



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

SARAH REBECA ALMEIDA DE SENA DORNELAS

CHOQUES MONETÁRIOS E FLUTUAÇÕES MACROECONÔMICAS NO BRASIL

João Pessoa
2024

SARAH REBECA ALMEIDA DE SENA DORNELAS

**CHOQUES MONETÁRIOS E FLUTUAÇÕES
MACROECONÔMICAS NO BRASIL**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB) como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón.

João Pessoa
2024

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

D713c Dornelas, Sarah Rebeca Almeida de Sena.
Choques monetários e flutuações macroeconômicas no
Brasil / Sarah Rebeca Almeida de Sena Dornelas. - João
Pessoa, 2024.
88 f. : il.

Orientação: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón.
Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA.

1. Política monetária - Choques. 2. Flutuações
macroeconômicas. 3. Modelos SVMA-IV. 4. Decomposição de
variância. 5. Economia - Brasil. I. Aragón, Edilean
Kleber da Silva Bejarano. II. Título.

UFPB/BC

CDU 338.23:336.74(043)



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Campus Universitário I – Cidade Universitária – CEP 58.059-900 – João Pessoa – Paraíba
Tel: (83) 3216-7482 – <https://sigaa.ufpb.br/sigaa/public/programa/portal.jsf?id=1875> – E-mail: ppge.ccsa@gmail.com

Ata da reunião da Banca Examinadora designada para avaliar o trabalho de Dissertação da mestranda **Sarah Rebeca Almeida de Sena Dornelas**, submetida para obtenção do grau de Mestre em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**.

Aos vinte e um dias, do mês de fevereiro, do ano dois mil e vinte quatro, às dez horas, no Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, reuniram-se remotamente, os membros da Banca Examinadora, constituída pelos professores doutores, **Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón** (Orientador), da Universidade Federal da Paraíba; **Alejandro Cayetano Garcia Cintado** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Igor Ézio Maciel Silva** (Examinador Externo), da Universidade Federal do Rio Grande do Norte; a fim de examinarem a candidata ao grau de mestre em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**, **Sarah Rebeca Almeida de Sena Dornelas**. Além dos examinadores e do examinando, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo Discente. Iniciando a sessão, o professor **Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón**, na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes a finalidade da reunião e os procedimentos de encaminhamento desta. A seguir, concedeu à palavra a candidata, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: **“CHOQUES MONETÁRIOS E FLUTUAÇÕES MACROECONÔMICAS NO BRASIL”**. Concluída a exposição, o senhor presidente solicitou que fosse feita a arguição por cada um dos examinadores. A seguir foi concedida a palavra a candidata, para que respondesse e esclarecesse às questões levantadas. Terminadas as arguições, a Banca Examinadora passou a proceder à avaliação e ao julgamento da candidata. Em seguida, o senhor presidente comunicou aos presentes que a Banca Examinadora, por unanimidade, **aprovou** a dissertação apresentada e defendida com o conceito **APROVADA**, concedendo assim, o grau de **Mestre em Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, a mestranda **Sarah Rebeca Almeida de Sena Dornelas**. E, para constar, eu, Waleska Christina de Castro, secretária *ad hoc* do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei a presente ata, que assino junto com os membros da Banca Examinadora. João Pessoa, 21 de fevereiro de 2024.

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
Orientador – UFPB

EDILEAN KLEBER DA SILVA
BEJARANO
ARAGON:00784361410
61410
Assinado de forma digital por EDILEAN KLEBER DA SILVA BEJARANO
ARAGON:00784361410
Dados: 2024.02.21 15:05:06 -03'00'

Prof. Dr. Alejandro Cayetano Garcia Cintado
Examinador Interno – UFPB

GARCIA CINTADO ALEJANDRO CAYETANO - 28733550H
Firmado digitalmente por GARCIA CINTADO ALEJANDRO CAYETANO - 28733550H
Fecha: 2024.02.23 17:59:01 +01'00'

Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva
Examinador Externo – UFRN

gov.br
IGOR EZIO MACIEL SILVA
Data: 23/02/2024 20:39:33-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>
Documento assinado digitalmente

Waleska Castro
Waleska Christina de Castro
Secretária Ad Hoc – PPGE/ UFPB

SARAH REBECA ALMEIDA DE SENA DORNELAS

CHOQUES MONETÁRIOS E FLUTUAÇÕES MACROECONÔMICAS NO BRASIL

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB) como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo em / /

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano
Aragón
(Orientador)

Prof. Dr. Alejandro Cayetano Garcia
Cintado
(Avaliador Interno)

Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva
(Avaliador Externo)

João Pessoa
2024

À minha amada filha, Elis, luz radiante que ilumina os meus dias com alegria e amor incondicional.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus, fonte de toda sabedoria. À minha família, especialmente aos meus pais, Sonia e Manoel, por toda a força e motivação que sempre me proporcionaram. Ao meu marido, Jonata, pela companhia e compreensão constantes. Ao meu orientador, Prof. Edilean, agradeço pela disponibilidade, dedicação e paciência ao longo desta jornada acadêmica. Aos meus colegas de mestrado, Hugo, Natália e Eliana, agradeço por tornarem esta caminhada mais leve e produtiva. Um agradecimento especial ao meu amigo-irmão Gleydson, por caminhar ao meu lado durante todo o percurso.

“Até aqui nos ajudou o Senhor”

1 Samuel 7:12

RESUMO

Neste trabalho, verifica-se a relevância dos choques de política monetária para as flutuações do produto, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio no Brasil. Para tanto, estima-se um modelo de vetor de média móvel estrutural com instrumento externo (SVMA-IV) robusto à invertibilidade, e mensura-se a importância dos choques monetários por meio da razão da variância de previsão. Os resultados obtidos mostram que a contribuição dos choques monetários para as flutuações das variáveis macro depende dos aspectos da política monetária captados pelo instrumento externo. Quando esse instrumento é obtido a partir da abordagem narrativa, observa-se que ações exógenas de política monetária afetam principalmente a variância de previsão da taxa Selic. Em contraposição, verificam-se importantes efeitos da política monetária sobre previsões do produto e inflação quando os instrumentos são constituídos por *proxies* de choques monetários que afetam diferentes partes da curva de juros.

Palavras-chave: choques de política monetária; flutuações macroeconômicas; modelos SVMA-IV; decomposição de variância; Brasil.

ABSTRACT

In this paper, the relevance of monetary policy shocks to fluctuations in output, inflation, interest rates and exchange rates in Brazil is verified. For this purpose, a robust-invertibility structural vector moving average model with external instrument (SVMA-IV) is estimated, and the importance of monetary shocks is measured through the forecast variance ratio. The results show that the contribution of monetary shocks to fluctuations in macro variables depend on the aspects of monetary policy captured by the external instrument. When this instrument is obtained from the narrative approach, it is observed that exogenous monetary policy actions mainly affect the forecast variance of the Selic rate. In contrast, important monetary policy effects on output and inflation forecasts are verified when the instruments are constituted by *proxies* of monetary shocks that affect different parts of the yield curve.

Keywords: monetary policy shocks; macroeconomic fluctuations; SVMA-IV models; variance decomposition; Brazil.

JEL Codes: C36; E32; E52.

Sumário

1	INTRODUÇÃO	15
2	REVISÃO DE LITERATURA	17
2.1	Mensuração dos efeitos de choques monetários	17
2.2	Abordagens metodológicas para a identificação dos efeitos de choques de interesse	22
2.3	Escolha das Variáveis Instrumentais	23
3	ECONOMIA BRASILEIRA E CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA ENTRE 2003-2022	25
4	ASPECTOS METODOLÓGICOS	29
4.0.1	Modelo econométrico	29
4.0.2	Parâmetros de interesse	30
4.0.3	Aproximação da função de autocovariância	32
4.0.4	Pré-teste de invertibilidade	33
4.1	Descrição dos dados	34
5	RESULTADOS	38
5.1	Resultados do modelo SVMA-IV trivariado	38
5.2	Modelo SVMA-IV com taxa de câmbio	41
5.3	Exercícios de Robustez	43
5.3.1	Análise de robustez - Medida de atividade econômica	45
5.3.2	Análise de robustez - Medida de inflação	47
5.3.3	Análise de robustez - Taxa de câmbio	49
5.3.4	Análise de robustez - Modelo ampliado	51
5.3.5	Análise de robustez - Instrumento externo	53
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	57
	REFERÊNCIAS	59
	APÊNDICE A – GRAUS DE INVERTIBILIDADE R_0^2 E RECUPERABILIDADE R_∞^2	64
	APÊNDICE B – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	65

APÊNDICE C – ESTIMAÇÕES ADICIONAIS	66
APÊNDICE D – ESTIMAÇÕES COM UM ÍNDICE DE <i>COMMO- DITIES</i> INTERNACIONAIS	82
APÊNDICE E – ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL	87

Lista de tabelas

Tabela 1 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2	39
Tabela 2 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2 para o SVMA-IV com taxa de câmbio	42
Tabela 3 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2 para o SVMA-IV com diferentes instrumentos externos	54
Tabela A1 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2 para o SVMA-IV com diferentes medidas de atividade econômica, inflação, taxa de câmbio e para o modelo expandido	64
Tabela B1 – Testes de raiz unitária	65
Tabela E1 – Resultados da estimação da função de reação do Banco Central do Brasil - Modelo com três quebras estruturais	88

Lista de ilustrações

Figura 1 – Condução da Política Monetária entre 2003 - 2022: Selic e IPCA	28
Figura 2 – Evolução das variáveis macro: 2000-2022	35
Figura 3 – Evolução das <i>proxies</i> de choques monetários (instrumentos externos) .	37
Figura 4 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV trivariado .	39
Figura 5 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVAR-IV	41
Figura 6 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com taxa de câmbio	42
Figura 7 – Evolução das variáveis macro: Exercícios de Robustez	44
Figura 8 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Pro- dução Industrial	46
Figura 9 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IBC-Br	47
Figura 10 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI	48
Figura 11 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a Preços Livres	48
Figura 12 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real	50
Figura 13 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real Efetivo	50
Figura 14 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI +	52
Figura 15 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i>	53
Figura 16 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Choque de Inclinação	55
Figura 17 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Choque de Curvatura	55
Figura 18 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Choque no Nível	56
Figura C1 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato da Produção Industrial e Choque de Inclinação	67
Figura C2 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato do IBC-Br e Choque de Inclinação	67
Figura C3 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI e Choque de Inclinação	68
Figura C4 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a preços livres e Choque de Inclinação	68

Figura C5 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real e Choque de Inclinação	69
Figura C6 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Taxa de Câmbio Real Efetiva e Choque de Inclinação	69
Figura C7 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI+ e Choque de Inclinação	70
Figura C8 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i> e Choque de Inclinação	71
Figura C9 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato da Produção Industrial e Choque de Curvatura	72
Figura C10–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato do IBC-Br e Choque de Curvatura	72
Figura C11–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI e Choque de Curvatura	73
Figura C12–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a Preços Livres e Choque de Curvatura	73
Figura C13–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real e Choque de Curvatura	74
Figura C14–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Taxa de Câmbio Real Efetiva e Choque de Curvatura	74
Figura C15–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI+ e Choque de Curvatura	75
Figura C16–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i> e Choque de Curvatura	76
Figura C17–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato da Produção Industrial e Choque no Nível	77
Figura C18–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato do IBC-Br e Choque no Nível	77
Figura C19–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI e Choque no Nível	78
Figura C20–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a Preços Livres e Choque no Nível	78
Figura C21–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real e Choque no Nível	79
Figura C22–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Taxa de Câmbio Real Efetiva e Choque no Nível	79
Figura C23–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI+ e Choque no Nível	80

Figura C24–Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i> e Choque no Nível	81
Figura D1 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i> Internacionais	83
Figura D2 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i> Internacionais e Choque de Inclinação	84
Figura D3 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i> Internacionais e Choque de Curvatura . . .	85
Figura D4 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de <i>Commodities</i> Internacionais e Choque no Nível	86

1 INTRODUÇÃO

Um dos objetos de estudo da macroeconomia aplicada é analisar a contribuição de choques internos e externos para as flutuações macroeconômicas. Esses eventos inesperados podem ser desencadeados por diferentes fatores, tais como mudanças na política monetária, flutuações cambiais, crises econômicas internas ou externas, etc. Os impactos dos choques sobre variáveis macroeconômicas, a depender da magnitude e frequência que ocorrem, podem resultar em instabilidade econômica e financeira com efeitos particularmente relevantes sobre economias em desenvolvimento. Assim, a análise da proporção e da forma com a qual choques econômicos nominais e reais afetam variáveis agregadas é de fundamental importância, na medida em que pode auxiliar os agentes de mercado e formuladores de política econômica na mitigação de resultados adversos.

Nesse contexto, o objetivo desta pesquisa é verificar a relevância dos choques de política monetária para as flutuações do produto, preços, taxa de juros e taxa de câmbio no Brasil entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022. Essa temática é pertinente por duas razões. Primeiro, em uma economia que faz uso de um regime de metas de inflação, a identificação de choques monetários torna-se essencial para a avaliação do grau de sucesso do controle do nível geral de preços. Segundo, ao impactar a taxa básica de juros, os choques monetários passam a exercer efeitos indiretos sobre importantes variáveis econômicas, tais como a taxa de câmbio, tornando-se assim fonte de instabilidades econômicas, e reforçando a necessidade de uma análise criteriosa desse fenômeno.

A importância dos choques monetários é mensurada por meio da estimação da *forecast variance ratio* (FVR) de cada variável macro em relação ao choque de política. Em específico, a FVR é um valor entre 0 e 1, e mensura a redução na variância de previsão de uma dada variável que surgiria a partir do conhecimento da completa trajetória das realizações futuras dos choques monetários. Assim, quanto maior o valor da FVR, mais importante é o choque de política monetária para prever a variável macro.

Para obter as estimativas das FVRs, este trabalho segue Stock e Watson (2018) e Plagborg-Møller e Wolf (2022), e estima um Vetor de Média Móvel Estrutural com Variável Instrumental (SVMA-IV). No modelo, *proxies* dos choques monetários obtidos com base na abordagem narrativa de Romer e Romer (2004) são tomados como instrumentos externos para o verdadeiro choque de política. De acordo com Plagborg-Møller e Wolf (2022), em um modelo geral de média móvel com instrumentos externos, a decomposição da variância da contribuição do choque instrumentado para as flutuações macroeconômicas apresenta intervalos identificados com limites inferiores e superiores informativos. Adicionalmente, a imposição da suposição de recuperabilidade (isto é, o choque monetário é medido pelos valores correntes, passados e futuros das variáveis macro observadas) garante a identificação

pontual de ambas as decomposições de variância e decomposições históricas.

A literatura apresenta diferentes abordagens para mensurar e analisar os efeitos dos choques monetários, e uma comumente utilizada é baseada na estimação de Vetores Autoregressivos (VAR). Por exemplo, Christiano et al. (1999) estimam um modelo VAR em conjunto com uma versão do modelo de Sims e Zha (1998) para analisar o que acontece após um choque exógeno na política monetária. Stock e Watson (2012) analisam a recessão na economia norte-americana no biênio 2007-2008 e utilizam VAR com instrumentos internos e externos para identificar diferentes choques, dentre os quais se incluem os choques de política monetária. Gertler e Karadi (2015) estimam um modelo VAR com Variável Instrumental (IV) para analisar a transmissão de choques de política monetária em um cenário com variáveis econômicas e financeiras. Para o Brasil, Minella (2003) investiga os efeitos da política monetária sobre produto, taxa de inflação, taxa de juros e moeda com base na estimação de modelos VAR para o período 1975-2000. Tomazzia e Meurer (2009) estimam um modelo VAR e funções de impulso-resposta visando investigar características relevantes da política monetária e de sua transmissão na economia brasileira sob o regime de metas de inflação. Com o intuito de examinar os diferentes impactos da política monetária sobre os diferentes estados brasileiros, Rocha et al. (2011) analisaram as funções de resposta a impulso extraídas da estimação de modelos SVAR para esses diversos estados.

Uma característica em comum entre os trabalhos mencionados acima é que, ao estimar modelos VAR, eles impõem a suposição de invertibilidade, isto é, a capacidade de recuperar choques estruturais a partir de valores correntes e passados (mas não de valores futuros) das variáveis macro observadas (Stock e Watson, 2018).¹ Em contraposição, o presente trabalho estima um SVMA-IV e utiliza uma abordagem de identificação parcial que não impõe a suposição de invertibilidade. Essa estratégia empírica é importante, pois, neste trabalho, identificaram-se fortes evidências invalidando a suposição de invertibilidade dos choques de política monetária para o Brasil. E, segundo Plagborg-Møller e Wolf (2022), sob a não-invertibilidade, o estimador do modelo SVAR com variáveis instrumentais (SVAR-IV) é viesado, mesmo com o instrumento externo válido.

O presente trabalho está dividido em seis seções, além desta introdução. A seção dois apresenta uma revisão de literatura. A seção três traz um breve panorama da economia brasileira e condução da política monetária entre 2003-2022. A seção quatro apresenta os aspectos metodológicos. A seção cinco traz os resultados. E, por fim, a seção seis apresenta as considerações finais.

¹ A imposição da suposição de invertibilidade sobre o choque de interesse é criticada por alguns autores. Segundo Plagborg-Møller e Wolf (2022), essa suposição é tida como desnecessária e empiricamente duvidosa. Para Ramey (2016), a crescente importância da *forward guidance* como ferramenta de política monetária possivelmente invalidará a suposição de invertibilidade, ameaçando a consistência do estimador SVAR e SVAR-IV.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção apresenta alguns estudos relacionados à análise dos impactos de choques sobre variáveis macroeconômicas.

O Brasil apresentou históricos de instabilidade econômica ao longo das décadas de 60, 70, 80 e 90. Atribui-se grande parte dessas flutuações a choques internos e externos. Segundo Filho et al.(2012), os choques na taxa nominal de juros internacional, no preço internacional das *commodities*, na oferta agrícola e nos preços do petróleo propiciaram um período de baixo crescimento econômico. Por outro lado, a estabilização do nível de preços e a contenção do processo inflacionário resultaram em uma inversão na trajetória de crescimento econômico, evidenciando, assim, a importância de choques econômicos para as flutuações macroeconômicas brasileiras. Entre os diferentes tipos de choques econômicos existentes, ressaltam-se os choques monetários que são “entendidos como movimentos não esperados pelo mercado por parte da autoridade monetária no que tange a condução da política monetária.” (OLIVEIRA; RAMOS, 2011, p. 7). Christiano et al. (1999), Beaudry e Portier (2006) e Plagborg-Møller e Wolf (2022) foram alguns autores que analisaram a contribuição dos choques para flutuações macroeconômicas.

2.1 Mensuração dos efeitos de choques monetários

A relevante relação entre choques monetários e variáveis macroeconômicas nem sempre foi aceita pela literatura. Por volta dos anos 80 alguns estudos, e aí destacam-se Sims (1980) e Litterman e Weiss (1985), apontavam para a ausência de relevância dos choques monetários para explicar flutuações econômicas. Segundo Ramey (2016) esse argumento teve duas importantes refutações. A primeira refutação foi realizada por Romer e Romer (1989) que desenvolveram uma série narrativa sobre choques de política monetária recorrendo a atas do *Federal Open Market Committee* - FOMC. Os autores identificaram as datas em que houve um esforço do *Federal Reserve* no sentido de reduzir a inflação por meio de uma influência contracionista. Eles observaram que a produção industrial reduziu significativamente após uma dessas datas. As séries desenvolvidas por Romer e Romer (1989) rapidamente ganharam aceitação como um indicador de choques de política monetária. Entretanto, alguns anos depois, Shapiro (1994) e Leeper (1997) provaram que a variável *dummy* utilizada por Romer e Romer (1989) era previsível a partir de valores defasados de produção e inflação. Sendo assim, o método de Romer e Romer (1989) não realizava a separação adequada dos choques exógenos à política monetária, necessários para estabelecer a força do canal causal da resposta endógena da política monetária à economia.

A segunda refutação foi realizada por Bernanke e Blinder (1992). Os autores modificaram as evidências de oferta de moeda versus taxa de juros ao argumentarem que as taxas de juros, especialmente a taxa de fundos federais, eram os principais indicadores de política monetária. Também demonstraram, nos testes de causalidade de Granger e nas decomposições de variância dos erros de previsão, que a taxa dos fundos federais superou M1 e M2, bem como a letra do Tesouro de três meses e o título do Tesouro de dez meses para a grande maioria das variáveis (RAMEY, 2016).

No que tange a literatura, diferentes estudos foram realizados de modo a inferir sobre a relação existente entre choques econômicos e flutuações macroeconômicas. Christiano et al. (1999) analisaram algumas pesquisas que abordaram a seguinte questão: o que acontece após um choque exógeno na política monetária? Utilizaram, para tanto, uma versão do modelo de Sims e Zha (1998) e estimaram um modelo VAR com quatro defasagens para dados de 1965-1995. Os autores encontraram que as principais consequências de um choque de política monetária contracionista – SZ seriam um declínio persistente na taxa de crescimento da base M2 e um aumento na taxa de juro, além de um declínio persistente no deflator do PIB e nos preços dos bens intermediários e das matérias-primas. Após uma defasagem, o choque geraria um declínio persistente do PIB real. No mais, o salário real não foi afetado de maneira significativa pelo choque político de SZ.

Romer e Romer (2004), visando inferir as intenções do *Federal Reserve* para a taxa de fundos federais em torno das reuniões do FOMC, utilizaram como abordagem metodológica a regressão das séries criadas por eles com base em registros quantitativos e narrativos nas previsões internas do *Federal Reserve*, derivando, assim, uma medida livre de respostas sistemáticas a informações sobre desenvolvimentos futuros. O principal objetivo de Romer e Romer (2004) era controlar as previsões do *Greenbook* e as estimativas obtidas por eles apontaram para efeitos amplos de política, os quais se mostraram relativamente rápidos e estatisticamente significativos sobre a produção e a inflação. Sendo assim, o FOMC tenderia a se comportar de forma anticíclica.

Ao investigarem se a política monetária poderia causar recessões, e comparando suas evidências com a literatura, Sims e Zha (2006) observaram que os choques de política monetária tiveram uma importância relativamente menor na geração de recessões norte-americanas durante o período de 1964-1994. Concluíram, ainda, que a política monetária respondeu a choques inflacionários originados no setor privado, reduzindo o estoque monetário. Além disso, quando calcularam a resposta da economia a distúrbios inflacionários, encontraram que a política real tendeu a responder para amortecer as flutuações no nível de preços. Na maioria das identificações, os distúrbios da política monetária apresentaram efeitos mais fracos sobre a produção e mais fortes sobre os preços, segundo os autores. Nesse sentido, a associação observada entre elevadas taxas de juros e baixos níveis de produto seria, sob essas interpretações, decorrente principalmente da fonte subjacente de pressão inflacionária, não da política monetária contracionista. De

uma maneira geral, os autores observaram que a política monetária teria apresentado efeitos fracos e um papel histórico menos relevante na geração de flutuações do ciclo de negócios e esses resultados se aplicariam a distúrbios de política monetária. Os resultados apresentados, portanto, seriam consistentes com a visão de que uma política monetária ruim poderia produzir flutuações muito maiores na inflação e possivelmente, simultaneamente, flutuações muito maiores na produção.

Ramey (2016) replicou diferentes abordagens adotadas por autores que buscaram analisar os choques de política monetária, como Christiano et al. (1999), Romer e Romer (2004), Gertler e Karadi (2015) entre outros, e concluiu que apesar da política monetária ter grandes efeitos, provavelmente os choques monetários deixaram de ser uma fonte importante de instabilidade macro.

De maneira complementar, Plagborg-Møller e Wolf (2022) buscaram analisar a importância dos choques monetários para as macroflutuações norte-americanas. Para esse fim, os autores construíram a IV z_t externa a partir de mudanças nos preços futuros de 3 meses à frente escritos no *Federal Funds Rate* - FFR, onde as mudanças são medidas em janelas de tempo curtas em torno dos tempos de anúncio da política monetária do *Federal Open Market Committee*. Como resultado, encontraram que os choques monetários possuem importância limitada para a inflação agregada na amostra pós-1990. Concluíram, portanto, que a inflação seria um fenômeno monetário devido à parte sistemática da política monetária norte-americana, não por sua conduta errática. Nesse sentido, em um contexto em que muitos estudiosos documentaram um possível divórcio entre inflação e dinâmica do produto, os autores ressaltaram um divórcio semelhante na dinâmica condicionada a choques de política monetária nos dados pós-1990.

Para a economia brasileira, alguns trabalhos foram desenvolvidos para analisar os efeitos dos choques sobre as variáveis macroeconômicas de interesse. Minella (2003) utilizou um modelo VAR para examinar a conexão entre política monetária e inflação durante o período de 1975-2000. Sua análise constatou que, durante os períodos de inflação moderada e alta, os choques de política monetária não foram efetivos para controlar a inflação. No entanto, o autor identificou que, para os anos 2000, a política monetária conseguiu afetar os preços de forma mais significativa, o que poderia estar relacionado à redução acentuada da persistência da inflação. Além disso, os choques monetários teriam efeitos consideráveis sobre o produto, mas não resultariam na redução da taxa de inflação nos primeiros períodos de análise. Assim, o autor identifica um *inflation-rate puzzle*: um choque positivo na taxa de juros seguido por um aumento no nível de preços.

O fenômeno do *price puzzle* identificado por Minella (2003) também foi observado em estudos posteriores, incluindo Cysne (2004), Tomazzia e Meurer (2009) e Costa Filho (2017). Cysne (2004), utilizando dados trimestrais brasileiros de 1980 a 2004, constatou que embora houvesse uma relação entre o aumento das taxas de juros e o aumento dos preços, esse efeito seria quantitativo e temporalmente insignificante. Essa relação teria

duração de apenas um trimestre e sua magnitude não ultrapassaria 3,9%, correspondendo a aproximadamente 31% do desvio padrão dos preços (medido pelo logaritmo).

Tabata e Tabak (2004) analisaram as respostas das estruturas a termo das taxas de juros às alterações na meta da taxa básica de juros Selic. Para alcançar tal objetivo, utilizaram as taxas *swap* pré-DI com vencimentos de 1, 2, 3, 6 e 12 meses. Como resultado, encontraram que os efeitos de surpresas de políticas monetárias sobre a curva de juros brasileira foram reduzidos com a adoção do regime de metas inflacionárias em 1999. Além disso, observaram uma antecipação parcial dos agentes no que tange às decisões de política monetária. Esses resultados, segundo os autores, seriam resultantes de uma maior transparência na condução da política monetária e a introdução do regime de câmbio flutuante.

Tabak (2004), em um contexto semelhante, examinou o conteúdo informacional das decisões do Comitê de Política Monetária - Copom de mudar ou manter a política monetária, estimando as respostas da estrutura a termo a mudanças na meta para as taxas de juros de curto prazo nos dias de reunião do Copom. Por meio de uma abordagem de estudo de evento, a evidência empírica sugeriu que a introdução do regime de câmbio flutuante e de metas de inflação teve um efeito atenuante nas surpresas de taxa de juros ao longo da estrutura a termo. Ainda, conforme as mesmas evidências, os participantes do mercado antecipariam as ações de política monetária, pelo menos parcialmente.

Tomazzia e Meurer (2009), visando investigar características relevantes da política monetária e de sua transmissão na economia brasileira sob o regime de metas de inflação, analisaram o impacto de choques monetários nas principais variáveis macroeconômicas e no produto de setores industriais, entre 1999 e 2008. Como metodologia, os autores utilizaram os modelos VAR, baseados na abordagem de Toda e Yamamoto (1995), para contornar os problemas de não-estacionariedade das séries, e funções de impulso-resposta. Como principais resultados, destacam-se: a produção foi consistentemente afetada pelo choque exógeno de política monetária; o efeito máximo foi observado entre cinco e oito meses; e o nível de produção industrial voltou à sua tendência de longo prazo em menos de dois anos. Esse resultado indica que o efeito da política monetária brasileira é pelo menos duas vezes mais rápido no espalhamento de sua transmissão, quando comparado a economias desenvolvidas, fato explicado pela predominância do crédito de curto prazo na economia brasileira.

