leve a um aumento dos preços dos ativos, promovendo, desta forma, a elevação do patrimônio líquidos das empresas. Voltando as linhas anteriores, essa ação da autoridade monetária levará a uma melhora dos problemas de seleção adversa e risco moral, aumentando, por consequência, a disposição de emprestar dos credores, impactando positivamente os gastos com investimento, assim como o produto agregado da economia.

3.3.3 Canal do Fluxo de Caixa

O canal do fluxo de caixa opera por meio da influência da política monetária sobre as taxas de juros e o impacto desta última sobre o patrimônio líquido das empresas e famílias. Neste caso, considere uma política monetária expansionista que reduz as taxas

de juros nominais. A redução das taxas de juros irá estimular as vendas das empresas aumentando, conseqüentemente, suas receitas, e como resultado há uma elevação do fluxo de caixa disponível para gastos com bens e serviços.

Este canal também é importante para os agentes que possuem alguma restrição de liquidez. Isto porque, uma redução das taxas de juros provocará uma diminuição nas taxas dos empréstimos, reduzindo, desta forma, os pagamentos de juros da dívida enfrentado por famílias e empresas. Por conseguinte, a queda nas despesas financeiras, elevará a renda disponível destes agentes econômicos, aumentando o seu patrimônio líquido, assim como o fluxo de caixa disponível. O aumento do fluxo de caixa aumenta a liquidez das empresas (ou famílias) melhorando, assim, a credibilidade destas em honrar seus compromissos perante os credores, pois podem satisfazer as taxas financeiras ou requisitos de garantia, aumentando, desta forma, a disposição a emprestar na economia. Vale ressaltar que a redução da dependência a fundos externos, diminui, ainda, os problemas com seleção adversa e risco moral no mercado de crédito, o que leva a um impacto positivo sobre a atividade real.

Mishkin (2016) chama atenção para o fato de que são as taxas de juros nominais que afetam os fluxos de caixas das empresas, diferente do canal tradicional da taxa de juros, onde é a taxa de juros real que influencia os investimentos, como exposto anteriormente. E, destaca ainda, a relevância das taxas de juros de curto prazo no presente mecanismo de transmissão, pois é o pagamento dos juros sobre as dívidas de prazos mais curtos que possuem o maior impacto no fluxo de caixa das empresas e famílias.

3.3.4 Canal do Nível de Preço Não Antecipado

O canal do nível de preços não antecipados opera por meio dos efeitos da política monetária sobre as variações imprevistas no nível geral de preços. De acordo com Mishkin (2016), a visão de que movimentos imprevistos desempenham um efeito relevante sobre a demanda agregada tem sido amplamente discutida pela literatura econômica, pois estes movimentos representam a característica chave na visão da deflação da dívida americana da Grande Depressão.

Como o pagamento de juros são contratualmente fixados em termos nominais, um aumento não antecipado no nível de preços reduz o valor do passivo das empresas em termos reais, pois, há uma redução dos encargos com a dívida, mas esse movimento não deve provocar a diminuição do valor dos ativos das empresas.

Neste sentido, uma política monetária expansionista não esperada, que eleva a inflação e, como consequência, provoca um aumento não antecipado no nível de preços, promove o aumento do patrimônio líquido real, reduzindo, assim, os problemas de seleção adversa e de risco moral, o que conduz a um aumento nos gastos com investimento (via aumento da oferta de empréstimos) e no produto agregado.

3.3.5 Canal dos Efeitos da Liquidez Sobre as Unidades Familiares

Apesar da literatura dar uma maior atenção aos impactos causados pelos atritos no mercado de crédito sobre as empresas, Bernanke e Gertler (1995) e Mishkin (2016) destacam a relevância desses atritos sobre os gastos das famílias, em especial com o consumo de bens duráveis, como moradia e automóveis. Um aumento no valor das residências pode diminuir o prêmio de financiamento externo ou relaxar as restrições sobre o montante de crédito disponível para as famílias (Boivin; Kiley; Mishkin, 2010).

Este canal do crédito opera através dos efeitos na liquidez sobre o gasto com o consumo de bens duráveis e compra de imóveis. Vale ressaltar, de acordo com Mishkin (1995, 2016), que esse canal foca na disposição dos consumidores de gastar e não no desejo dos credores de fornecer empréstimos.

Sendo assim, se os preços das ações se elevam, em função de uma política monetária expansionista, o valor dos ativos financeiros das famílias também irá aumentar. A posição financeira confortável reduz a probabilidade de dificuldades financeiras futuras (ativos financeiros, como ações e títulos, são maiores que as dívidas), permitindo que as famílias elevem suas despesas com bens duráveis ou habitação aumentando, conseqüentemente, o produto agregado.

3.3.6 Canal de Exposição ao Risco

A questão das baixas taxas de juros como fator indutor dos desequilíbrios financeiros devido à redução da aversão ao risco dos agentes e instituições financeiras tem sido amplamente discutido pela literatura, desde a crise financeira de 2008. Um mecanismo adicional na transmissão da política monetária, o canal de exposição ao risco, analisa como as mudanças nas taxas de juros associadas às intervenções de política monetária afetam a percepção e a tolerância ao risco e, portanto, o grau de risco das carteiras de empréstimos bancários e preços dos ativos (Borio; Zhu, 2008).

Existem pelo menos três maneiras pelas quais o canal da exposição ao risco pode operar (Borio; Zhu, 2008; Gambacorta, 2009). A primeira é através do impacto das taxas de juros sobre as avaliações, rendimentos e fluxos de caixa. Taxas de juros mais baixas, eleva os valores dos ativos bancários e das garantias, assim como suas receitas e lucros, o que pode, por sua vez, alterar as estimativas bancárias de probabilidade de inadimplência, perda por inadimplência e volatilidade. Dado que a suposição comum indica que a tolerância ao risco aumenta com a riqueza, os agentes financeiros tornam-se mais tolerantes ao risco, e esse comportamento pode encorajar a tomada de risco pelos mesmos, em busca de maiores rendimentos.

O segundo, é através do chamado efeito “busca por rendimento”. Reduções nas taxas de juros podem incentivar que os fundos de pensão ou seguradoras assumam mais riscos por razões contratuais (passivos nominais a taxa de juros fixa de longo prazo predefinidas), comportamentais (ilusão monetária ou uma maior dificuldade em ajustar as expectativas após períodos de *booms* econômicos) ou institucionais (instituições financeiras se comprometem e firmam regularmente contratos a longo termo comprometendo-se a buscar taxas nominais de retorno relativamente elevadas).

E terceiro, a tomada de risco pelos agentes financeiros, pode ser influenciada pela política de comunicação e a função de reação do banco central. O alto grau de transparência e o comprometimento do banco central com relação as suas decisões políticas futuras pode reduzir as incertezas de mercado acerca do futuro, o que pode levar os bancos a tomar posições mais arriscadas. E a percepção dos agentes econômicos de que o banco central intervirá na economia em caso de resultados econômicos desfavoráveis, pode induzir ao “efeito seguro”, ou seja, as mudanças nas

taxas de juros possuem efeito assimétrico no comportamento dos agentes, com reduções incentivado a tomada de risco mais que aumento equivalentes nos juros reduzirem a exposição ao risco.

3.4 CANAL DO DÉPOSITO BANCÁRIO

O canal do depósito bancário é um recente mecanismo de transmissão monetária proposto por Drechsler, Savov e Schnabl (2017). De acordo com as premissas desse novo canal, a política monetária impacta os depósitos bancários, principal fonte de recurso para financiamento dos bancos e, conseqüentemente, a oferta de empréstimos dessas instituições na economia. Além disso, a política monetária também afetaria a oferta de ativos seguros e líquidos, como os títulos do tesouro, e o prêmio por liquidez nos mercados financeiros.

De acordo com os autores, o canal do depósito está relacionado com os canais dos empréstimos bancários e do balanço patrimonial da política monetária. No entanto, eles diferem, no primeiro caso, porque o canal do depósito não depende das reservas requeridas pelos bancos, assim como o canal dos empréstimos bancários, e por levar em consideração o poder de mercado das instituições bancárias sobre os depósitos. E, no segundo caso, enquanto o canal do balanço patrimonial supõe que um aumento nas taxas de juros reduziria os ativos e o patrimônio líquido dos bancos, o canal do depósito prevê que um aumento das taxas de juros faz com que os bancos aumentem sua captação de financiamento no atacado para compensar parcialmente os fluxos de caixa.

Sob o canal do depósito de Drechsler, Savov e Schnabl (2017), uma elevação das taxas de juros do banco central permite que os bancos usem seu poder de mercado sobre os depósitos bancários para aumentar seus lucros, ao cobrarem spreads de juros sobre os depósitos mais elevados, especialmente em mercados concentrados, onde a concorrência enfrentada é principalmente os outros bancos e há pouca probabilidade de os depositantes trocarem de instituição. Isso induz as famílias a reduzirem seus depósitos bancários e optarem pelo mercado de títulos.¹⁵

¹⁵ No modelo apresentado pelos autores, as famílias têm preferência pela liquidez e possuem três alternativas para investir sua riqueza inicial: Dinheiro com pagamento de juros zero, mas altamente líquido; depósitos que são parcialmente líquidos e pagam a taxa de depósito, sendo essa definida pelos bancos que tem poder de mercado; e títulos que não possuem liquidez e pagam a taxa básica de juros

Como os depósitos são uma das fontes de financiamento dos bancos, a contração dos depósitos leva os bancos a reduzirem suas carteiras de empréstimos na economia. Repullo (2020), contesta essa visão ao afirmar que aumentos nas taxas básicas de juros possui um efeito ambíguo, em formato de “U”, ou seja, primeiro diminuído e depois aumentando, sobre o beta do spread de depósitos bancários. Isto é, inicialmente existe o efeito substituição negativo em virtude do aumento do spread pelo banco, porém em algum momento, ocorrerá o efeito renda positivo como resultado do maior retorno à riqueza inicial da família.

Quando as taxas de juros são baixas, por sua vez, a concorrência enfrentada pelos bancos está relacionada ao fornecimento de liquidez às famílias, obrigando essas instituições a cobrarem spreads mais baixos sobre os depósitos.

3.5 CANAL DAS EXPECTATIVAS

O último canal de transmissão da política monetária é o canal das expectativas. Esse canal ganhou relevância, a partir dos anos 90, principalmente, nos países que adotaram o regime de metas de inflação. Neste contexto, a política monetária só será efetiva se a autoridade monetária for capaz de influenciar as expectativas dos agentes econômicos. No entanto, a formação das expectativas dos agentes econômicos está diretamente ligada à credibilidade da política monetária e à transparência do banco central, pois se o banco central respeita os compromissos estabelecidos perante o mercado financeiro e comunica periodicamente suas tomadas de decisão, os agentes econômicos são capazes de antecipar futuras ações da política monetária, alcançado, assim, os efeitos desejados na economia pela autoridade monetária.

Vamos considerar uma expansão monetária. Ao reduzir suas taxas de juros de curto prazo, com o objetivo de vencer um período recessivo, a economia passa a enfrentar um processo de aquecimento no curto prazo. No entanto, essa medida adotada pelo banco

definida pelo banco central. Sendo assim, a taxa básica de juros será igual ao custo de manter dinheiro e o spread do depósito (diferença entre taxa de juros e a taxa de depósito) será igual ao custo de manter depósitos. Deste modo, um aumento da taxa de juros do banco central tornará mais caro para as famílias manter dinheiro o que leva os bancos a aumentarem os spreads dos depósitos, os autores chamam essa relação de beta do spread de depósitos. Como resultado há um efeito substituição negativo, já que os depósitos saem do sistema bancário para o mercado de título.

central pode despertar a desconfiança dos agentes econômicos em relação ao desempenho futuro da economia, já que as taxas de inflação esperadas podem se elevar, provocando um aumento nas taxas de juros esperadas de prazos mais longos. Espera-se, portanto, uma reversão dos efeitos positivos de queda das taxas de juros com o aumento das taxas de juros de longo prazo. Na medida em que a economia inicia seu processo de desaquecimento, o aumento das taxas de longo prazo desestimula os gastos com consumo e investimento e, conseqüentemente, a demanda agregada.

Vale ressaltar a importância da credibilidade da política monetária, pois caso o banco central não possua uma reputação sólida, os efeitos esperados das alterações nas taxas de juros podem ter efeitos opostos aos esperados.

Embora o canal das expectativas não seja frequentemente abordado pela literatura que estuda os diversos canais de transmissão de política monetária, o banco central considera esse canal essencial no caso brasileiro (BCB, 1999; Mendonça, 2001). Fuinha (2002, p. 48) destaca a relevância da credibilidade do banco central e afirma, sob essa premissa, que o canal das expectativas pode ser “muito potente porque o rendimento das obrigações ajusta-se quase instantaneamente às novas informações.”

4 METODOLOGIA E DADOS

Esta seção descreve a série de dados de alta frequência utilizada, seguida da metodologia desenvolvida por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) e replicada por Campbell *et al.* (2012), para construir as surpresas de política monetária em torno dos comunicados do Banco Central do Brasil e seus efeitos sobre os preços dos ativos e a atividade econômica.

4.1 ANÁLISE DE ESTUDO DE EVENTOS DE ALTA FREQUÊNCIA

A análise de estudos de eventos de alta frequência considera como o mercado financeiro reage aos anúncios de política monetária. Como mostram Gurkaynak e Wright (2013), para ser bem-sucedida, uma análise de estudo de eventos requer, primeiro, que a parte investigativa seja capaz de medir o comunicado que altera o conjunto de informações disponíveis aos participantes do mercado. Em segundo lugar, essa análise deve permitir mensurar o efeito que esse comunicado causou nos preços dos ativos. Logo, quando o objeto de estudo é o comportamento do mercado financeiro, é natural utilizar um estudo de eventos de alta frequência como instrumento de análise, pois esta metodologia permite uma identificação bastante simples.

De fato, conforme apresentado no capítulo 2, o estudo de eventos tem sido usado para facilitar a identificação das relações de causalidade entre a comunicação da autoridade monetária e seus efeitos sobre o mercado financeiro, evidenciado o poder exercido pelo banco central para moldar as expectativas dos agentes econômicos e influenciar a direção dos preços dos ativos, uma vez que, os investidores estão continuamente analisando e reavaliando suas posições em relação a trajetória futura da economia.

Levando em consideração a hipótese de expectativas racionais nos mercados financeiros, os preços dos ativos devem incorporar rapidamente o conteúdo informacional disponibilizado logo após a divulgação dos anúncios de política monetária. Portanto, a melhor forma de medir as alterações nos preços dos ativos é utilizar dados de alta frequência em janelas estreitas de tempo em torno do anúncio, de modo que nenhuma outra notícia de cunho macroprudencial tenha influenciado os preços dos ativos financeiros.

É importante ressaltar, no entanto, que existe um problema de endogeneidade ao tentar realizar estimações usando dados mensais ou trimestrais de taxas de juros. De maneira particular, quando o comportamento do mercado financeiro é o objeto de estudo, como citado acima, a estimação via VAR trimestral para avaliar a relação entre política monetária e inflação ou PIB, pode ser o suficiente. Porém, ao adicionar novas variáveis financeiras ao modelo, tal como o preço das ações, não é possível uma ordenação das variáveis que possa, de modo razoável, identificar os efeitos da política monetária nos preços dos ativos (Gurkaynak; Wright, 2013). Em outras palavras, as surpresas de política monetária dos estudos de eventos de alta frequência são inovações no grupo de informação dos participantes do mercado financeiro, ao passo que os choques VAR de baixa frequência são inovações condicionadas pelo estado atual da economia (Gürkaynak; Kara; Kisacikoğlu; Lee, 2021).

Isso porque, dado que a política monetária e o preço dos ativos são prospectivos e reagem entre si dentro do mês ou trimestre, tanto as alterações na política monetária quanto as mudanças nos preços dos ativos podem estar respondendo a divulgação de importantes notícias macroeconômicas nesse período, violando assim, a suposição de ortogonalidade do modelo (Gurkaynak; Sack; Swanson, 2005; Gurkaynak; Wright, 2013).

Em oposição, assumir que a política monetária não reage às demais notícias que afetam o mercado financeiro no dia do anúncio da autoridade monetária permite estabelecer uma interpretação casual a qualquer correlação que possa ser constatada nas estimações entre as ações de política monetária e o comportamento dos preços dos ativos nos dias que estas declarações foram realizadas. Este é o principal fundamento da metodologia de estudos de eventos (Gurkaynak; Wright, 2013).

4.2 AS RESPOSTAS DOS PREÇOS DOS ATIVOS ÀS SUPRESSAS DE POLÍTICAS MONETÁRIA

Para avaliar como o preço dos ativos no mercado financeiro e a atividade econômica respondem às surpresas de política monetária, empregamos o método desenvolvido por Gurkaynak, Sack e Swanson (2005). Desta forma, assim como Campbell *et al.* (2012) com dados para os EUA e Ramos e Portugal (2016) com dados para o Brasil, seguimos os autores ao estimar a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde Δy_t representa as alterações nos rendimentos dos títulos do tesouro ou no índice de ações do mercado financeiro durante o intervalo definido que abrange o anúncio de política monetária; Δx_t indica o componente surpresa das alterações na meta de taxa de juros do Banco Central, a Selic, no mesmo intervalo de tempo – caso a taxa Selic no mercado futuro responda de modo significativo após o anúncio de política monetária, este anúncio pode ser considerado surpresa;

Como o uso de dados diários ou trimestrais podem gerar problemas de endogeneidade, tais como o viés da simultaneidade e das variáveis omitidas, uma alternativa proposta pelos autores é usar dados em alta frequência para reduzir o período de tempo em torno das declarações de política monetária. Kuttner (2001), por exemplo, usa dados de frequência diária para separar as mudanças nas taxas dos fundos federais que foram antecipadas das que não foram antecipadas pelo mercado financeiro. No entanto, Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) mostram que o problema de simultaneidade pode persistir na estimação da equação (1) mesmo com o uso de dados diários, pois as regressões podem capturar a resposta endógena do preço dos ativos e da política monetária às informações e outros desdobramentos do mercado financeiro que ocorrem ao longo do dia.

Neste sentido, os autores estimam a regressão (1) usando dados intradiários em janelas estreitas de tempo (30 minutos e 1 hora) em torno do anúncio de política monetária para medir os efeitos da política monetária sobre os preços dos ativos nos Estados Unidos. Ainda segundo os autores, com intervalos suficientemente curtos, é possível ter certeza de que a meta decidida pela autoridade monetária não foi influenciada pela movimentação dos preços dos ativos ou demais desdobramentos que possam ocorrer durante este intervalo.