No tocante ao nível de preços, os autores observaram uma reação negativa a um choque contracionista, sendo este efeito permanente. O *price puzzle*² foi verificado com um grau muito pequeno, entretanto, os autores identificaram um *puzzle* em relação ao choque contracionista nas expectativas de inflação. No mais, o efeito *pass-through* da taxa de câmbio para os preços também se mostrou significativo. As características da função

² uma elevação dos preços e da inflação logo após a contração monetária.

de reação da autoridade monetária foram conforme o esperado, com exceção da resposta a choques nos níveis de preços. Além disso, os autores encontraram evidências de que o Banco Central apenas reagiria ao choque cambial enquanto ele fosse transmitido para os preços. Adicionalmente, os efeitos e defasagem do choque apresentaram resultados diversos para os agrupamentos de indústrias considerados. De uma maneira geral, os setores industriais responderam de maneira negativa à política monetária exógena, mas com diferença no nível do efeito. Os setores de bens de consumo duráveis apresentaram a maior resposta, os de bens de demanda industrial uma reação intermediária, e o de bens de consumo não duráveis a menor resposta.

Rocha et al. (2011) examinaram os diferentes impactos da política monetária sobre os diferentes estados brasileiros. Para tanto, analisaram as funções de resposta a impulso extraídas de modelos vetoriais autoregressivos estruturais – SVAR estimados para esses diversos estados. Como resultado, os autores observaram assimetrias nas respostas dos produtos estaduais a choques monetários, as quais poderiam ser decorrentes de diferenças nas variáveis que dão suporte aos canais de transmissão da taxa de juros e de crédito da política monetária, a saber: variáveis de composição industrial, grau de abertura e volume de crédito.

Em um contexto de ciclos econômicos, Milhomens e Gadelha (2012) buscaram verificar os efeitos de choques monetários sobre os ciclos econômicos brasileiros entre os anos de 1996-2012. A análise de choques de política monetária no contexto de ciclos econômicos foi realizada por meio de modelos vetoriais autorregressivos com mecanismos de correção de erros – VEC em conjunto com a análise de causalidade de Granger e simulação de choques sobre resíduos do modelo VEC por meio de funções de impulso-resposta generalizadas. Os ciclos econômicos foram medidos como desvios das séries em torno de suas respectivas tendências. Como resultado, os autores ressaltaram que os ciclos do PIB, do consumo das famílias, do investimento, o câmbio e a taxa de juros respondiam a choques monetários. Nesse sentido, os resultados obtidos também indicaram que os ciclos monetários causariam flutuações em variáveis reais, reafirmando o modelo proposto por Lucas.

Costa Filho (2017) utilizando a abordagem narrativa de Romer e Romer (2004) em uma aplicação para o Brasil, construiu projeções para o Produto Interno Bruto - PIB e inflação e realizou uma regressão da mudança na taxa de juros Selic em função dessas previsões. Para tanto, recorreu a informações divulgadas nos relatórios técnicos das reuniões de política monetária do Banco Central do Brasil. Para a economia brasileira, o autor encontrou que após um choque de política monetária o PIB real cai quase 0,5% após o choque atingir a economia. Já a inflação apresentou uma elevação e queda após o choque. Para o choque na curva de juros, contudo, a resposta obtida foi negativa. Segundo Costa Filho (2017), esse resultado poderia sugerir que a adoção de estratégias de política monetária com maiores impactos sobre a curva de juros resultaria em melhores resultados no que tange a redução da inflação.

2.2 Abordagens metodológicas para a identificação dos efeitos de choques de interesse

Com o intuito de analisar a contribuição de choques de interesse para as flutuações macroeconômicas, diferentes abordagens metodológicas podem ser utilizadas. Por exemplo, desde que as medidas de choques externos não sejam contaminadas por erros de medição substanciais e a Variável Instrumental - IV seja uma medida perfeita do choque macro estrutural, é possível calcular as decomposições de variância por meio de saídas de regressão de projeção local padrão. Entretanto, em muitas aplicações isso não é observado, resultando em viés de atenuação (PLAGBORG-MØLLER; WOLF, 2022).

Dentre outras métricas encontradas na literatura internacional, tem-se a utilizada por Mertens e Ravn (2013). Os autores desenvolveram um estimador que utiliza alterações fiscais identificadas narrativamente como *proxies* para choques fiscais estruturais em conjunto com os métodos convencionais SVAR. Nesse caso, a suposição de invertibilidade é imposta automaticamente.

Outra abordagem foi utilizada por Gertler e Karadi (2015), que analisaram a resposta conjunta de uma gama de variáveis econômicas e financeiras a choques exógenos de política monetária visando avaliar a natureza da transmissão dessas políticas. Para isso, utilizaram uma abordagem que envolve a combinação da análise de Autorregressão Vetorial de choques monetários (VAR) tradicional com Identificação de Alta Frequência (HFI) dos efeitos de surpresas políticas sobre as taxas de juros. Nessa abordagem, os instrumentos externos para choques monetários foram as mudanças de alta frequência nos preços dos ativos em torno de anúncios de política monetária em um conjunto de VARs (que incluíam produção, inflação e uma variedade de taxas de juros), de modo a identificar os efeitos de choques monetários.

Como o objetivo era isolar o impacto das notícias sobre a política monetária, as surpresas nas taxas futuras foram medidas numa janela apertada da decisão do FOMC. Nesse caso, a principal suposição de identificação utilizada foi a de que apenas as informações disponíveis no dia anterior seriam relevantes, as notícias sobre a economia no dia do FOMC não teriam efeito na escolha da política (GERTLER; KARADI, 2015). Apesar da utilização de diferentes abordagens metodológicas e amostras, Romer e Romer (2004) e Gertler e Karadi (2015) encontraram resultados semelhantes no que tange aos efeitos da política monetária sobre o produto.

Destaca-se, contudo, a abordagem proposta por Stock e Watson (2018) que utilizaram um modelo de vetor de média móvel estrutural (SVMA) com variáveis instrumentais (IVs) externas. Ao recorrer a um instrumento externo, informações adicionais poderiam ser utilizadas para identificar efeitos causais dinâmicos. Sob uma condição de exogeneidade *lead-lag*, diferentemente do que ocorre com a abordagem de Mertens e Ravn (2013), o

instrumento externo identificaria a função de resposta ao impulso estrutural sem assumir a suposição de invertibilidade.

Nesse sentido, segundo Cheng et al. (2019), tornou-se frequente a utilização de instrumentos externos para estimação de modelos SVAR, seguindo Stock e Watson (2012) e Mertens e Ravn (2013), visando analisar os efeitos causais dinâmicos de choques macroeconômicos. Conforme os autores, esses instrumentos são construídos a partir de informações externas ao sistema e para identificação de efeitos causais dinâmicos (funções estruturais de resposta ao impulso) utiliza-se a correlação desses instrumentos com os choques estruturais.

O presente trabalho utiliza a abordagem de Plagborg-Møller e Wolf (2022) que estimaram o mesmo modelo que Stock e Watson (2018), mas com enfoque em decomposições de variância. A principal suposição de identificação utilizada pelos autores é a de disponibilidade de instrumentos externos que se correlacionam com o choque de interesse, mas são dinamicamente não relacionados com os demais choques macro. Ressalta-se que essa metodologia não exige a ausência de erro de medição no instrumento externo, nem a suposição de invertibilidade do choque instrumentado. O resultado acerca da importância do choque é identificado por intervalo, e a identificação pontual é possível se o choque for recuperável.

Os autores provaram dois principais resultados, a saber: primeiro, a decomposição da variância da contribuição do choque instrumentado para as flutuações macroeconômicas é identificada por intervalos, com limites inferior e superior informativos; segundo, imposta a suposição de recuperabilidade, a identificação pontual tanto da decomposição da variância quanto da decomposição histórica é possível.

2.3 Escolha das Variáveis Instrumentais

No que tange a escolha da Variável Instrumental - IV, segundo Romer e Romer (2004), a precisão das estimativas dos efeitos de política monetária seria decorrente, sobretudo, da validade da medida de política monetária utilizada. Medidas inadequadas poderiam resultar em relações equivocadas entre a política monetária e outras variáveis econômicas. Nesse contexto, Romer e Romer (2004) desenvolveram uma nova medida de choques de política monetária. Segundo os autores, essa medida fornece estimativas mais rápidas e fortes do impacto da política monetária sobre variáveis reais e nominais, quando comparadas com estimativas obtidas por meio de indicadores convencionais. Os autores utilizaram modelos VARs em conjunto com a medida de choques monetários desenvolvida por eles e a taxa real dos fundos federais, de modo a comparar os resultados com os obtidos na literatura. O principal resultado é que o VAR em conjunto com a medida criada pelos autores apresentou um efeito mais forte de política monetária sobre o produto e mais forte e mais rápido sobre os preços do que o encontrado na literatura ou em VARs usando a

taxa real dos fundos.

Seguindo a abordagem narrativa introduzida por Romer e Romer (2004), Costa Filho (2017) utilizou um método de obtenção de choques de política monetária que consiste na obtenção desses choques por meio de uma regressão da variação da taxa básica de juros nas projeções de inflação e crescimento do PIB por ele construídas. Os resíduos dessa regressão, por sua vez, foram considerados as medidas dos choques de política monetária.

Neste trabalho, utilizou-se a metodologia apresentada por Plagborg-Møller e Wolf (2022) que recorrem a um modelo SVMA-IV com enfoque em decomposições de variância. E, como instrumento externo, fez-se uso das medidas de choques de política monetária construídas com base na abordagem narrativa de Romer e Romer (2004).

3 ECONOMIA BRASILEIRA E CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA ENTRE 2003-2022

Esta seção ³ apresenta uma breve descrição da condução da política monetária entre os anos de 2003 e 2022.

No início de 2003, para consolidar os compromissos com o regime de metas de inflação, uma das principais medidas adotadas foi à elevação da taxa de juros para 26,5% a.a. No começo do ano, a inércia inflacionária manteve a perspectiva de um comportamento pouco confortável dos índices de preços. Além disso, o núcleo do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo -IPCA apresentou patamares elevados, indicando uma aceleração mais generalizada dos preços. Nesse sentido, a conjunção da volatilidade oriunda de 2002 (representada pela elevada inércia inflacionária), do patamar desvalorizado do câmbio, do cenário externo adverso e das incertezas presentes no ambiente político refletiu-se em curvas de juros com forte inclinação positiva. No segundo trimestre, entretanto, a presença de uma taxa de câmbio com trajetória mais favorável, o menor impacto da inércia inflacionária e a política monetária restritiva permitiram um recuo mais significativo dos índices de preços, sobretudo a partir de maio. Em junho, iniciou-se o ciclo de queda na taxa de juros definida pelo Comitê de Política Monetária - Copom. Os melhores resultados das variáveis econômicas foram refletidos na melhora das expectativas de cenários, que por sua vez foram refletidas nas curvas de juros. No terceiro trimestre do ano, as pressões sobre os índices de preços passaram a ser vistas como pontuais, sem maiores impactos sobre as expectativas. Nesse trimestre, o câmbio permaneceu relativamente estável. Ao final do ano, a inflação ficou acima da meta ajustada de 8,5%.

O ano de 2004, por sua vez, iniciou com a identificação de pressões inflacionárias, o que levou o Banco Central do Brasil (BCB) a suspender a trajetória de queda na taxa de juros. Entre os meses de janeiro e fevereiro, a taxa de juros manteve-se constante em 16,5% e os índices de inflação ficaram acima do esperado em janeiro. Além disso, a perspectiva de queda da taxa Selic manteve as curvas de juros invertidas durante a maior parte do primeiro trimestre. Entre março e maio, os índices de preços apresentaram uma evolução que caracterizou a superação das pressões inflacionárias observadas no início de 2004. Como o nível de atividade relativamente elevado não se traduziu em aumentos generalizados de preços, o Copom optou por reduzir a taxa Selic para 16,0% em abril, nível mantido até agosto. Em um contexto de incertezas acerca da evolução do cenário

³ As informações aqui apresentadas têm como base os Relatórios Anuais da Dívida Pública Federal referentes ao período de 2003-2022.

externo e de deterioração das expectativas inflacionárias para 2005, o Copom elevou a taxa Selic em 50 pontos-base em outubro e novamente em novembro.

O início do ano de 2005 foi caracterizado por uma desaceleração e persistência da inflação acima da meta. Nesse contexto, a taxa Selic foi elevada em 150 pontos-base. Contudo, a significativa expansão econômica no segundo trimestre, corroborada nos resultados do PIB divulgados em agosto, amenizou a percepção de desaceleração da economia. Em setembro, iniciou-se o processo de flexibilização da política monetária, com a Selic sendo reduzida de 19,75% para 19,50%. A política de flexibilização dos juros continuou em 2006 e em 2007.

Em 2007, após dezoito reduções consecutivas, e em um contexto de incertezas do cenário externo e aquecimento da atividade doméstica, o Copom interrompeu a trajetória de reduções na taxa de juros Selic em outubro, mantendo-a em 11,25% a.a.

O ano de 2008, marcado pela deterioração do cenário econômico externo e elevados riscos inflacionários domésticos, foi caracterizado por uma incisiva atuação do Banco Central do Brasil no mercado cambial e pela deterioração da curva de juros brasileira, resultando em uma aceleração do ritmo de alta da taxa Selic.

Já no ano de 2009, foi observada a volta das reduções da taxa Selic. Em janeiro, o Copom decidiu reduzir em 1000 p.b. a taxa básica de juros, iniciando, assim, o ciclo de flexibilização da política monetária. Entretanto, em meados de 2010, o cenário inflacionário deteriorou-se em função da forte alta dos preços dos alimentos. O Copom elevou a taxa Selic nas reuniões de abril (75 p.b.) e junho (75 p.b.), fazendo com que a taxa de juros passasse de 8,75% a.a. para 10,25% a.a. O IPCA, por sua vez, registrou, durante junho, julho e agosto, índices próximos a zero, decorrentes principalmente da contribuição negativa do grupo de alimentos e bebidas. Tendo em vista a leitura de deterioração da dinâmica inflacionária no primeiro semestre, mas com melhoras na margem, o Copom elevou a taxa de juros Selic para 10,75% a.a., encerrando, assim, o ciclo de aperto monetário.

Em 2011, à medida que a crise internacional recrudescia, a política monetária apresentava uma mudança de direção. A desaceleração do nível de atividade e as incertezas relacionadas à crise ainda provocavam volatilidade nos mercados. Esses elementos eram refletidos sobre o produto doméstico, que acabou por desacelerar significativamente devido à crise. Nesse contexto, o Copom deu início a um novo ciclo de aperto monetário com elevações gradativas na taxa básica de juros em janeiro e março. Em julho, dado o intenso fluxo de recursos para o Brasil observado mesmo com a elevação das incertezas globais, as autoridades econômicas continuaram adotando medidas de caráter prudencial para melhorar o funcionamento do mercado de câmbio. O Copom, por sua vez, elevou a taxa básica de juros para 12,50% a.a., dando indícios de que o ciclo de aperto monetário estaria próximo ao fim. Observou-se, de fato, uma tendência de redução da taxa Selic, como forma de se contrapor aos efeitos da deterioração do cenário externo, enquanto se observava a

manutenção da inflação próxima ao limite superior da meta.

Em 2012, o Copom prosseguiu com o ciclo de flexibilização monetária, levando a taxa básica de juros para 9,75% a.a. Com a justificativa de que a estabilidade das condições monetárias por um período suficientemente prolongado seria a melhor estratégia para garantir a convergência da inflação para a meta, o Copom encerrou o ciclo de flexibilização monetária, após reduzir a Selic para 7,25% a.a.

No ano de 2013, o Copom optou por manter a taxa básica de juros em 7,25% em janeiro. Contudo, o nível de inflação passou a incomodar, com os indicadores de preços ao consumidor mostrando resistência à queda e uma composição desfavorável, com o nível de inflação próximo ao limite oficial. Em abril, o Banco Central elevou cautelosamente (em função da conjuntura de incertezas) a taxa básica de juros em 0,25 p.p., de 7,25% para 7,50% a.a., dando início ao ciclo de ajuste monetário.

Em 2014, com a presença de expectativas desancoradas, e vindo de um ano com preços em alta, a inércia inflacionária afetou significativamente a economia, apesar do aperto monetário iniciado em 2013. O BCB iniciou o ano dando prosseguimento à alta da taxa de juros (ciclo que se estendeu até abril), com a Selic estabilizando em 11%. Como consequência da deterioração das expectativas de inflação, em outubro, iniciou-se um novo ciclo de aperto monetário, com a taxa de juros finalizando o ano em 11,75% a.a. O processo de aperto monetário teve continuidade em 2015.

Após os resultados adversos apresentados em 2015, o IPCA do ano de 2016 retornou ao intervalo de cumprimento das metas de inflação. No entanto, a recessão permaneceu. Apesar da melhora no desempenho dos preços, observou-se o enfraquecimento do mercado de trabalho e alta dos preços dos alimentos. A postura do Copom no que tange ao controle inflacionário levou à convergência das expectativas de inflação ao centro da meta a partir de 2018. Em outubro, o Banco Central iniciou um ciclo de afrouxamento da política monetária, reduzindo a taxa Selic de 14,25% para 14,00% ao ano.

O ano de 2017 marcou o fim da recessão econômica brasileira iniciada em 2014. O Copom intensificou o ritmo da diminuição da taxa Selic, passando de cortes de 0,25 pontos percentuais (p.p.) para cortes de 0,75 p.p. e posteriormente 1 p.p. Assim, a taxa de juros saiu de 13,75%, ao final de 2016, para 7,0% no final de 2017.

O processo de flexibilização monetária, iniciado em 2017, teve continuidade em 2018. Em maio, o Copom deu indícios do fim do ciclo de redução da taxa básica de juros, que a partir de então alcançou a estabilidade em torno de 6,5% ao ano.

Em 2019, com um ritmo de crescimento moderado, a inflação se manteve abaixo do centro da meta na maior parte do ano, permitindo ao Banco Central intensificar o afrouxamento monetário e alcançar uma das menores taxas Selic da história.

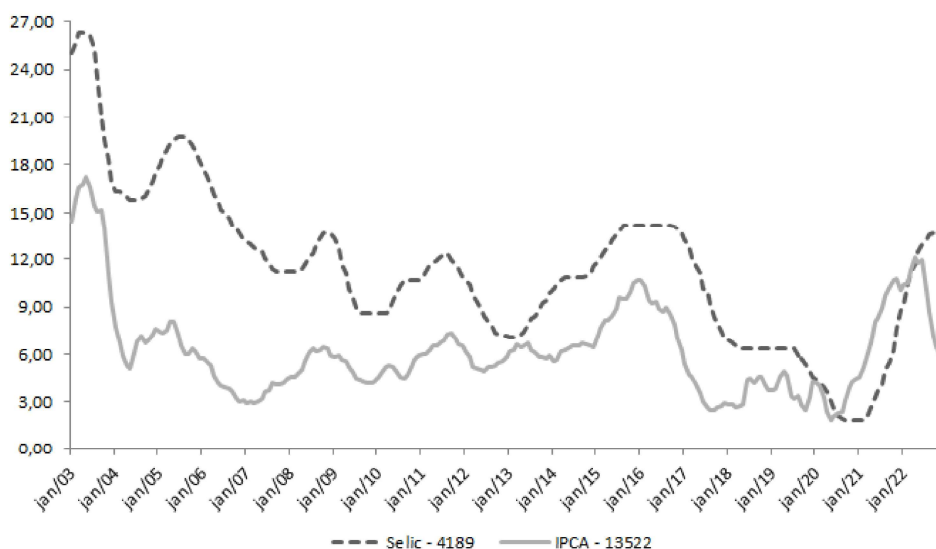
Já em 2020, a pandemia de COVID-19 causou uma crise econômica global, levando vários países a adotarem medidas de estímulo fiscal, monetário e regulatório. No Brasil, as

taxas básicas de juros atingiram suas mínimas históricas. Na maior parte do ano, o cenário inflacionário foi favorável, devido à diminuição da demanda agregada e à desaceleração global. No entanto, houve um aumento expressivo nos preços dos alimentos nos últimos meses de 2020, resultando em um IPCA anual de 4,52%, que ultrapassou o índice de 2019 e a meta estabelecida de 4,0%.

Os primeiros meses de 2021 foram impactados pela segunda onda da pandemia de COVID-19. Diante do aumento da pressão inflacionária, o Copom iniciou um ciclo de aumento da taxa básica de juros. Em março, apesar do agravamento da pandemia, o Copom começou a reduzir os estímulos extraordinários implementados em 2020. Ao longo do ano, os riscos fiscais aumentaram, o que pressionou o prêmio de risco do país e a taxa de câmbio. Por essa razão, o balanço de riscos levou à intensificação do processo de aperto monetário. No final de 2021, a taxa de juros Selic atingiu 9,25% ao ano.

No início de 2022, a pandemia voltou a se agravar no Brasil e as projeções de crescimento para o ano continuaram a se deteriorar. Entretanto, a partir de março, houve uma surpreendente e persistente recuperação nos indicadores da atividade econômica, impulsionada pela dinâmica do setor de serviços. As expectativas de inflação para 2022 e 2023 foram revisadas ao longo do ano, mas permaneceram acima da meta de inflação estabelecida. A Figura 1 apresenta as séries históricas da taxa de juros Selic e IPCA entre 2003-2022.

Figura 1 – Condução da Política Monetária entre 2003 - 2022: Selic e IPCA



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção, apresenta-se a abordagem metodológica escolhida, ressaltando-se o modelo econométrico, os parâmetros de interesse, a estimação da função de autocovariância e o teste de invertibilidade.

4.0.1 Modelo econométrico

Neste trabalho, seguem-se Stock e Watson (2018) e Plagborg-Møller e Wolf (2022) no que tange à utilização de um modelo SVMA-IV, o qual permite um mecanismo de transmissão de choque linear irrestrito. Diferente ao que ocorre com o modelo SVAR padrão, este modelo não requer a invertibilidade dos choques. Como aqueles autores, supõe-se a disponibilidade de IVs externas válidas (variáveis *proxies*). Essas variáveis, por sua vez, se correlacionam com o choque de interesse (o choque monetário), mas não com os demais choques. Visando a simplificação, Plagborg-Møller e Wolf (2022) assumem que as séries temporais abaixo possuem média zero e são estritamente não determinísticas.

Supondo que o vetor n_y -dimensional, $y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{n_y,t})'$, de variáveis macro observadas é conduzido por um vetor n_ε -dimensional não observado, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n_\varepsilon,t})'$, de choques econômicos exógenos, pode-se expressar o modelo SVMA da seguinte forma:

$$y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \quad \Theta(L) \equiv \sum_{l=0}^{\infty} \Theta_l L^l \quad (4.1)$$

em que L é o operador de defasagens. As matrizes Θ_l são cada uma $n_y \times n_\varepsilon$ e absolutamente somáveis em l . O (i, j) elemento $\Theta_{i,j,l}$ da matriz de coeficientes de média móvel Θ_l corresponde a resposta ao impulso da variável i ao choque j no horizonte l . A j -ésima coluna de Θ_l é denotada por $\Theta_{\bullet,j,l}$ e a i -ésima linha por $\Theta_{i,\bullet,l}$. Por sua vez, os choques econômicos são processos de ruído branco mutuamente ortogonais, ou seja, $\varepsilon_t \sim WN(0, I_{n_\varepsilon})$, em que I_n corresponde à matriz identidade n -dimensional.

Assume-se também a disponibilidade de uma ou mais variável instrumental externa (ou instrumento externo) para o choque de interesse, $\varepsilon_{1,t}$. Cada um dos n_z instrumentos externos do vetor $z_t = (z_{1,t}, \dots, z_{n_z,t})'$ é considerado correlacionado com o primeiro choque, mas não com os demais, isto é:

$$E(\tilde{z}_{i,t}\varepsilon_{1,t}) \neq 0, \quad E(\tilde{z}_{i,t}\varepsilon_{j,\tau}) = 0 \quad \text{para todo } (j, \tau) \neq (i, t), \quad (4.2)$$

para todo $i = 1, \dots, n_z$, onde $\tilde{z}_{i,t}$ é a população residual da projeção de $z_{i,t}$ em todas as defasagens de $\{z_t, y_t\}$. Destaca-se que a principal restrição de exclusão adotada é que o choque de interesse, $\varepsilon_{1,t}$ é o único choque contemporâneo que se correlaciona com z_t . Nesse caso, $\tilde{z}_t$ é uma *proxy* para $\varepsilon_{1,t}$ que está contaminada pelo erro clássico de medição.

Ao usar a notação de projeção linear, Plagborg-Møller e Wolf (2022) mostram ser possível expressar equivalentemente às restrições de exclusão na Eq. (4.2) como a hipótese de que as variáveis instrumentais z_t são proporcionais ao choque de interesse mais o erro clássico de medição, v_t , e possivelmente variáveis observadas defasadas, isto é,

$$z_t = \sum_{l=1}^{\infty} (\Psi_l z_{t-l} + \Lambda_l y_{t-l}) + \alpha \lambda \varepsilon_{1,t} + \sum_v^{1/2} v_t \quad (4.3)$$

onde Ψ_l é $n_z \times n_z$, Λ_l é $n_z \times n_y$, λ é um vetor n_z -dimensional normalizado para comprimento euclidiano unitário e com seu primeiro elemento diferente de zero sendo positivo, $\alpha \geq 0$ é um escalar e $\sum_v$ é uma matriz simétrica semidefinida positiva $n_z \times n_z$. Os elementos de Ψ_l e Λ_l são absolutamente somáveis em l , e o polinômio $x \mapsto \det(I_{n_z} - \sum_{l=1}^{\infty} \Psi_l x^l)$ tem todas as suas raízes fora do círculo unitário. O vetor de perturbação v_t é um processo de ruído branco dinamicamente não correlacionado com os choques estruturais, ε_t . É importante notar que o parâmetro de escala α (juntamente com a matriz de variância-covariância residual $\sum_v$) mede a força geral das variáveis instrumentais, enquanto λ (vetor de comprimento unitário) determina quais destas variáveis são mais fortes.⁴

4.0.2 Parâmetros de interesse

A partir da especificação do modelo econométrico, é possível destacar os parâmetros de interesse para analisar a propagação do primeiro choque estrutural, $\varepsilon_{1,t}$, para os agregados macroeconômicos, y_t . O primeiro conjunto desses parâmetros é formado pelas Respostas a Impulso. Nesse caso, o $(i, 1)$ elemento $\Theta_{i,1,l}$ da matriz de coeficientes de média móvel Θ_l é a resposta ao impulso da variável i ao choque 1 no horizonte l . É importante ainda diferenciar as respostas a impulso absolutas das respostas a impulso relativas $\Theta_{i,1,l}/\Theta_{1,1,0}$, que dão a resposta de $y_{i,t+l}$ a um choque em $\varepsilon_{1,t}$ que aumenta $y_{1,t}$ em uma unidade.

O segundo conjunto de parâmetros de interesse é formado por aqueles que medem o grau de invertibilidade e recuperabilidade do choque de interesse. O choque $\varepsilon_{1,t}$ é dito invertível se for gerado por valores passados e atuais (mas não futuros) das variáveis endógenas y_t : $\varepsilon_{1,t} = E(\varepsilon_{1,t} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t})$.⁵ Seguindo Plagborg-Møller e Wolf (2022), o grau de invertibilidade é definido como:

$$R_l^2 \equiv Var(E(\varepsilon_{1,t} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t+l})) \quad (4.4)$$

⁴ A interpretação de instrumentos externos como medidas ruidosas de choques verdadeiros é discutida em Mertens e Ravn (2013) e Stock e Watson (2018).

⁵ A análise SVAR convencional invariavelmente impõe invertibilidade, uma vez que supõe que $n_\varepsilon = n_y$ e que $\Theta(L)$ tem uma inversa. No entanto, em alguns modelos macroestruturais, pelo menos alguns dos choques não podem ser recuperados a partir das variáveis observáveis defasadas. Isso significa que a representação de média móvel é não invertível. Além disso, se $n_\varepsilon > n_y$, é impossível a invertibilidade de todos os choques.

isto é, o valor R-quadrado da população em uma projeção do choque de interesse nos dados até o tempo $t + l$. Se o choque for invertível, então $R_0^2 = 1$. Se $R_0^2 < 1$, nenhum modelo SVAR pode gerar as respostas ao impulso $\Theta(L)$, embora o modelo seja quase consistente com a estrutura SVAR se $R_0^2 \approx 1$, conforme exposto por Wolf (2020).

A suposição de recuperabilidade do choque de interesse de todos os *leads* e *lags* das variáveis endógenas é uma condição mais fraca do que a invertibilidade. No caso da condição de recuperabilidade, tem-se: $E(\varepsilon_{1,t} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq \infty}) = \varepsilon_{1,t}$ ou, de maneira equivalente, $R_\infty^2 = 1$. Uma condição suficiente é que $n_\varepsilon = n_y$, então $\Theta(L)$ automaticamente tem uma inversa bilateral, e assim os choques $\varepsilon_t = \Theta(L)^{-1}y_t$ são abrangidos por dados atuais, passados e futuros.

O último conjunto de parâmetros de interesse diz respeito as FVRs obtidas para cada variável macro i em relação ao choque de interesse, $\varepsilon_{1,t}$, no horizonte l :

$$FVR_{i,l} \equiv 1 - \frac{Var(y_{i,t+l} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t}, \{\varepsilon_{1,\tau}\}_{t < \tau \leq \infty})}{Var(y_{i,t+l} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t})} = \frac{\sum_{m=0}^{l-1} \Theta_{i,1,m}^2}{Var(y_{i,t+l} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t})} \quad (4.5)$$

A FVR mede a redução na variância de previsão da variável i decorrente de informações acerca do caminho das realizações futuras do choque $\varepsilon_{1,t}$.⁶ Assim, quanto mais próximo de 1 for esta medida, mais importante é o referido choque para prever a variável i no horizonte l .

Um importante desafio relacionado à obtenção dos parâmetros de invertibilidade, recuperabilidade e FVR é que eles dependem da identificação das respostas a impulso absolutas, $\Theta_{i,1,l}$, e, conseqüentemente, do parâmetro de escala, α . Entretanto, a identificação pontual de α só pode ser obtida se o pesquisador assume que a variável instrumental é perfeita, ou que o choque de interesse é invertível. Para superar essas dificuldades, Plagborg-Møller e Wolf (2022) obtêm limites inferiores e superiores para a importância do choque ou, equivalentemente, limites superiores e inferiores sobre α^2 , denotados, respectivamente, por:⁷

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}^2 &\equiv \hat{Var}(E(\tilde{z}_t | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau < \infty})), \\ \hat{\bar{\alpha}}^2 &\equiv \hat{Var}(\tilde{z}_t). \end{aligned}$$

Posto isto, é possível obter os limites estimados para a FVR da variável $y_{i,t}$ no horizonte l da seguinte maneira:

⁶ Como destacado por Plagborg-Møller e Wolf (2022), a FVR é idêntica à decomposição da variância de previsão apenas sob a hipótese de invertibilidade dos choques estruturais.

⁷ Plagborg-Møller e Wolf (2022) mostram ainda que o conjunto delimitado pelos limites de α^2 é identificado e exploram toda a informação contida no segundo momento dos dados. Em adição, o conjunto identificado nunca é vazio, e colapsa para um ponto apenas no caso de uma variável instrumental perfeita e invertibilidade.

$$\left[\frac{1}{\hat{\alpha}^2} \times \frac{\sum_{m=0}^{l-1} \hat{c} \hat{o} v(y_{i,t}, \tilde{z}_{t-m})^2}{\hat{v} \hat{a} r(y_{i,t+l} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t})}, \frac{1}{\underline{\hat{\alpha}}^2} \times \frac{\sum_{m=0}^{l-1} \hat{c} \hat{o} v(y_{i,t}, \tilde{z}_{t-m})^2}{\hat{v} \hat{a} r(y_{i,t+l} | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t})} \right]. \quad (4.6)$$

Como o parâmetro α^2 , o intervalo calculado para FVR não é vazio e não se reduz a um ponto. O limite inferior deste intervalo está mais próximo da verdadeira FVR quando a variável instrumental é mais forte. Neste caso, há menos erros de medição e considera-se que $\tilde{z}_t$ é uma medida perfeita de $\varepsilon_{1,t}$. O limite superior, por sua vez, não depende da quantidade de erro de medição e situa-se mais próximo da verdadeira FVR quando as macro variáveis, y_t , são mais informativas sobre o choque, $\varepsilon_{1,t}$, no sentido de que o grau de recuperabilidade, R_∞^2 é maior.

Por sua vez, os limites para o grau de invertibilidade, R_0^2 , podem ser obtidos da seguinte forma:

$$\left[\frac{1}{\frac{\hat{\alpha}^2}{\lambda^2}} \times \hat{v} \hat{a} r(E(\tilde{z}_t | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t})), \frac{1}{\underline{\hat{\alpha}}^2} \times \hat{v} \hat{a} r(E(\tilde{z}_t | \{y_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t})) \right]. \quad (4.7)$$

Se o intervalo representado por (4.7) contiver valores substancialmente menores que um, os dados são consistentes com a não invertibilidade substancial do choque, $\varepsilon_{1,t}$. Por meio da definição de $\hat{\alpha}^2$, isso ocorre quando os valores futuros das macro observações são relevantes nas previsões do instrumento externo $\tilde{z}_t$.

Por fim, os limites estimados para o grau de recuperabilidade, R_∞^2 , são dados por:

$$\left[\frac{\hat{\alpha}^2}{\frac{\hat{\alpha}^2}{\lambda^2}}, 1 \right]. \quad (4.8)$$

Se esse intervalo contiver valores substancialmente abaixo de um, os dados são consistentes com a irrecuperabilidade substancial do choque de interesse, $\varepsilon_{1,t}$. Plagborg-Møller e Wolf (2022) definem 1 como limite superior devido à dificuldade de se estimar o limite superior agudo em tamanhos de amostras realistas.

4.0.3 Aproximação da função de autocovariância

Da subseção anterior, é possível observar que os limites de interesse são funções simples das autocovariâncias, sendo, portanto, necessária a estimação da função de autocovariância. Para isso, realiza-se uma aproximação da distribuição dos dados observados com um VAR de ordem finita. Assumindo a estacionariedade dos dados, os mesmos devem ser transformados adequadamente e não exibir tendência antes da análise.

A primeira etapa para a estimação da função de autocovariância consiste, então, em selecionar o comprimento de defasagens VAR p por um critério de informação padrão, como o *Akaike Information Criterion* (AIC). A segunda etapa, por sua vez, é a estimação do modelo VAR(p) para os dados $W_t = (y_t', z_t')'$ por Mínimos Quadrados Ordinários, onde

y_t é o vetor de variáveis endógenas observadas e z_t é o instrumento externo. Por fim, calculam-se as estimativas implícitas no VAR das autocovariâncias e covariâncias cruzadas de y_t e do resíduo de projeção $\tilde{z}_t \equiv z_t - E(z_t | \{y_\tau, z_\tau\}_{-\infty < \tau \leq t-1})$. É importante ressaltar que $\tilde{z}_t$ é uma *proxy* para $\varepsilon_{1,t}$ (choque de interesse) que está contaminada pelo erro de medição clássico.

4.0.4 Pré-teste de invertibilidade

Embora os limites de identificação para os parâmetros de interesse sejam válidos independentemente da invertibilidade do choque $\varepsilon_{1,t}$, segue-se Plagborg-Møller e Wolf (2022) e realiza-se um pré-teste da hipótese nula de invertibilidade. Nesse contexto, a distribuição dos dados é consistente com o choque de interesse, $\varepsilon_{1,t}$, sendo invertível se e somente se o instrumento externo z_t não causa no sentido de Granger o vetor y_t . Isso ocorre porque, na presença de invertibilidade do choque, as defasagens de y_t capturam todo o poder preditivo das defasagens do choque $\varepsilon_{1,t}$; assim, as defasagens de z_t não contribuem em nada para a previsão.

Na prática, a rejeição da hipótese nula de invertibilidade de $\varepsilon_{1,t}$ para um dado nível de significância é constatada se os coeficientes do VAR para todas as defasagens da variável instrumental em todas as equações y_t forem estatisticamente significativos em conjunto. Contudo, é importante notar que a não rejeição da hipótese nula não deve ser interpretada como uma forte evidência de invertibilidade, uma vez que é possível que z_t não cause no sentido de Granger y_t mesmo que o choque $\varepsilon_{1,t}$ seja não invertível (Plagborg-Møller e Wolf, 2022).

4.1 Descrição dos dados

Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil, no Ipeadata e na Fundação Getúlio Vargas (FGV). O período analisado se estende de janeiro de 2000 a dezembro de 2022, sendo escolhido com base na disponibilidade conjunta dos dados.

Tal como Plagborg-Møller e Wolf (2022), o modelo básico inclui três variáveis: o hiato da taxa de juros de política monetária, hiato do produto e inflação. Como o modelo econométrico supõe variáveis estacionárias/sem tendência, utiliza-se o hiato da taxa de juros Selic calculado como a diferença entre a taxa de juros Selic acumulada no mês (anualizada) e sua tendência estimada pelo filtro Hodrick-Prescott (HP)⁸. A taxa de inflação é medida pela variação logarítmica (anualizada) do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Por sua vez, o hiato do produto foi calculado como a diferença do logaritmo natural do PIB real mensal obtido do Monitor do PIB da FGV e sua tendência estimada pelo filtro Hodrick-Prescott. Além disso, estima-se uma especificação que inclui a variação logarítmica da taxa de câmbio nominal BRL/USD (média de período) para avaliar a contribuição dos choques de política monetária para as flutuações cambiais. A evolução temporal das variáveis é apresentada na Figura 2.

Para obtenção do instrumento externo necessário à estimação do SVMA-IV, utilizou-se a abordagem narrativa proposta por Romer e Romer (2004) para obter uma *proxy* do choque de política monetária. Em específico, estimou-se a seguinte especificação para a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB):

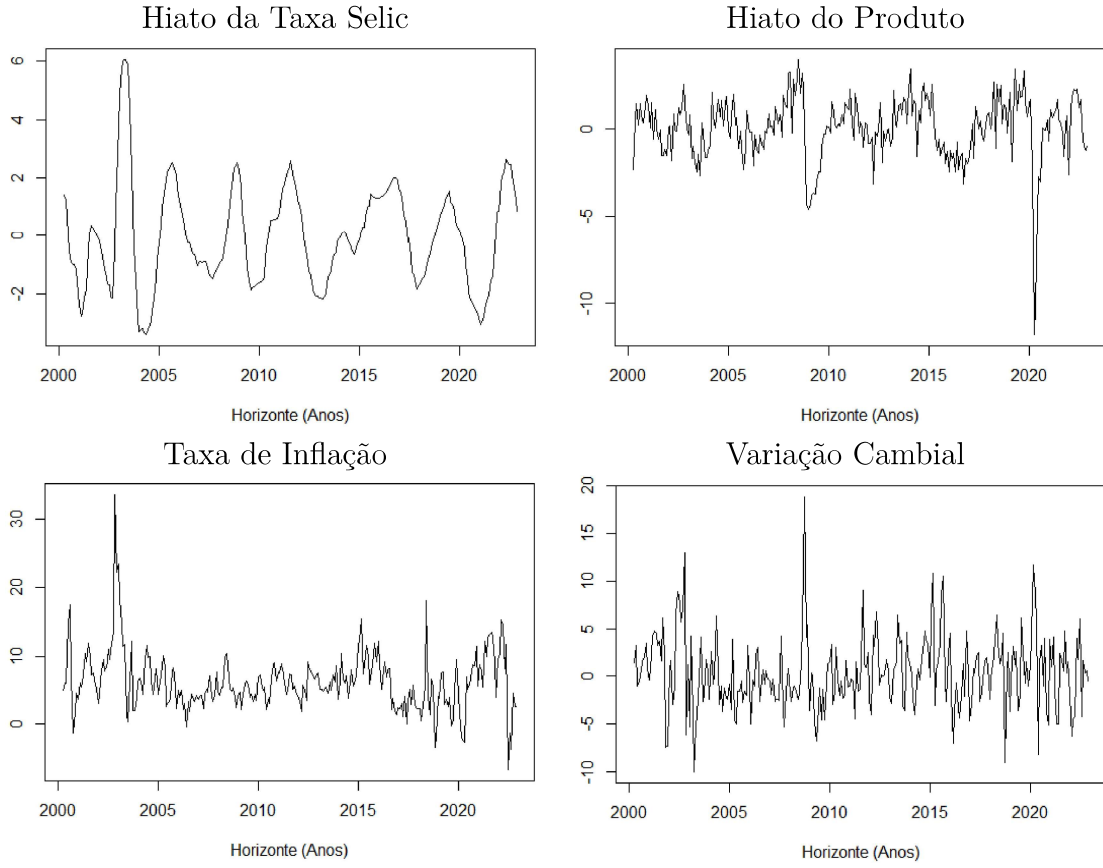
$$\begin{aligned} \Delta i_m = c + \beta i b_m + \sum_{i=0}^1 \varphi_{\pi,i} (\tilde{\pi}_{m,i} - \pi_i^*) + \sum_{i=0}^1 \gamma_{y,i} \tilde{y}_{m,i} + \sum_{i=0}^1 \varphi_{\Delta\pi,i} [(\tilde{\pi}_{m,i} - \pi_i^*) - (\tilde{\pi}_{m-1,i} - \pi_i^*)] \\ + \sum_{i=0}^1 \gamma_{\Delta y,i} (\tilde{y}_{m,i} - \tilde{y}_{m-1,i}) + \rho_1 \Delta i_{m-1} + \rho_2 \Delta i_{m-2} + \epsilon_m \end{aligned} \quad (4.9)$$

Nesta equação, a variável Δi_m é a mudança na meta Selic implementada pelo Copom na reunião m e $i b_m$ é a meta Selic antes de qualquer mudança associada ao encontro m . Seguindo Romer e Romer (2004), essa variável é inserida para captar tendência de reversão à média no comportamento da autoridade monetária. $\tilde{\pi}$ e $\tilde{y}$ representam as previsões (diárias) de inflação e de crescimento do produto feitas pelo mercado e coletadas pelo BCB.⁹ O subscrito m nessas variáveis indica que as previsões foram feitas para o encontro m , enquanto o subscrito $i = 0$ ($i = 1$) indica que as previsões foram feitas para o final do ano (seguinte) no qual o encontro m ocorreu. Como as previsões são coletadas diariamente,

⁸ Como mostra a Tabela B1 no Apêndice B, os testes de raiz unitária indicaram estacionariedade de todas as variáveis utilizadas. É importante destacar que, embora os testes indiquem que a taxa Selic é estacionária, ela apresenta nítida tendência. Por isso, optou-se em utilizar o hiato da taxa Selic nas estimações.

⁹ Diferente de Costa Filho (2017), não foram utilizadas as previsões elaboradas pelo próprio BCB em razão da indisponibilidade dos dados para o período amostral.

Figura 2 – Evolução das variáveis macro: 2000-2022



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

foram consideradas apenas as informações obtidas para o dia anterior a data da reunião do Comitê.

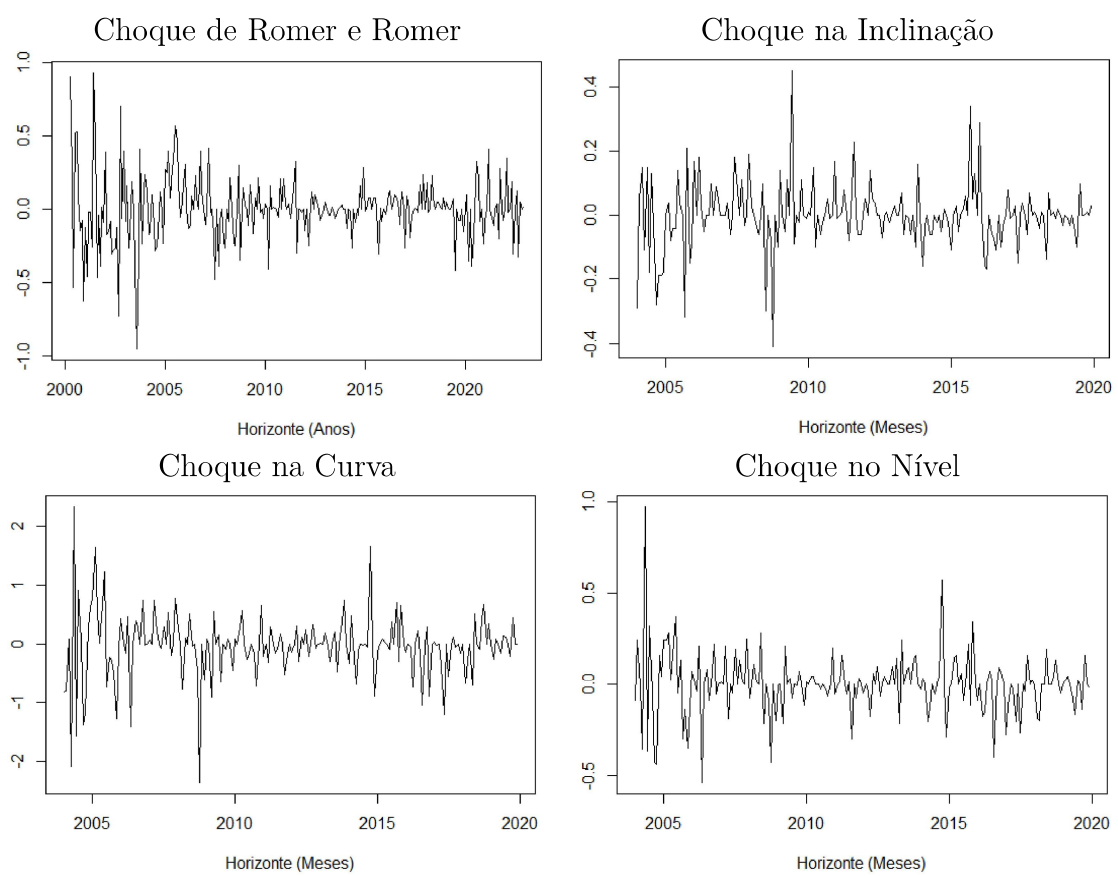
A função de reação (4.9) mostra que o Copom altera a meta Selic em função dos desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação para os anos corrente e seguinte, $\tilde{\pi}_{m,0} - \pi_0^*$ e $\tilde{\pi}_{m,1} - \pi_1^*$, e das variações desses desvios desde o encontro anterior, $\tilde{\pi}_{m,0} - \tilde{\pi}_{m-1,0}$ e $\tilde{\pi}_{m,1} - \tilde{\pi}_{m-1,1}$. Essa suposição está em consonância com o fato do país está adotando um regime de metas explícitas para a inflação desde 1999. Adicionalmente, supõe-se que, no encontro m , o BCB responde ao crescimento do produto esperado pelo mercado para os anos corrente e seguinte, $\tilde{y}_{m,0}$ e $\tilde{y}_{m,1}$, bem como às variações nestas variáveis observadas entre os encontros do Comitê. Incluem-se as defasagens Δi_{m-1} e Δi_{m-2} na Eq. (4.9) para contornar o problema de correlação serial dos resíduos.

O termo de erro ϵ_m na função de reação pode ser considerado como *proxy* para o verdadeiro choque de política monetária e, assim, utilizado como instrumento externo na estimação do modelo SVMA-IV. Para obter essa variável, a Eq. (4.9) foi estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dados das reuniões do Copom que ocorreram entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022. Visto que a literatura tem apresentado evidências de mudanças nos parâmetros da função de reação do BCB (ver, por exemplo, Aragón e

Medeiros, 2015; Cortes e Paiva, 2017; Aragón, 2021), optou-se por seguir Bai e Perron (1998, 2003) e calcular as estatísticas SupF , $F(2|1)$ e $F(3|2)$ para testar a presença de até três quebras estruturais em datas desconhecidas.¹⁰ Os resultados dos testes apontaram para a rejeição da hipótese nula de estabilidade dos parâmetros e indicaram a presença de três quebras estruturais, a saber: 35 (reunião de 22/10/2002); 98 (reunião de 21/01/2009) e 132 (reunião de 17/04/2013). Com as datas das quebras, os subperíodos considerados foram: i) 1-34 (22/03/2000-14/10/2002); ii) 35-97 (22/10/2002-10/12/2008); iii) 98-131 (21/01/2009-06/03/2013); iv) 132-211 (17/04/2013-22/03/2023). Diante disso, o instrumento externo ϵ_m foi obtido a partir da estimação da função de reação (4.9) considerando as datas das quebras estruturais estimadas.

Além do instrumento externo obtido por meio da estimação da Equação (4.9), foram consideradas diferentes medidas de choques de política monetária para verificar a robustez dos resultados encontrados. Especificamente, foram utilizadas *proxies* dos choques monetários obtidas por Costa Filho (2021). A estratégia empírica segue as abordagens propostas por Kortela e Nelimarkka (2020) e Inoue e Rossi (2021) para identificação de choques monetários, e se baseia nas variações da curva de juros em torno das decisões do Copom sobre meta para a taxa Selic. Inicialmente, Costa Filho (2021) estima o modelo de Diebold e Li (2006) utilizando rendimentos nominais de 11 maturidades e dados diários para o período de 2004 a 2019. A finalidade desse procedimento é obter as variáveis latentes (nível, inclinação e curvatura) da curva de juros nominal. Em seguida, Costa Filho (2021) utiliza as mudanças nas variáveis latentes em torno das reuniões do Copom para identificar três choques monetários: choque no nível, choque na inclinação e choque na curvatura. A variação das variáveis latentes é calculada tomando informações do dia útil posterior à reunião do Comitê e do próprio dia da reunião. Além disso, nos meses em que não ocorreram reuniões do Copom, as mudanças nas variáveis latentes recebem o valor zero. A evolução das *proxies* dos choques de política monetária é mostrada na Figura 3.

¹⁰ Realizou-se o teste de quebra estrutural sequencial $l + 1$ contra l quebras, com trimming de 15% e permitindo a distribuição dos erros diferir entre as quebras.

Figura 3 – Evolução das *proxies* de choques monetários (instrumentos externos)

Fonte: Elaboração própria.

5 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimações do modelo SVMA-IV. Inicialmente, expõem-se os resultados da estimação de um modelo básico trivariado e do modelo com variação cambial, onde *proxies* dos choques de política monetária inspiradas na abordagem narrativa são utilizadas como instrumento externo. Em seguida, realizam-se exercícios de robustez considerando diferentes especificações e medidas de choques monetários.

5.1 Resultados do modelo SVMA-IV trivariado

Na estimação do modelo básico trivariado, incluem-se as seguintes variáveis: hiato da taxa Selic, hiato do produto e inflação. A seleção dos *lags* foi feita com base no critério AIC. Seguindo Plagborg-Møller e Wolf (2022), utiliza-se um *bootstrap* convencional para modelos VAR com correção do viés para pequenas amostras a fim de gerar amostras *bootstrap* para as estimativas dos limites do parâmetro de interesse (graus de invertibilidade e recuperabilidade, e as FVRs) e, assim, construir o intervalo de confiança para o conjunto identificado desse parâmetro. Em todas as estimações, foram realizados 1.000 sorteios *bootstrap*. Os horizontes de previsão foram ajustados para 24 meses e as estimativas (e limites) corrigidas pelo viés foram definidas de modo que as mesmas situem-se no intervalo $[0, 1]$.

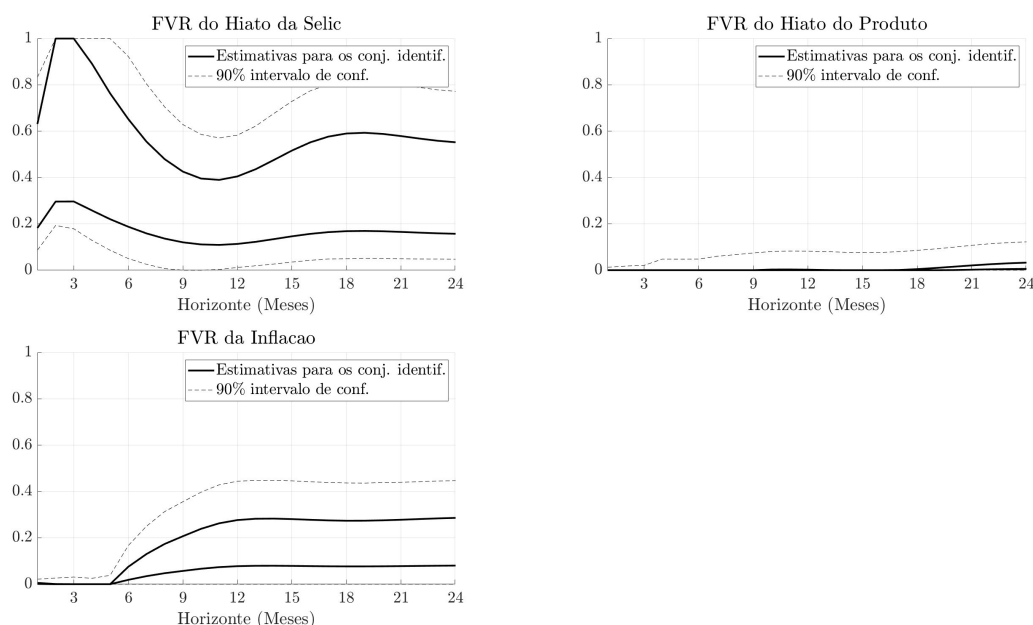
A Tabela 1 apresenta as estimativas pontuais para os graus de invertibilidade e recuperabilidade, bem como seus intervalos de confiança com nível de confiança de 90%. É possível verificar que a hipótese nula de invertibilidade é rejeitada uma vez que o conjunto de confiança para o grau de invertibilidade exclui o valor 1. Isso indica que não é possível a identificação dos choques estruturais de política monetária (e de seus efeitos) a partir de valores correntes e passados da taxa de juros, inflação e hiato do produto. Esse resultado também foi constatado por Plagborg-Møller e Wolf (2022) ao analisarem a importância dos choques monetários na economia norte-americana. Em relação ao parâmetro de recuperabilidade, as evidências empíricas encontradas mostram que o conjunto identificado é consistente com diferentes graus de recuperabilidade do choque monetário.

Tabela 1 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2

		Limites
R_0^2	Limites das estimativas	[0,1872;0,6508]
	Intervalo de confiança de 90%	[0,0900;0,8539]
R_∞^2	Limites das estimativas	[0,2844;1]
	Intervalo de confiança de 90%	[0,2108;1]

Nota: A tabela reporta os limites dos graus de invertibilidade e recuperabilidade do modelo SVMA-IV estimado com as seguintes variáveis: hiato da taxa Selic, hiato do produto e inflação (IPCA). As estimativas para os limites dos conjuntos de confiança e os intervalos de confiança foram obtidas a partir de 1000 replicações *bootstrap* do modelo VAR e corrigidas para o viés de pequenas amostras.