Para o Brasil, a indisponibilidade de dados intradiários impossibilita a estimação em janelas estreitas de tempo. Entretanto, Gurkaynak, Sack e Swanson (2005), além das janelas mencionadas, estimam a regressão (1) usando dados diários e encontram respostas estatisticamente significativas, embora o nível de explicação seja inferior quando comparado às janelas de 30 minutos e uma hora. Campbell *et al.* (2012), seguido por Ramos e Portugal (2016) também usam dados diários em seus trabalhos e os resultados encontrados também foram relevantes. As divulgações do COPOM

ocorrem após o fechamento do mercado, às 18:00. Portanto, ao utilizar os dados da abertura do mercado no dia seguinte, a análise não é tão comprometida.

4.2.1 Descrição dos Dados

Para examinar como a política monetária influencia os mercados financeiros e, conseqüentemente, a produção agregada, aplicando o método exposto na sessão anterior, usamos um conjunto de dados diários dos contratos de Swap DI x Taxa de Juros Pré-Fixada, mais conhecidos no mercado financeiro como Swap Pré x DI, que geralmente são utilizados pela literatura nacional, como em Ramos e Portugal (2016) e Costa Filho e Rocha (2010). Usa-se, ainda, um indicador dos preços das ações (Ibovespa) negociada na Bolsa de Valores de São Paulo (B3) e a variação diária da taxa de câmbio (R\$/US\$)

O Swap Pré x DI é um instrumento de derivativo com ajuste diário negociado no mercado de renda fixa brasileiro. Esses contratos são utilizados pelos investidores no gerenciamento de riscos, uma vez que permite a troca de fluxos financeiros baseados em taxas de juros distintas. A taxa DI representa a média diária das taxas de juros praticadas pelos bancos quando tomam empréstimos de curtíssimo prazo entre si¹⁶. Já, as taxas de juros pré-fixadas são acordadas pelos investidores antes da aplicação financeira e os ganhos independem das condições do mercado futuro. Sendo assim, o Swap Pré x DI se assemelha aos títulos públicos, como as Notas do Tesouro Nacional série F (NTN-F) e as Letras do Tesouro Nacional (LTNs), pois possuem *Coupon Zero*¹⁷, com liquidação somente no vencimento.

¹⁶ O Banco Central do Brasil é responsável por manter a liquidez diária do mercado interbancário. Esse controle é realizado por meio da chamada Conta de Reservas bancárias, onde as instituições financeiras mantêm contas-correntes junto ao Bacen e realizam operações entre si e com autoridade monetária. Neste sentido, o Banco Central veda que as instituições bancárias encerrem suas operações diárias com saldos negativos em suas contas. Para cumprir as exigências impostas pelo Banco Central, estas instituições realizam operações financeiras entre si com o prazo de um dia, lastreadas em títulos públicos. Essas operações são realizadas por meio da emissão do Certificado de Depósito Interbancário (CDI), onde as instituições credoras definem as taxas de juros a serem cobradas na operação. A média dessas taxas de juros é a chamada taxa do CDI ou Taxa DI que usam a taxa Selic como referência e é calculada pelo próprio banco central, incidindo sobre a rentabilidade dos títulos públicos. Logo, a Taxa DI sempre vai seguir a tendência da Selic, tornando-se um instrumento adequado para os propósitos do presente estudo.

¹⁷ O *Coupon Zero* é um título de renda Fixa que não paga juros periódicos, isto é, o investidor só receberá o valor integral do investimento no vencimento do mesmo.

As transações dos Swaps Pré x DI são realizadas em mercado de balcão, feitas por instituições credenciadas, como bancos e corretoras de valores, e fiscalizadas por instituições credenciadas pela CVM, como a B3. Os riscos são semelhantes aos dos títulos públicos por causa das garantias alocadas nas transações e por causa dos ajustes diários.

O período analisado levou em consideração os comunicados de política monetária entre janeiro de 2004 e dezembro de 2020, em virtude da disponibilidade da série histórica. Foi um total de 144 reuniões, das quais ocorreram 56 reduções, 37 aumentos e 51 manutenções da meta da taxa de juros Selic. Além disso, não houve a adoção de viés, que é um instrumento que permite ao COPOM alterar a Meta Selic antes da próxima reunião agendada, durante o período analisado.

O COPOM passou a se reunir oito vezes no ano, a partir de 2006. Tal decisão ocorreu diante da “crescente normalização e estabilidade do ambiente econômico do país”, que reduziu “a necessidade de decisões referentes à fixação da taxa de juros básica em maior frequência.” (BACEN, 2005). Desde a criação do COPOM, em junho 1996, até 2005, o comitê se reunia mensalmente para decidir a taxa básica de juros. A mudança aproximou o modelo brasileiro aos sistemas adotados por autoridades monetárias internacionais, como o FOMC, BOJ e BCE. A tabela 7 do Apêndice A traz um detalhamento de todas as datas, frequência e respectivas decisões de cada encontro do COPOM.

Serão utilizados dados diários dos contratos de Swap Pré x DI em cinco vencimentos com prazos curtos: 30, 90, 180, 360, 540 dias; e quatro maturidades mais longas: 2, 3, 4, 5 e 7 anos. Levando em consideração que os comunicados do COPOM são divulgados após o fechamento do mercado financeiro brasileiro, que ocorre às 18:00 no horário de Brasília, verificamos a volatilidade dos preços dos ativos no dia posterior ou próximo dia útil ao anúncio da autoridade monetária ($t+1$, sendo t o dia da reunião do Copom), pois é possível supor que, se um mercado é eficiente, o impacto da decisão só deve ser sentido no dia seguinte após a reunião. Os dados utilizados foram obtidos da junto a plataforma *Bloomberg* e B3.

Como mencionado no parágrafo anterior, o intuito desse trabalho está pautado em avaliar a reação do mercado financeiro às surpresas de política monetária no dia posterior a comunicação do Copom. Em outras palavras, o intuito é avaliar o

comportamento do mercado quando a taxa Selic divulgada pela autoridade monetária é distinta das estimativas projetadas pelos especialistas financeiros, como a redução da Selic em 50 pontos-base para 12% ano em agosto de 2011, onde havia um consenso de mercado pela manutenção da taxa em 12,5%. Esta decisão do Copom é caracterizada como uma surpresa monetária.

Portanto, uma surpresa monetária pode ser definida como a ação inesperada da autoridade monetária ao realizar uma alteração na meta da taxa de juros. Dependendo da intensidade e da direção adotada pela autoridade monetária, os agentes financeiros podem alterar a composição de suas carteiras financeiras. Daí a importância de se desenvolver condutas de política monetária credíveis e com objetivos bem definidos, de modo que sua interpretação seja coerente por parte do mercado, o que manterá a volatilidade das taxas de juros de longo prazo dentro de nível aceitável. Alta volatilidade nas taxas de juros mais longas pode inibir o crescimento e investimento, além de aumentar os níveis de risco da economia (Ramos e Oliveira, 2011).

O uso do *Forward Guidance* tem sido frequente pelos bancos centrais ao redor do mundo na tentativa de tornar mais transparente suas decisões de política monetária. O quadro 1, traz três datas ilustrativas onde a ferramenta de *Forward Guidance* foi usada pela autoridade monetária brasileira em momentos de crise financeira internacional e desaceleração da economia brasileira, como a crise financeira de 2008 e a crise provocada pela pandemia da COVID – 19. Nas três ocasiões citadas, o mercado interpretou corretamente as intenções da autoridade monetária para as reuniões futuras.

Sendo assim, decompor a parcela não-antecipada pelo mercado financeiro das ações da autoridade monetária é um ponto chave para o desenvolvimento desse trabalho. Nossa variável de expectativa do mercado para as reuniões do Copom é extraída do Boletim Focus, que traz projeções consolidadas das expectativas de mercado para variáveis econômicas relevantes, tais como Meta Selic e Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPCA), com divulgação semanal. Foi usada a mediana das expectativas de mercado para a Meta Selic do último Boletim Focus, divulgado antes da reunião do Copom. Além do Boletim Focus, também foram coletadas informações disponíveis em jornais conceituados, como a Folha de São Paulo e o Infomoney, para algumas reuniões em que não foi possível encontrar o valor da mediana. As datas e respectivas expectativas de mercado estão disponíveis na Tabela 8 do Apêndice B.

Quadro 1 - Forward Guidance no Brasil

DATA	HORÁRIO	COMUNICADO À IMPRENSA	SINALIZAÇÃO
05/08/2020	18:19	"O Copom entende que a conjuntura econômica continua a prescrever estímulo monetário extraordinariamente elevado, mas reconhece que, devido a questões prudenciais e de estabilidade financeira, o espaço remanescente para utilização da política monetária, se houver, deve ser pequeno."	Indícios de manutenção de uma política monetária mais restritiva
18/09/2019	18:07	"Na avaliação do Copom, a evolução do cenário básico e do balanço de riscos prescreve ajuste no grau de estímulo monetário, com redução da taxa Selic em 0,50 ponto percentual. O Comitê avalia que a consolidação do cenário benigno para a inflação prospectiva deverá permitir ajuste adicional no grau de estímulo."	Indícios de redução da taxa Selic para estimular a atividade econômica
19/01/2011	00:00	"(..) Dando início a um processo de ajuste da taxa básica de juros, cujos efeitos, somados aos de ações macro prudenciais, contribuirão para que a inflação convirja para a trajetória de metas."	Indícios de elevação da taxa Selic para conter o processo inflacionário

Fonte: Elaboração própria (2024) com dados coletados do Banco Central do Brasil (2024)

A opção pelo uso da mediana do Boletim Focus se deu pela frequência empregada dessa medida univariada pelo próprio Bacen em seus relatórios, como o Relatório de Inflação. Além disso, Carvalho e Minella (2012) e Carvalho (2012) mostram que a mediana indica um bom poder preditivo não apresentando viés sistemático, apesar de não ser aprovada em todos dos testes de eficiência e apresentar evidências de viés ligeiramente menores quando comparada a outras medidas univariadas.

Os choques de políticas monetárias (Δx_t) são, então, obtidos, por meio da diferença entre a Meta Selic decidida na reunião do COPOM (\tilde{x}_t), divulgada na quarta-feira e a expectativa de mercado retirada do relatório Focus antes da reunião (x_t^e). Assim, a variável surpresa pode ser definida como:

$$\Delta x_t = \tilde{x}_t - x_t^e$$

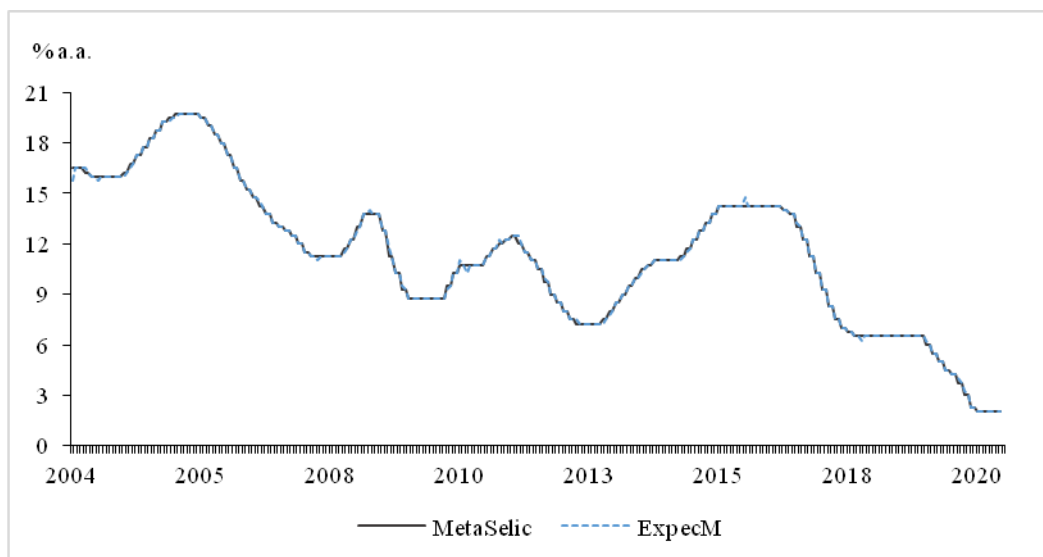
(2)

Vale ressaltar que, embora o COPOM divulgue uma Ata da reunião mais detalhada explicando sua decisão, podendo ter indícios de *Forward Guidance* e que, geralmente, é aguardada pelos participantes do mercado, ela está fora do período de influência utilizado no estudo – a Ata da reunião é divulgada uma semana após o anúncio da nova

meta – aumentando a probabilidade de estarmos capturando corretamente o componente surpresa da política monetária sobre os ativos financeiros, uma vez que está sendo analisado o mercado financeiro do dia $t + 1$ e, portanto, não há influência das informações contidas na smula.

O Grfico 1 mostra uma relao muito prxima entre a Meta da taxa Selic divulgada pelo COPOM e a Expectativa de mercado contida no boletim Focus.  possvel observar que o mercado financeiro tem antecipado corretamente as decises da autoridade monetria, sendo surpreendidos apenas 32 vezes no perodo analisado. Essa maior previsibilidade pode ser explicada pela melhora na comunicao e na transparncia do banco central, adotadas com o regime de metas de inflao em 1999.

Grfico 1- Comparao entre a Meta da taxa Selic e a Expectativa de mercado Focus



Fonte: Elaborao prpria (2024) com dados coletados do Banco Central do Brasil (2024)

4.2.2 Anlise de Estacionariedade

Uma srie  dita estacionria quando suas distribuies de probabilidade, tais como a mdia, varincia e a autocovarincia, so constantes ao longo do tempo. De acordo com Brooks (2008), o fato de uma srie ser ou no estacionria pode influenciar seu comportamento e suas propriedades. Ou seja, caso o comportamento de uma srie varie com o tempo seria bastante desafiador criar um modelo para os valores futuros com base em seus desempenhos passados (Maia, 2013). Neste sentido, os efeitos de um

choque (aumento inesperado da Selic, por exemplo) em uma série estacionária tende a desaparecer gradualmente, ao passo que em séries não estacionárias seus efeitos tendem a persistir de modo infinito, isto é, não se dissipa mesmo após decorrido vários períodos (Brooks, 2008; Maia, 2013).

Para testar se uma série segue um processo estocástico estacionário, a literatura geralmente utiliza testes estatísticos para a presença de raiz unitária, como o teste Dickey-Fuller. O objeto principal do teste é analisar a hipótese nula de que a série possui raiz unitária ($\rho = 1$) isto é, é não estacionária, em

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

contra a alternativa unilateral de que $\rho < 1$ e, portanto, o processo é estacionário. O coeficiente ρ indica a parcela do valor defasado observado em y_{t-1} que é absorvido no presente representado por y_t (MAIA, 2013). e_t é um ruído branco, com média zero, variância constante e não é auto correlacionado.

No entanto, como mostra Gujarati e Porter (2010) e Maia (2013), não podemos estimar a equação (3) e testar a hipótese nula de que $\rho = 1$ por causa do forte viés em caso de presença de raiz unitária. Neste caso, para que se tenha regressões estacionárias, é necessário subtrair o termo y_{t-1} em ambos os lados da equação (3) para obter:

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$$= (\rho - 1)y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

que também pode ser expressa como:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

onde Δ é um operador de primeiras diferenças e $\delta = (\rho - 1)$. Portanto, dada as equações transformadas, testar a hipótese nula de que $\rho = 1$ se tornou equivalente a testar a hipótese nula de que $\delta = 0$; Isto é, agora se for possível rejeitar a hipótese nula de que $\delta = 0$ (ou seja, $\rho = 1$), a variável Δy_t será estacionária. Logo, a estimação via MQO se torna possível.

No entanto, no caso de não estacionariedade da variável independente y_{t-1} , o valor t do coeficiente y_{t-1} estimado não seguirá mais a distribuição t de Student, mesmo em amostras grandes, ou seja, ele não possuirá uma distribuição normal assintótica. Para contornar esse problema, Dickey e Fuller desenvolveram uma nova distribuição de probabilidade para essa estatística com base em simulações de Monte Carlo, conhecida como estatística τ (tau).

Com base na análise gráfica, que se encontram no Apêndice C, as séries financeiras utilizadas no trabalho sugerem a estacionariedade da série temporal em suas primeiras diferenças, isto é, ao examinar os gráficos, não parece haver uma tendência clara de crescimento ou decrescimento ao longo do tempo, e a variabilidade em torno da média parece ser constante.

4.2.3 Análise de Autocorrelação

A autocorrelação pode ser definida como a associação entre valores de uma série de dados ordenadas no tempo (Gujarati, 2006). No contexto de um modelo de regressão para dados de séries temporais, os valores dos períodos correntes tendem a estar associados a valores de períodos anteriores, havendo correlação quando (Maia, 2017):

$$\text{cov}(e_t, e_{t+s}) = E(e_t, e_{t-s}) \neq 0 \quad (7)$$

onde $t+s$ e $t-s$ são equivalentes no conceito de covariância. A forma mais comum em séries temporais econômicas de autocorrelação é aquela dada por um processo autorregressivo de 1º ordem, ou simplesmente AR(1):

$$e_t = \rho e_{t-1} + u_t \quad (8)$$

em que ρ é o coeficiente de autocorrelação dos erros, tal que $-1 < \rho < 1$, e u_t é um ruído branco para o qual se assume independência e distribuição normal, com média 0 e σ^2 .

Na presença de autocorrelação nos erros, os estimadores de MQO continuam sendo não viesados e consistentes, porém deixam de ser eficientes, isto é, não é mais possível observar a validade do Teorema de Gauss-Markov (Maia, 2013). Além disso, as

variâncias amostrais são viesadas, sendo o viés geralmente negativo. Isso faz com que o R^2 , e as estatísticas de teste t e F deixem de ser válidas (Maia, 2013).