Figura 4 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV trivariado



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

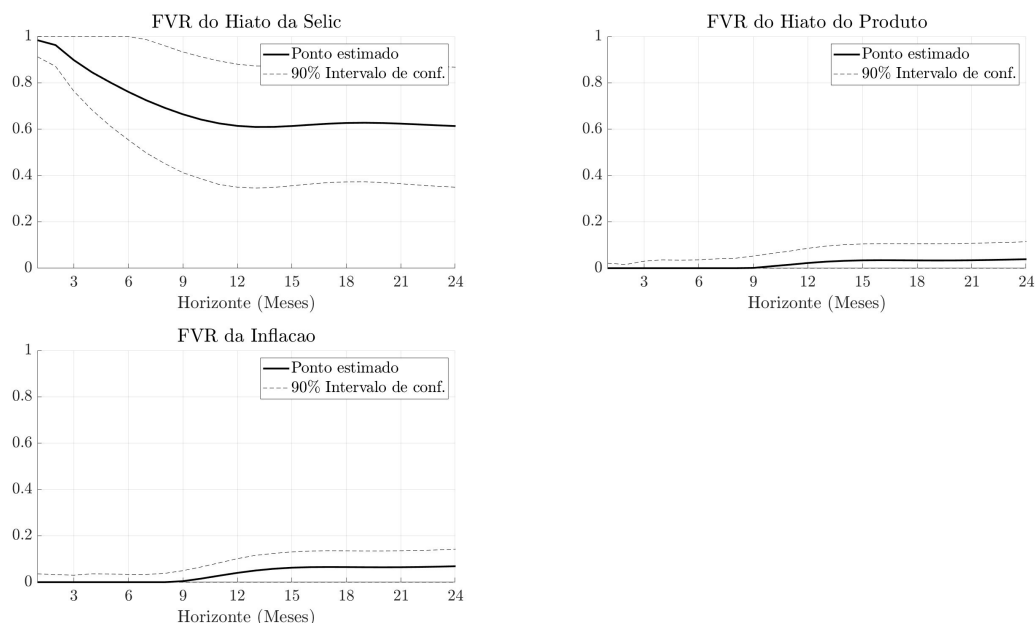
Diante da rejeição da hipótese de invertibilidade, procedeu-se à investigação da contribuição dos choques monetários para as flutuações macroeconômicas no Brasil, utilizando uma análise SVMA-IV robusta à invertibilidade. Para avaliar a importância dos choques de política monetária, foram estimadas as FVRs para o hiato da taxa Selic, hiato do produto e inflação em relação a esses choques. Os resultados são apresentados na Figura 4. Foi possível constatar que, em todos os horizontes temporais de previsão, os intervalos de confiança excluem FVRs acima de 13% para o hiato do produto e 45% para inflação. Isso sugere que choques monetários parecem contribuir mais fortemente para previsão do crescimento no nível de preços do que para previsão da medida de atividade econômica. Esse resultado é diferente daqueles obtidos por Luporini (2008) e Rocha et al. (2022). Por exemplo, Luporini (2008) estima um VAR padrão para analisar os efeitos de choques de política monetária na década de 1990 e observa que esses choques contam,

no máximo, por 9,7% e 6,1% da variância dos erros de previsão do produto e inflação, respectivamente. Por sua vez, Rocha et al. (2022) observam que, no médio prazo, choques na taxa de juros são responsáveis por cerca de 20% dos erros de previsão do produto, mas por menos de 6% dos erros de previsão na inflação. É importante ressaltar que, em ambos os trabalhos, os autores estimam modelos VAR, mas não realizam testes de invertibilidade para saber se os choques monetários podem ser adequadamente identificados.

As estimativas para a FVR da inflação sugerem ainda que o choque monetário pode ser responsável por uma parcela significativa da variância prevista dessa variável no médio prazo. No entanto, nos primeiros seis meses do horizonte de previsão, a contribuição do choque monetário para a previsão da inflação é relativamente pequena. Esse resultado parece refletir a defasagem existente entre o momento em que a autoridade monetária implementa um choque de política e a resposta da taxa de inflação. Por exemplo, Minella et al. (2013) estimam um modelo semi-estrutural para a economia brasileira e encontram que a resposta máxima da inflação ao choque monetário só ocorre 5 trimestres depois.

Para fins de comparação, assume-se a condição de invertibilidade e realiza-se a estimação de um modelo SVAR-IV. Os resultados, apresentados na Figura 5, permitem observar que todas as FVRs obtidas são diferentes daquelas derivadas do modelo SVMA-IV. Em específico, constatou-se que ignorar a condição de não-invertibilidade dos choques monetários parece resultar na superestimação da contribuição desses choques para a variância de previsão da taxa Selic e subestimação de seus efeitos sobre a inflação. Por outro lado, como os intervalos de confiança das FVRs para inflação e produto incluem zero em ambos os modelos, não é possível descartar a possibilidade que os choques de política monetária não contribuam de maneira importante para as previsões dessas variáveis.

Figura 5 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVAR-IV



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

5.2 Modelo SVMA-IV com taxa de câmbio

Nesta subseção, estendeu-se o modelo SVMA-IV básico, incluindo a variação da taxa de câmbio nominal R\$/US\$. Com a abertura comercial iniciada na década de 1990 e a adoção de um regime de câmbio flutuante em 1999, esta variável tornou-se um componente importante para explicar a dinâmica da inflação doméstica. Aqui, a inserção da taxa de câmbio tem a finalidade de mensurar a contribuição dos choques monetários para flutuações desta variável, bem como verificar se os resultados obtidos no SVMA-IV trivariado são alterados.

Como no modelo anterior, inicia-se a análise do SVMA-IV com taxa de câmbio testando as hipóteses de invertibilidade e recuperabilidade dos choques de política monetária. Os resultados são apresentados na Tabela 2. Mais uma vez, é possível notar que a hipótese nula de invertibilidade é rejeitada para um nível de significância de 10%. Ademais, observa-se que a inclusão da taxa de câmbio no modelo parece aprofundar esse problema, uma vez que o limite superior do conjunto identificado é reduzido. Em relação à hipótese de recuperabilidade, os resultados são análogos aos encontrados no modelo SVMA-IV trivariado, e indicam que a recuperabilidade dos choques monetários não pode ser descartada pelos dados.

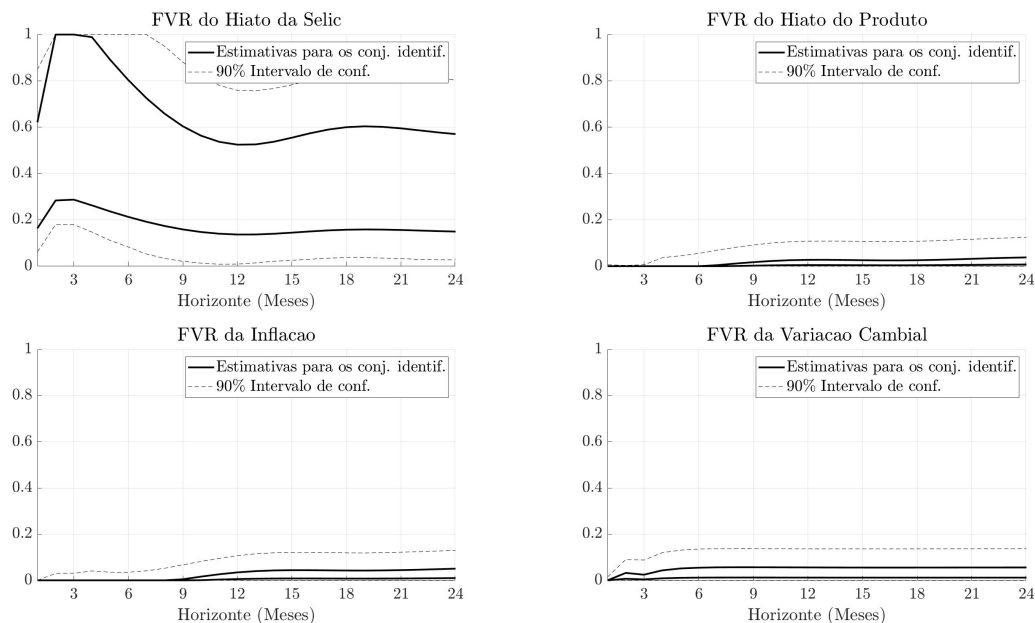
Tabela 2 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2 para o SVMA-IV com taxa de câmbio

		Limites
R_0^2	Limites das estimativas	[0,1617;0,6198]
	Intervalo de confiança de 90%	[0,0664;0,8325]
R_∞^2	Limites das estimativas	[0,2587;1]
	Intervalo de confiança de 90%	[0,1775;1]

Nota: A tabela reporta os limites dos graus de invertibilidade e recuperabilidade do modelo SVMA-IV estimado com as seguintes variáveis: hiato da taxa Selic, hiato do produto, inflação (IPCA) e variação cambial. As estimativas para os limites dos conjuntos de confiança e os intervalos de confiança foram obtidas a partir de 1000 replicações *bootstrap* do modelo VAR e corrigidas para o viés de pequenas amostras.

As estimativas dos conjuntos identificados para as FVRs do modelo são mostradas na Figura 6. De início, é possível destacar que a contribuição do choque de política monetária para as previsões de variações na taxa de câmbio nominal é pequena. O valor máximo observado para a estimativa do limite superior do conjunto identificado para essa variável é de aproximadamente 6%. Por sua vez, o intervalo de confiança mostra que a contribuição dos choques monetários para a variância de previsão da taxa de câmbio não ultrapassa 14%, e não pode ser considerada estatisticamente significativa. Isso está em linha com resultados encontrados por Luporini (2008) para o Brasil com dados da década de 1990.

Figura 6 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com taxa de câmbio



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

A presença da taxa de câmbio no modelo também parece alterar as FVRs da taxa de inflação. Agora, a contribuição do choque monetário para as previsões da inflação é menos

pronunciada, com intervalos de confiança excluindo FVRs acima de 14%. Esse resultado pode estar refletindo os efeitos de choques cambiais para inflação que não foram capturados pelo modelo trivariado em razão da omissão da primeira variável. Nesse contexto, Rocha et al. (2022) encontram que, no médio prazo, o efeito de choques cambiais sobre a variância dos erros de previsão da inflação é de aproximadamente 6%, sendo este impacto semelhante aos obtidos para outras variáveis macro, tais como taxa Selic e produto. Faz-se mister enfatizar ainda que, no período de 2000 a 2022, a economia brasileira foi submetida a diversos choques externos (ataques terroristas nos EUA, crise na Argentina em 2001, crise mundial de 2007/2008 e pandemia da COVID-19) e domésticos (crise de confiança de 2002, crise econômica de 2015/2016) que impactaram a taxa de câmbio e, consequentemente, a inflação brasileira por meio da majoração dos preços dos bens comercializáveis.

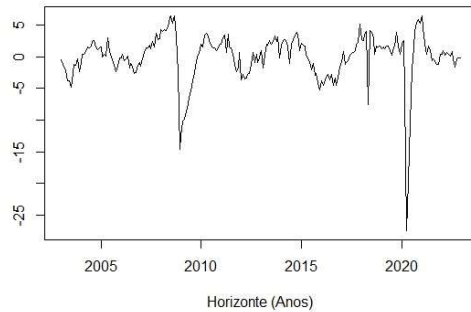
De uma maneira geral, verificou-se que a contribuição do choque monetário para a realização de previsões é maior na taxa Selic, variação cambial, inflação e hiato do produto, nesta ordem. Entretanto, pontua-se mais uma vez que, exceto para a taxa Selic, não se pode descartar a hipótese de que o choque monetário seja sem importância para as previsões de médio prazo das demais variáveis macro consideradas, tendo em vista que os intervalos de confiança aqui calculados incluem zero.

5.3 Exercícios de Robustez

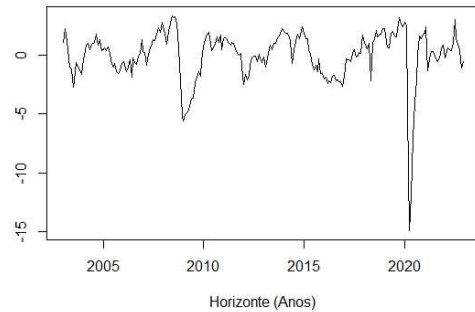
Nesta seção, são conduzidos diferentes exercícios de robustez, com o propósito de avaliar a sensibilidade dos resultados face a variações nas especificações e nas variáveis do modelo. Inicialmente, procede-se à modificação das medidas de atividade econômica. Esse procedimento é subsequentemente repetido em relação às medidas de inflação e à taxa de câmbio. Posteriormente, o modelo é expandido para incluir o índice de *commodities* e *Emerging Markets Bond Index Plus* - EMBI + como variáveis adicionais. Por fim, efetua-se a alternância das medidas de choque de política monetária, fazendo uso das *proxies* calculadas por Costa Filho (2021). A Figura 7 exhibe o comportamento gráfico das variáveis macroeconômicas utilizadas nos exercícios de robustez.

Figura 7 – Evolução das variáveis macro: Exercícios de Robustez

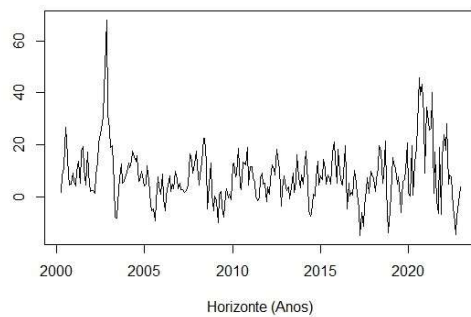
Hiato da Produção Industrial



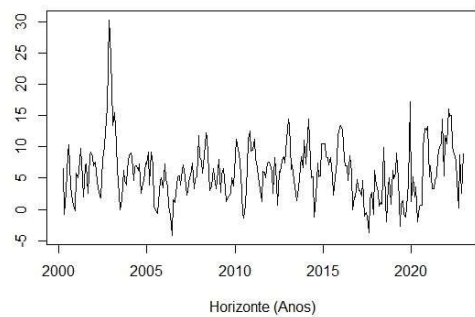
Hiato do IBC-Br



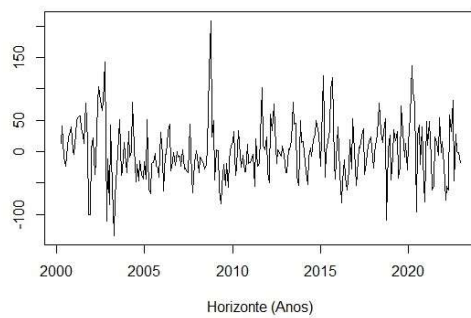
Variação do IGP-DI



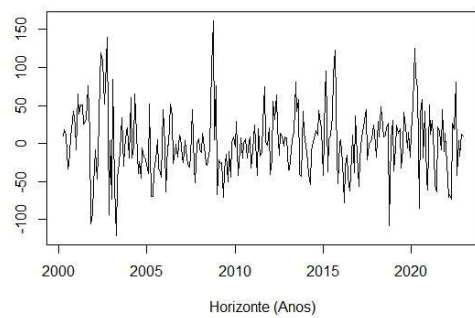
Infl. Preços Livres



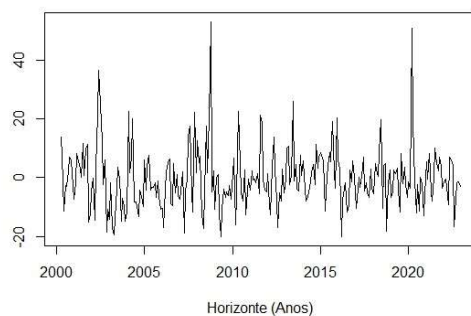
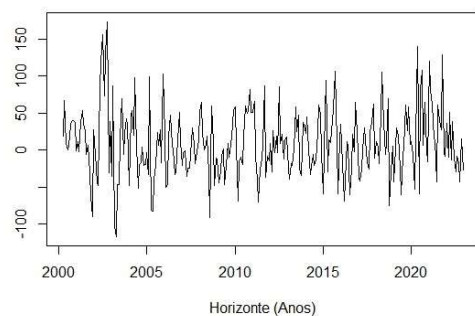
Variação do Câmbio Real



Variação do Câmbio Real efetivo



Variação do EMBI+

Variação do Índice de *Commodities*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

5.3.1 Análise de robustez - Medida de atividade econômica

Nesta subseção, visando avaliar a robustez dos resultados em relação à medida de atividade econômica, estimam-se duas especificações. Na primeira, calcula-se o hiato do produto utilizando o logaritmo natural da produção industrial (indústria geral) - ajustado sazonalmente. E na segunda, o hiato do produto é obtido por meio do logaritmo natural do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) - com ajuste sazonal. A produção industrial como medida de atividade econômica é também utilizada em Coibion (2012) e Plagborg-Møller e Wolf (2022). O período de estimação abrange de janeiro de 2003 a dezembro de 2022, devido à disponibilidade dos dados. Além disso, outras variáveis endógenas incluídas na estimação são o hiato da taxa Selic, a inflação e a variação cambial.

Na Tabela A1 do Apêndice A, são apresentados os conjuntos identificados para os graus de invertibilidade e recuperabilidade dos modelos estimados nos exercícios de robustez, seguindo uma abordagem semelhante àquela apresentada nas seções anteriores. Em todos os modelos estimados nesta seção, observa-se a rejeição da hipótese de invertibilidade do choque de política monetária, enquanto os resultados para o grau de recuperabilidade permanecem consistentes.

As estimativas dos conjuntos identificados para as FVRs são apresentadas nas Figuras 8 e 9. Inicialmente, observa-se que a inclusão dessas medidas de atividade econômica no modelo resulta em uma ampliação da contribuição do choque monetário nas previsões de inflação e hiato do produto. No entanto, essas contribuições limitam-se a 20%, com intervalos de confiança excluindo FVRs superiores a essa porcentagem para ambas as variáveis, em ambas as especificações. Mais especificamente, considerando a estimação com o hiato da produção industrial, os intervalos de confiança excluem FVRs acima de 20% para a inflação e acima de 19% para o hiato. Destaca-se, ainda, que a importância do choque de política monetária para a previsão do hiato da produção industrial aumenta ao longo do horizonte temporal de previsão. Esse resultado diverge dos obtidos por Tomazzia e Meurer (2009) e Plagborg-Møller e Wolf (2022).

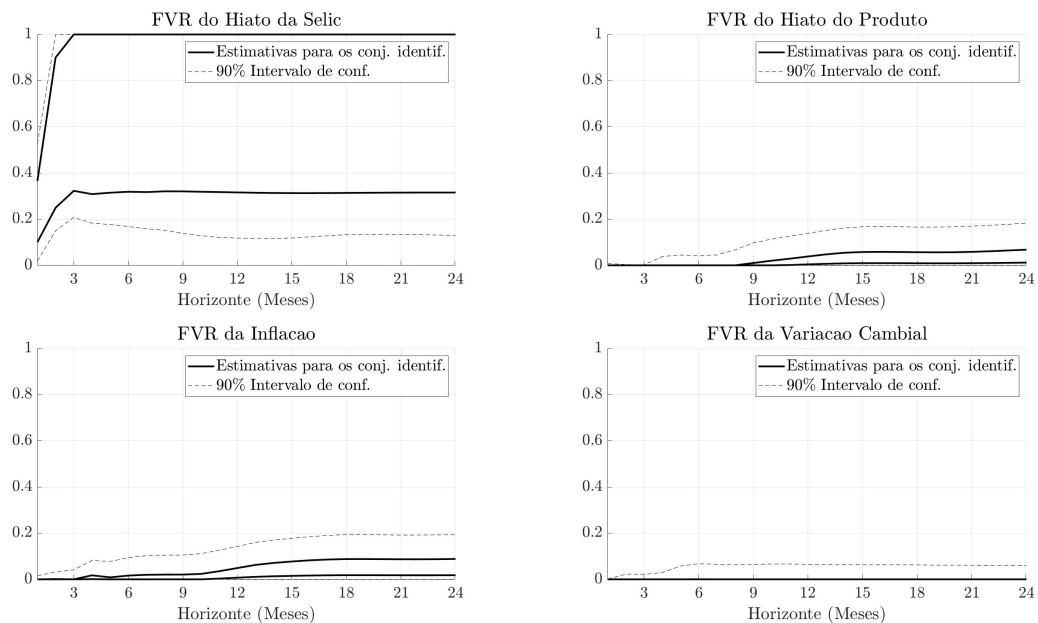
Ao analisarem a resposta da produção industrial a um choque de política monetária, Tomazzia e Meurer (2009) constatam que o nível da produção industrial sofre uma redução de até -0,5% com um período de defasagem de oito meses, e, subsequentemente, retorna ao seu patamar inicial em um período de até dois anos após a ocorrência do mencionado choque. Por outro lado, Plagborg-Møller e Wolf (2022), que utilizam dados pós-1990 da economia norte-americana, encontram que, em todos os horizontes temporais de previsão, os intervalos de confiança excluem FVRs acima de 31% para o crescimento da produção industrial e 8% para a inflação.

Para a estimação com o IBC-Br, os valores máximos dos limites superiores das FVRs são de 18,97% e 17,86%, para a inflação e hiato do produto, respectivamente. Observa-se, portanto, que a contribuição do choque monetário para a variância de previsão

da inflação e do hiato apresentam similaridades para ambas as medidas de atividade econômica adotadas.

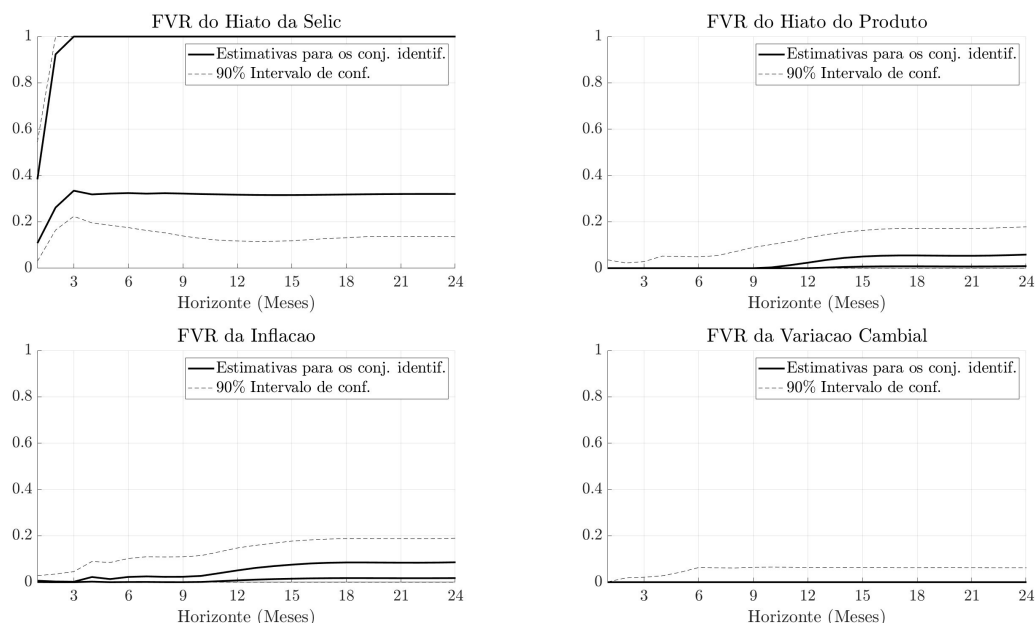
Por meio de uma análise comparativa dos resultados dessa subseção e das seções anteriores, é possível inferir, ainda, que o choque de política monetária aparenta desempenhar um papel mais importante nas previsões do hiato da produção industrial e do IBC-Br, em contraste com o hiato do produto estimado a partir do Monitor do PIB utilizado na Seção 5.2. Entretanto, alguns resultados se mantêm. Por exemplo, os conjuntos identificados para as FVRs (com exceção do hiato da taxa Selic) não apresentaram significância estatística a um nível de 10% de significância em nenhum horizonte temporal de previsão. Além disso, observou-se uma pequena contribuição do choque de política monetária para a variância de previsão da inflação. Assim como na seção anterior, isso pode estar refletindo os efeitos de choques cambiais, que persistem mesmo após a adoção de medidas alternativas de atividade econômica.

Figura 8 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Produção Industrial



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura 9 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IBC-Br



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

5.3.2 Análise de robustez - Medida de inflação

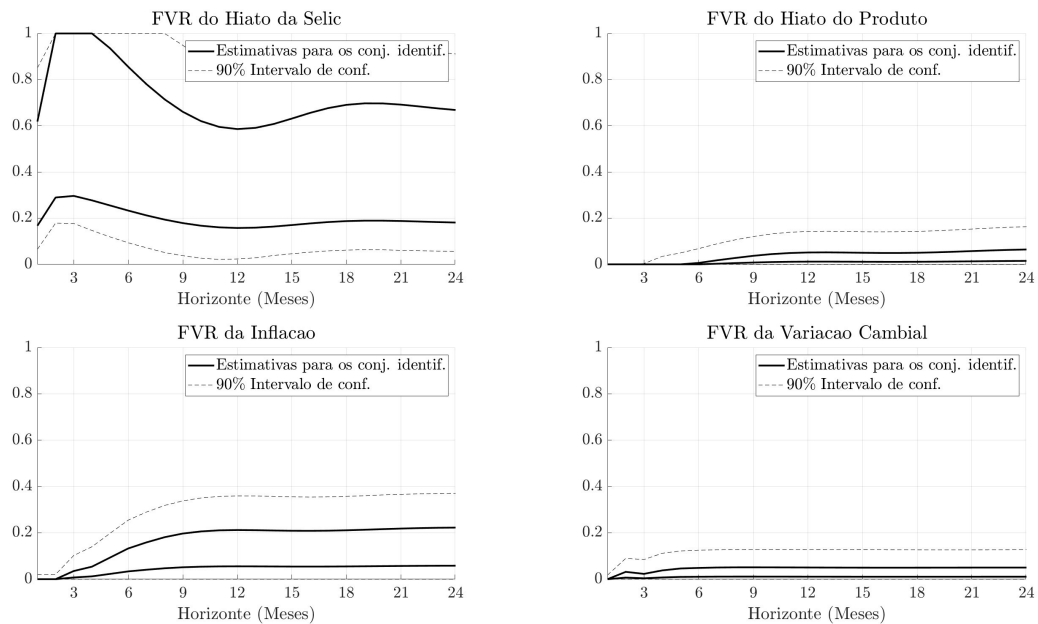
Tal como na subseção anterior, nesta subseção analisa-se a robustez dos resultados em relação à medida de inflação utilizada, dados os diferentes índices de preços da economia brasileira. O objetivo é verificar se a contribuição do choque monetário para a variância de previsão da inflação é sensível à medida de inflação adotada. A análise é realizada para o período de abril de 2000 a dezembro de 2022, utilizando a variação logarítmica anualizada do Índice geral de preços - disponibilidade interna (IGP-DI) e o Índice de preços do consumidor ampliado (IPCA) (preços livres) anualizado, como medidas de inflação.

As Figuras 10 e 11 ilustram as FVRs para as duas especificações estimadas. O aspecto de destaque reside na constatação de que a contribuição do choque de política monetária para a previsão da inflação, quando se utiliza o IGP-DI, permanece em um patamar próximo ao observado na estimação do modelo básico trivariado, mesmo na presença da variação cambial. Isso pode sugerir uma menor sensibilidade do IGP-DI aos efeitos de choques cambiais. Além disso, nota-se uma maior influência do choque de política monetária na variância de previsão da inflação em detrimento da medida de atividade econômica.