O teste mais conhecido para detectar a autocorrelação serial é a estatística de Durbin-Watson (DW) que permite verificar a autocorrelação nos resíduos da análise de regressão:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \quad (9)$$

Para n relativamente grande, teremos

$$DW = 2(1 - \hat{\rho}) \quad (10)$$

sendo $\hat{\rho}$ o coeficiente de correlação de \hat{u}_t e \hat{u}_{t-1} . A partir da equação acima, é possível notar que o teste DW assumirá valores entre 0 e 4. Em geral, o teste DW pode ser utilizada para testar a hipótese alternativa

$$H_0: \rho = 0 \quad (11)$$

$$H_1: \rho > 0$$

Quando $\rho = 0$, o valor de DW se aproxima de 2, logo há indícios de ausência de correlação serial dos dados; Se $\rho = 1$, DW indica um valor próximo a 0, mostrando que há indícios de autocorrelação positiva; e se $\rho = -1$, implica um valor próximo a 4, indicando que os erros são negativamente correlacionados. A rejeição da hipótese nula, isto é, de que os erros são não correlacionados, podem ser comparados por meio dos valores críticos da tabela Durbin-Watson que se baseia em valores estimados a partir da amostra (\hat{u}_t).

Um problema associado ao teste de DW é a existência de regiões inconclusivas para o teste. Isso porque, em virtude dos problemas para a obtenção da distribuição nula de DW, o resultado encontrado em DW devem ser comparados com dois conjuntos de valores críticos: d_L (Limite inferior) e d_U (Limite superior). Caso $DW < d_L$, então rejeita-se a hipótese nula; Caso $DW > d_U$, então não é possível rejeitar a hipótese nula; e caso $d_L \leq DW \leq d_U$, então não é possível nem rejeitar em aceitar a hipótese nula.

O teste DW se destaca quando comparada ao teste t, desde que válida o conjunto de hipóteses do Modelo Linear Clássico (MLC), como a homocedasticidade e normalidade dos erros, pois apresenta uma distribuição amostral específica de probabilidade, não se baseando apenas em aproximações assintóticas (Wooldridgde, 2006; Maia, 2013).

4.2.4 Método de Prais-Winsten

A presença de autocorrelação pode afetar a validade estatística dos resultados. Para contornar esse problema e alcançar robustez e resultados confiáveis, estimou-se uma regressão linear através do método de Prais-Winsten. A metodologia proposta pelos autores permite corrigir os problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação presente nos dados, seguindo um processo autoregressivo de primeira ordem AR(1). A escolha desse método se deu em razão da ausência de perda dos dados da série no seu processo de transformação, uma vantagem em amostras menores como é o caso do presente trabalho, e dos resultados alcançados serem semelhantes aos métodos tradicionais.

Neste sentido, seguindo Wooldridgde (2006), levemos em consideração novamente a equação (8) e um modelo de regressão dado por:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \quad (12)$$

Como o problema apresentado é a correlação serial em e_t , faz sentido transformar a equação para eliminar a correlação, de modo que

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + e_{t-1} \quad (13)$$

Agora, multiplicando a equação (13) por ρ , e subtraindo o resultado da equação (12) teremos,

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = (1 - \rho)\beta_0 + \beta_1(X_t - \rho X_{t-1}) + u_t \quad (14)$$

onde os erros, $u_t = e_t - \rho e_{t-1}$, para $t \geq 2$, são serialmente não correlacionados e, portanto, a equação acima satisfaz as hipóteses de Gauss-Markov. Por outro lado, os estimadores da equação (14) não são exatamente BLUE¹⁸, uma vez que a diferenciação

¹⁸ De acordo com o Teorema de Gauss-Markov, os estimadores obtidos por meio de MQO serão os Melhores Estimadores Lineares Não Viesados, ou BLUE - *Best Linear Unbiased Estimator*, quando os seguintes pressupostos são satisfeitos: Linearidade nos parâmetros, amostragem aleatória, média condicional zero, colinearidade não perfeita e homocedasticidade. Best (Melhor) diz respeito a eficiência,

foi aplicada. Neste caso, o método de Prais-Winsten mantém a primeira observação ao realizar uma transformação introduzindo raízes na equação, que, para $t=1$, será:

$$\sqrt{1-p^2}Y_1 = \sqrt{1-p^2}\beta_0 + \sqrt{1-p^2}X_1\beta_1 + \sqrt{1-p^2}u_1 \quad (15)$$

Portanto, como os termos de erro na equação transformada são serialmente não correlacionados e homoscedásticos, os testes t e F da equação transformada se tornam válidos. Além disso, o MQO sobre dados transformados torna-se BLUE.

4.3 A ATIVIDADE ECONÔMICA RESPONDE AS SURPRESAS DE POLÍTICA MONETÁRIA?

Foi realizado um exercício adicional para fornecer uma compreensão mais abrangente em relação ao objetivo do presente trabalho. Trata-se de um Vetor Autorregressivo (VAR), associado a um modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM), que oferece a capacidade de modelar as relações simultâneas entre variáveis endógenas. Vale ressaltar que, devido à natureza do escopo desse trabalho, não haverá um aprofundamento da metodologia adicional mencionada.

Estimou-se inicialmente, portanto, um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para analisar os impactos das surpresas monetárias sobre a atividade econômica do Brasil. O VAR se destaca por permitir a estimação das relações dinâmicas entre variáveis conjuntamente endógenas, sem que haja a necessidade de impor fortes restrições a priori (SIMS, 1980).

Em termos formais, conforme Bueno (2008), o VAR pode ser descrito por:

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \beta_{et} \quad (16)$$

onde A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis econômicas estacionárias de interesse no instante t , X_t ; β_0 é o vetor de constantes $n \times 1$; β_i são matrizes $n \times n$ dos coeficientes das variáveis endógenas defasadas, com $i = 0, 1, \dots, p$; β é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvio padrão; X_{t-i} é um vetor $n \times$

isto é, possui a menor variância possível; Ser Linear significa o tipo de relacionamento esperado entre as variáveis do modelo; *Unbiased* (Não Viesado) refere-se ao valor esperado do estimador de MQO que deverá ser igual ao valor real do parâmetro.

1 de variáveis endógenas defasadas e estacionárias; e é um vetor $n \times 1$ de termos aleatórios, não correlacionados entre si, com média zero e variância constante, ou seja, $e_t \sim i.i.d. (0; I_n)$, onde I_n é a matriz identidade de variância-covariância dos erros de ordem $n \times n$.

Normalmente, devido a endogeneidade das variáveis, o VAR é estimado em sua forma reduzida¹⁹, isto é, a solução do modelo em função das variáveis que foram definidas e dos choques,

$$\phi_i = \Lambda^{-1} \beta_i, \quad \text{com } i = 0, 1, \dots, p \quad \beta_{et} \equiv \Lambda_{et} \quad (17)$$

O desafio que segue é encontrar a ordem p de defasagens das variáveis que irão compor o modelo. Vale ressaltar que na metodologia VAR uma condição básica é que as séries sejam estacionárias. Caso as séries não sejam estacionárias, uma primeira medida a adotar é diferenciá-las de modo que se tornem estacionárias. Um ponto a salientar é que series diferenciadas levam a perda de informação acerca do comportamento de longo prazo entre as variáveis. Por outro lado, há ganho de eficiência, uma vez que há redução na possibilidade de ocorrência de regressões espúrias.

Se, após o processo de diferenciação, as series permanecem cointegradas, ou seja, uma das variáveis envolvidas possui raiz unitária e a combinação linear entre ambas produz resíduos estacionários, então as séries analisadas mostram uma relação de longo prazo entre si. Neste caso, deve-se estimar o VAR com a adição de um Vetor de Correção de Erros (VECM). O VECM irá modelar essas relações de maneira dinâmica, introduzindo correções de curto prazo para restabelecer o equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, o modelo VECM é uma extensão do VAR, cujo objetivo é corrigir desequilíbrios de curto prazo de séries de tempo não estacionárias.

O modelo de correção de erros é formalmente apresentado por Engle e Granger (1987), que definem x_t como um vetor de variáveis econômicas, que guardam uma relação de equilíbrio no longo prazo. O termo longo prazo utilizado diz respeito a não estacionariedade das variáveis, ou seja, essas possuem uma tendência estocástica e, se essa tendência estocástica for comum a todas as variáveis, então há um equilíbrio de longo prazo (Bueno, 2008). Segundo Engle e Granger (1987), o vetor de variáveis

¹⁹ Ver Bueno (2008) para uma exploração aprofundada a respeito do tema.

econômicas estará em equilíbrio de longo prazo quando a restrição linear específica for dada por

$$\alpha' x_t = 0 \quad (18)$$

onde α é um vetor de cointegração que define uma combinação linear entre as variáveis de x_t de modo perfeito no sentido de seguir uma tendência comum, isto é, sem desvio (Bueno, 2008). No entanto, na maioria do tempo x_t não estará em equilíbrio no curto prazo, de modo que o termo z_t representa o erro de equilíbrio, como na equação (19), já que mostra os desvios temporários das variáveis do equilíbrio de longo prazo.

$$z_t = \alpha' x_t \quad (19)$$

Em suma, o VECM permite que os componentes de longo prazo das variáveis obedeam a restrições de equilíbrio, ao passo que os componentes de curto prazo tenham uma especificação dinâmica flexível (Engle; Granger, 1987). Isto é, para que essas premissas sejam verdadeiras, é necessário que os componentes tenham a mesma ordem de integração de modo que sejam cointegradas, além de serem estacionárias em suas diferenças (Engle; Granger, 1987; Bueno, 2008). A ordem de cointegração será definida pelo teste de Johansen, uma vez que essa metodologia permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração.

Neste sentido, inicialmente, para avaliar os impactos das surpresas monetárias sobre a atividade econômica, a estimação do VAR levará em consideração as seguintes variáveis: PIB, uma proxy da atividade econômica; o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) que também é um bom indicador da atividade econômica, uma vez que serve como parâmetro para medir a variação dos preços de determinados produtos e serviços que compõe a cesta de básica para o consumidor final brasileiro e, também, está relacionado aos investimentos e a surpresa de política monetária utilizada nas regressões anteriores.

Para expressar o PIB em termo real, utilizou-se o PIB nominal em reais, acumulado em 12 meses, ajustado pelo IPCA. Essas séries possuem periodicidade mensal e o período analisado é o mesmo utilizado nas estimações anteriores (Jan. 2004 – Dez. 2020). Dado que os dados macroeconômicos possuem periodicidade mensal e a surpresa construída

leva em conta as reuniões do COPOM que ocorre seis vezes ao ano, foi assinalado o valor divulgado, isto é, considerou-se a surpresa monetária, do dia que a informação estava disponível, assinalando zero para os demais dias úteis do mês.

Após a realização dos testes e dos ajustes necessários, o modelo VAR a ser estimado será:

$$\text{MODELO: } Y = [\text{PIB, IPCA, SPM}] \quad (20)$$

Caso se identifique uma relação de longo prazo entre as variáveis, então a estimação será realizada utilizando um VECM. O argumento testado é que a autoridade monetária do Brasil, ao realizar uma mudança surpresa na meta da taxa de juros, impacta a atividade econômica.

5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Nesta sessão, serão apresentados e discutidos os principais resultados obtidos nas estimações econométricas. O foco da pesquisa é investigar o impacto da comunicação do COPOM sobre o mercado financeiro e a atividade econômica. Inicialmente, foi estimada a equação (1) para identificar como as surpresas de política monetária impactam as variáveis do mercado financeiro. Posteriormente, em seguida, foi estimado um VAR/VEC para capturar os efeitos das surpresas sobre alguns indicadores da atividade econômica, a saber o PIB e o IPCA.

5.1 RESPOSTAS DOS ATIVOS AOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA

Inicialmente, com o objetivo de confirmar a análise gráfica do Apêndice C, realizou-se o teste de Dickey-Fuller, para presença de raiz unitária, nas séries estimadas. Como é possível verificar na Tabela 1, todas as séries utilizadas no trabalho são estacionárias em nível. Isto é, os resultados sugerem que podemos rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária sem adicionar nenhuma ordem de defasagem, a qualquer nível de significância. Afim de confirmar os resultados encontrados por meio do teste de Dickey-Fuller, empregou-se a metodologia de teste desenvolvida por Phillips-Perron que também testa a hipótese nula de raiz unitária e não estacionariedade contra a hipótese alternativa de estacionariedade e ausência de raiz unitária. Os achados são semelhantes ao teste Dickey-Fuller, com todas as séries sendo estacionárias em nível (ver Tabela 9 no Apêndice D).

Inicialmente, os modelos 1 - 12 foram estimados utilizando como variáveis dependentes os Swaps Pré-DI de 30, 90, 180, 360 e 540 dias e de 2, 3, 4, 5 e 7 anos, IBOV e taxa de câmbio, e como variável explicativa o componente surpresa das mudanças na taxa de juros SELIC, dada pela equação (1), como segue:

$$\text{Modelo 1: } \Delta \text{spredi}_{30d} = \alpha + \beta \Delta \text{SPM} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2: } \Delta \text{spredi}_{90d} = \alpha + \beta \Delta \text{SPM} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 3: } \Delta \text{spredi}_{180d} = \alpha + \beta \Delta \text{SPM} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 4: } \Delta \text{spredi}_{360d} = \alpha + \beta \Delta \text{SPM} + \varepsilon_t$$

Modelo 5: $\Delta\text{spredi}_{540d} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Modelo 6: $\Delta\text{spredi}_{2a} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Modelo 7: $\Delta\text{spredi}_{3a} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Modelo 8: $\Delta\text{spredi}_{4a} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Modelo 9: $\Delta\text{spredi}_{5a} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Modelo 10: $\Delta\text{spredi}_{7a} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Modelo 11: $\Delta\text{ibov} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Modelo 12: $\Delta\text{câmbio} = \alpha + \beta\Delta\text{SPM} + \varepsilon_t$

Tabela 1 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller

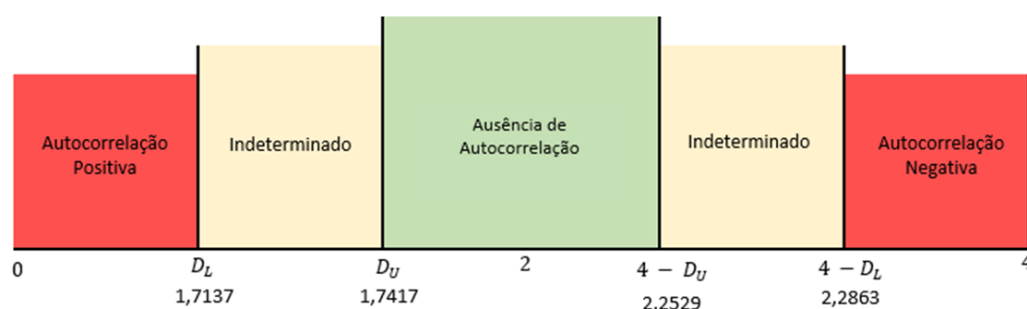
VARIÁVEL EM NÍVEL	TEST STATISTIC	CRITICAL VALUE			Mackinnon approximate p-value
		1%	5%	10%	
IBOVESPA Z(t)	-13.435	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
R\$/US\$ Z(t)	-9.411	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
30 DIAS Z(t)	-10.161	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
90 DIAS Z(t)	-10.787	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
180 DIAS Z(t)	-10.789	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
360 DIAS Z(t)	-13.242	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
540 DIAS Z(t)	-13.562	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
2 ANOS Z(t)	-13.332	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
3 ANOS Z(t)	-13.038	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
4 ANOS Z(t)	-13.162	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
5 ANOS Z(t)	-12.542	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000
7 ANOS Z(t)	-11.533	-3.496	-2.887	-2.577	Z(t) = 0.0000

Fonte: Elaboração própria (2024)

Os resultados da primeira estimação utilizando OLS mostraram elevada significância estatística para os modelos em que os Swaps possuem maturidades curtas, estando de acordo com os resultados esperados (ver segunda coluna do Quadro 2). No entanto, embora os resultados pareçam satisfatórios, bem como um R^2 aceitável, alguns modelos violaram a premissa clássica de não correlação serial nos resíduos, isto é, os resíduos não são independentes, como indicado no teste de Durbin-Watson, o que

invalidaria os testes de raiz unitária. A presença de autocorrelação serial pode levar a erros de interpretação, fazendo com que estimações pouco expressivas tendam a ser indevidamente indicadas como estatisticamente significantes (Antunes; Cardoso, 2015). Ao nível de significância de 5%, o limite inferior do teste de Durbin-Watson é de 1,7137 e o limite superior é de 1,7417, para a amostra de 144 observações e parâmetros igual a um ($K=1$), como é possível ver na Figura 1.

Figura 1 - Teste de Durbin-Watson para autocorrelação de resíduo



Fonte: Elaboração própria (2024)

Os modelos 4, 5, 6 apresentaram autocorrelação negativa, enquanto o modelo 11 apresentou autocorrelação positiva. Já os modelos 1, 7 e 12 se situaram na zona de indecisão. Os demais modelos não apresentaram correlação serial, como é possível visualizar nos resultados do teste de Durbin-Watson original, disposto na segunda coluna da Tabela 2.

Para corrigir o problema de autocorrelação de primeira ordem, optou-se por estimar as regressões com a correção de Prais-Winsten, como sugere Wooldridgde (2006) e utilizado por Antunes e Cardoso (2015). Com essa modificação, é possível melhorar a eficiência das estimações, uma vez que, os resíduos se tornam independentes, o que torna a inferência estatística válida.

Os resultados encontrados para o teste de Durbin-Watson transformado indicam ausência de autocorrelação entre os resíduos, com todas as estimativas situadas próximas a 2, como mostra a última coluna da Tabela 2. Com a autocorrelação

devidamente ajustada, passa-se a análise dos resultados obtidos por meio da regressão de Prais-Winsten.

Tabela 2 - Teste de Autocorrelação e Correção de Prais-Winsten

TESTE	DURBIN-WATSON	DURBIN-WATSON
	ORIGINAL	TRANSFORMADA
MODELO 1	1,737560	2,062778
MODELO 2	1,907621	2,019703
MODELO 3	1,948001	2,007224
MODELO 4	2,358930	1,982178
MODELO 5	2,346063	2,001333
MODELO 6	2,301305	2,025867
MODELO 7	2,243909	2,026138
MODELO 8	2,223383	2,027090
MODELO 9	2,120345	2,014929
MODELO 10	1,940155	1,995139
MODELO 11	1,532899	2,002378
MODELO 12	2,268041	2,000111

Fonte: Elaboração própria (2024)

Se compararmos os resultados dos coeficientes estatisticamente significantes da regressão original (OLS) com os coeficientes também estatisticamente significantes obtidos da transformação de Prais-Winsten, nota-se que eles não apresentam diferenças notáveis (ver Quadro 2). Além disso, os coeficientes que não apresentaram significância estatística permaneceram inalterados. Com base nesses resultados, é possível inferir que as estimativas de MQO sobre dados transformados se mostram eficientes.

A terceira coluna do Quadro 2 apresenta os resultados obtidos para a equação de regressão apresentada em (1), por meio dos modelos de 1 a 12, que foi estimada usando dados diários sobre os rendimentos dos Swap Pré x DI, preços das ações e taxa de câmbio (R\$/US\$) utilizando a correção Prais-Winsten. A variável explicativa é representada pelo componente surpresa da mudança na meta da taxa de juros Selic, conforme descrito na metodologia, e a variável dependente é a mudança nos preços dos ativos financeiros na mesma janela temporal.

Os resultados mostram que variações não antecipadas pelos agentes financeiros em relação as alterações na meta da taxa básica de taxas de juros, usando dados diários, são altamente significativos para os contratos de Swap Pré x DI com vencimentos até 540 dias. Uma surpresa monetária de 100 pontos base na taxa Selic, leva a um aumento de cerca de 3,7 pontos base nas taxas de 30 dias do Swap Pré x DI. Quando se leva em conta o Swap com vencimento em 360 dias, para cada alteração inesperada na meta, há um aumento de cerca de 4,5 pontos base em suas taxas de juros. Por fim, os swaps com vencimento em 540 dias, mostram que surpresas de política monetária tem um impacto positivo de cerca de 3,6 pontos base neste ativo.

À medida que as maturidades se tornam mais longas, as surpresas medidas nas janelas diárias não conseguem captar com precisão os efeitos sobre os preços dos ativos, em especial os vencimentos de 4, 5 e 7 anos que não apresentaram significância estatística. Os vencimentos de 2 e 3 anos, também são estatisticamente significantes, porém a constante estimada torna-se positiva, o que pode significar que embora o impacto das surpresas ainda seja positivo sobre esses ativos, ele é menor do que quando consideramos as maturidades mais curtas.

Esse primeiro resultado está de acordo com os achados na literatura sobre o tema. Vale ressaltar que a capacidade de a autoridade monetária alterar as expectativas dos agentes econômicos via alteração da meta da taxa de juros parece impactar principalmente as taxas de juros dos ativos com maturidades mais curtas. Na medida que os prazos se tornam mais longos, esforços adicionais seriam necessários para que o COPOM alcance os mesmos resultados. É possível que os agentes econômicos tenham uma maior cautela e esperem mais informações para agirem neste ponto da curva de juros. Essas observações estão de acordo os achados de Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) e Ramos e Portugal (2016).

Já a estimação para os preços das ações, representados pela variável Ibov, sugerem que, em média, um incremento monetário surpresa de 100 pontos base na meta da taxa de juros Selic está associado a uma queda de cerca de 3 pontos base no índice Ibovespa com moderada significância, resultado que está de acordo com a teoria econômica, conforme Gonçalves Junior e Eid Junior (2011) e Ramos e Portugal (2016).

Quadro 2 - Resposta dos preços dos ativos as surpresas de política monetária

	OLS			PRAIS		
	Surpresa PM (Std err)	Constante (Std err)	R ²	Surpresa PM (Std err)	Constante (Std err)	R ²
spredi30d	3.853*** (0.715)	-0.214** (0.0748)	0,299	3.731*** (0.491)	-0.213* (0.0851)	0,289
spredi90d	4.558*** (0.900)	-0.235* (0.0924)	0,280	4.506*** (0.614)	-0.235* (0.0967)	0,275
spredi180d	5.132*** (1.177)	-0.234 (0.119)	0,228	5.085*** (0.793)	-0.234 (0.122)	0,224
spredi360d	4.195*** (1.170)	-0.125 (0.137)	0,129	4.466*** (0.876)	-0.126 (0.114)	0,155
spredi540d	3.445** (1.159)	-0.0705 (0.14)	0,087	3.622*** (0.9)	-0.0712 (0.118)	0,102
spredi2y	2.779** (1.038)	0.0349 (0.128)	0,069	2.929*** (0.832)	0.0351 (0.111)	0,08
spredi3y	1.963* (0.836)	0.0877 (0.117)	0,043	2.091* (0.761)	0.0882 (0.103)	0,05
spredi4y	1.015 (-0.82)	0.174 (0.112)	0,013	1.101 (-0.729)	0.176 (0.0997)	0,016
spredi5y	0.706 (0.784)	0.194 (0.114)	0,006	0.748 (0.75)	0.195 (0.107)	0,007
spredi7y	-0.0985 (0.779)	0.155 (0.125)	0,000	-0.131 (0.83)	0.155 (0.128)	0,000
BR/USD	-0.465 (0.566)	0.0128 (0.082)	0,005	-0.56 (0.525)	0.0129 (0.104)	0,008
Ibov	-3.047*** (0.892)	0.242 (0.146)	0,065	-3.066** (0.948)	0.24 (0.128)	0,069

Fonte: Elaboração própria (2024)

NOTA: A amostra inclui 144 anúncios de política monetária de 21 de janeiro de 2004 a 09/12/2020. Erros padrão consistentes com heteroscedasticidade relatados entre parênteses. *, ** e *** denotam a significância de 5 por cento, 10 por cento e 1 por cento, respectivamente. Prais é a estimação via Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis Completos (MQGF) para correção de autocorrelação e heteroscedasticidade.

Por fim, os resultados mostraram que as taxas de câmbio não respondem significativamente as surpresas de política monetária. Pode-se concluir, portanto, que as decisões da autoridade monetária em relação as alterações na meta Selic não afetam diretamente as variações nas taxas de câmbio (Gonçalves e Guimarães (2011); Couto e Meurer (2017)).

Com base na literatura analisada, a comunicação do banco central desempenha um papel importante na condução da política monetária. Neste sentido, separar os fatores associados à comunicação do banco central das alterações na meta da taxa de juros pode melhor explicar a relação entre variáveis do mercado financeiro e as ações e declarações da política monetária (Campbell *et al.*, 2012; GSS, 2005; Ramos; Portugal, 2016). Os autores citados fazem o uso da metodologia de Análise de Fatores para estimar os efeitos separados das ações e comunicações do banco central, como foi exposto na revisão de literatura desse trabalho. Desse modo, recomenda-se a exploração desses fatores, uma vez que, sua exploração pode oferecer valiosos insights em estudos futuros. A aplicação da análise de fatores não foi abordada nesse trabalho, pois sua abordagem foge do escopo e dos objetivos pré-estabelecidos.

5.2 EFEITOS MACROECONÔMICOS AOS CHOQUES DE POLITICA MONETÁRIA

Inicialmente, é necessário saber como a série se comporta ao longo do tempo. Neste caso, levando em conta a condição básica de estacionariedade, as séries foram submetidas aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) e de Philips-Perron (PP). Os resultados encontrados apontam para a existência de raiz unitária para a série do IPCA e PIB, porém elas se tornam estacionárias em primeiras diferenças (ver tabela 10 no Apêndice E). Os testes foram realizados com base no número de defasagens máximas, conforme critério proposto por Schwert (1989).

Para definir o número de defasagens máxima do modelo, Schwert (1989) estabelece a fórmula seguinte:

$$p_{max} = 12\left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{1}{4}} \quad (21)$$

onde T é o número total de observações da série temporal. Foi encontrado um P_{max} de aproximadamente 14 defasagens.

Para encontrar a ordem de defasagem correta a ser aplicado antes da estimação do modelo, se utilizará os seguintes critérios de informação para tomada de decisão: Akaike (AIC), o critério de informação bayesiano de Schwarz (SBIC), o critério de informação de Hannan e Quinn (HQIC) e o erro de previsão final (FPE). Também é relatado o teste de razão de de verossimilhança (LR). O número ideal de defasagens será aquele onde os resíduos do modelo estimado não exibam autocorrelação, uma vez que, quanto maior o número de defasagens selecionadas no modelo, mais são os parâmetros estimados, o que provoca uma redução nos graus de liberdade utilizados, afetando, assim, capacidade de previsão do modelo.

A Tabela 3 exibe os resultados encontrados para a ordem de defasagem ideal. Conforme é possível visualizar, os testes Akaike (AIC), o critério de informação bayesiano de Schwarz (SBIC), o critério de informação de Hannan e Quinn (HQIC) e o erro de previsão final (FPE) indicam 2 defasagens. Por outro lado, o teste de razão de verossimilhança (LR) sugere 5 defasagens. Na ausência de consenso entre os testes para definição dos lags, recomenda-se a adoção de um número maior de defasagens reduzindo este número até que não haja autocorrelação dos resíduos de acordo com o teste Autocorrelação Multiplicador de Lagrange (LM). Como dispostos na Tabela 4, os resultados fornecem evidências que o modelo estimado não mostra padrões sistemáticos de autocorrelação dos resíduos quando 5 é o número de defasagens adotadas.

Em seguida, realizou-se o teste de cointegração Johansen, para verificar a existência de um relacionamento entre as variáveis no longo prazo. Este teste utiliza uma abordagem recursiva no qual a hipótese nula testada inicialmente é de ausência de uma relação de cointegração. Caso seja rejeitada, a hipótese nula é atualizada para assumir uma relação de cointegração e assim por diante. Os resultados apontam a presença de pelo menos um vetor de cointegração do modelo estimado, uma vez que o traço estatístico (14.6280) não excede o valor crítico (15.41) e, de maneira similar, no teste do máximo autovalor, o valor 10.0372 não excede o valor crítico de 14.07 (ver Tabela 5).

Tabela 3 - Ordem de defasagem ideal pelos critérios de informação

MODELO 1						
Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	338.022		6.10E-06	-3.48981	-3.4692	-3.43892
1	1878.51	3081	7.20E-13	-19.4428	-19.3604	-19.2392
2	1970.56	184.1	3.0e-13*	-20.3079*	-20.1636*	-19.9516*
3	1977.3	13.481	3.10E-13	-20.2844	-20.0782	-19.7754
4	1981.85	9.0998	3.30E-13	-20.238	-19.97	-19.5763
5	1997.1	30.495*	3.10E-13	-20.3031	-19.9733	-19.4887
6	2003.23	12.257	3.20E-13	-20.2732	-19.8815	-19.3061
7	2006.7	6.9433	3.30E-13	-20.2156	-19.7621	-19.0958
8	2014.63	15.861	3.40E-13	-20.2045	-19.6891	-18.932
9	2020.6	11.943	3.50E-13	-20.1729	-19.5957	-18.7478
10	2027.26	13.314	3.60E-13	-20.1485	-19.5095	-18.5707
11	2033.34	12.17	3.70E-13	-20.1181	-19.4173	-18.3876
12	2038.49	10.302	3.90E-13	-20.0781	-19.3153	-18.1948

Fonte: Elaboração própria (2024)

Nota: O símbolo (*) número de lag ótimo.

Tabela 4 - Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos

Lags	LM Test	Prob
1	7.7012	0.56452
2	6.2181	0.71791
3	7.79	0.55544
4	15.3265	0.08235
5	7.1812	0.61826
6	4.6369	0.86474
7	12.4379	0.18973
8	7.5869	0.57626
9	11.5669	0.23884
10	10.674	0.29871
11	9.3237	0.40794
12	27.6072	0.00111

Fonte: Elaboração própria (2024)

Tabela 5 - Teste de Cointegração de Johansen – Traço e Máximo Autovalor

rank	Teste do Traço	Valor Crítico - 5%	Maximum Autovalor	Valor Crítico - 5%
0	51.6376	29.68	37.0096	20.97
1	14.6280*	15.41	10.0372	14.07
2	4.5908	3.76	4.5908	3.76

Fonte: Elaboração própria (2024)

Nota: O símbolo (*) indica que este é o valor de rank (r) selecionado pelo procedimento de teste de traços múltiplos de Johansen

A presença de cointegração entre as três variáveis do modelo (PIB, IPCA e Surpresa) sugere uma relação de longo prazo entre as variáveis consideradas. Neste sentido, a estimação VECM se torna mais adequada. Logo, foi estimado um modelo o VECM com cinco defasagens e um vetor de cointegração.

Os resultados obtidos sugerem que choques inesperados das taxas de juros possuem efeitos significativos sobre o PIB e o IPCA em períodos mais curtos. Esta causalidade no curto prazo indica uma dinâmica imediata em que alterações nas taxas de juros correntes promovidas pela autoridade monetária influenciam diretamente tanto a produção quanto a inflação.

Os achados encontrados por meio da estimação do modelo de Johansen normalizado, exibidos na Tabela 11 no Apêndice F, indicam que os coeficientes exibidos para a relação de longo prazo das variáveis do modelo se mostraram estatisticamente significativos a 5% para um vetor de cointegração, entre 2004 – 2020, e pode ser expressa da seguinte forma (os erros padrões são exibidos em parênteses):

$$\begin{aligned} \ln PIB = & 9.3871 + 0.9756 \ln IPCA - 4.5657 \text{ Surpresa} & (22) \\ & (0.21) & (0.73) \end{aligned}$$

As evidências mostram que um choque inesperado que aumente a meta da taxa de juros Selic em 1% impacta negativamente o PIB nacional em 4,5% no longo prazo. Esse resultado reflete a expectativa de que aumentos na taxa de juros Selic podem desencorajar os níveis de consumo e investimento, contribuindo dessa forma para uma redução da atividade econômica no longo prazo. Por outro lado, a relação positiva existente entre o IPCA e o PIB, sugere que, após um choque inesperado nas taxas de juros, espera-se um aumento nos níveis de inflação no longo prazo. Isso pode ser

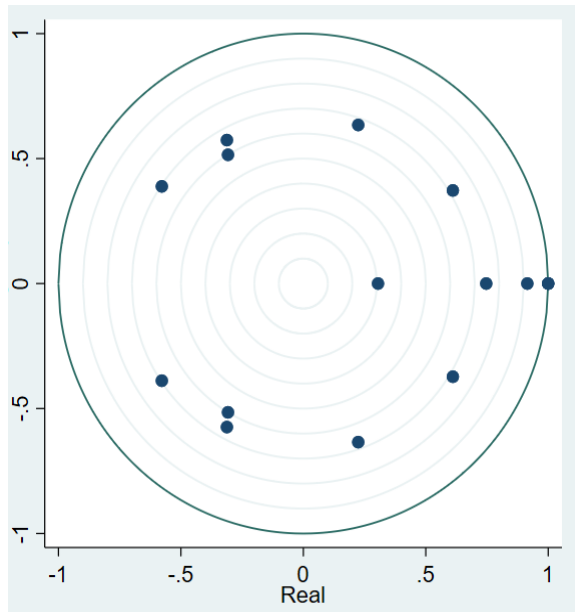
atribuído ao possível impacto dessa ação da autoridade monetária sobre o consumo e os custos de financiamento. Embora aumentos nas taxas de juros estejam associadas a redução nos índices de inflação, uma vez que ocorre uma desaceleração da demanda agregada, sob certas condições, como expectativas dos agentes econômicos, é possível observar aumentos nos níveis de inflação mesmo após o aumento das taxas de juros.

Neste sentido, a transparência do banco central associada as políticas monetárias não convencionais amplamente discutidas nesse trabalho surgem como fatores relevantes que são capazes de modular os impactos sobre PIB e IPCA. Dessa forma, essas políticas não convencionais podem influenciar a forma como as alterações nas taxas de juros promovidas pelo COPOM impactam o mercado como um todo. Portanto, esses achados estão de acordo com a literatura, onde em um ambiente econômico que seja previsível e estável e que a autoridade monetária consiga transmitir de maneira clara suas intenções acerca de ações futuras, pode reduzir a volatilidade do produto e da inflação.

Por fim, caso uma série seja não estacionária, alguns dos resultados encontrados podem não ser válidos, uma vez que, as variáveis podem ter tendência ou comportamentos que mudam ao longo do tempo. A partir da Figura 2 é possível concluir que o modelo estimado é estável, ou seja o VECM estimado é estacionário, uma vez que todas as raízes inversas do polinômio apresentaram valores inferiores a unidade, isto é, encontram-se dentro do círculo unitário.²⁰

²⁰ Foram conduzidos ainda testes de normalidade dos resíduos, porém a hipótese nula de que eles seguem uma distribuição normal é rejeitada pelo teste de Jarque-Bera. No entanto, esse fato está associado aos problemas de curtose e assimetria presente em amostras pequenas, o que não invalida a qualidade do modelo estimado (Amaral, 2015; Silva; Melo; Corrêa, 2016).

Figura 2 - Teste de Estabilidade do Modelo VECM



Fonte: Elaboração própria (2024)

Nota: The VECM specification imposes 2 unit moduli.

Após a verificação de estabilidade para o modelo, as funções de impulso resposta (IRF) foram estimadas para analisar as variáveis econômicas, após uma surpresa de política monetária, levando em consideração um horizonte de tempo de 20 meses e estão reportadas nas Figuras 3 e 4 abaixo. As IRF permitirão a verificação dos resultados encontrados anteriormente.

A função de impulso resposta exibe o comportamento de uma ou mais variáveis do modelo em resposta a choques ou mudanças nos termos de erro em um determinado período de tempo. Elas se tornam úteis para avaliar a política econômica, uma vez que, permite o mapeamento da propagação de um único choque dentro de um sistema de equações.

Os resultados da Figura 3 mostram como a atividade econômica se comporta após um choque de política monetária. É possível observar que a função de impulso resposta na atividade econômica permanece no espaço negativo integralmente durante o período analisado. Embora choques positivos das taxas de juros Selic tendam a impactar negativamente a atividade econômica, exibindo uma leve queda imediatamente após o

choque como é o esperado, o PIB não respondeu de maneira estatisticamente significativa.

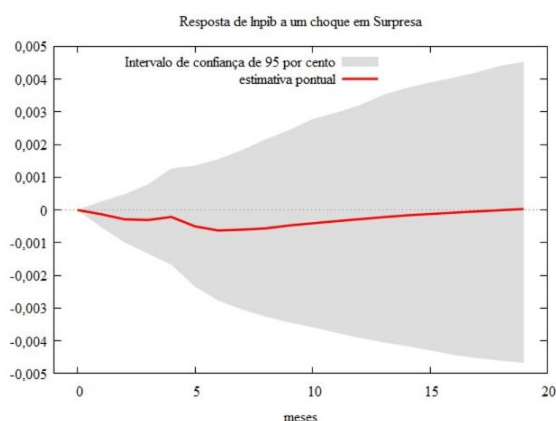
Apesar de não exibir a robustez esperada, esse achado está em consonância com a literatura empírica, no que diz respeito a relação inversa entre taxas de juros e investimento. Portanto, se a autoridade monetária aumenta as taxas de juros com o objetivo de conter os níveis de inflação, por exemplo, implicará em desaquecimento nos níveis de consumo e investimento, refletindo assim, na redução do produto real.