Já para a estimação com a inflação a preços livres, a contribuição do choque monetário para a previsão dessa variável é discreta nos primeiros meses do horizonte temporal de previsão, e aumenta ao longo do tempo. Esses resultados confirmam as observações realizadas nas seções anteriores. Destaca-se, no entanto, uma contribuição mais elevada do choque para a variância de previsão da inflação medida pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), em contraste com a inflação de preços livres

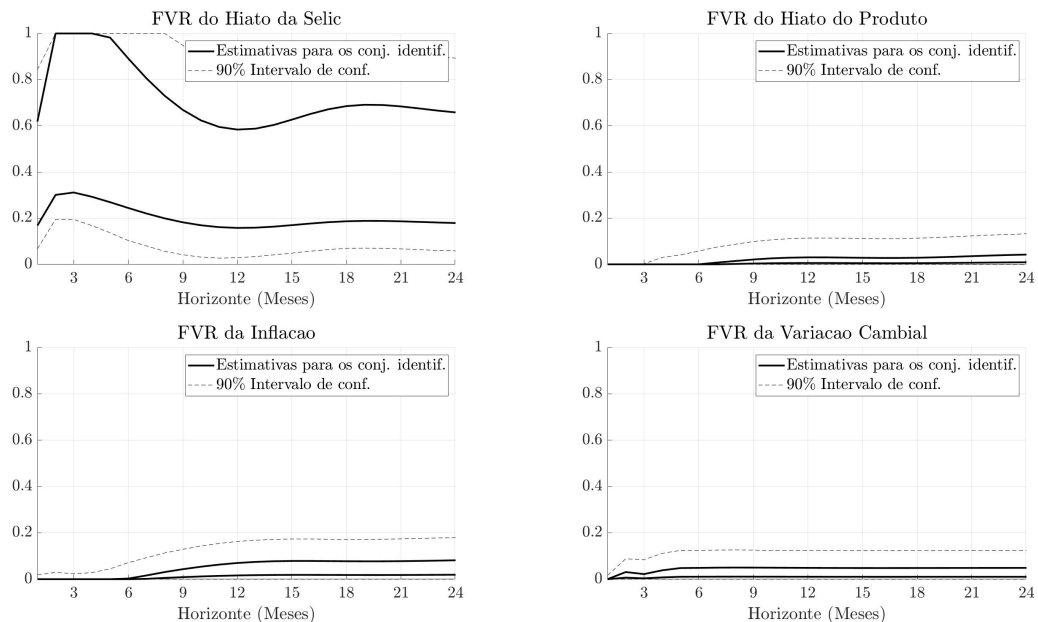
e a inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Figura 10 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura 11 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a Preços Livres



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

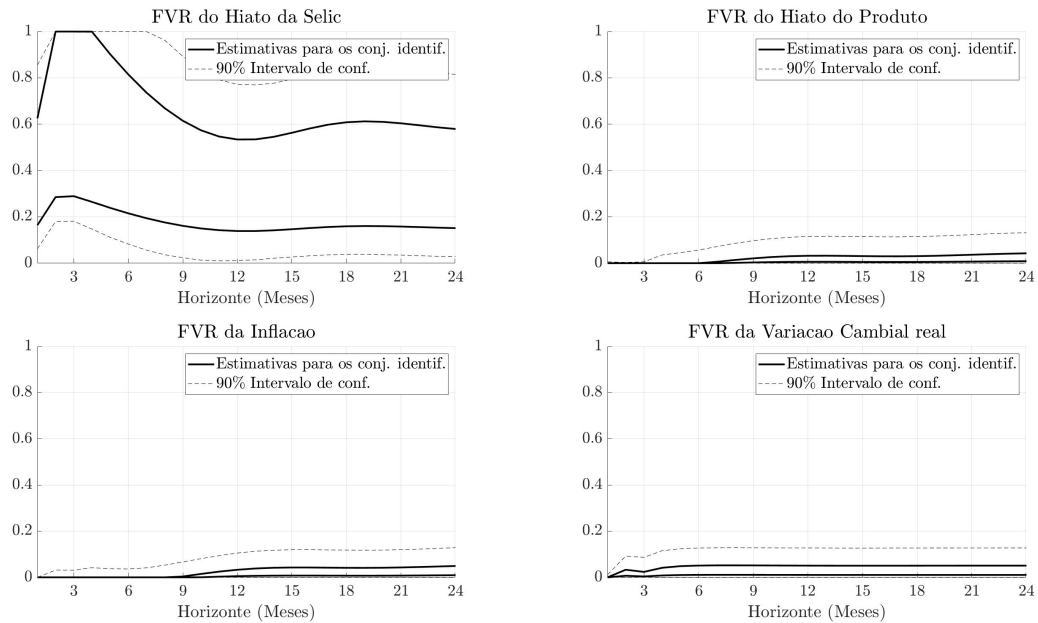
5.3.3 Análise de robustez - Taxa de câmbio

Devido à limitada contribuição do choque de política monetária na previsão da variação cambial, optou-se por realizar alguns exercícios de robustez utilizando o câmbio real ao invés do câmbio nominal, embora o último seja amplamente adotado na literatura (consulte, por exemplo, Minella (2003) e Costa Filho (2021)). Para isso, recorreu-se à variação logarítmica anualizada do Índice da Taxa de Câmbio Real Efetiva (IPCA) e do Índice da Taxa de Câmbio Real (IPCA), ambos disponíveis no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil.

As figuras 12 e 13 apresentam as FVRs referentes aos modelos que incorporam o câmbio real e o câmbio real efetivo, respectivamente. No que concerne ao comportamento gráfico da razão de variância de previsão da variação cambial (real e real efetiva), os resultados obtidos se assemelham, embora diverjam em magnitude. No caso do câmbio real, o limite superior máximo da contribuição do choque de política para a variância de previsão dessa variável é de 12,86%, enquanto para a variação da taxa de câmbio real efetiva é de 20,02%. As FVRs associadas ao hiato da taxa Selic também exibiram similaridades notáveis em ambos os modelos.

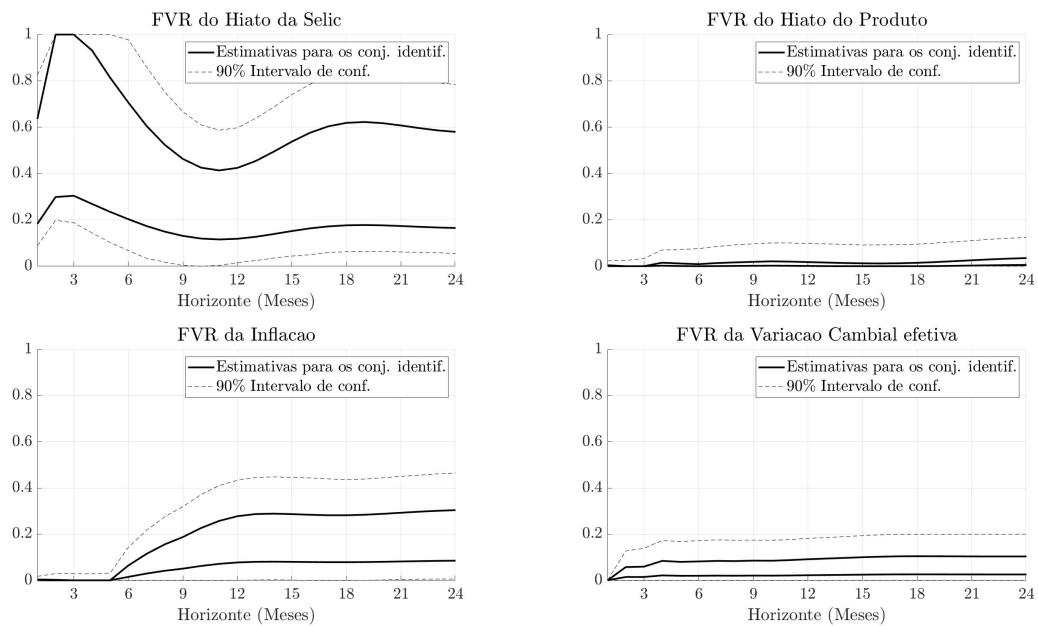
Entretanto, o aspecto fundamental a ser ressaltado neste exercício de robustez é que a inclusão do câmbio real efetivo no modelo não parece conduzir a uma redução expressiva na contribuição do choque de política monetária para a previsão da inflação. Esse cenário contrasta com a situação observada na incorporação do câmbio real, onde se verificou uma diminuição mais significativa dessa contribuição. Isso sugere que a inclusão do câmbio real efetivo no modelo pode não estar capturando de forma completa os efeitos dos choques cambiais, o que se reflete em um impacto relativamente reduzido sobre a inflação.

Figura 12 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura 13 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real Efetivo



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

5.3.4 Análise de robustez - Modelo ampliado

Nesta subseção, o modelo básico trivariado foi expandido. Inicialmente, foram incorporadas a variação cambial, conforme descrita na Seção 5.2, e o índice EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*), calculado por J. P. Morgan. O EMBI+ é utilizado para estimar o desempenho diário dos títulos de dívida de países emergentes em comparação com os títulos do Tesouro dos Estados Unidos. A inclusão dessa variável no modelo é motivada pelo seu histórico como indicador eficaz para identificação de crises financeiras internacionais e crises cambiais domésticas, conforme destacado por Minella (2003). Assim como o autor mencionado, o EMBI+ é ordenado antes da taxa de juros nominal. Tomazzia e Meurer (2009) também incorporam um índice de risco-país em seu modelo, no entanto, os autores ordenam-no em último lugar no VAR estimado.

No que tange ao EMBI+, optou-se por empregar a variação logarítmica da média mensal desse índice. Essa escolha se deve ao pressuposto de que as séries empregadas na estimação do SVMA-IV devem ser estacionárias e sem tendência. Convém mencionar que, quando analisada em nível, essa variável não rejeita a hipótese de raiz unitária a um nível de 10% de significância.

A segunda abordagem, por outro lado, incorpora, além da variação cambial, a variação logarítmica (anualizada) do índice de *commodities*¹¹. Em consonância com a metodologia proposta por Coibion (2012), essa variável é inserida no modelo após as medidas de atividade econômica e inflação. No entanto, é importante destacar que essa abordagem se diferencia da abordagem adotada pelo autor no que tange à ordenação com relação à taxa Selic. Aqui, a variação do índice de *commodities* é incluída após a taxa básica de juros, ao contrário da ordem utilizada por Coibion (2012). Ademais, de acordo com Tomazzia e Meurer (2009), a incorporação do índice de *commodities* pode aprimorar a estimação da função de reação do Banco Central e, por conseguinte, a avaliação do impacto exógeno da política monetária na inflação interna.

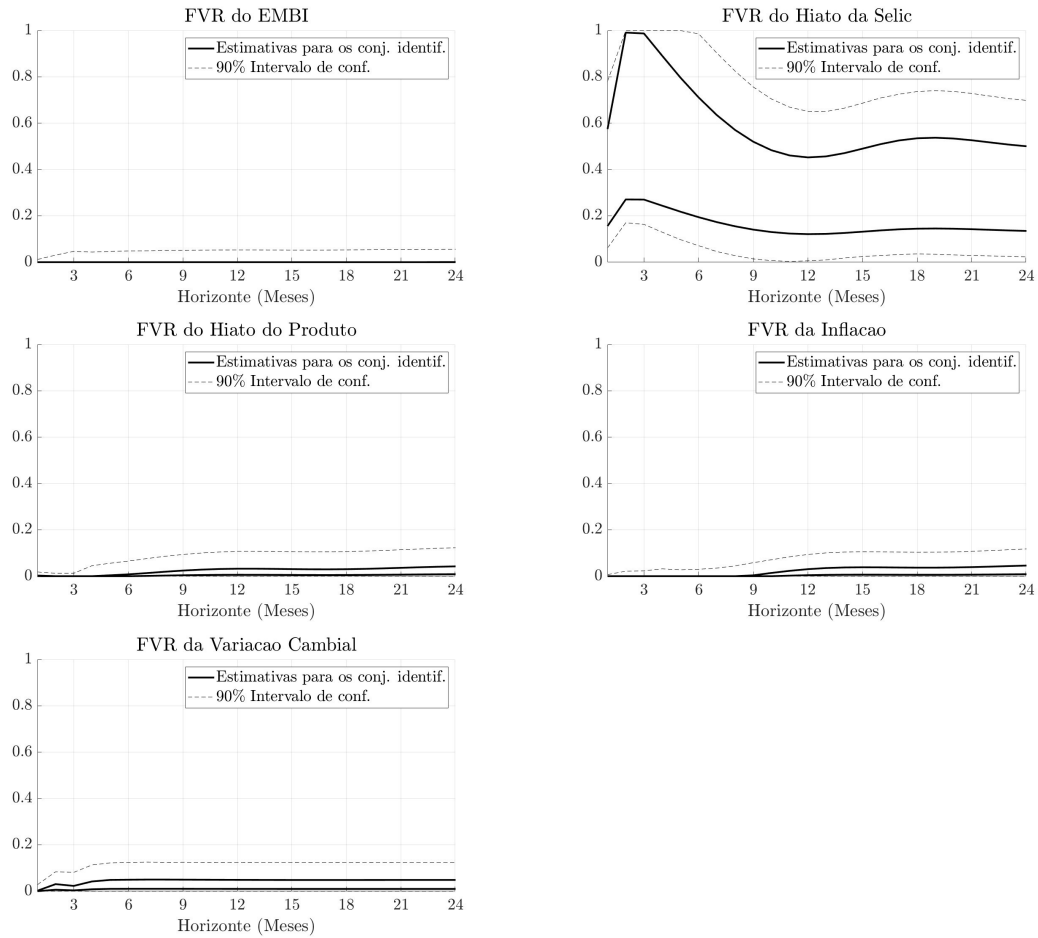
As razões de variância de previsão (FVRs) referentes às variáveis dos modelos são apresentadas nas Figuras 14 e 15. De forma geral, observa-se que não ocorreram mudanças substanciais na contribuição dos choques de política monetária para a variância de previsão do hiato da taxa Selic, hiato do produto, inflação e variação cambial. Os resultados gráficos exibem semelhanças com os obtidos na Seção 5.2.

Por outro lado, é possível identificar um limite superior estrito em relação à relevância dos choques na dinâmica do EMBI+, indicando uma importância limitada dos choques de política para previsão dessa variável. Esse resultado difere-se do que foi observado para a FVR da variação do índice de *commodities*, onde o choque de política monetária parece contribuir substancialmente para a previsão dessa variável. Mais

¹¹ O Apêndice D apresenta os resultados das estimações do modelo com a inclusão de um índice de *commodities* internacionais.

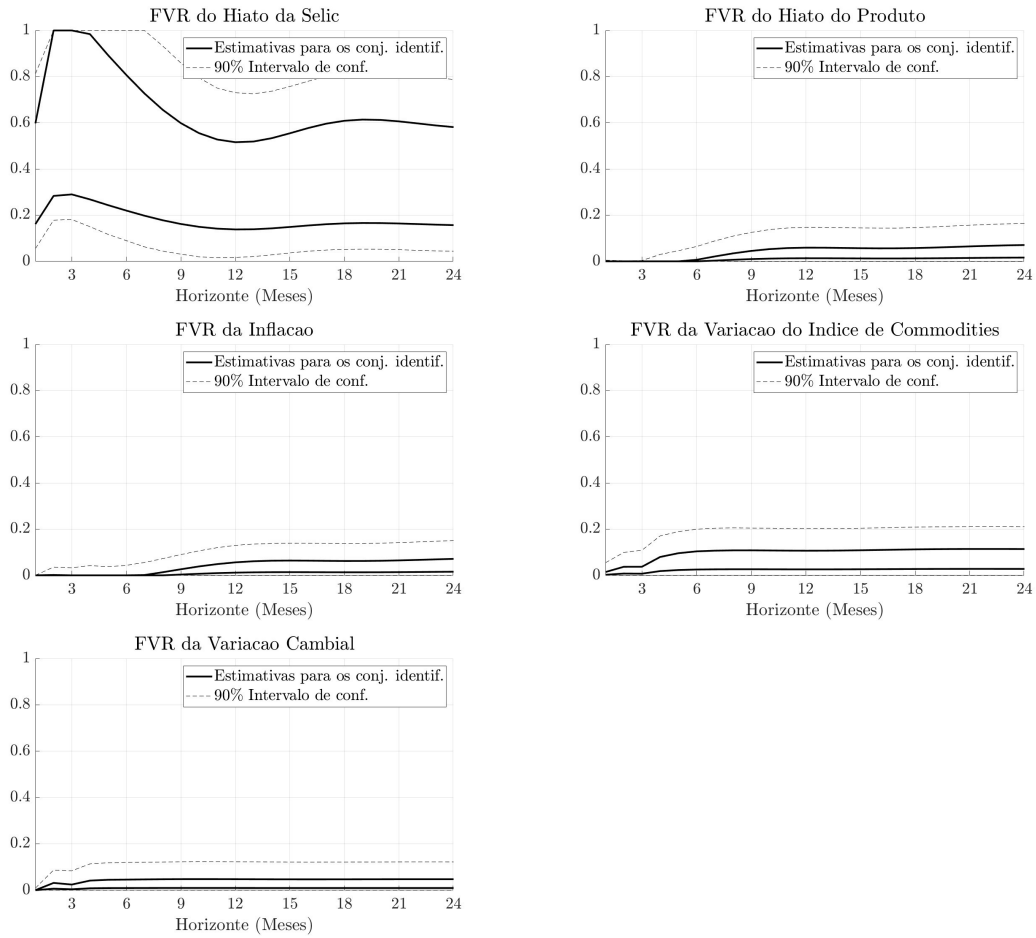
especificamente, os intervalos de confiança descartam FVRs acima de 6% para o EMBI+ e acima de 22% para a variação do índice de *commodities*.

Figura 14 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI +



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura 15 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities*



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

5.3.5 Análise de robustez - Instrumento externo

Nesta subseção, verifica-se a robustez dos resultados usando três *proxies* para os choques de política monetária calculadas por Costa Filho (2021)¹², a saber: choque no nível, choque na inclinação e choque na curvatura da curva de juros. Devido à disponibilidade dos dados, os modelos SVMA-IV foram estimados para o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2019. As variáveis endógenas utilizadas foram o hiato da taxa Selic, o hiato do produto, a inflação e a variação cambial, enquanto os choques de política monetária propostos por Costa Filho (2021) foram alternadamente adotados como instrumento externo.

A Tabela 3 apresenta os conjuntos identificados dos parâmetros de invertibilidade e recuperabilidade dos choques monetários para os diferentes instrumentos externos utilizados. De forma análoga aos resultados encontrados anteriormente, é possível constatar que a hipótese nula de invertibilidade dos choques de política monetária é rejeitada em todos os modelos estimados. Além disso, a inclusão de instrumentos externos advindos da curva

¹² Os resultados das estimações da Seção 5.3 com essas medidas de choques de política monetária são exibidos no Apêndice C.

de juros produz menores valores para os limites superiores dos conjuntos identificados do parâmetro R_0^2 , sugerindo mais fortemente a rejeição da invertibilidade dos choques monetários nesses modelos. Quanto a hipótese de recuperabilidade, os resultados são semelhantes aos obtidos na seção anterior.

Tabela 3 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2 para o SVMA-IV com diferentes instrumentos externos

Instr. externo	R_0^2		R_∞^2	
	Estimativas	Interv. de conf. (90%)	Estimativas	Interv. de conf. (90%)
Choq. inclinação	[0,0229;0,0469]	[-0,0263;0,1187]	[0,4564;1,0011]	[0,3591;1,0052]
Choq. curvatura	[0,0399;0,1214]	[-0,0077;0,2130]	[0,3316;0,9997]	[0,2389;1,0042]
Choq. nível	[-0,0053;-0,0159]	[-0,0424;0,0330]	[0,4591;0,9997]	[0,3571;1,0032]

Nota: A tabela reporta os limites dos graus de invertibilidade e recuperabilidade do modelo SVMA-IV estimado com as seguintes variáveis: hiato da taxa Selic, hiato do produto, inflação (IPCA) e variação cambial. Os instrumentos externos são: choque na inclinação, choque na curvatura e choque no nível. As estimativas para os limites dos conjuntos de confiança e os intervalos de confiança foram obtidas a partir de 1000 replicações *bootstrap* do modelo VAR e corrigidas para o viés de pequenas amostras.

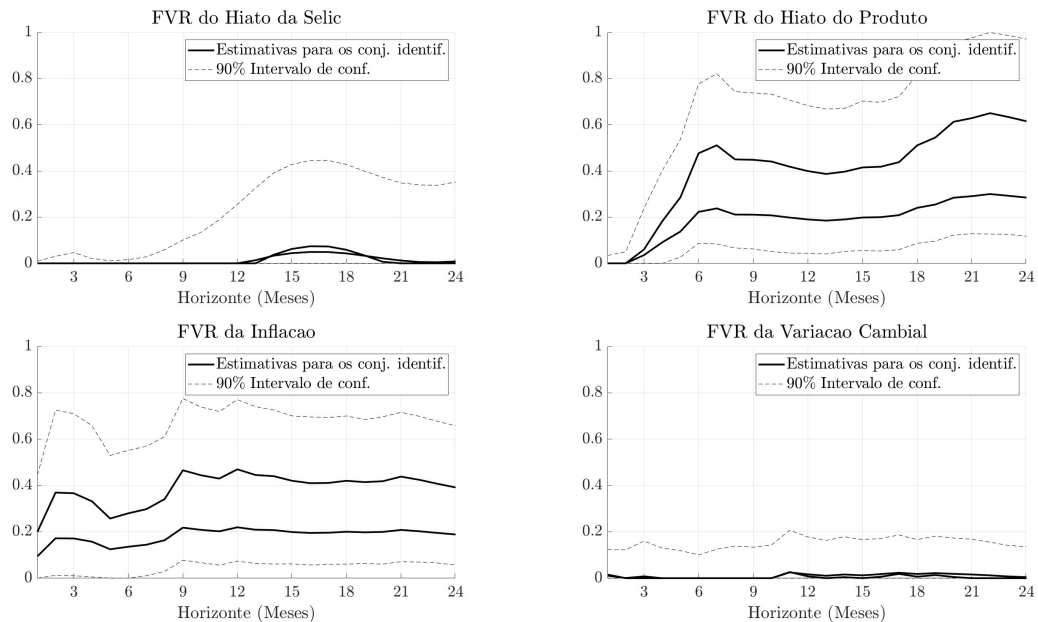
As estimativas das FVRs são mostradas nas Figuras 16-18. Quando se compara esses resultados aos resultados apresentados nas Seções 5.1 e 5.2, é possível observar importantes diferenças nas FVRs medindo a contribuição de choques monetários para o hiato do produto e inflação. Enquanto ações inesperadas do BCB não afetavam a atividade econômica nas especificações anteriores, aqui todos os modelos estimados indicam que os choques de política contribuem para a variância de previsão do produto. Por exemplo, quando choques na inclinação são usados como instrumento externo, choques monetários afetam a variância da previsão do produto de forma significativa a partir do quinto mês.

Em relação à inflação, é possível constatar também que a magnitude da contribuição dos choques de política é elevada em todas as especificações, principalmente quando a *proxy* de choques afetando a inclinação da curva de juros é utilizada como instrumento externo (Figura 16). Neste caso, é possível verificar que o conjunto identificado para a FVR é estatisticamente significativo a 10% a partir do sexto mês. Além disso, o limite superior para o intervalo de confiança não descarta que a contribuição dos choques monetários para a variância de previsão da inflação possa alcançar aproximadamente 78%.

Diferenças também emergem quando se compara a contribuição dos choques monetários para a previsão da taxa de câmbio e taxa Selic. No modelo SVMA-IV da Seção 5.2, foi possível observar um conjunto identificado com limites positivos para a FVR da variação cambial. Em contraposição, as especificações estimadas nesta subseção produzem, em geral, conjuntos identificados estreitos e próximos de zero. Para a taxa Selic, os resultados encontrados indicam que o uso de instrumentos externos associados a choques na inclinação e curvatura não são capazes de identificar uma significativa contribuição dos choques monetários para as flutuações do instrumento de política.

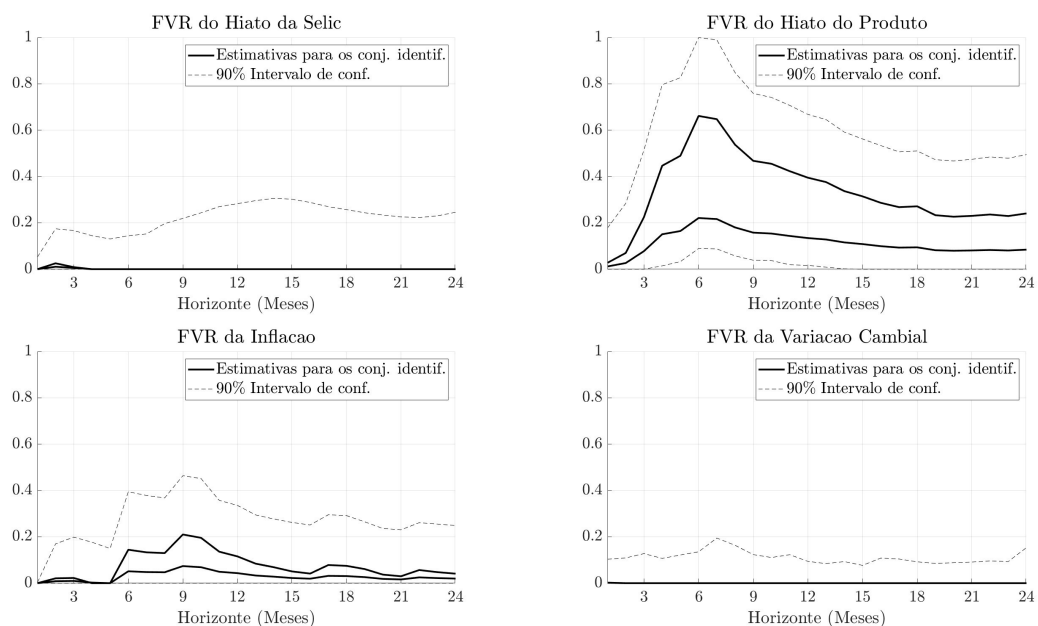
A partir da confrontação dos resultados das especificações estimadas nesta subseção,

Figura 16 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Choque de Inclinação



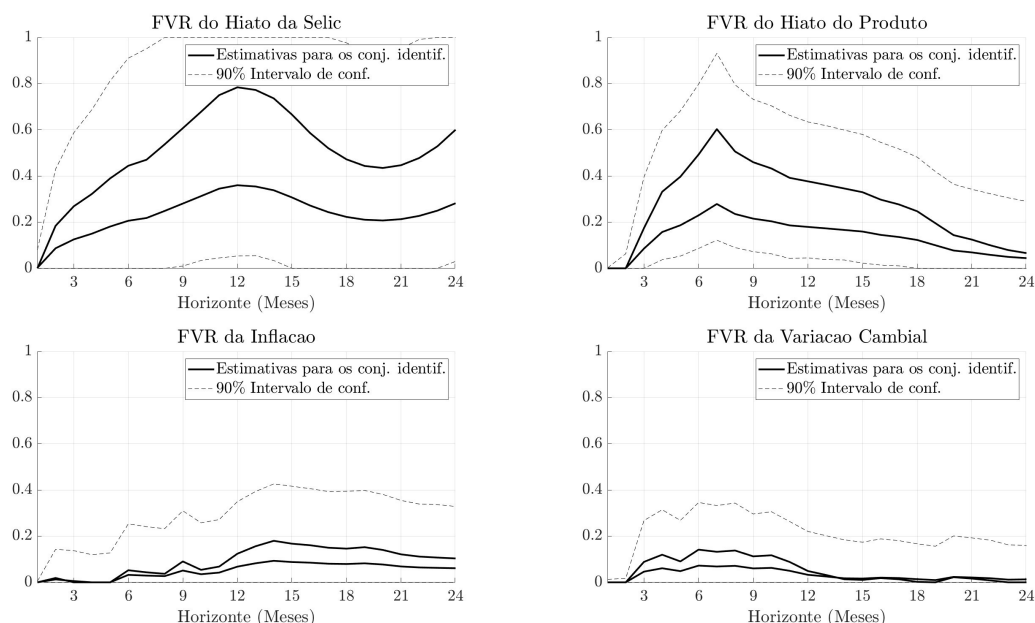
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura 17 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Choque de Curvatura



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura 18 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Choque no Nível



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

fica evidente que os efeitos das ações exógenas de política monetária são menores quando se utiliza choques na curvatura como instrumento externo. Neste caso, os intervalos de confiança de 90% não descartam a ausência de contribuição dos choques de política para a variância de previsão da inflação, taxa de câmbio e taxa Selic. Ademais, a contribuição dos choques monetários para as flutuações do produto é significativa para um período mais curto de tempo quando comparada aos modelos que usam choques na inclinação e no nível como variáveis instrumentais. Em geral, esses resultados estão em linha com os obtidos por Costa Filho (2021). Este autor estima modelos de Projeção Local e verifica que choques na curvatura produzem efeitos estatisticamente insignificantes sobre a taxa de inflação, taxa de câmbio e produto. Como choques na curvatura são associados a aspectos da política monetária que afetam a ponta média da curva de juros (tal como *forward guidance*), os conjuntos dessas evidências parecem refletir a pouca utilização de política monetária não convencional pelo BCB.