Com relação a resposta do IPCA aos choques inesperados de política monetária é possível verificar na Figura 4 que a função impulso resposta para essa variável permaneceu no espaço positivo para os 20 meses à frente considerados, embora exibindo um comportamento ascendente, resultado contrário ao que se esperava. Essa correlação positiva entre o IPCA e surpresas nas taxas de juros sugerem a existência do fenômeno conhecido como *Price Puzzle*.

O *Price Puzzle* surge quando aumentos na meta da taxa de juros tendem a ser seguidos por aumentos nos níveis de inflação. Esse fenômeno que desafia a teoria econômica tradicional no que diz respeito ao comportamento da inflação em relação a mudanças na política monetária, tem sido comumente relatado pela literatura, como cita Luporini (2007), geralmente associadas a problemas de identificação na hora das estimações.

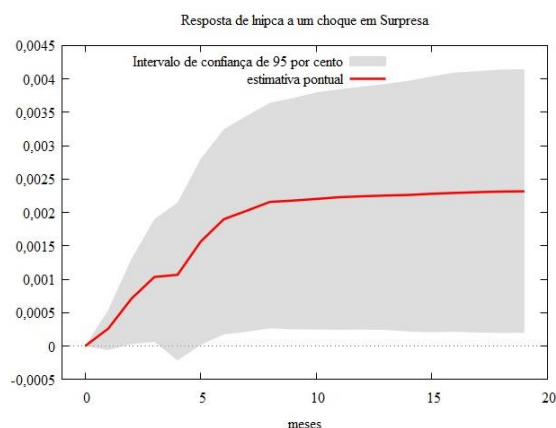
Para o Brasil, a autora encontra a presença do *Price Puzzle* em seus resultados, fenômeno esse que só é resolvido com a inclusão da relação dívida/PIB no modelo estimado. A existência do *Price Puzzle* na economia brasileira pode ser explicada pela elevação nos custos associados a captação de financiamento das empresas que dependem de empréstimos para realizar suas operações diárias, como o capital de giro, além dos investimentos de longo prazo. Logo, essa demanda dos investidores pode levar ao aumento de preços dos produtos e serviços, uma vez que as empresas tentam repassar esses custos adicionais aos consumidores.

Figura 3 - Resposta da atividade econômica a uma surpresa de política monetária



Fonte: Elaboração própria (2024)

Figura 4 - Resposta do IPCA a uma surpresa de política monetária



Fonte: Elaboração própria (2024)

A análise de decomposição da variância é uma maneira alternativa de interpretar os resultados do modelo VECM. Ela permite verificar quanto da porcentagem da variância do erro de uma variável específica pode ser atribuído a cada variável endógena do modelo, considerando um horizonte de tempo de previsão.

A Tabela 6 exibe a decomposição da variância de erros onde se observa a influência das surpresas monetárias sobre o PIB e o IPCA, considerando um horizonte de 20 meses. É possível observar que a maior parte dos desvios causados pela variância da variável LNPIB podem ser atribuídos a choques nela mesma, com uma participação de 81% ao longo de 20 meses. A variância da surpresa não influencia o PIB nos meses iniciais, o que confirma o achado das funções impulso resposta, porém a medida que o tempo avança, as surpresas monetárias, assim como o IPCA, se tornam mais relevantes para

explicar o comportamento da produção nacional. De maneira semelhante, 47% da variância do índice de preços é explicado pela própria inflação, decaindo para 31% no fim do período considerado. Chama atenção a relevância da produção nacional na variância do índice de preços nacional, segundo as estimações do modelo. No primeiro mês 53% da inflação é explicada pelo PIB, alcançado 55% ao fim de 20 meses. Além disso, as surpresas monetárias também são relevantes para determinar a inflação, em horizontes acima de dois meses, representando 13% ao fim do mês 20.

Tabela 6 - Decomposição da Variância (%)

Decomposição da Variância de LNPIB			
Mês	LNPIB	LNIPCA	SURPRESA
1	100.0000	0.000000	0.000000
5	97.44384	2.404429	0.151728
15	83.89226	15.94338	0.164363
20	81.01187	18.89048	0.097655

Decomposição da Variância de LNIPCA			
Mês	LNPIB	LNIPCA	SURPRESA
1	53.01560	46.98440	0.000000
5	57.18635	39.86962	2.944035
15	56.18833	31.83192	11.97975
20	55.47706	31.17507	13.34787

Decomposição da Variância de SURPRESA			
Mês	LNPIB	LNIPCA	SURPRESA
1	0.012570	0.706028	99.28140
5	0.636784	6.688501	92.67471
15	0.791094	8.927808	90.28110
20	0.815480	9.071811	90.11217

Fonte: Elaboração própria (2024)

Por fim, as evidências encontradas por meio do modelo VECM e das funções impulso resposta revelaram um comportamento inesperado do IPCA, assim como a falta de significância estatística do PIB, indicando que as alterações inesperadas na meta da taxa de juros não influenciam a atividade econômica, resultado esse que contraria as expectativas teóricas. Neste contexto, a inconsistência entre as respostas do IPCA e do PIB levanta questões importantes acerca de possíveis fatores não considerados.

Portanto, para estudos futuros, sugere-se a inclusão de variáveis econômicas ao modelo para tornar as estimações mais robustas, tais como: Taxa de desemprego, Índice Geral de Preços Mercado (IGP-M), produção industrial, dívida pública e taxa de câmbio. Este último seria interessante, uma vez que, para os modelos de estudo de evento, não houve resultados satisfatórios no presente trabalho. Além disso, podem ser inseridas restrições nos modelos para que as alterações inesperadas nas taxas de juros Selic afetem o produto e a inflação de acordo com o comportamento previsto pela teoria econômica.

6 CONCLUSÃO

A luz das expectativas racionais, os comunicados da autoridade monetária passaram a ter cada vez mais importância na condução da política monetária. Associado a uma maior transparência, os bancos centrais passaram a utilizar essa ferramenta de política monetária para influenciar as expectativas dos agentes econômicos no sistema financeiro, uma vez que, esses agentes formam suas expectativas com base em todas as informações disponíveis. Busca-se, assim, reduzir as incertezas e promover uma melhor compreensão das suas intenções relacionadas a política monetária para horizontes futuros.

Neste sentido, o *forward guidance* passou a ser utilizado como uma estratégia de comunicação utilizada pelos bancos centrais ao redor do mundo, principalmente, em economias que se situam no *Zero Lower Bound*. No entanto, seu uso se expandiu nas últimas duas décadas, inclusive para economias que possuem taxas de juros mais elevadas, como o Brasil. Por aqui, o *forward guidance* foi adotado em ocasiões de crises econômicas e financeiras.

Essa atuação do Banco Central do Brasil abre espaço para pesquisas que visem analisar a comunicação da autoridade monetária e seus desdobramentos sobre as expectativas e as variáveis financeiras. Neste sentido, o presente trabalho buscou verificar como a comunicação da autoridade monetária brasileira impacta os ativos do mercado financeiro e a atividade econômica, entre 2004 e 2020.

Para tanto, construiu-se uma medida de surpresa monetária, isto é, a diferença entre as decisões efetivas do Copom em relação a taxa Selic e as expectativas previamente formadas pelo mercado financeiro. A série construída mostra que a autoridade monetária tem sido eficaz em gerenciar as expectativas do mercado, refletido em apenas 32 surpresas em todo o período analisado. Verificou-se o impacto dessas surpresas sobre os Swaps Pré x DI de diversas maturidades, o índice Ibovespa e sobre o câmbio.

Os resultados encontrados mostram que as surpresas monetárias impactam os Swaps principalmente em maturidades curtas, resultado que vai de encontro com a literatura sobre o tema amplamente abordado nesse trabalho. O índice Ibovespa também responde as surpresas monetárias, porém exibe uma relação inversa. Isto é, aumentos inesperados na taxa Selic, estão associados a reduções no índice Ibovespa. Por outro lado, a taxa de

câmbio não mostrou significância estatística nas estimações realizadas. Esse resultado indica que as surpresas de política monetária não afetam diretamente a taxa de câmbio.

Com o objetivo de aprimorar a análise, foi utilizada uma metodologia adicional no presente trabalho, a saber o modelo de vetores auto regressivos (VAR) associado ao modelo de correção de erros (VECM).

O exercício buscou investigar o impacto das supressas monetárias sobre a atividade econômica, representada pelo PIB real e o IPCA. Para tanto, estimou-se um VAR e após a realização do teste de Cointegração de Johansen, verificou-se a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, tornando a estimação pelo método VECM mais adequado.

Os resultados mostram que os choques não esperados de política monetária não têm impacto sobre a atividade econômica, embora afete os níveis de preços. Inicialmente, choques inesperados afetam o PIB e o IPCA no curto prazo. Porém, no longo prazo o PIB não apresentou significância estatística apesar de exibir o sinal esperado, ao passo que o IPCA exibiu o sinal contrário ao comumente esperado pela literatura. As funções de impulso resposta confirmam os achados do modelo VECM, onde o PIB caiu após um choque surpresa nas taxas de juros, porém não exibindo significância estatística e o IPCA apresentou crescimento após um choque positivo nas taxas de juros o que não é o esperado, resultado este pode ser explicado pelo fenômeno do *Price Puzzle*.

De modo geral, as alterações inesperadas nas taxas de juros do Brasil não se mostraram relevante na determinação dos níveis de atividade econômica, porém são importantes ao afetar a estrutura a termo das taxas de juros. Isso porque, os choques de política monetária visam o impacto das taxas de juros de curto prazo, sendo estas as que afetam as taxas de juros de longo prazo e, conseqüentemente, afeta os investimentos e o consumo. Portanto, apesar o resultado não esperado exibido pelo modelo VECM, pode-se inferir que a comunicação do Banco Central do Brasil tem sido uma ferramenta eficiente na condução de expectativas dos agentes financeiros. Uma vez que a medida de surpresa monetária construída apresentou resultados significativos nesse trabalho, principalmente sobre as variáveis no curto prazo.

Esses insights abrem espaço para pesquisas futuras que busquem analisar os impactos das surpresas monetárias considerando horizontes mais longos. Para isso, pode ser

interessante acrescentar mais variáveis econômicas ao modelo VECM/VAR, além de separar a amostra em períodos que levem em consideração crises financeiras, eleições e gestão do Banco Central do Brasil.

Além disso, pode ser interessante extrair fatores que isole as decisões correntes das metas das taxas de juros e esteja associado apenas aos comunicados da autoridade monetária que podem melhor explicar a influência sobre as variáveis financeiras, assim como aplicado por Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), e Campbell *et al.* (2012) e de Ramos e Portugal (2016).

REFERÊNCIAS

ABEL, Andrew; BERNANKE, Ben S. ; CROUSHORE, Dean. **Macroeconomia**. 6. ed. edição. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2008.

AMARAL, S. R. F. **A relação entre a despesa pública em educação e o crescimento económico em Portugal**. 2015. 44 f. Dissertação (Mestrado em Economia Industrial) - Universidade de Coimbra, Portugal, 2015.

ANDRADE, Cláudia Sá Malbouisson; TIRYAKI, Gisele Ferreira. **Econometria na prática**. Rio de Janeiro: Alta Books, 2017. v. 1.

ANTUNES, José Leopoldo Ferreira; CARDOSO, Maria Regina Alves. Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. **Epidemiol. Serv. Saúde**, v. 24, p. 565-576, 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Ata do COPOM: 23º reunião**. Brasília, ago. 2020.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Banco Central divulga datas das reuniões do Copom em 2006**. 31 out. 2005. Disponível: <https://www.bcb.gov.br/detalhenoticia/12866/nota>. Acesso em: 23 jan. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Pronunciamento no encerramento do XI Seminário Anual de Metas para a Inflação**. Dez anos de metas para a inflação no Brasil - 1999-2009. Brasília: Banco Central do Brasil, 2009, p. 23-34.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Discurso de posse do presidente do Banco Central do Brasil, Henrique Meirelles, 7 de janeiro de 2003**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/appron/Pron/Port/200301PRPDiscurso%20de%20Posse%20do%20Presidente%20do%20Banco%20Central%20do%20BrasilHenrique%20de%20Campos%20Meirelles.pdf>. Acesso em: 30 mar. 2021.

BERNANKE, B. S. **Central bank talk and monetary policy. Technical report, remarks at the Japan Society Corporate Luncheon Board of Governors of the Federal Reserve System**. New York: [S.n], 2004.

BEN S. Bernanke. The fed's road toward greater transparency. **Cato Journal, Cato Institute**, v. 28, n. 2, p. 175-186, winter, 2008.

BENJAMIN M. Friedman; WOODFORD Michael (ed.). **Handbook of monetary economics**. Amsterdam: Elsevier, 2010. p. 369-422.

BERNANKE, B. S.; LAUBACH, T.; MISHKIN, F. S. ; POSEN, A. S. **Inflation targeting: lessons from the international experience**. Princeton, NJ: Princeton University, 2001.

BERNANKE, B. S. ; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

BERNANKE, Ben S. ; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. The flight to quality and the financial accelerator. **Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1, p. 1-15, 1996.

BERNANKE, Ben S., *et al.* Monetary policy alternatives at the zero bound: an empirical assessment. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 2, p. 1–78, 2004.

BLINDER, Alan S. *et al.* **How do central banks talk? Geneva reports on the world economy 3**. [S.l.]: International Center for Monetary and Banking Studies], 2001.

BLINDER, Alan S. *et al.* Central bank communication and monetary policy: a survey of theory and evidence. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 4, p. 910-45, 2008.

BLINDER, Alan S. **Talking about monetary policy: the virtue (and vices?) of central bank communication**. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2009. (BIS working paper, n. 274).

BRASIL. **Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999**. Estabelece a sistemática de "metas para a inflação" como diretriz para fixação do regime de política monetária e dá outras providências. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/CCIVil_03/decreto/D3088.htm. Acesso em: 14 abr. 2021.

BOIVIN, Jean; KILEY, Michael T. ; MISHKIN, Frederic S. **How has the monetary transmission mechanism evolved over time?** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2010. (Working paper, n. 15879).

BORIO, Claudio; ZHU, Haibin. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?. **Journal of Financial Stability**, v. 8, n. 4, p. 236-251, 2012.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CALDEIRA, J. F. Estimação da estrutura a termo da curva de juros no brasil através de modelos paramétricos e não paramétricos. **Revista de Análise Econômica**. v. 29, n. 55, p. 95–122, 2011.

CAMPBELL C. L. *et al.* **Macroeconomic effects of federal reserve forward guidance**. Washington: The Brookings Institution, 2012.

CARVALHO, F. A. **Uma breve análise de medidas alternativas à mediana na pesquisa de expectativas de inflação do Banco Central do Brasil**. Brasília: Depep, 2012. (Série working papers, n. 264).

COOK, Timothy; HAHN, Thomas. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. **Journal of Monetary Economics**, v. 24, n. 3, p. 331-351, 1989.

COSTA FILHO, Adonias Evaristo; ROCHA, Fabiana. Comunicação e política monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 4, p. 405-422, 2009.

COSTA FILHO, Adonias Evaristo; ROCHA, Fabiana. Como o mercado de juros futuros reage à comunicação do Banco Central?. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 3, p. 265-292, 2010.

COUTO, Sílvia Verônica Vilarinho; MEURER, Roberto. Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no Brasil: identificação via heterocedasticidade. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 21, p. e172122, 2017.

CECCHETTI, Stephen Giovanni; SCHOENHOLTZ, Kermit L. ; FACKLER, James. **Money, banking, and financial markets** New York: McGraw-Hill/Irwin, 2015.

DRECHSLER, Itamar; SAVOV, Alexi; and SCHNABL, Philipp. The deposits channel of monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, v. 132, p. 1819-1876, 2017.

DE HAAN, Jakob; EIJJFINGER, Sylvester CW; RYBIŃSKI, Krzysztof. Central bank transparency and central bank communication. **European Journal of Political Economy**, v. 23, n. 1, p. 1-8, 2007.

DINCER, N. Nergiz; EICHENGREEN, Barry. Central bank transparency and independence: Updates and new measures. **International Journal of Central Bankin**, v. 10, n. 1, p. 189–259, 2014.

FRAGA NETO, Arminio. **Dez anos de metas para a inflação no Brasil - 1999-2009**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2009. p. 23-34.

FRIEDMAN, M. ; SCHWARTZ, A. **Monetary history of the United States, 1867-1960**. Princeton New Jersey: Princeton University Press, p.860, 1963.

FEIJÓ, Carmem; ARAÚJO, Eliane Cristina; BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Política monetária no Brasil em tempos de pandemia. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 42, p. 150-171, 2022.

FUINHAS, José Alberto *et al.* **Os canais de transmissão da política monetária**. Portugal: Departamento de Gestão e Economia, Universidade da Beira Interior, 2002.

GAMBACORTA, L. Monetary policy and the risk-taking channel. **BIS Quarterly Review**, p. 43–53, dec. 2009.

GERAATS, Petra M. **Why adopt transparency? The publication of central bank forecasts**. Germany: European Central Bank (ECB), 2001. (ECB working paper, n. 41).

GERAATS, Petra M. Central bank transparency. **The Economic Journal**, v. 112, n. 483, p. F532-F565, 2002.

GERTLER, Mark; KARADI, Peter. Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 7, n. 1, p. 44-76, 2015.