Em suma, o conjunto dos resultados sugere que o uso de *proxies* de choques de política monetária que afetam a curva de juros como instrumentos externos pode ajudar, principalmente, na identificação dos efeitos desta política sobre o produto agregado e taxa de inflação. Uma possível explicação para isso é que instrumentos externos associados às alterações nos fatores latentes da curva de juros podem estar captando um conjunto amplo de aspectos da política monetária em relação a *proxies* de choques monetários advindos da estimação da função de reação.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, investigou-se a relevância dos choques de política monetária para as flutuações do produto, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio no Brasil, durante o período de 2000 a 2022. Para isso, estimou-se um modelo SVMA-IV, e utilizou-se como variável instrumental externa *proxies* dos choques monetários obtidos com base na abordagem narrativa de Romer e Romer (2004). As análises das decomposições de variância das contribuições dos choques instrumentados para as flutuações macroeconômicas foram realizadas por meio de intervalos. Os resultados revelaram que a contribuição dos choques monetários para às flutuações das variáveis depende dos aspectos da política monetária capturados pelo instrumento externo.

Ao se estimar um modelo básico trivariado, utilizando *proxies* dos choques de política monetária inspiradas na abordagem narrativa, observou-se que esses choques parecem ter uma contribuição mais significativa para a previsão do crescimento dos níveis de preços do que para a previsão da medida de atividade econômica. Além disso, notou-se que o choque monetário pode ser responsável por uma parcela significativa da variância prevista da inflação no médio prazo. No entanto, ao se incluir a taxa de câmbio no modelo, notou-se uma redução da importância desse choque para a dinâmica inflacionária brasileira, além de uma pequena contribuição do choque monetário para as previsões de variações na taxa de câmbio nominal.

Posteriormente, verificou-se a robustez dos resultados, modificando, para tanto, as especificações estimadas. No decorrer da análise de robustez com relação à medida de atividade econômica, foi constatada uma influência mais substancial do choque de política monetária nas previsões da produção industrial e no IBC-Br, em detrimento do hiato do produto estimado com base no Monitor do PIB. Ao alternar a medida de inflação, observou-se limites amplos para a FVR do IGP-DI, mesmo com a inclusão da variação cambial no modelo. Esse resultado pode ser indicativo de uma sensibilidade reduzida do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) às variações cambiais. Por último, ao se modificar a variável cambial, notou-se que o modelo estimado com a taxa de câmbio real efetiva não revelou uma diminuição substancial na contribuição do choque de política monetária para a previsão da inflação, em contraste com o que havia sido observado nos modelos estimados anteriormente.

Na sequência, analisou-se também a robustez dos resultados utilizando três *proxies* alternativas para os choques de política monetária, calculadas por Costa Filho (2021), a saber: choque no nível, choque na inclinação e choque na curvatura da curva de juros. Observou-se que, enquanto ações inesperadas do BCB não afetavam a atividade econômica nas especificações anteriores, para essas especificações, os modelos estimados indicaram que

os choques de política contribuem para a variância de previsão do produto. Ao se comparar os resultados das estimações utilizando essas *proxies* para os choques monetários, constatou-se que os efeitos das ações exógenas de política monetária são menos pronunciados quando se utilizam choques na curvatura como instrumento externo. De forma geral, os resultados sugerem que o uso de *proxies* de choques de política monetária que afetam a curva de juros como instrumentos externos pode ajudar, principalmente, na identificação dos efeitos desta política sobre o produto agregado e taxa de inflação.

Uma vez analisados os resultados das estimativas realizadas, destacam-se dois pontos relevantes. Inicialmente, observa-se um impacto significativo da política monetária nas previsões do produto e da inflação, especialmente quando os instrumentos externos são constituídos por *proxies* de choques monetários que afetam diferentes segmentos da curva de juros. Em segundo lugar, os testes de robustez revelaram certa variabilidade nos resultados em relação ao efeito do choque monetário na previsão do produto e da inflação. Isso sugere a necessidade de cautela ao implementar medidas de política monetária, uma vez que os choques afetam de maneira distinta as variáveis macroeconômicas brasileiras, principalmente no que diz respeito à inflação.

A escolha do IPCA em detrimento dos demais índices de inflação brasileiros se baseia na relevância desse índice para a tomada de decisão sobre a política monetária e o estabelecimento das metas de inflação. No entanto, a disponibilidade de uma ampla gama de índices de preço possibilita a expansão das análises e do panorama estudado. Além disso, a variabilidade encontrada pode gerar dúvidas sobre qual das especificações seria a mais adequada.

Diante do exposto e dos resultados divergentes obtidos, recomenda-se explorar diferentes abordagens em estudos futuros para identificar o melhor modelo para representar a política monetária brasileira. Isso inclui a investigação das melhores variáveis para caracterizar a economia brasileira. Adicionalmente, sugere-se a análise das funções de impulso-resposta, conforme realizado por Stock e Watson (2018), a fim de inferir sobre os efeitos causais dinâmicos dos choques monetários sobre as variáveis macroeconômicas.

Referências

- ARAGON, E.K.S.B.; MEDEIROS, G.B. Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. *Empirical Economics*, v. 48, n.2, p. 557-575, 2015.
- ARAGON, E.K.S.B. Specification errors, nonlinearities, and structural breaks in the Central Bank of Brazil's reaction function. *Empirical Economics*, v. 60, p. 1221-1243, 2021.
- AREOSA, M. B. M.; GAGLIANONE, W. P. *Anchoring Long-term VAR Forecasts Based On Survey Data and State-space Models*. Banco Central do Brasil: Trabalhos para Discussão 574, Brasília, n. 574, p. 3-36, 2023.
- BAI, J.;PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, v. 66, n.1, p. 47-78, 1998.
- BAI, J.;PERRON, P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, p. 1-22, 2003.
- BEAUDRY, P.; PORTIER, F. Stock Prices, News, and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, v. 96, n. 4, p. 1293-1307, 2006.
- BRASIL. Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil*, 2011.
- BERNANKE, B. S.; BLINDER, A. S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*. v.82, n. 4, p. 901-921, 1992.
- CARRARA, A.F.; BARROS, G.S.C. Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014. *Nova Economia*. v. 29, n. 3, p. 757-794, 2019.
- CHENG, X.; HAN, X.; INOUE, A. *Instrumental Variable Estimation of Structural VAR Models Robust to Possible Non-Stationarity*. SSRN Electronic Journal, 2019.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Eds.). *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1A, Capítulo 2, p. 65-148, 1999. Elsevier.
- COIBION, O. Are the effects of monetary policy shocks big or small? *American Economic Journal: Macroeconomics*. v.4, n. 2, p.1-32, 2012.
- CORTES, G.; PAIVA, C. Deconstructing credibility: The breaking of monetary policy rules in Brazil. *Journal of International Money and Finance*, v. 74, p. 31-52, 2017.
- COSTA FILHO, A. E. d. Monetary policy in brazil: Evidence from new measures of monetary shocks. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 47, p. 295-328,

2017.

COSTA FILHO, A. E. d. Identification of monetary shocks through the yield curve: Evidence for Brazil. *Brazilian Review of Finance (Online)*, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 24–51, 2021.

CYSNE, Rubens P. “Is there a Price Puzzle in Brazil? An Application of Bias-Corrected Bootstrap.” *Ensaio Econômico da EPGE* n.577, 2004.

DIEBOLD, F. X. ; LI, C. Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, v. 130, n.2, p. 337–364, 2006.

FILHO, R. B.; VIEIRA, W. C.; DIVINO, J.A.; CARVALHO, L.D. Choques monetários e tecnológicos e as flutuações cíclicas na economia brasileira. *Economia Aplicada*. v. 16, n. 3, p. 501 – 529, 2012.

GERTLER, M.; KARADI, P. Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 7, n. 1, p. 44-76, 2015.

IMBENS, G. W.; MANSKI, C. F. Confidence Intervals for Partially Identified Parameters. *Econometrica*, v. 72, n.6, p. 1845-1857, 2004.

INOUE, A.; ROSSI, B. A new approach to measuring economic policy shocks, with an application to conventional and unconventional monetary policy, *Quantitative Economics*, v.12, p. 1085-1138, 2021.

KORTELA, T.; NELIMARKKA, J. The effects of conventional and unconventional monetary policy: Identification through the yield curve, *Research Discussion Papers 3/2020*, Bank of Finland, 2020.

LEEPER, E. M. Narrative and VAR Approaches to Monetary Policy: Common Identification Problems. *Journal of Monetary Economics*. v. 40, p. 641-657, 1997.

LITTERMAN, R.B.; WEISS, L. Money, real interest rates, and output: a reinterpretation of post-war data. *Econometrica*. v.53, n. 1, p. 129–156, 1985.

LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in Brazil: Evidence from a VAR analysis. *Estudos Econômicos*, v. 38, n. 1, p. 7-30, 2008.

MERTENS, K.; RAVN, M. O. The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States. *American Economic Review*. v. 103, n. 4, p. 1212-1247, 2013.

MILHOMENS, T. B.; GADELHA, S. R. B. Choques monetários e os ciclos econômicos na economia brasileira de 1996 a 2012. *Rev. Faz Ciência*, v. 16, n. 23, p. 11-39, 2012.

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n.3, p. 605-635, 2003.

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary policy channels in Brazil through the lens of a semi-structural model. *Economic Modelling*, v. 30, p. 405-419, 2013.

OLIVEIRA, F.N.; RAMOS, L. *Choques não Antecipados de Política Monetária e a*

- Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil*. Banco Central do Brasil: Trabalhos para Discussão 238, Brasília, n. 238, p. 1-34, 2011.
- PLAGBORG-MØLLER, M.; WOLF, C.K. Instrumental variable identification of dynamic variance decompositions. *Journal of Political Economy*, v. 130, n. 8, p. 2164-2202, 2022.
- RAMEY, V.A. Macroeconomic shocks and their propagation. In: TAYLOR, J. B.; UHLIG, H. (Eds.). *Handbook of Macroeconomics*, Volume 2, Capítulo 2, p. 71-162, 2016. Elsevier.
- ROCHA, R.M.; SILVA, M. E. A; GOMES, S.M.F.P.O. Por Que os Estados Brasileiros Têm Reações Assimétricas a Choques na Política Monetária? *Revista Brasileira de Educação*, v.65, n. 4, p. 413-441, 2011.
- ROCHA, F. J. S.; MAGALHÃES, M. R. V.; BRILHANTE, A. A. A BVAR analysis on channels of monetary policy transmission in Brazil. *International Journal of Economics and Finance*, v. 14, n. 3, 2022.
- ROMER, C. D.; ROMER, D.H. Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. NBER Macroeconomic Annual, 1989.
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, v.94, n.4, p. 1055-1084, 2004.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2003 – Relatório 2003*, n.1, 50 p., janeiro 2004.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2004 – Relatório 2004*, n.2, 61 p., janeiro 2005.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2005 – Relatório 2005*, n.3, 52 p., janeiro 2006.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2006 – Relatório 2006*, n.4, 53 p., janeiro 2007.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2007 – Relatório 2007*, n.5, 48 p., janeiro 2008.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2008 – Relatório 2008*, n.6, 49 p., janeiro 2009.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2009 – Relatório 2009*, n.7, 62 p., janeiro 2010.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2010 – Relatório 2010*, n.8, 54 p., janeiro 2011.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2011 – Relatório 2011*, n.9, 56 p., janeiro 2012.
- SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2012 – Relatório 2012*, n.10, 62 p., fevereiro 2013.

- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2013 – Relatório 2013*, n.11, 53 p., janeiro 2014.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2014 – Relatório 2014*, n.12, 61 p., janeiro 2015.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2015 – Relatório 2015*, n.13, 82 p., janeiro 2016.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2016 – Relatório 2016*, n.14, 63 p., janeiro 2017.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2017 – Relatório 2017*, n.15, 29 p., janeiro 2018.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2018 – Relatório 2018*, n.16, 35 p., janeiro 2019.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2019 – Relatório 2019*, n.17, 28 p., janeiro 2020.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2020 – Relatório 2020*, n.18, 29 p., janeiro 2021.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2021 – Relatório 2021*, n.19, 26 p., janeiro 2022.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Dívida Pública Federal: Relatório Anual 2022 – Relatório 2022*, n.20, 31 p., janeiro 2023.
- SHAPIRO, M. D. Federal Reserve Policy: Cause and Effect. In: MANKIW, N. G. (Ed.). *Monetary Policy*. National Bureau of Economic Research, 1994.
- SIMS, C.A. Comparison of interwar and postwar business cycles: monetarism reconsidered. *The American Economic Review*. v.70, n. 2, p. 250–257, 1980.
- SIMS, C.A.; ZHA, T. Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models. *International Economic Review*, v. 39, p. 949-968, 1998.
- SIMS, C. A.; ZHA, T. Does Monetary Policy Generate Recessions? *Macroeconomic Dynamics*, v. 10, n. 02, p. 231-272, 2006.
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Disentangling the channels of the 2007-09 recession. *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2012, p. 81–135, 2012.
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments. *Economic Journal*, v.128, n.610, p. 917-948, 2018.
- TABAK, B. A note on the effects of monetary policy surprises on the Brazilian term structure of interest rates. *Journal of Policy Modeling*, v. 26, p. 283-287, 2004.
- TABATA, A.; TABAK, B. Testando o Conteúdo Informacional das Decisões de Política

Monetária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n.2, 2004.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, v.66, p. 225–250, 1995.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 4, p. 371-398, 2009.

WOLF, C. K. SVAR (Mis)identification and the Real Effects of Monetary Policy Shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 12, n.4, p. 1-32, 2020.

APÊNDICE A – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2

Tabela A1 – Graus de invertibilidade R_0^2 e recuperabilidade R_∞^2 para o SVMA-IV com diferentes medidas de atividade econômica, inflação, taxa de câmbio e para o modelo expandido

Variável alternada	R_0^2		R_∞^2	
	Estimativas	Interv. de conf. (90%)	Estimativas	Interv. de conf. (90%)
Produção industrial	[0,0916;0,3446]	[0,0074;0,5058]	[0,2627;1]	[0,1905;1]
IBC-Br	[0,1018;0,3762]	[0,0179;0,5438]	[0,2686;1]	[0,2001;1]
IGP-DI	[0,1652;0,6156]	[0,0646;0,8359]	[0,2665;1]	[0,1867;1]
Infl. preços livres	[0,1663;0,6175]	[0,0630;0,8447]	[0,2676;1]	[0,1872;1]
Câmbio real	[0,1622;0,6235]	[0,0657;0,8375]	[0,2580;1]	[0,1778;1]
Câmbio real efetivo	[0,1857;0,6512]	[0,0910;0,8370]	[0,2790;1]	[0,2044;1]
EMBI+	[0,1681;0,6279]	[0,0772;0,8262]	[0,2640;1]	[0,1888;1]
<i>commodities</i>	[0,1640;0,6165]	[0,0670;0,8250]	[0,2627;1]	[0,1822;1]

Nota: A tabela reporta os limites dos graus de invertibilidade e recuperabilidade do modelo SVMA-IV estimado nos exercícios de robustez. As estimativas para os limites dos conjuntos de confiança e os intervalos de confiança foram obtidas a partir de 1000 replicações *bootstrap* do modelo VAR e corrigidas para o viés de pequenas amostras.

APÊNDICE B – Testes de raiz unitária

Tabela B1 – Testes de raiz unitária

	<i>KPSS</i>	Valor crítico	Ng-Perron (MZ_α)	Valor crítico
Hiato do produto	0,0216	0,3470	-10,5044	-5,7000
Taxa de inflação	0,1935	0,3470	-5,8406	-5,7000
Variação cambial	0,1300	0,3470	-6,1567	-5,7000
Taxa Selic	0,1109	0,1190	-21,3983	-14,200
Hiato da Selic	0,0218	0,3470	-12,5845	-5,7000

Nota: Os testes foram realizados considerando uma constante como termo determinístico, exceto para a taxa Selic, onde uma tendência linear também foi incorporada, e um nível de significância de 10%. O teste *KPSS* testa a hipótese nula de que a série temporal é estacionária. Por sua vez, a estatística Ng-Perron testa a hipótese nula de que a série apresenta raiz unitária.

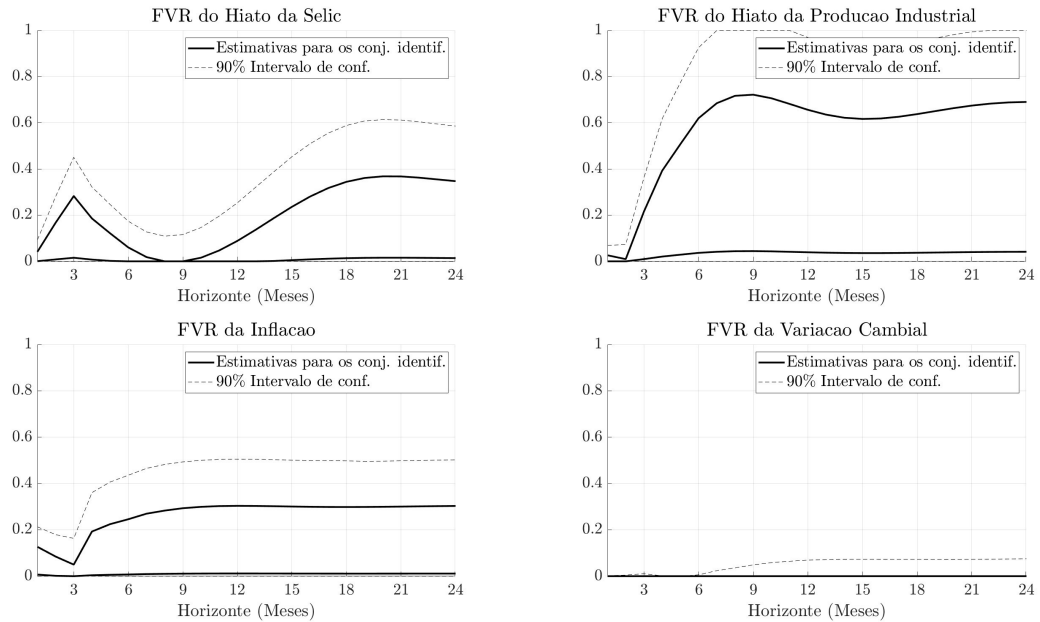
APÊNDICE C – Estimações adicionais

Como um complemento às estimativas realizadas na Seção 5.3, foram conduzidas novas análises, considerando diferentes medidas de choques de política monetária, especificamente: choque na inclinação, choque na curvatura e choque no nível da curva de juros. Os resultados são exibidos nas Figuras C1- C24. Uma vez mais, torna-se evidente que essas *proxies* para os choques de política monetária desempenham um papel significativo na explicação da variância de previsão do produto, quando contrastadas com os resultados obtidos ao utilizar a medida de choque de política com base na abordagem narrativa como instrumento externo.

Dentre as variáveis consideradas no modelo, a variação cambial (independentemente da variável cambial adotada) se evidencia por apresentar intervalos de confiança mais estreitos, especialmente quando choques na inclinação são empregados como instrumento externo. Em contraste, as estimativas que consideram a variação do índice de *commodities* se destacam por revelar diferenças mais marcantes nas razões de variância de previsão. Essas se caracterizam por intervalos de confiança consideravelmente mais amplos e distintos em relação às três diferentes medidas de choque de política monetária.

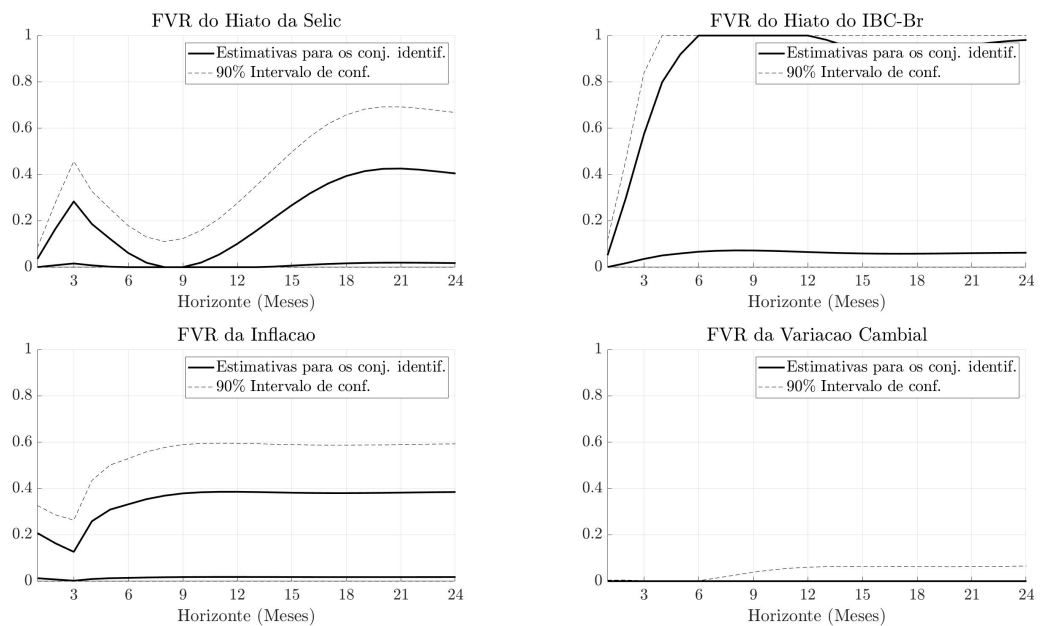
Em termos gerais, para as especificações estimadas, constata-se que os efeitos das intervenções exógenas de política monetária produzem resultados comparáveis em relação aos choques na inclinação, curvatura e nível da curva de juros. E levando em consideração o significativo impacto da política monetária nas previsões do produto e da inflação, quando os instrumentos externos são constituídos por *proxies* de choques monetários que afetam distintos segmentos da curva de juros, pode-se inferir que a adoção de estratégias de política monetária com efeitos mais acentuados sobre a curva de juros brasileira conduziria a resultados mais favoráveis no que diz respeito à redução da inflação.

Figura C1 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato da Produção Industrial e Choque de Inclinação



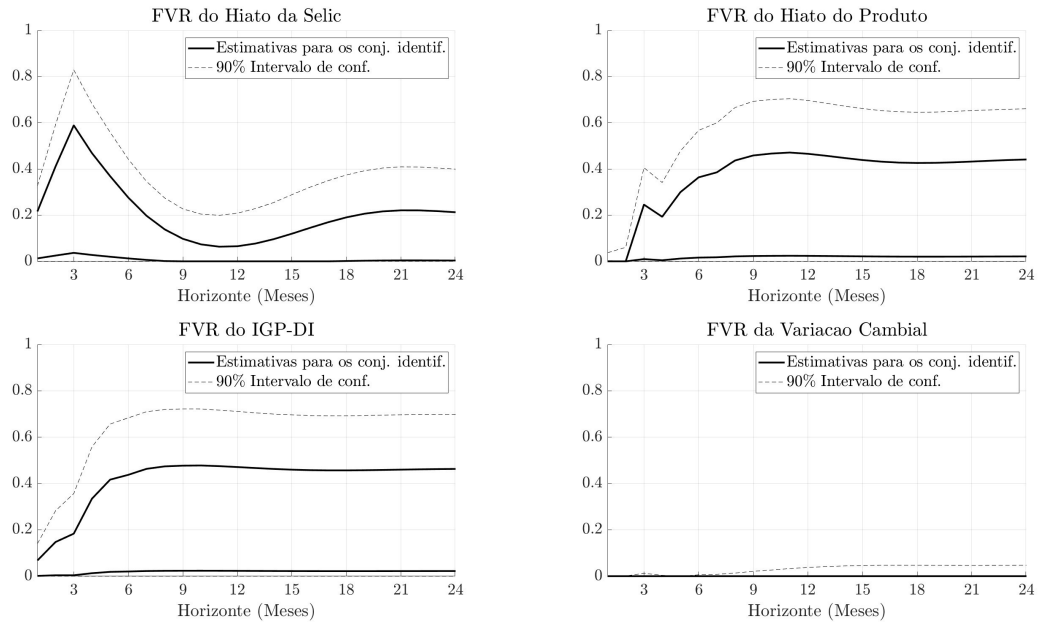
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C2 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato do IBC-Br e Choque de Inclinação



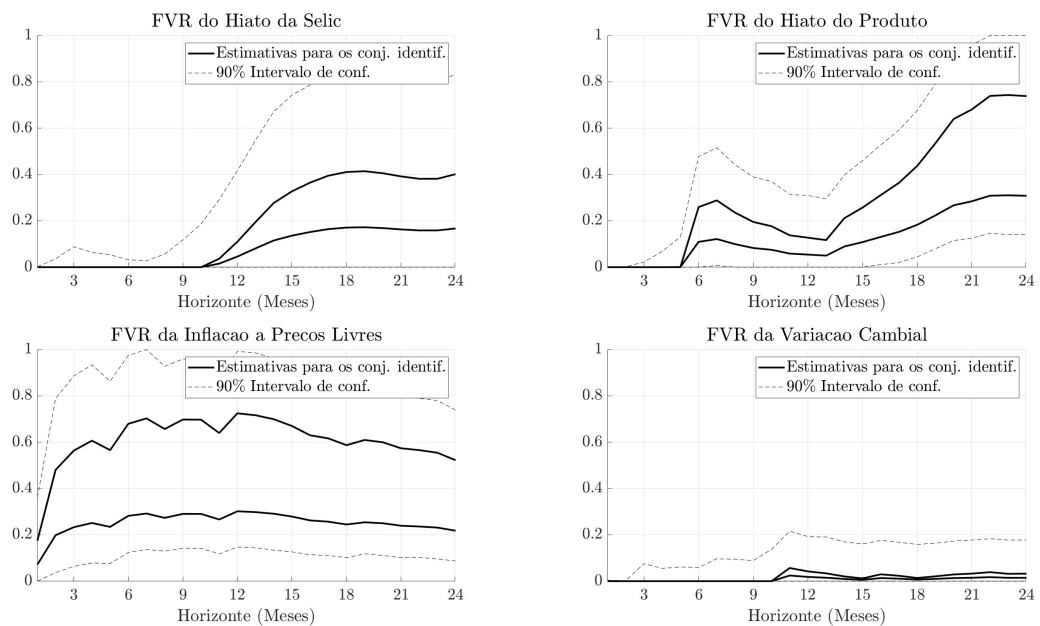
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C3 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI e Choque de Inclinação



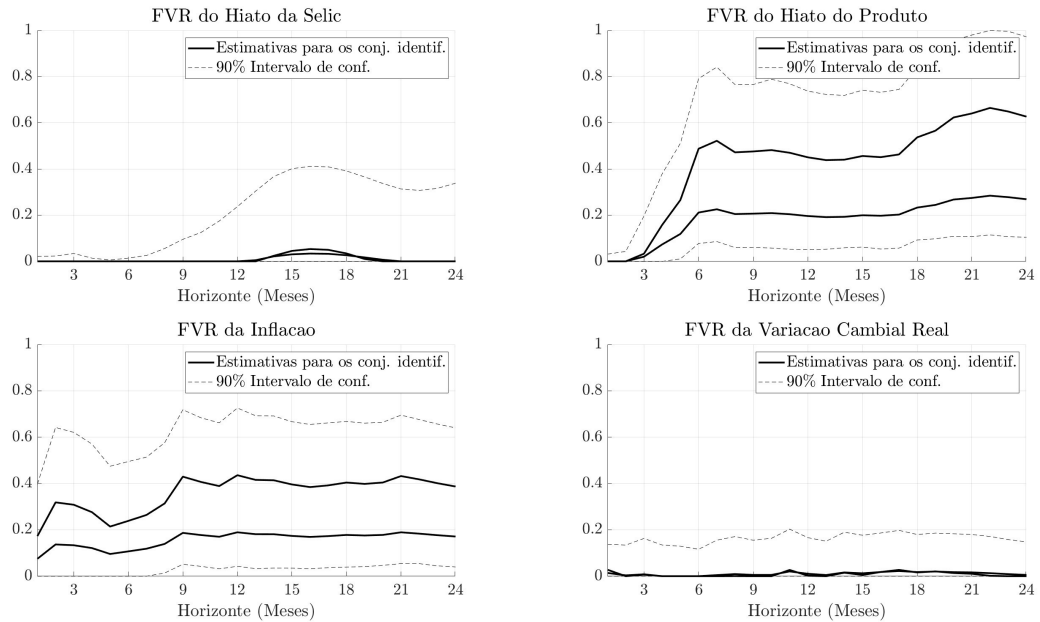
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C4 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a preços livres e Choque de Inclinação



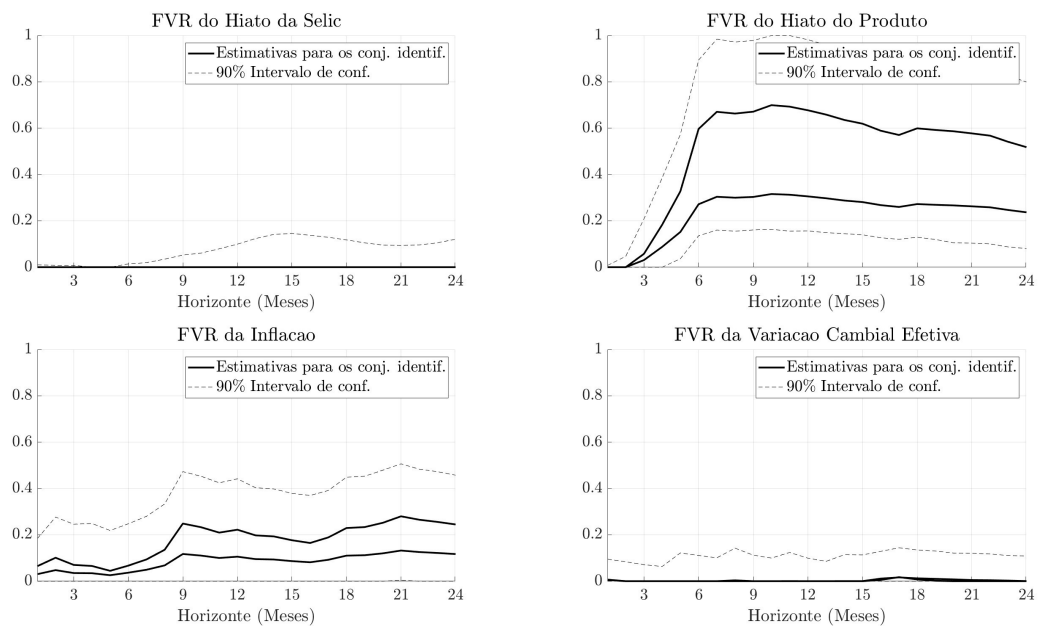
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C5 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real e Choque de Inclinação



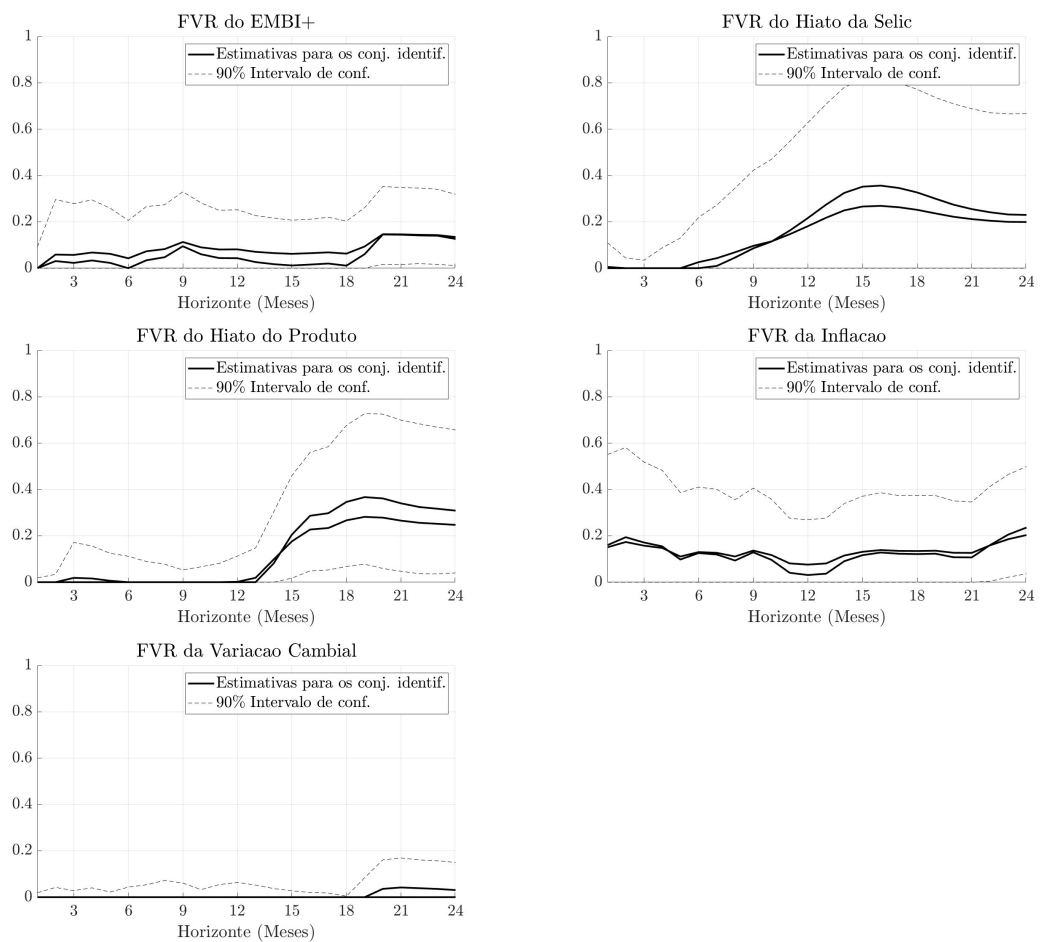
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C6 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Taxa de Câmbio Real Efetiva e Choque de Inclinação



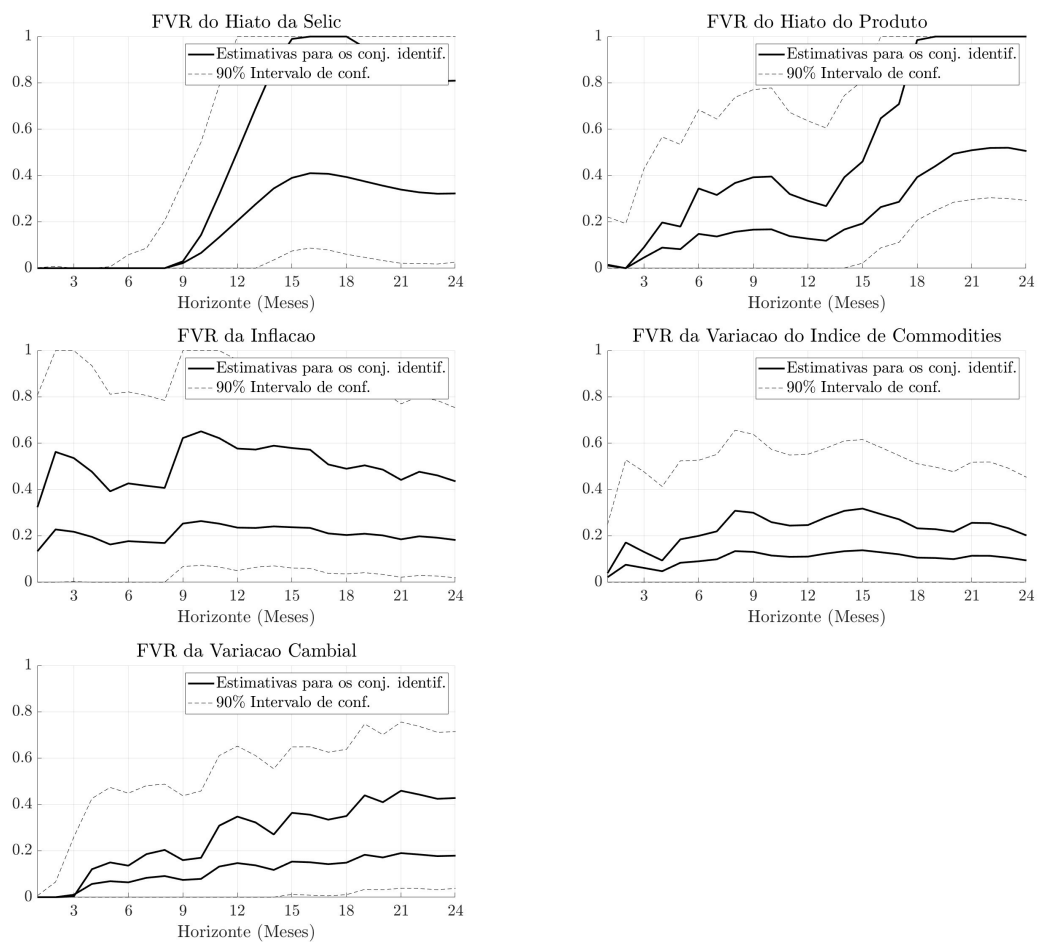
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C7 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI+ e Choque de Inclinação



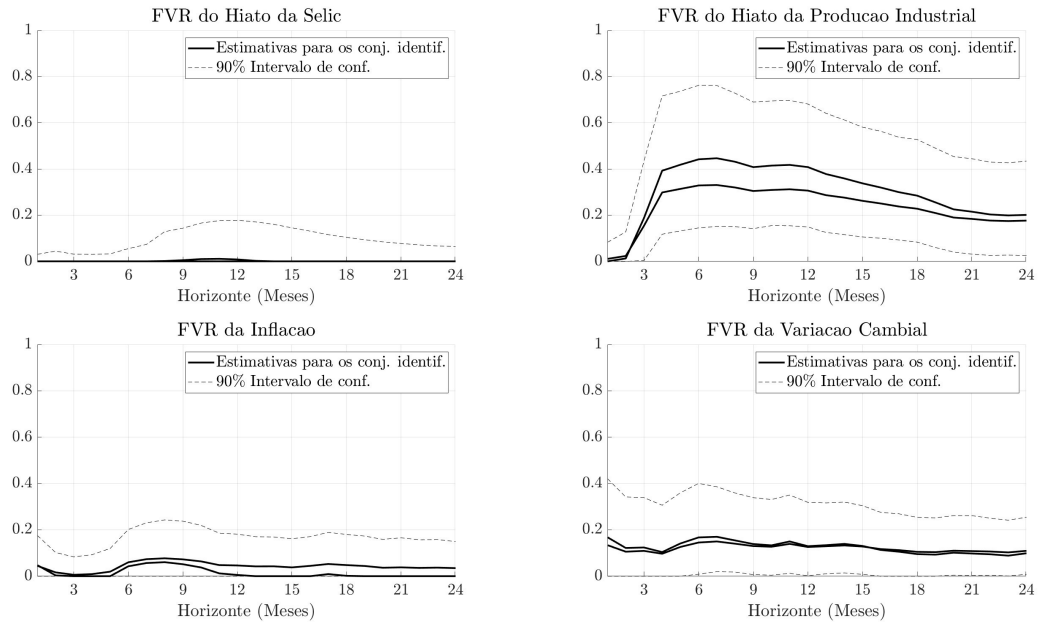
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C8 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities* e Choque de Inclinação



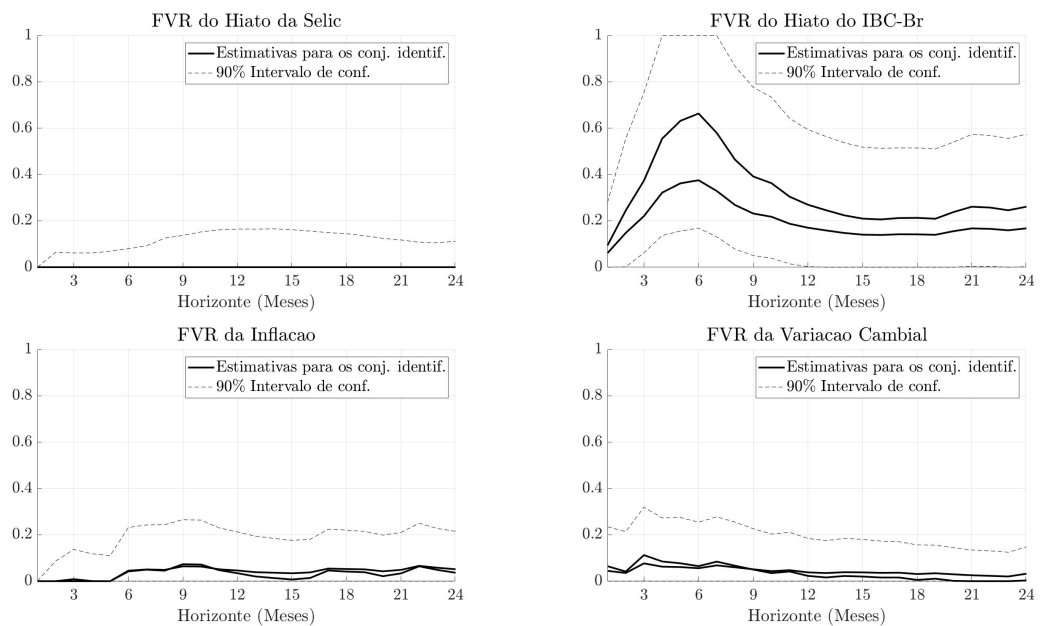
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C9 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato da Produção Industrial e Choque de Curvatura



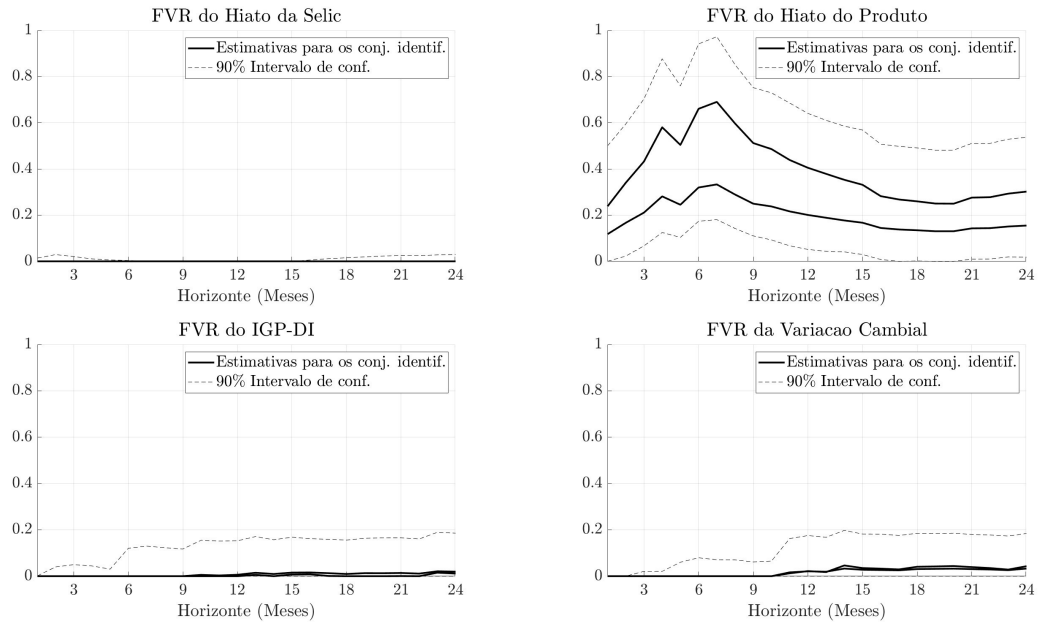
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C10 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato do IBC-Br e Choque de Curvatura



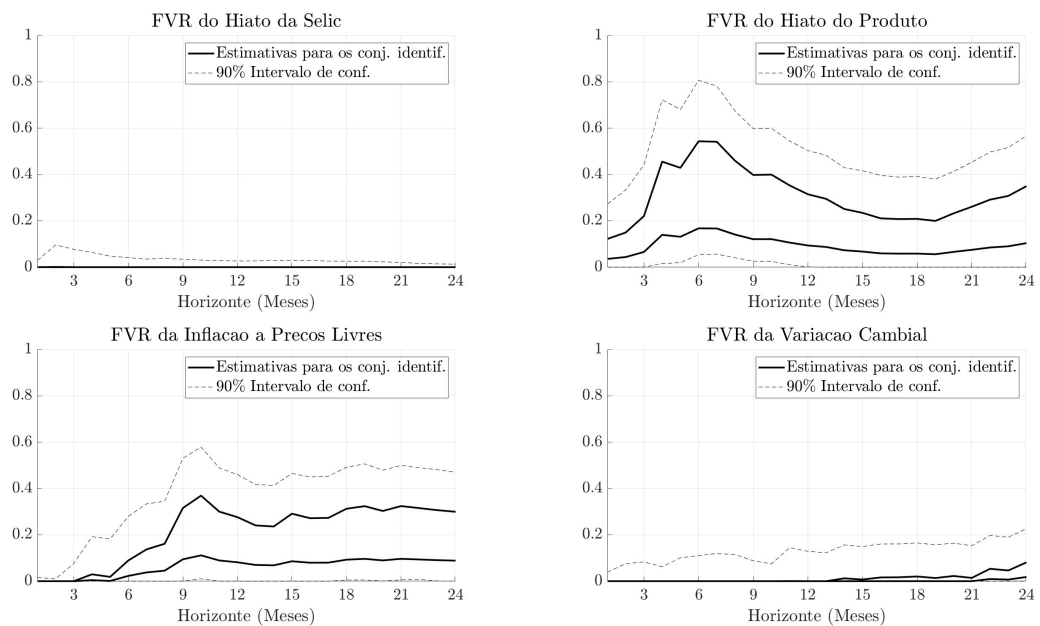
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C11 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI e Choque de Curvatura



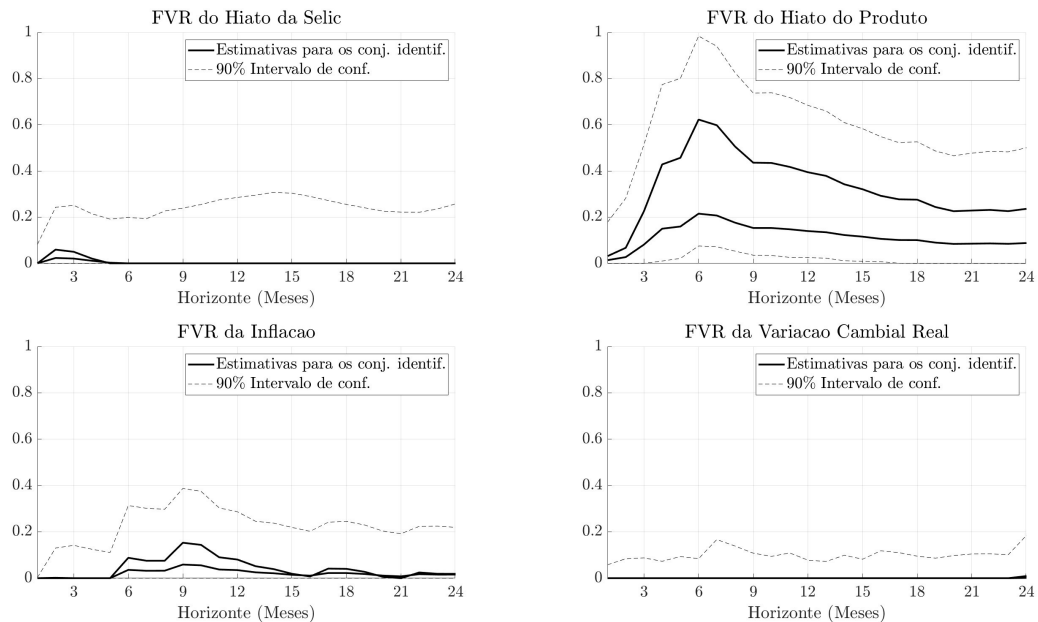
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C12 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a Preços Livres e Choque de Curvatura



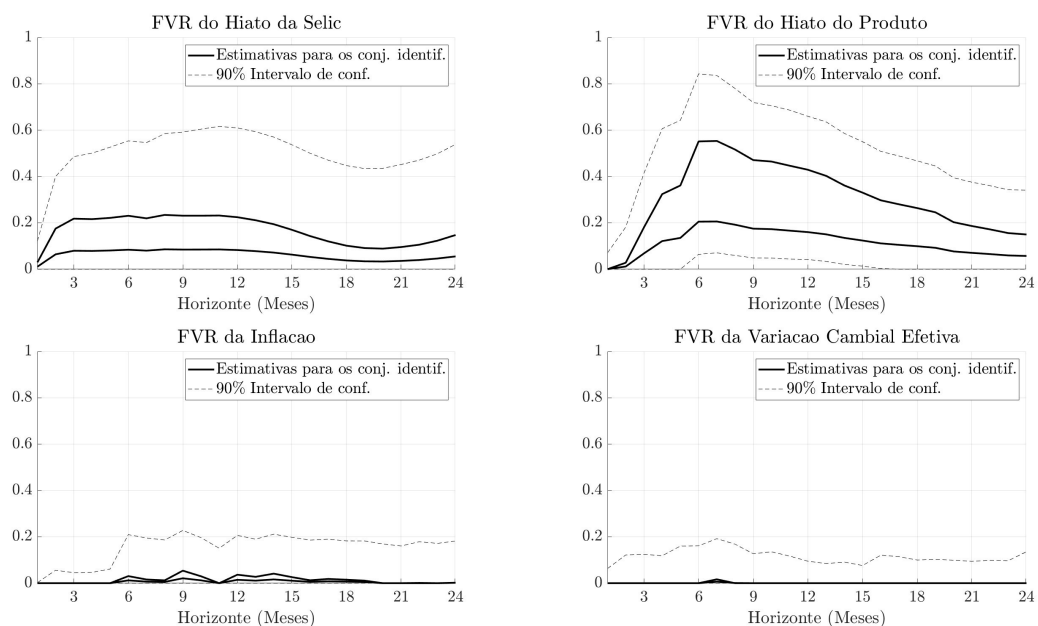
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C13 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real e Choque de Curvatura



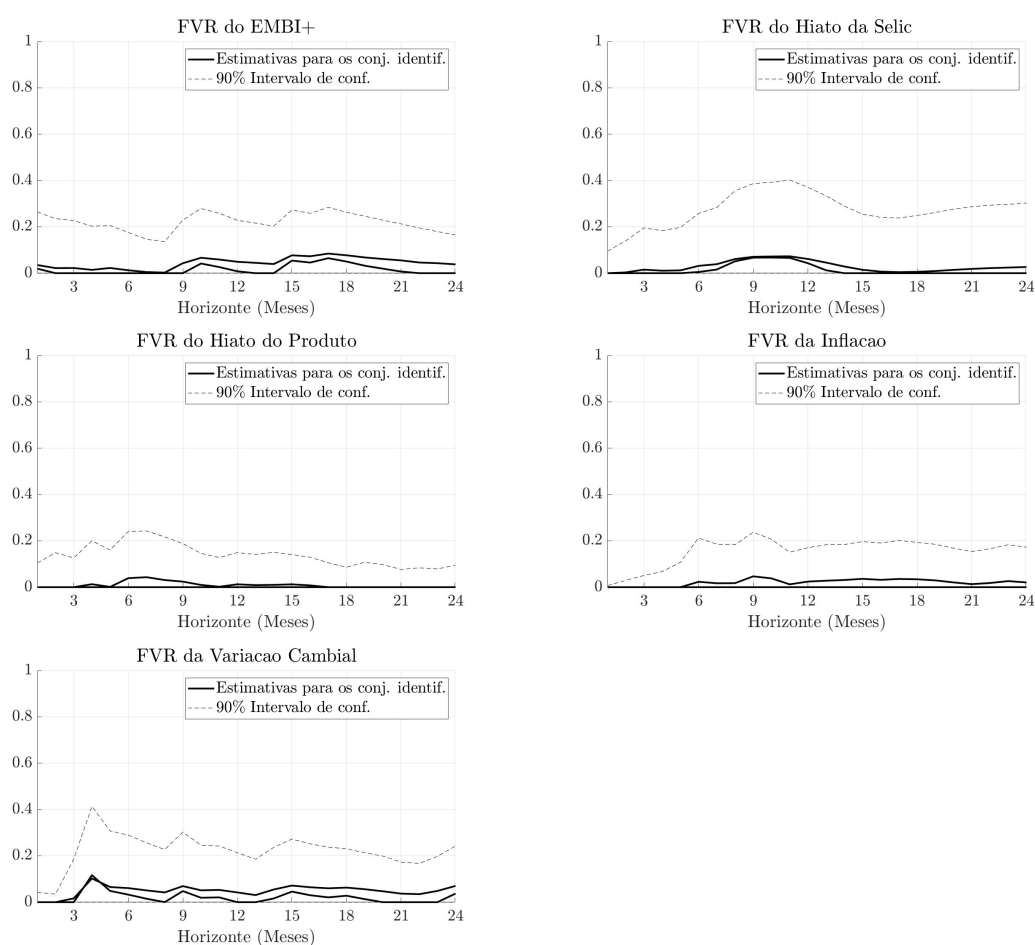
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C14 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Taxa de Câmbio Real Efetiva e Choque de Curvatura



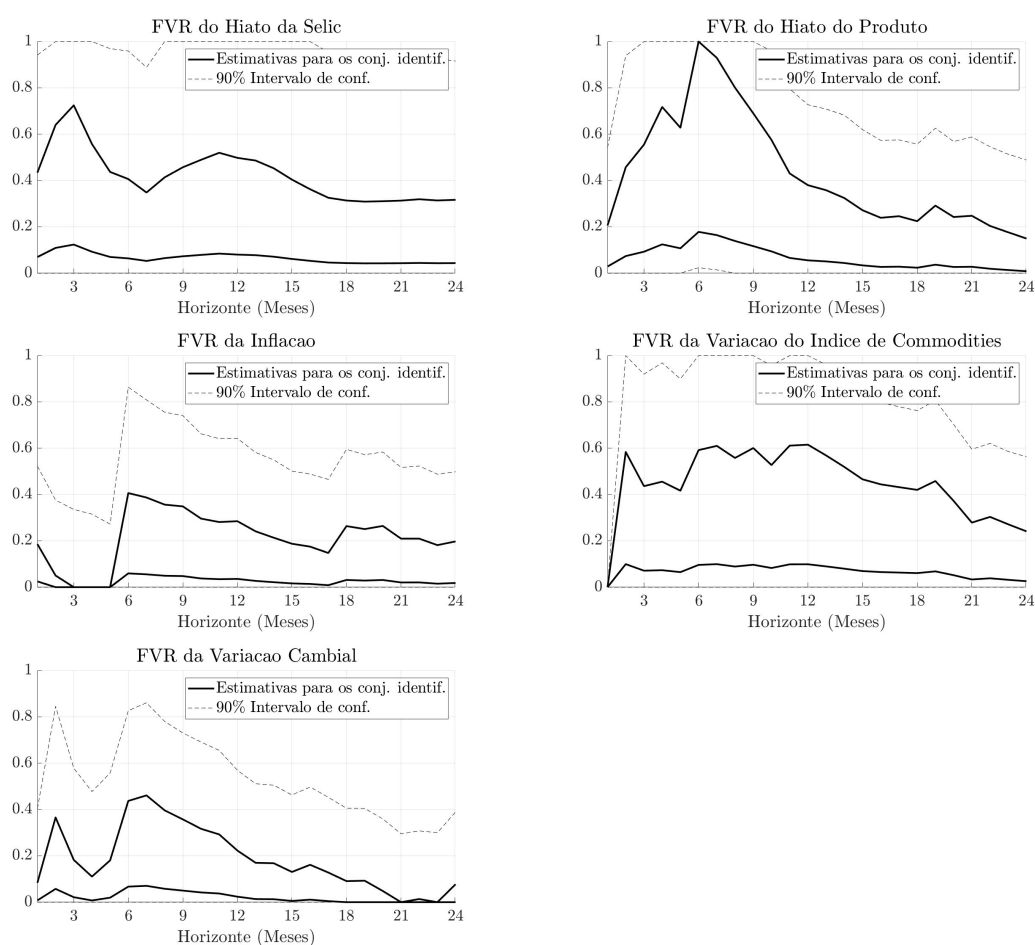
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C15 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI+ e Choque de Curvatura