- GIAMBIAGI, Fabio; RIGOLON, Francisco. A atuação do Banco Central em uma economia estabilizada: é desejável adotar metas inflacionárias no Brasil?. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 19, n. 3, 1999.
- GONÇALVES, C. E. ; GUIMARÃES, B. Monetary policy, default risk and the exchange rate. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 1, p. 33-45, 2011.
- GONÇALVES JUNIOR, Walter; EID JUNIOR, William. Surpresas com relação à política monetária e o mercado de capitais: evidências do caso brasileiro. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 31, p. 435-454, 2011.
- GÜRKAYNAK, Refet S. ; SACK, Brian P. ; SWANSON, Eric T. Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. **International Journal of Central Banking**, v. 1, p. 55-93, 2005.
- GÜRKAYNAK, Refet S. ; WRIGHT, Jonathan H. Identification and inference using event studies. **The Manchester School**, v. 81, p. 48-65, 2013.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- GUJARATI, D.N. ; PORTER, D.C. **Econometría**. México: McGraw-Hill, 2010.
- GUJARATI Damodar. **Econometrics by example**. New York: Palgrave Macmillan, 2011.
- HEINEMANN, Friedrich; ULLRICH, Katrin. Does it pay to watch central bankers' lips? The information content of ECB wording. **Swiss Journal of Economics and Statistics**, v. 143, n. 2, p. 155-185, 2007.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). **Credibility, communication, and monetary policy procyclicality in Latin America. World economic and financial surveys**. Washington, DC: [S.n], 2018.
- JENSEN, Henrik. Optimal degrees of transparency in monetary policymaking. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 104, n. 3, p. 399-422, 2002.
- JOHNSON, R. A. ; WICHERN, D. W. **Applied multivariate analysis**. 6th ed. New Jersey: Prentice Hall, Englewood Cliffs, 2007.
- KUBOTA, Hiroyuki *et al.* **High-frequency identification of unconventional monetary policy shocks in Japan**. Tokyo: Center for Advanced Research in finance, 2020. (CARF working paper).
- KUTTNER, Kenneth N. Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, n. 3, p. 523-544, 2001.
- KUTTNER, Kenneth N. ; MOSSER, Patricia C. The monetary transmission mechanism: some answers and further questions. **Economic Policy Review**, v. 8, n. 1, 2002.

LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in Brazil: evidence from a VAR analysis. **Estudos Econômicos**, v. 28, n. 1, p. 7-30, 2007.

MAIA, Alexandre Gori. **Econometria: conceitos e aplicações**. Campinas, São Paulo: Universidade Estadual de Campinas; Instituto de Economia, 2013.

O MECANISMO de transmissão da política monetária. **Relatório de Inflação**, v. 1, n. 1, p. 89 - 92, 1999.

MENDONÇA, Helder Ferreira. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, v. 10, n. 1, p. 65-81, 2001.

MELTZER, Allan H. Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 49-72, 1995.

MISHKIN, Frederic S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n. 4, p. 3-10, 1995.

MISHKIN, Frederic S. **The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy**. Massachusetts Avenue: National Bureau of Economic Research, fev. 1995. (Working paper, n. 5464).

MISHKIN, Frederic S. **The economics of money, banking, and financial markets**. 11 th ed. New Jersey: Pearson Education, 2016.

MISHKIN, Frederic S. **The economics of money, banking, and financial markets**. 11th ed. Toronto: Pearson Education, 2016.

MODIGLIANI, F. **Monetary policy and consumption: linkages via interest rate and wealth effects in the FMP model, consumer spending and monetary policy - the linkages**. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1971. (Conference series, n. 5).

MOURA, Bruno Alves; TIRYAKI, Gisele Ferreira; TEIXEIRA, Diego Nunes. Fragilidade fiscal e os ciclos econômicos no Brasil pós-Plano Real: evidências de um modelo de fator dinâmico associado à análise VAR. **Nova Economia**, v. 30, n. 2, p. 517–549, set. 2020.

OLIVEIRA, Vladimiro Jorge Fontes de. **Análise da função consumo para Portugal**. 2001. Dissertação (Mestrado em Economia Monetária e Financeira) - Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa, Portugal, 2001.

OMOTO, Kátia Harumi; DIAS, Maria Helena Ambrósio; DIAS, Joilson. Os efeitos dos choques de política monetária sobre a atividade econômica e os Preços no Brasil. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 36, Salvador, BA, 2008. **Anais [...]** ANPEC, 2008. p. 1-21.

PACHECO, Luís Miguel da Mata Artur Dias. **O mecanismo de transmissão da política monetária: o papel dos preços dos activos**. 2006. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa, Portugal, 2006.

- PIGOTT, Charles; CHRISTIANSEN, Hans. **Monetary policy when inflation is low**. Paris: OECD Publishing, OECD Economics Department, 1998. (Working papers, n. 191).
- RAMOS, Pedro Lutz; PORTUGAL, Marcelo Savino. O poder da comunicação do Banco Central: avaliando o impacto sobre juros, bolsa, câmbio e expectativa de inflação. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 47, 2016.
- ROMER, Christina D. ; ROMER, David H. **Does monetary policy matter? a new test in the spirit of Friedman and Schwartz**. Berkeley: Universidade da Califórnia, 1989. p. 121-184. (NBER macroeconomics annual, v. 4).
- ROMER, Christina D. ; ROMER, David H. A new measure of monetary shocks: derivation and implications. **American Economic Association**, v. 94, p. 1055-1084, 2004.
- REPULLO, R. **The deposits channel of monetary policy: a critical review**. London: CEPR Press, 2020. (CEPR discussion paper, n. 15553).
- RIGOBON, Roberto; SACK, Brian. The impact of monetary policy on asset prices. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 8, p. 1553-1575, 2004.
- ROLEY, V. V. ; SELTON, G. H. Monetary policy actions and long-term interest rates. Federal Reserve Bank of Kansas City. **Economic Quarterly**, v. 4, n. 80, p.77-89, 1995.
- SCHWERT, G. William. Tests for unit roots: a Monte Carlo Investigation. **Journal of Business & Economic Statistics** 7, n. 2, p. 147–59, 1989.
- SILVA, J. W. ; SILVA MELO, S. R. ; CORREA, L. F. C. Relações e efeitos entre educação, pobreza e crescimento econômico no Brasil e regiões: uma análise entre os anos 1977 a 2013. **Revista Economia e Desenvolvimento** v. 15, p. 232-255, 2016.
- SIMS, Christopher. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-49, 1980.
- STIGLITZ, Joseph; GREENWALD, Bruce. **Rumo a um novo paradigma em economia monetária**. São Paulo: Francis, 2004.
- SHALIZI, Cosma. Factor analysis. Hierarchical Clustering. **Data Mining [online]**. sept. 2009. p. 36–350.
- STOCK, J. H. ; WATSON, M. W. Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in macroeconomics. **Handbook of Macroeconomics**, Cambridge: Elsevier, 2016. p. 415-525.
- TABATA, Alicia; TABAK, Benjamin M. Testes do conteúdo informacional das decisões de política monetária. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 34, n. 2, p. 207-49, ago. 2004.
- TAYLOR, J. The Monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-27, 1995.

WOODFORD, M. **Central bank communication and policy effectiveness.** Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 2005. (NBER working paper, n. 11898).

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria:** uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

APÊNDICES

APÊNDICE A – REUNIÕES DO COPOM

Tabela 7 - Decisão da Meta Selic pelo COPOM (Continua)

FREQUÊNCIA	REUNIÃO		PERÍODO DE VIGÊNCIA	META SELIC
	Nº	DATA		% a.a.
30 dias	92	21/01/2004	22/01/2004 - 18/02/2004	16,50
30 dias	93	18/02/2004	19/02/2004 - 17/03/2004	16,50
30 dias	94	17/03/2004	18/03/2004 - 14/04/2004	16,25
30 dias	95	14/04/2004	15/04/2004 - 19/05/2004	16,00
30 dias	96	19/05/2004	20/05/2004 - 16/06/2004	16,00
30 dias	97	16/06/2004	17/06/2004 - 21/07/2004	16,00
30 dias	98	21/07/2004	22/07/2004 - 18/08/2004	16,00
30 dias	99	18/08/2004	19/08/2004 - 15/09/2004	16,00
30 dias	100	15/09/2004	16/09/2004 - 19/10/2004	16,25
30 dias	101	20/10/2004	20/10/2004 - 17/11/2004	16,75
30 dias	102	17/11/2004	18/11/2004 - 15/12/2004	17,25
30 dias	103	15/12/2004	16/12/2004 - 19/01/2005	17,75
30 dias	104	19/01/2005	20/01/2005 - 16/02/2005	18,25
30 dias	105	16/02/2005	17/02/2005 - 16/03/2005	18,75
30 dias	106	16/03/2005	17/03/2005 - 21/04/2005	19,25
30 dias	107	20/04/2005	22/04/2005 - 18/05/2005	19,50
30 dias	108	18/05/2005	19/05/2005 - 15/06/2005	19,75
30 dias	109	15/06/2005	16/06/2005 - 20/07/2005	19,75
30 dias	110	20/07/2005	21/07/2005 - 17/08/2005	19,75
30 dias	111	17/08/2005	18/08/2005 - 14/09/2005	19,75
30 dias	112	14/09/2005	15/09/2005 - 19/10/2005	19,50
30 dias	113	19/10/2005	20/10/2005 - 23/11/2005	19,00
30 dias	114	23/11/2005	24/11/2005 - 14/12/2005	18,50
30 dias	115	14/12/2005	15/12/2005 - 18/01/2006	18,00
45 dias	116	18/01/2006	19/01/2006 - 08/03/2006	17,25
45 dias	117	08/03/2006	09/03/2006 - 19/04/2006	16,50
45 dias	118	19/04/2006	20/04/2006 - 31/05/2006	15,75
45 dias	119	31/05/2006	01/06/2006 - 19/07/2006	15,25
45 dias	120	19/07/2006	20/07/2006 - 30/08/2006	14,75
45 dias	121	30/08/2006	31/08/2006 - 17/10/2006	14,25
45 dias	122	18/10/2006	18/10/2006 - 29/11/2006	13,75
45 dias	123	29/11/2006	30/11/2006 - 24/01/2007	13,25
45 dias	124	24/01/2007	25/01/2007 - 07/03/2007	13,00
45 dias	125	07/03/2007	08/03/2007 - 18/04/2007	12,75
45 dias	126	18/04/2007	19/04/2007 - 06/06/2007	12,50
45 dias	127	06/06/2007	07/06/2007 - 18/07/2007	12,00
45 dias	128	18/07/2007	19/07/2007 - 05/09/2007	11,50
45 dias	129	05/09/2007	06/09/2007 - 17/10/2007	11,25

Tabela 7 - Decisão da Meta Selic pelo COPOM (Continuação)

FREQUÊNCIA	REUNIÃO		PERÍODO DE VIGÊNCIA	META SELIC
	Nº	DATA		% a.a.
45 dias	130	17/10/2007	18/10/2007 - 05/12/2007	11,25
45 dias	131	05/12/2007	06/12/2007 - 23/01/2008	11,25
45 dias	132	23/01/2008	24/01/2008 - 05/03/2008	11,25
45 dias	133	05/03/2008	06/03/2008 - 16/04/2008	11,25
45 dias	134	16/04/2008	17/04/2008 - 04/06/2008	11,75
45 dias	135	04/06/2008	05/06/2008 - 23/07/2008	12,25
45 dias	136	23/07/2008	24/07/2008 - 10/09/2008	13,00
45 dias	137	10/09/2008	11/09/2008 - 29/10/2008	13,75
45 dias	138	29/10/2008	30/10/2008 - 10/12/2008	13,75
45 dias	139	10/12/2008	11/12/2008 - 21/01/2009	13,75
45 dias	140	21/01/2009	22/01/2009 - 11/03/2009	12,75
45 dias	141	11/03/2009	12/03/2009 - 29/04/2009	11,25
45 dias	142	29/04/2009	30/04/2009 - 10/06/2009	10,25
45 dias	143	10/06/2009	11/06/2009 - 22/07/2009	9,25
45 dias	144	22/07/2009	23/07/2009 - 02/09/2009	8,75
45 dias	145	02/09/2009	03/09/2009 - 21/10/2009	8,75
45 dias	146	21/10/2009	22/10/2009 - 09/12/2009	8,75
45 dias	147	09/12/2009	10/12/2009 - 27/01/2010	8,75
45 dias	148	27/01/2010	28/01/2010 - 17/03/2010	8,75
45 dias	149	17/03/2010	18/03/2010 - 28/04/2010	8,75
45 dias	150	28/04/2010	29/04/2010 - 09/06/2010	9,50
45 dias	151	09/06/2010	10/06/2010 - 21/07/2010	10,25
45 dias	152	21/07/2010	22/07/2010 - 01/09/2010	10,75
45 dias	153	01/09/2010	02/09/2010 - 20/10/2010	10,75
45 dias	154	20/10/2010	21/10/2010 - 08/12/2010	10,75
45 dias	155	08/12/2010	09/12/2010 - 19/01/2011	10,75
45 dias	156	19/01/2011	20/01/2011 - 02/03/2011	11,25
45 dias	157	02/03/2011	03/03/2011 - 20/04/2011	11,75
45 dias	158	20/04/2011	21/04/2011 - 08/06/2011	12,00
45 dias	159	08/06/2011	09/06/2011 - 20/07/2011	12,25
45 dias	160	20/07/2011	21/07/2011 - 31/08/2011	12,50
45 dias	161	31/08/2011	01/09/2011 - 19/10/2011	12,00
45 dias	162	19/10/2011	20/10/2011 - 30/11/2011	11,50
45 dias	163	30/11/2011	01/12/2011 - 18/01/2012	11,00
45 dias	164	18/01/2012	19/01/2012 - 07/03/2012	10,50
45 dias	165	07/03/2012	08/03/2012 - 18/04/2012	9,75
45 dias	166	18/04/2012	19/04/2012 - 30/05/2012	9,00
45 dias	167	30/05/2012	31/05/2012 - 11/07/2012	8,50
45 dias	168	11/07/2012	12/07/2012 - 29/08/2012	8,00

Tabela 7 - Decisão da Meta Selic pelo COPOM (Continuação)

FREQUÊNCIA	REUNIÃO		PERÍODO DE VIGÊNCIA	META SELIC
	Nº	DATA		% a.a.
45 dias	169	29/08/2012	30/08/2012 - 10/10/2012	7,50
45 dias	170	10/10/2012	11/10/2012 - 28/11/2012	7,25
45 dias	171	28/11/2012	29/11/2012 - 16/01/2013	7,25
45 dias	172	16/01/2013	17/01/2013 - 06/03/2013	7,25
45 dias	173	06/03/2013	07/03/2013 - 17/04/2013	7,25
45 dias	174	17/04/2013	18/04/2013 - 29/05/2013	7,50
45 dias	175	29/05/2013	30/05/2013 - 10/07/2013	8,00
45 dias	176	10/07/2013	11/07/2013 - 28/08/2013	8,50
45 dias	177	28/08/2013	29/08/2013 - 09/10/2013	9,00
45 dias	178	09/10/2013	10/10/2013 - 27/11/2013	9,50
45 dias	179	27/11/2013	28/11/2013 - 15/01/2014	10,00
45 dias	180	15/01/2014	16/01/2014 - 26/02/2014	10,50
45 dias	181	26/02/2014	27/02/2014 - 02/04/2014	10,75
45 dias	182	02/04/2014	03/04/2014 - 28/05/2014	11,00
45 dias	183	28/05/2014	29/05/2014 - 16/07/2014	11,00
45 dias	184	16/07/2014	17/07/2014 - 03/09/2014	11,00
45 dias	185	03/09/2014	04/09/2014 - 29/10/2014	11,00
45 dias	186	29/10/2014	30/10/2014 - 03/12/2014	11,25
45 dias	187	03/12/2014	04/12/2014 - 21/01/2015	11,75
45 dias	188	21/01/2015	22/01/2015 - 04/03/2015	12,25
45 dias	189	04/03/2015	05/03/2015 - 29/04/2015	12,75
45 dias	190	29/04/2015	30/04/2015 - 03/06/2015	13,25
45 dias	191	03/06/2015	04/06/2015 - 29/07/2015	13,75
45 dias	192	29/07/2015	30/07/2015 - 02/09/2015	14,25
45 dias	193	02/09/2015	03/09/2015 - 21/10/2015	14,25
45 dias	194	21/10/2015	22/10/2015 - 25/11/2015	14,25
45 dias	195	25/11/2015	26/11/2015 - 20/01/2016	14,25
45 dias	196	20/01/2016	21/01/2016 - 02/03/2016	14,25
45 dias	197	02/03/2016	03/03/2016 - 27/04/2016	14,25
45 dias	198	27/04/2016	28/04/2016 - 08/06/2016	14,25
45 dias	199	08/06/2016	09/06/2016 - 20/07/2016	14,25
45 dias	200	20/07/2016	21/07/2016 - 31/08/2016	14,25
45 dias	201	31/08/2016	01/09/2016 - 19/10/2016	14,25
45 dias	202	19/10/2016	20/10/2016 - 30/11/2016	14,00
45 dias	203	30/11/2016	01/12/2016 - 11/01/2017	13,75
45 dias	204	11/01/2017	12/01/2017 - 22/02/2017	13,00
45 dias	205	22/02/2017	23/02/2017 - 12/04/2017	12,25
45 dias	206	12/04/2017	13/04/2017 - 31/05/2017	11,25
45 dias	207	31/05/2017	01/06/2017 - 26/07/2017	10,25

Tabela 7 - Decisão da Meta Selic pelo COPOM (Conclusão)

FREQUÊNCIA	REUNIÃO		PERÍODO DE VIGÊNCIA	META SELIC
	Nº	DATA		% a.a.
45 dias	208	26/07/2017	27/07/2017 - 06/09/2017	9,25
45 dias	209	06/09/2017	08/09/2017 - 25/10/2017	8,25
45 dias	210	25/10/2017	26/10/2017 - 06/12/2017	7,50
45 dias	211	06/12/2017	07/12/2017 - 07/02/2018	7,00
45 dias	212	07/02/2018	08/02/2018 - 21/03/2018	6,75
45 dias	213	21/03/2018	22/03/2018 - 16/05/2018	6,50
45 dias	214	16/05/2018	17/05/2018 - 20/06/2018	6,50
45 dias	215	20/06/2018	21/06/2018 - 01/08/2018	6,50
45 dias	216	01/08/2018	02/08/2018 - 19/09/2018	6,50
45 dias	217	19/09/2018	20/09/2018 - 31/10/2018	6,50
45 dias	218	31/10/2018	01/11/2018 - 12/12/2018	6,50
45 dias	219	12/12/2018	13/12/2018 - 06/02/2019	6,50
45 dias	220	06/02/2019	07/02/2019 - 20/03/2019	6,50
45 dias	221	20/03/2019	21/03/2019 - 08/05/2019	6,50
45 dias	222	08/05/2019	09/05/2019 - 20/06/2019	6,50
45 dias	223	19/06/2019	21/06/2019 - 31/07/2019	6,50
45 dias	224	31/07/2019	01/08/2019 - 18/09/2019	6,00
45 dias	225	18/09/2019	19/09/2019 - 30/10/2019	5,50
45 dias	226	30/10/2019	31/10/2019 - 11/12/2019	5,00
45 dias	227	11/12/2019	12/12/2019 - 05/02/2020	4,50
45 dias	228	05/02/2020	06/02/2020 - 18/03/2020	4,25
45 dias	229	18/03/2020	19/03/2020 - 06/05/2020	3,75
45 dias	230	06/05/2020	07/05/2020 - 17/06/2020	3,00
45 dias	231	17/06/2020	18/06/2020 - 05/08/2020	2,25
45 dias	232	05/08/2020	06/08/2020 - 16/09/2020	2,00
45 dias	233	16/09/2020	17/09/2020 - 28/10/2020	2,00
45 dias	234	28/10/2020	29/10/2020 - 09/12/2020	2,00
45 dias	235	09/12/2020	10/12/2020 - 20/01/2021	2,00

Fonte: Elaboração própria (2024) com dados coletados do Banco Central do Brasil (2024)

APÊNDICE B – CONSTRUÇÃO DAS SURPRESAS MONETÁRIAS

Tabela 8 - Surpresa de Política Monetária (continua)

REUNIÃO COPOM			EXPECTATIVA DE MERCADO			SURPRESA
Nº	2º Dia	Meta SELIC	Data	Expectativa	Fonte	
92	21/01/2004	16.5	20/01/2004	15.75	Folha de São Paulo	0.75
93	18/02/2004	16.5	17/02/2004	16.5	Folha de São Paulo	0
94	17/03/2004	16.25	16/03/2004	16.5	Folha de São Paulo	-0.25
95	14/04/2004	16	12/04/2004	16	Folha de São Paulo	0
96	19/05/2004	16	18/05/2004	15.75	Folha de São Paulo	0.25
97	16/06/2004	16	11/06/2004	16	Focus	0
98	21/07/2004	16	16/07/2004	16	Focus	0
99	18/08/2004	16	13/08/2004	16	Focus	0
100	15/09/2004	16.25	10/09/2004	16	Focus	0.25
101	20/10/2004	16.75	15/10/2004	16.5	Focus	0.25
102	17/11/2004	17.25	12/11/2004	17.25	Folha de São Paulo	0
103	15/12/2004	17.75	10/12/2004	17.75	Focus	0
104	19/01/2005	18.25	14/01/2005	18.25	Focus	0
105	16/02/2005	18.75	11/02/2005	18.75	Focus	0
106	16/03/2005	19.25	11/03/2005	19.25	Focus	0
107	20/04/2005	19.5	15/04/2005	19.25	Focus	0.25
108	18/05/2005	19.75	13/05/2005	19.5	Focus	0.25
109	15/06/2005	19.75	10/06/2005	19.75	Focus	0
110	20/07/2005	19.75	15/07/2005	19.75	Focus	0
111	17/08/2005	19.75	12/08/2005	19.75	Focus	0
112	14/09/2005	19.5	09/09/2005	19.5	Focus	0
113	19/10/2005	19	14/10/2005	19	Focus	0
114	23/11/2005	18.5	18/11/2005	18.5	Focus	0
115	14/12/2005	18	09/12/2005	18	Focus	0
116	18/01/2006	17.25	13/01/2006	17.25	Focus	0
117	08/03/2006	16.5	03/03/2006	16.5	Focus	0
118	19/04/2006	15.75	13/04/2006	15.75	Focus	0
119	31/05/2006	15.25	31/05/2006	15.25	Infomoney	0
120	19/07/2006	14.75	14/07/2006	14.75	Focus	0
121	30/08/2006	14.25	25/08/2006	14.5	Focus	-0.25
122	18/10/2006	13.75	13/10/2006	13.75	Focus	0
123	29/11/2006	13.25	24/11/2006	13.25	Focus	0
124	24/01/2007	13	19/01/2007	13	Focus	0
125	07/03/2007	12.75	02/03/2007	12.75	Focus	0
126	18/04/2007	12.5	13/04/2007	12.5	Focus	0
127	06/06/2007	12	01/06/2007	12	Focus	0
128	18/07/2007	11.5	13/07/2007	11.5	Focus	0
129	05/09/2007	11.25	31/08/2007	11.25	Focus	0
130	17/10/2007	11.25	11/10/2007	11	Focus	0.25
131	05/12/2007	11.25	31/10/2007	11.25	Focus	0

Tabela 8 - Surpresa de Política Monetária (continuação)

REUNIÃO COPOM			EXPECTATIVA DE MERCADO			SURPRESA
Nº	2º Dia	Meta SELIC	Data	Expectativa	Fonte	
132	23/01/2008	11.25	18/01/2008	11.25	Focus	0
133	05/03/2008	11.25	29/02/2008	11.25	Focus	0
134	16/04/2008	11.75	11/04/2008	11.5	Focus	0.25
135	04/06/2008	12.25	30/05/2008	12.25	Focus	0
136	23/07/2008	13	18/07/2008	12.75	Focus	0.25
137	10/09/2008	13.75	05/09/2008	13.75	Focus	0
138	29/10/2008	13.75	24/10/2008	14	Focus	-0.25
139	10/12/2008	13.75	05/12/2008	13.75	Focus	0
140	21/01/2009	12.75	16/01/2009	12.75	Focus	0
141	11/03/2009	11.25	06/03/2009	11.75	Focus	-0.5
142	29/04/2009	10.25	24/04/2009	10.25	Focus	0
143	10/06/2009	9.25	05/06/2009	9.5	Focus	-0.25
144	22/07/2009	8.75	17/07/2009	8.75	Focus	0
145	02/09/2009	8.75	28/08/2009	8.75	Focus	0
146	21/10/2009	8.75	16/10/2009	8.75	Focus	0
147	09/12/2009	8.75	04/12/2009	8.75	Focus	0
148	27/01/2010	8.75	22/01/2010	8.75	Focus	0
149	17/03/2010	8.75	12/03/2010	8.75	Focus	0
150	28/04/2010	9.5	23/04/2010	9.25	Focus	0.25
151	09/06/2010	10.25	04/06/2010	10.25	Focus	0
152	21/07/2010	10.75	16/07/2010	11	Focus	-0.25
153	01/09/2010	10.75	27/08/2010	10.25	Focus	0.5
154	20/10/2010	10.75	15/10/2010	10.75	Focus	0
155	08/12/2010	10.75	03/12/2010	10.75	Focus	0
156	19/01/2011	11.25	14/01/2011	11.25	Focus	0
157	02/03/2011	11.75	25/02/2011	11.75	Focus	0
158	20/04/2011	12	15/04/2011	12.25	Focus	-0.25
159	08/06/2011	12.25	03/06/2011	12.25	Focus	0
160	20/07/2011	12.5	15/07/2011	12.5	Focus	0
161	31/08/2011	12	26/08/2011	12.5	Focus	-0.5
162	19/10/2011	11.5	14/10/2011	11.5	Focus	0
163	30/11/2011	11	25/11/2011	11	Focus	0
164	18/01/2012	10.5	13/01/2012	10.5	Focus	0
165	07/03/2012	9.75	02/03/2012	10	Focus	-0.25
166	18/04/2012	9	13/04/2012	9	Focus	0
167	30/05/2012	8.5	25/05/2012	8.5	Focus	0
168	11/07/2012	8	06/07/2012	8	Focus	0
169	29/08/2012	7.5	24/08/2012	7.5	Focus	0
170	10/10/2012	7.25	05/10/2012	7.5	Focus	-0.25
171	28/11/2012	7.25	23/11/2012	7.25	Focus	0
172	16/01/2013	7.25	11/01/2013	7.25	Focus	0

Tabela 8 - Surpresa de Política Monetária (continuação)

REUNIÃO COPOM			EXPECTATIVA DE MERCADO			SURPRESA
Nº	2º Dia	Meta SELIC	Data	Expectativa	Fonte	
173	06/03/2013	7.25	01/03/2013	7.25	Focus	0
174	17/04/2013	7.5	12/04/2013	7.25	Focus	0.25
175	29/05/2013	8	24/05/2013	7.75	Focus	0.25
176	10/07/2013	8.5	05/07/2013	8.5	Focus	0
177	28/08/2013	9	23/08/2013	9	Focus	0
178	09/10/2013	9.5	04/10/2013	9.5	Focus	0
179	27/11/2013	10	22/11/2013	10	Focus	0
180	15/01/2014	10.5	10/01/2014	10.25	Focus	0.25
181	26/02/2014	10.75	21/02/2014	10.75	Focus	0
182	02/04/2014	11	28/03/2014	11	Focus	0
183	28/05/2014	11	23/05/2014	11	Focus	0
184	16/07/2014	11	11/07/2014	11	Focus	0
185	03/09/2014	11	29/08/2014	11	Focus	0
186	29/10/2014	11.25	24/10/2014	11	Focus	0.25
187	03/12/2014	11.75	28/11/2014	11.5	Focus	0.25
188	21/01/2015	12.25	16/01/2015	12.25	Focus	0
189	04/03/2015	12.75	02/02/2015	12.75	Focus	0
190	29/04/2015	13.25	24/04/2015	13.25	Focus	0
191	03/06/2015	13.75	29/05/2015	13.75	Focus	0
192	29/07/2015	14.25	24/07/2015	14.25	Focus	0
193	02/09/2015	14.25	28/08/2015	14.25	Focus	0
194	21/10/2015	14.25	16/10/2015	14.25	Focus	0
195	25/11/2015	14.25	20/11/2015	14.25	Focus	0
196	20/01/2016	14.25	15/01/2016	14.75	Focus	-0.5
197	02/03/2016	14.25	26/02/2016	14.25	Focus	0
198	27/04/2016	14.25	22/04/2016	14.25	Focus	0
199	08/06/2016	14.25	03/06/2016	14.25	Focus	0
200	20/07/2016	14.25	15/07/2016	14.25	Focus	0
201	31/08/2016	14.25	26/08/2016	14.25	Focus	0
202	19/10/2016	14	14/10/2016	14	Focus	0
203	30/11/2016	13.75	25/11/2016	13.75	Focus	0
204	11/01/2017	13	06/01/2017	13.25	Focus	-0.25
205	22/02/2017	12.25	17/02/2017	12.25	Focus	0
206	12/04/2017	11.25	07/04/2017	11.25	Focus	0
207	31/05/2017	10.25	26/05/2017	10.25	Focus	0
208	26/07/2017	9.25	21/07/2017	9.25	Focus	0
209	06/09/2017	8.25	01/09/2017	8.25	Focus	0
210	25/10/2017	7.5	20/10/2017	7.5	Focus	0
211	06/12/2017	7	01/12/2017	7	Focus	0
212	07/02/2018	6.75	02/02/2018	6.75	Focus	0

Tabela 8 - Surpresa de Política Monetária (conclusão)

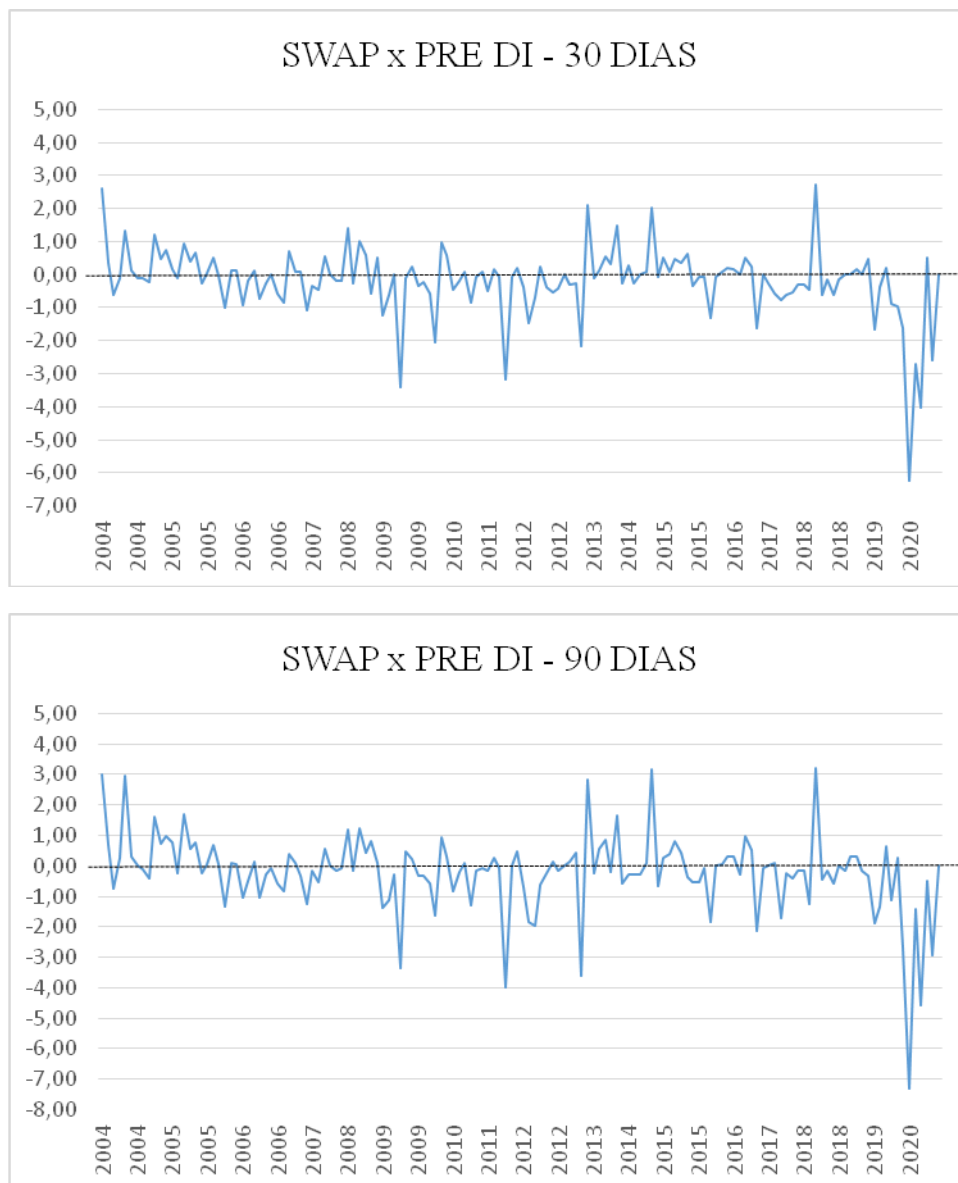
REUNIÃO COPOM			EXPECTATIVA DE MERCADO			SURPRESA
Nº	2º Dia	Meta SELIC	Data	Expectativa	Fonte	
213	21/03/2018	6.5	16/03/2018	6.5	Focus	0
214	16/05/2018	6.5	11/05/2018	6.25	Focus	0.25
215	20/06/2018	6.5	15/06/2018	6.5	Focus	0
216	01/08/2018	6.5	27/07/2018	6.5	Focus	0
217	19/09/2018	6.5	14/09/2018	6.5	Focus	0
218	31/10/2018	6.5	26/10/2018	6.5	Focus	0
219	12/12/2018	6.5	07/12/2018	6.5	Focus	0
220	06/02/2019	6.5	01/02/2019	6.5	Focus	0
221	20/03/2019	6.5	15/03/2019	6.5	Focus	0
222	08/05/2019	6.5	03/05/2019	6.5	Focus	0
223	19/06/2019	6.5	14/06/2019	6.5	Focus	0
224	31/07/2019	6	26/07/2019	6.25	Focus	-0.25
225	18/09/2019	5.5	13/09/2019	5.5	Focus	0
226	30/10/2019	5	25/10/2019	5	Focus	0
227	11/12/2019	4.5	06/12/2019	4.5	Focus	0
228	05/02/2020	4.25	31/01/2020	4.25	Focus	0
229	18/03/2020	3.75	13/03/2020	4	Focus	-0.25
230	06/05/2020	3	30/04/2020	3.25	Focus	-0.25
231	17/06/2020	2.25	12/06/2020	2.25	Focus	0
232	05/08/2020	2	31/07/2020	2	Focus	0
233	16/09/2020	2	11/09/2020	2	Focus	0
234	28/10/2020	2	23/10/2020	2	Focus	0
235	09/12/2020	2	04/12/2020	2	Focus	0

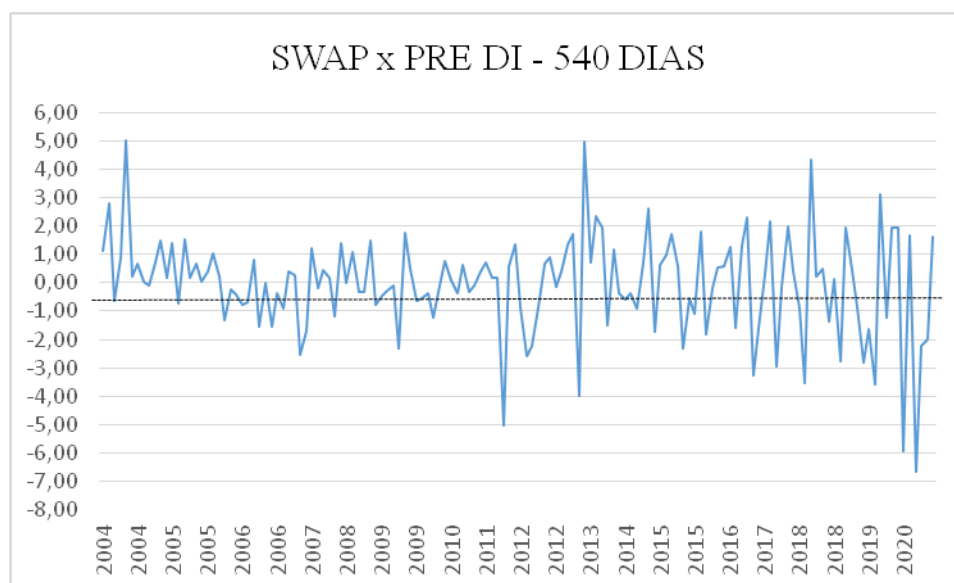
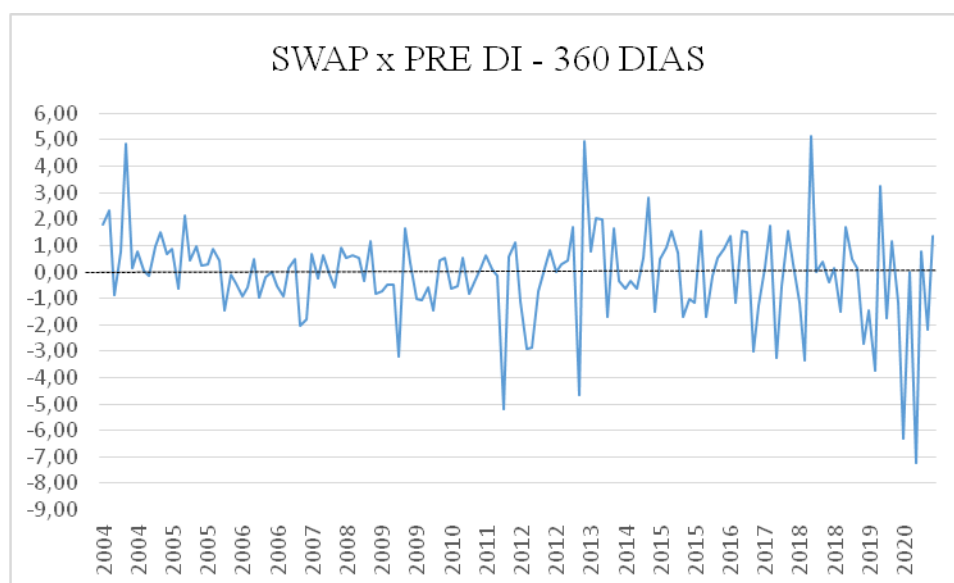
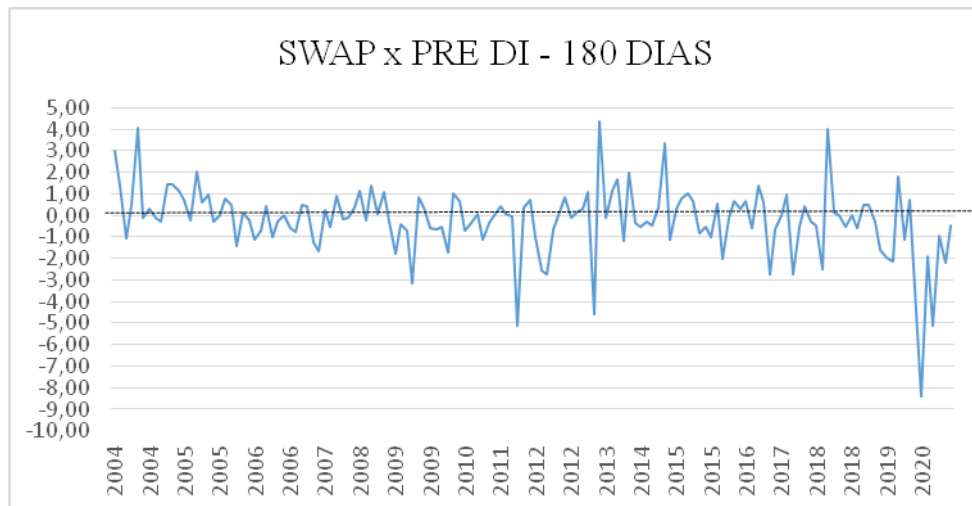
Fonte: Elaboração própria com base em dados coletados do Banco Central do Brasil (2024), Folha de São Paulo (2024) e Infomoney (2024)

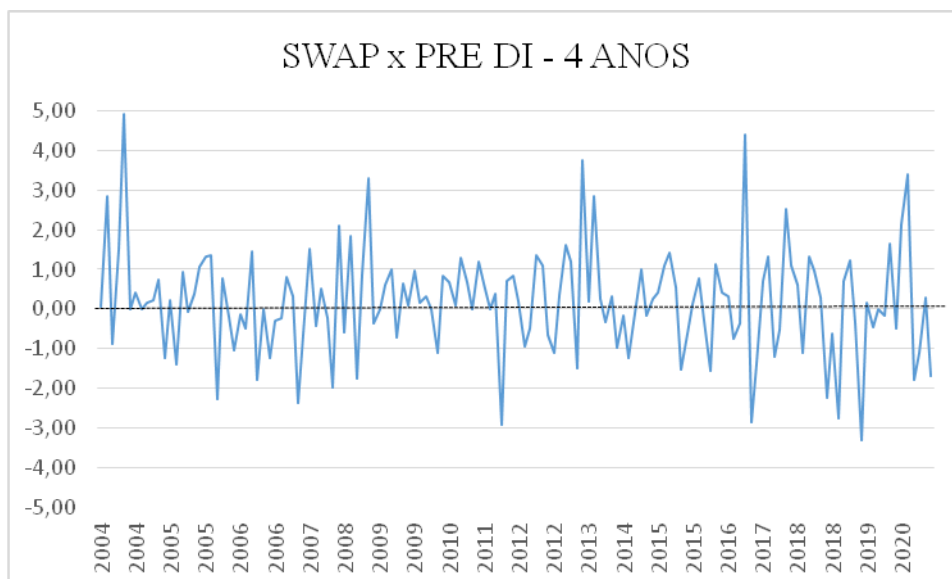
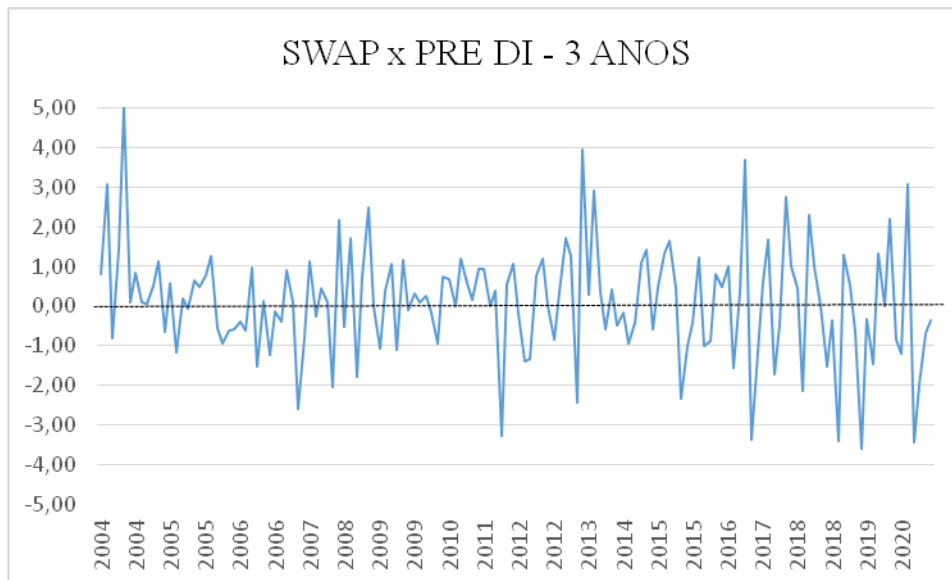
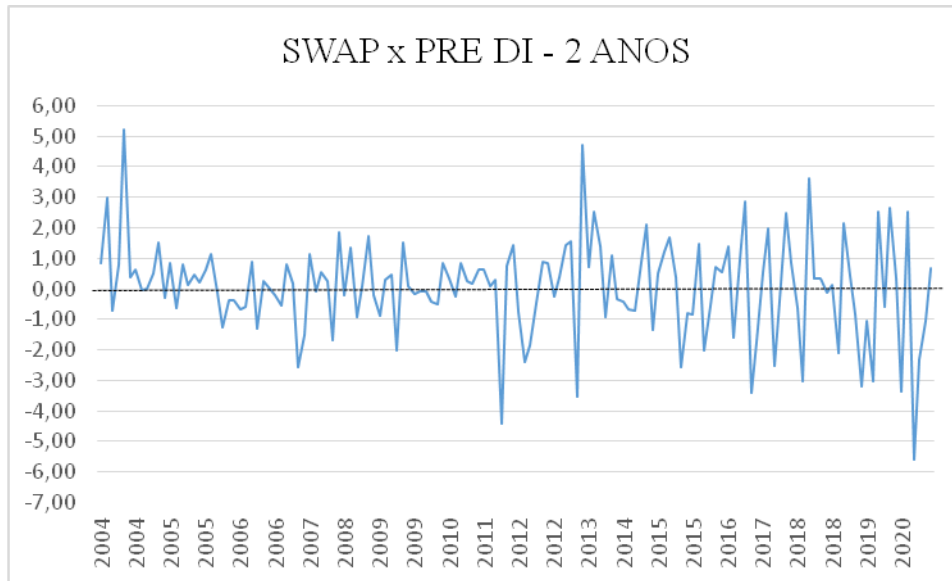
Nota: Para compor a série histórica de expectativa de mercado, foi utilizado o relatório Focus mais recente antes da reunião do COPOM. O mesmo vale para as notícias disponíveis no *website* da Folha de São Paulo e no InfoMoney

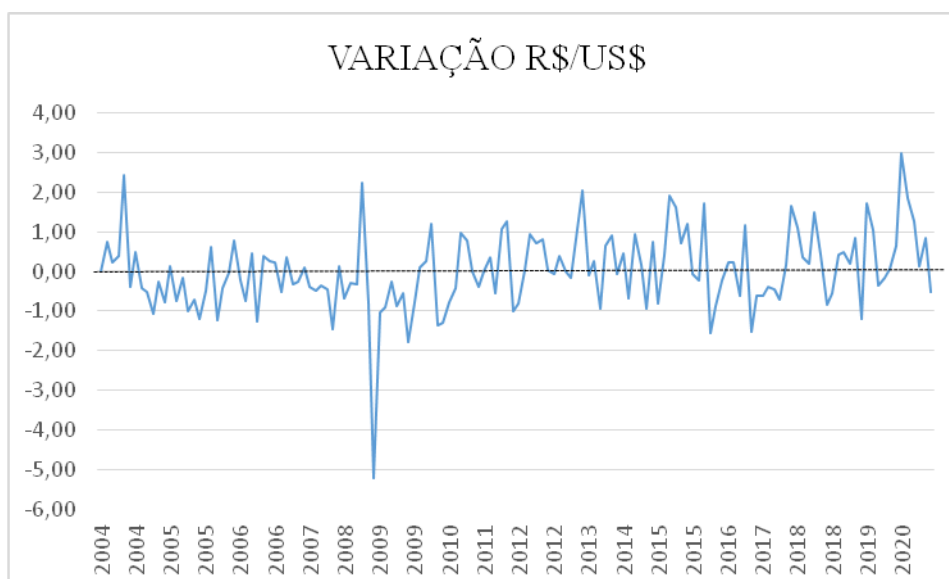
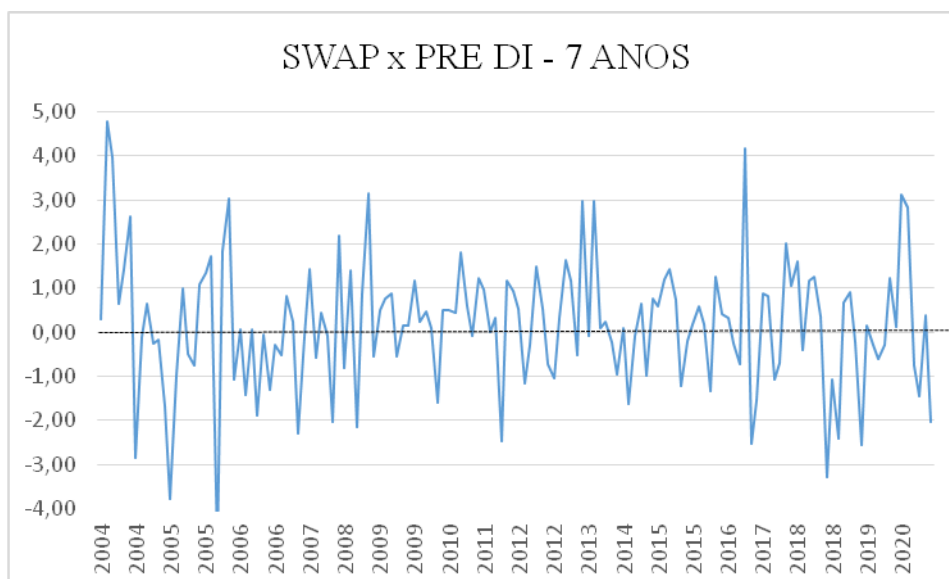
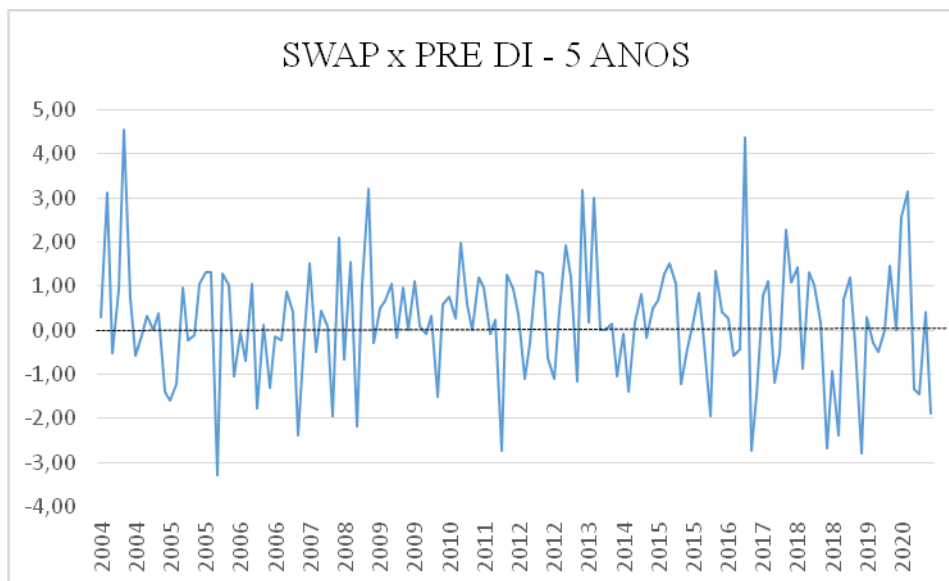
APÊNDICE C – ANÁLISE VISUAL DE ESTACIONARIEDADE

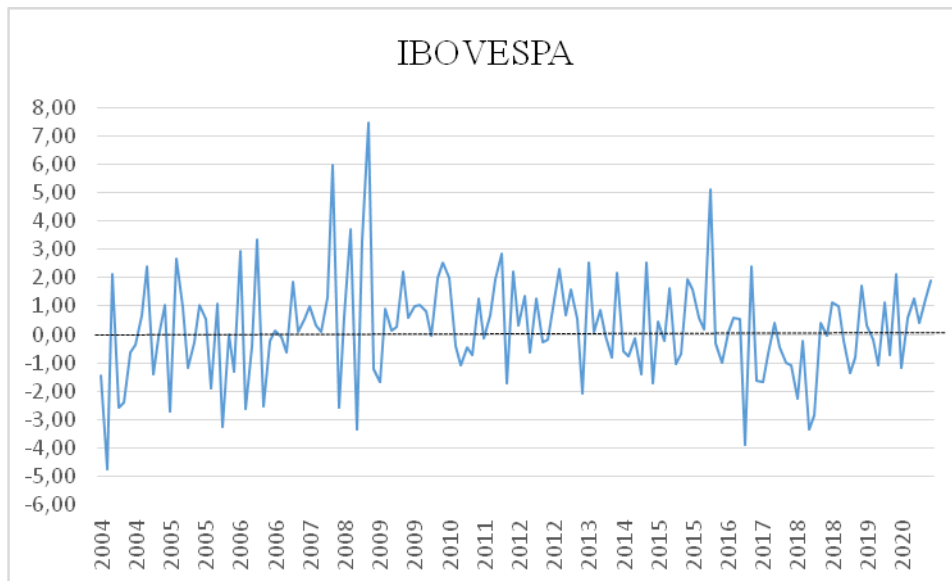
Gráfico 2 - Análise Visual de Estacionariedade











Fonte: Elaboração própria (2024) com dados coletados da Bolsa, Brasil e Balcão (B3) (2024)

APÊNDICE D – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Tabela 9 - Teste de raiz unitária Phillips-Perron

VARIÁVEL EM NÍVEL		TEST STATISTIC	CRITICAL VALEU			MacKinnon approximate p-value
			1%	5%	10%	
30 DIAS	Z(rho)	-138.499	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-10.443	-3.496	-2.887	-2.577	
90 DIAS	Z(rho)	-146.987	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-10.997	-3.496	-2.887	-2.577	
180 DIAS	Z(rho)	-142.259	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-10.933	-3.496	-2.887	-2.577	
360 DIAS	Z(rho)	-171.723	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-13.173	-3.496	-2.887	-2.577	
540 DIAS	Z(rho)	-171.723	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-13.173	-3.496	-2.887	-2.577	
2 ANOS	Z(rho)	-156.379	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-13.368	-3.496	-2.887	-2.577	
3 ANOS	Z(rho)	-152.198	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-13.078	-3.496	-2.887	-2.577	
4 ANOS	Z(rho)	-154.159	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-13.208	-3.496	-2.887	-2.577	
5 ANOS	Z(rho)	-147.171	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-12.567	-3.496	-2.887	-2.577	
7 ANOS	Z(rho)	-139.334	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-11.531	-3.496	-2.887	-2.577	
R\$/US\$	Z(rho)	-112.596	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-9.447	-3.496	-2.887	-2.577	
IBOVESPA	Z(rho)	-172.398	-19.943	-13.786	-11.057	Z(t) = 0.0000
	Z(t)	-13.353	-3.496	-2.887	-2.577	

Fonte: Elaboração própria (2024)

APÊNDICE E – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA DO MODELO VECM

Tabela 10 - Teste de raiz unitária Phillips-Perron e Dickey-Fuller | Modelo VECM

		ADF			PHILLIP-PERRON		
EM NÍVEL							
	Sem Constante Sem Tendência	Constante	Constante e Tendência	Sem Constante Sem Tendência	Constante	Constante e Tendência	
	Estatística	Estatística	Estatística	Estatística	Estatística	Estatística	
PIB	2.796	-0.570	-3.563***	4.855	-	-0.220	
IPCA	5.612	-1.954	-0.146	13.283	-	-1.272	
PRIMEIRA DIFERENÇA							
PIB	-3.685***	-5.475***	-4.358***	-4.070***	-	-6.709***	
IPCA	-2.766***	-6.277***	-6.313***	-2.797***	-	-6.694***	

Fonte: Elaboração própria (2024)

Nota: (*), (**) e (***) indicam que H0 é rejeitada com 90%, 95% e 99% de confiança

APÊNDICE F – MODELO ESTIMADO

Tabela 11 - Johansen normalization restriction imposed

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coefficient	Std. Err.	z	P > z	[95% conf. interval]	
_ce1						
lnpib	1
lnipca	-0.9755979	0.207685	-4.7	0.000	-1.382653	.5685431
surpresa	4.565719	0.726578	6.28	0.000	3.141652	5.989786
_cons	-9.387124

Fonte: Elaboração própria (2024)