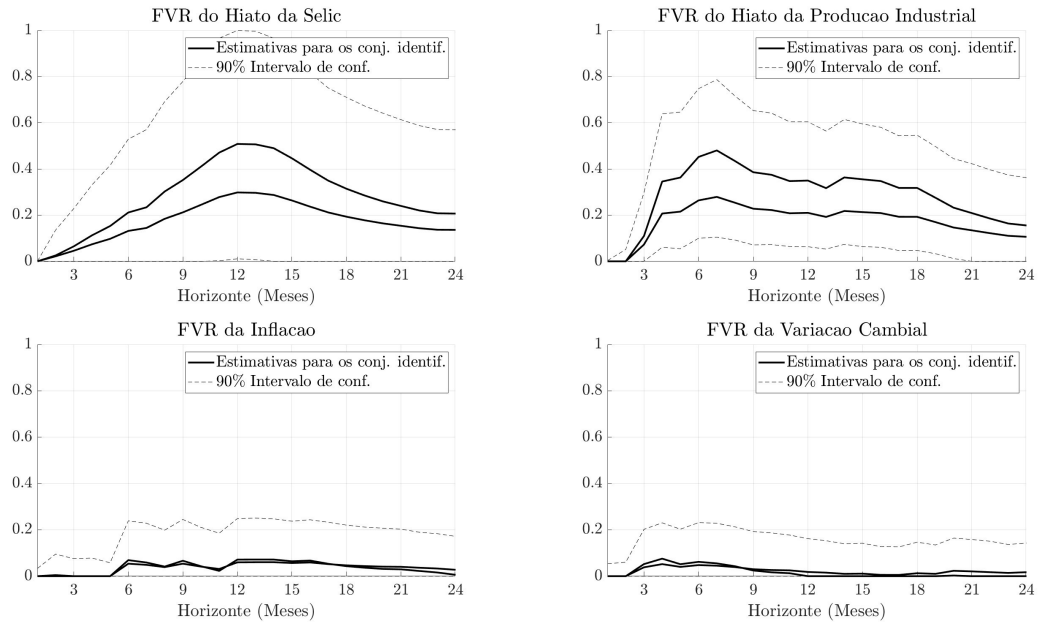
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C16 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities* e Choque de Curvatura



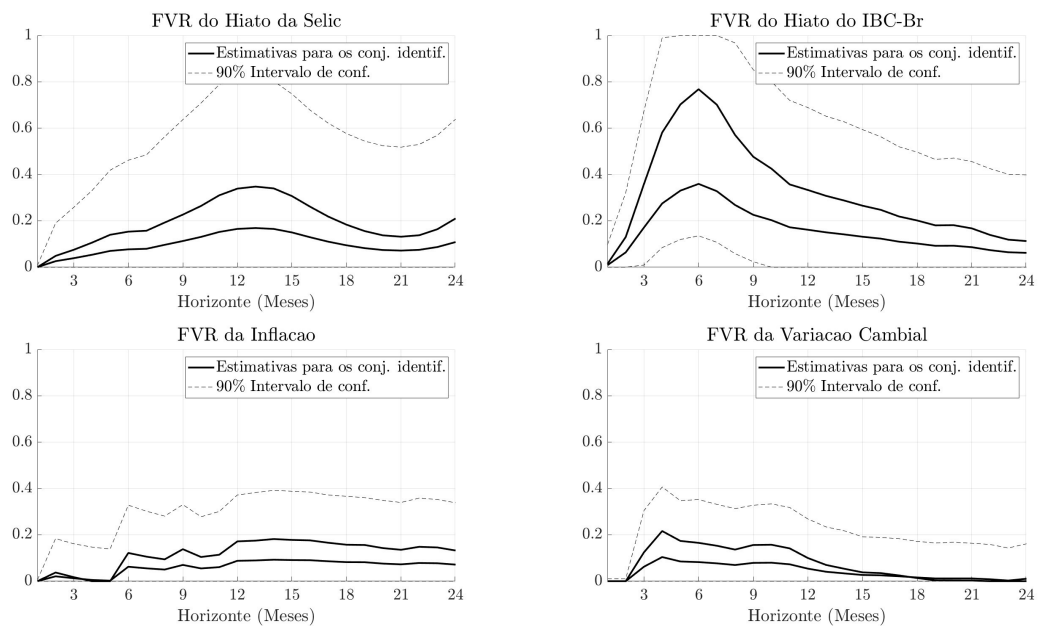
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C17 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato da Produção Industrial e Choque no Nível



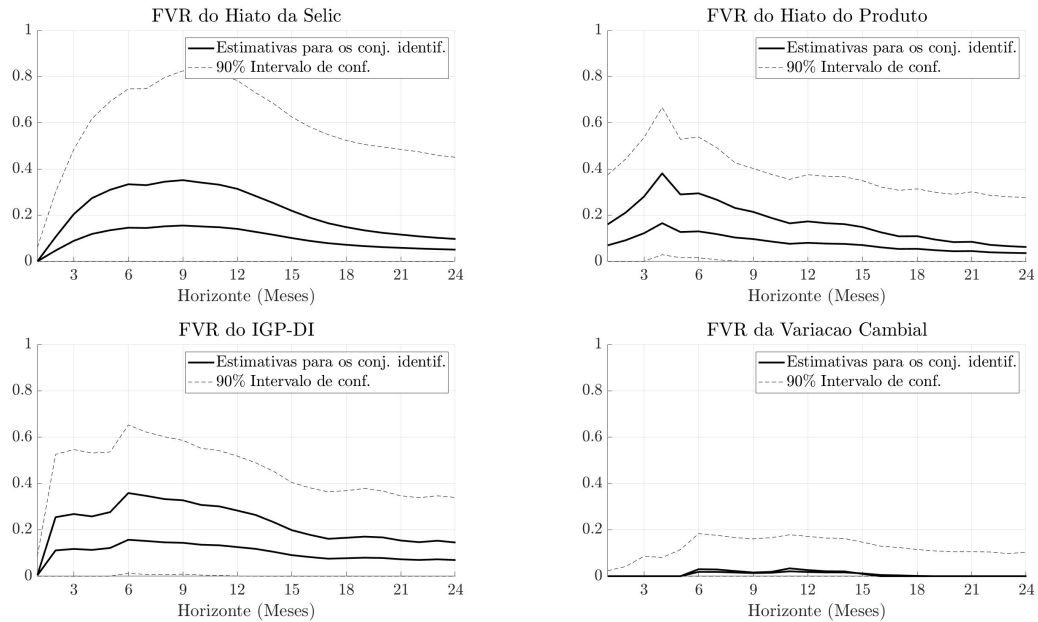
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C18 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Hiato do IBC-Br e Choque no Nível



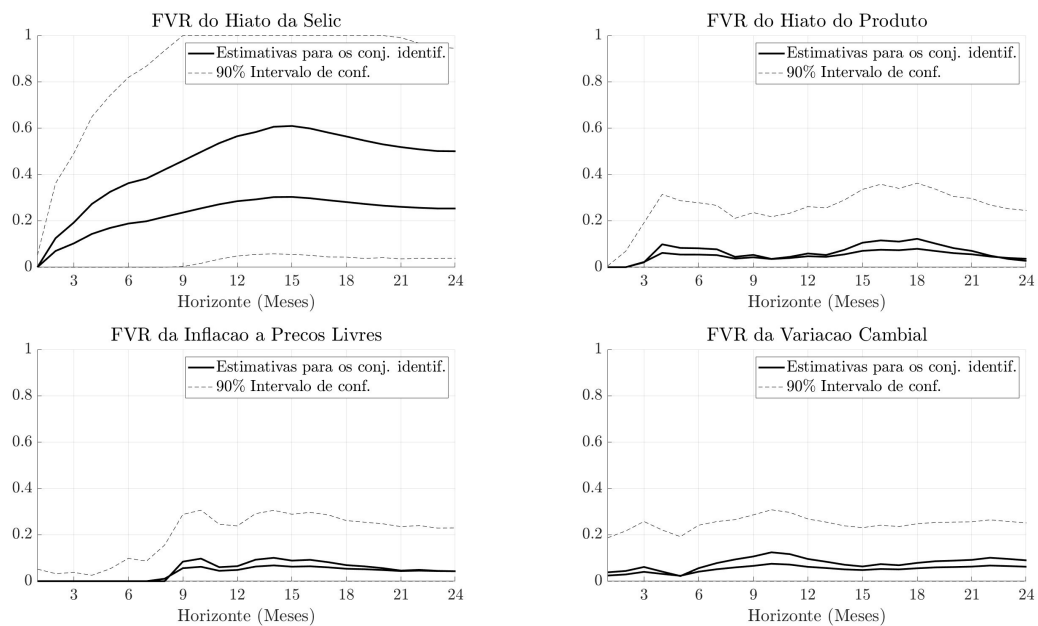
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C19 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com IGP-DI e Choque no Nível



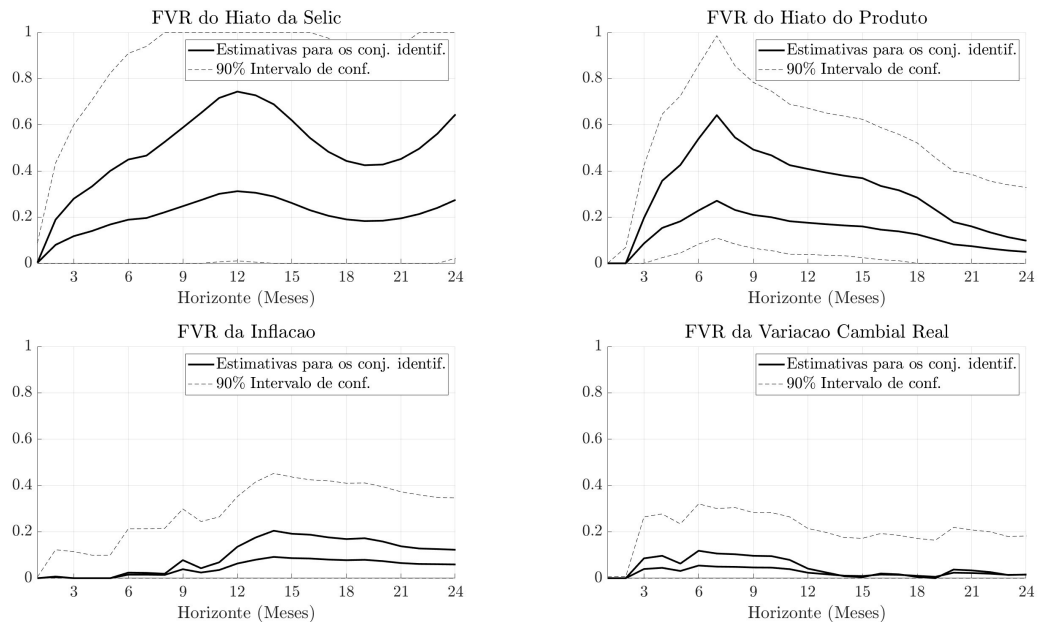
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C20 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Inflação a Preços Livres e Choque no Nível



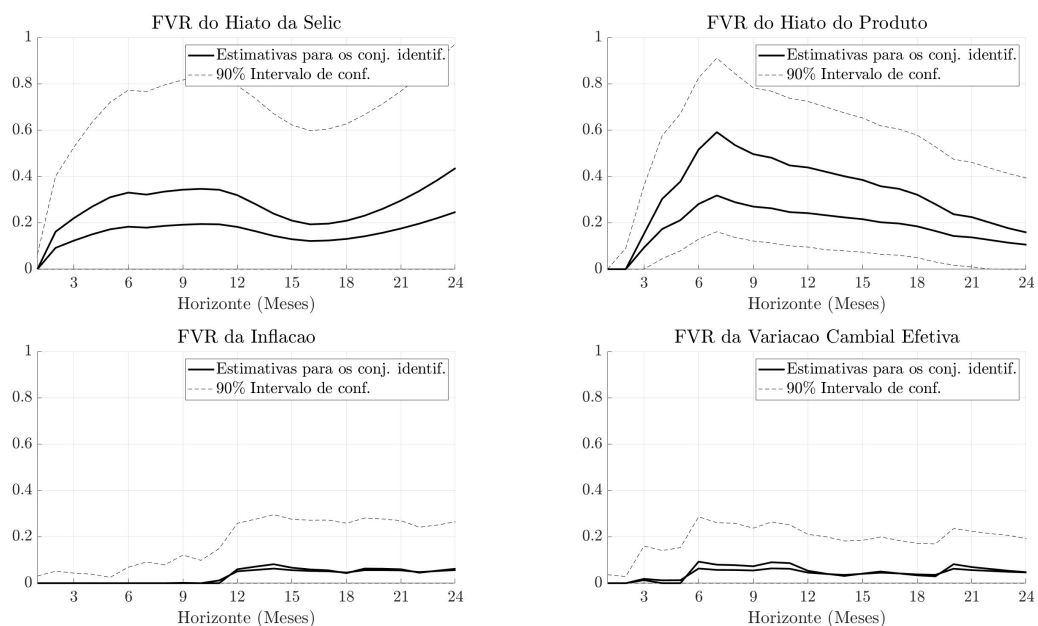
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C21 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Câmbio Real e Choque no Nível



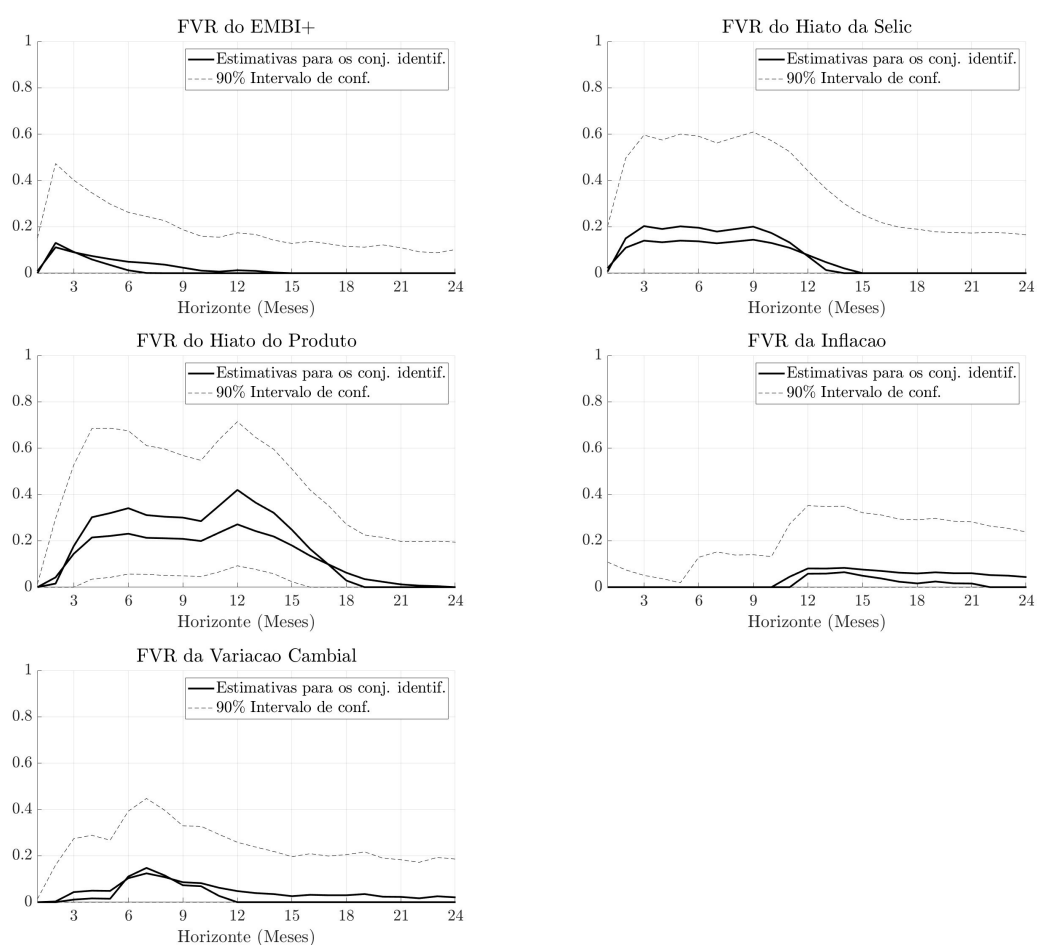
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C22 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Taxa de Câmbio Real Efetiva e Choque no Nível



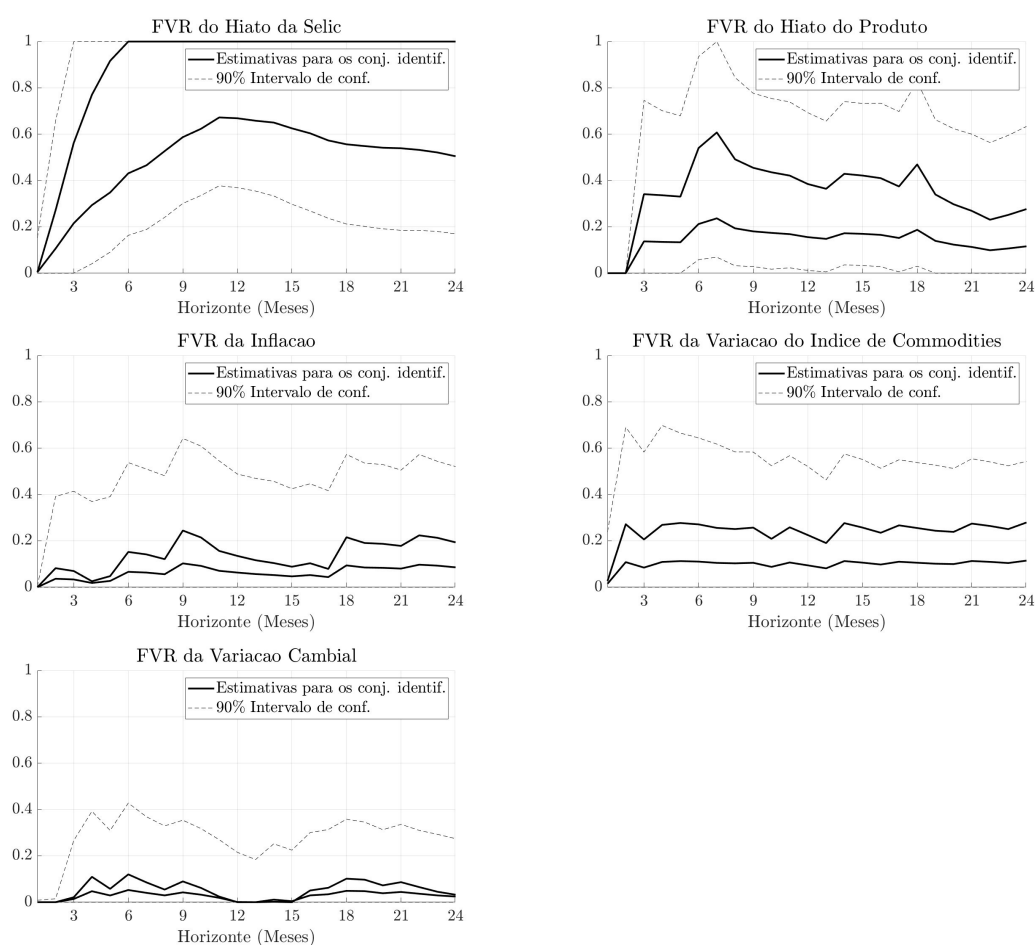
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

Figura C23 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com EMBI+ e Choque no Nível



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

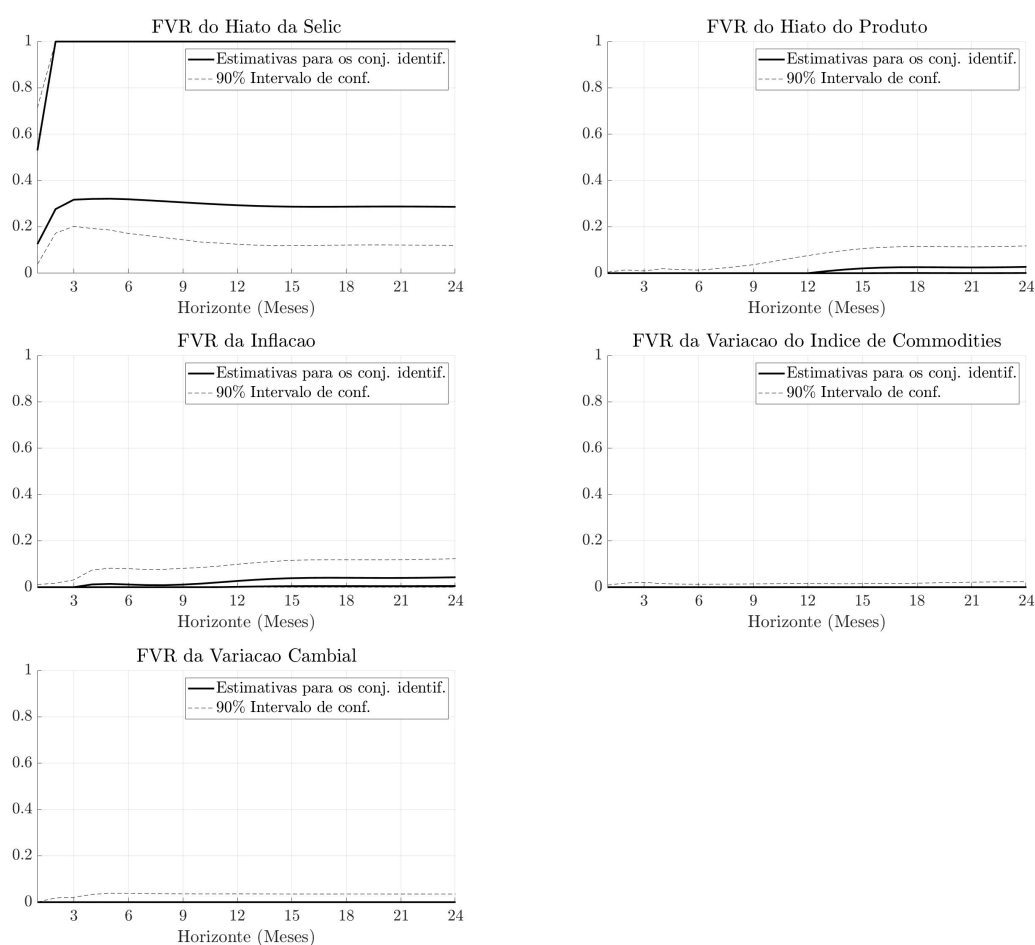
Figura C24 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities* e Choque no Nível



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata e FGV.

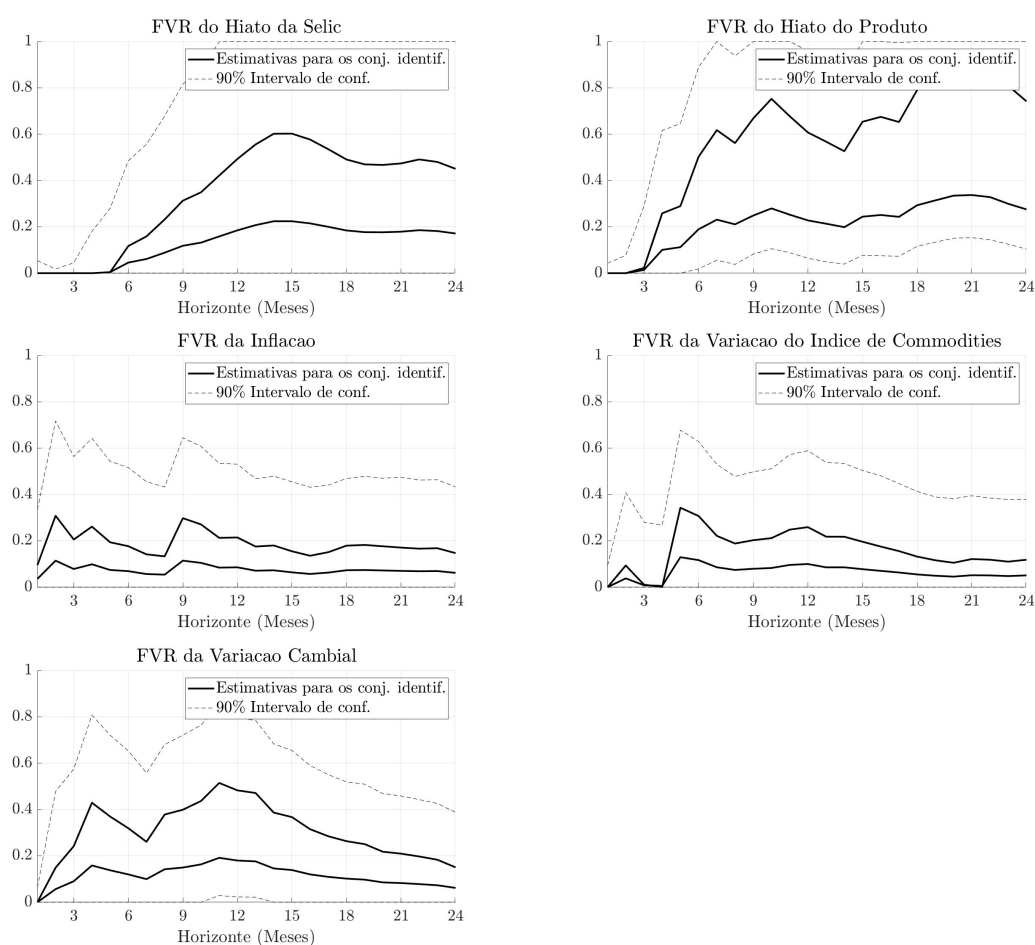
APÊNDICE D – Estimações com um Índice de *Commodities* Internacionais

Como parte de um exercício adicional de robustez, optou-se por ampliar a análise e estimar o modelo SVMA-IV, incorporando um índice de *commodities* internacionais. Nesse sentido, foi utilizada a variação logarítmica do índice de preços de *commodities* primárias (2016 = 100), obtido por meio do *Primary Commodity Price System* (PCPS) do Fundo Monetário Internacional. Esse índice abrange os índices de preços de todas as *commodities* e engloba também os índices de preços de combustíveis e não combustíveis. Devido à disponibilidade dos dados, o modelo foi estimado para o período de fevereiro de 2003 a dezembro de 2022, com as seguintes variáveis: hiato da taxa Selic, hiato do produto, inflação, variação logarítmica do índice de *commodities* e variação cambial. Na primeira parte da análise, foram empregados como instrumentos externos *proxies* dos choques monetários, obtidas com base na abordagem narrativa de Romer e Romer (2004). Na segunda parte, o modelo foi estimado para o período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2019, empregando as três *proxies* para os choques de política monetária calculadas por Costa Filho (2021). As Figuras D1- D4 exibem os resultados.

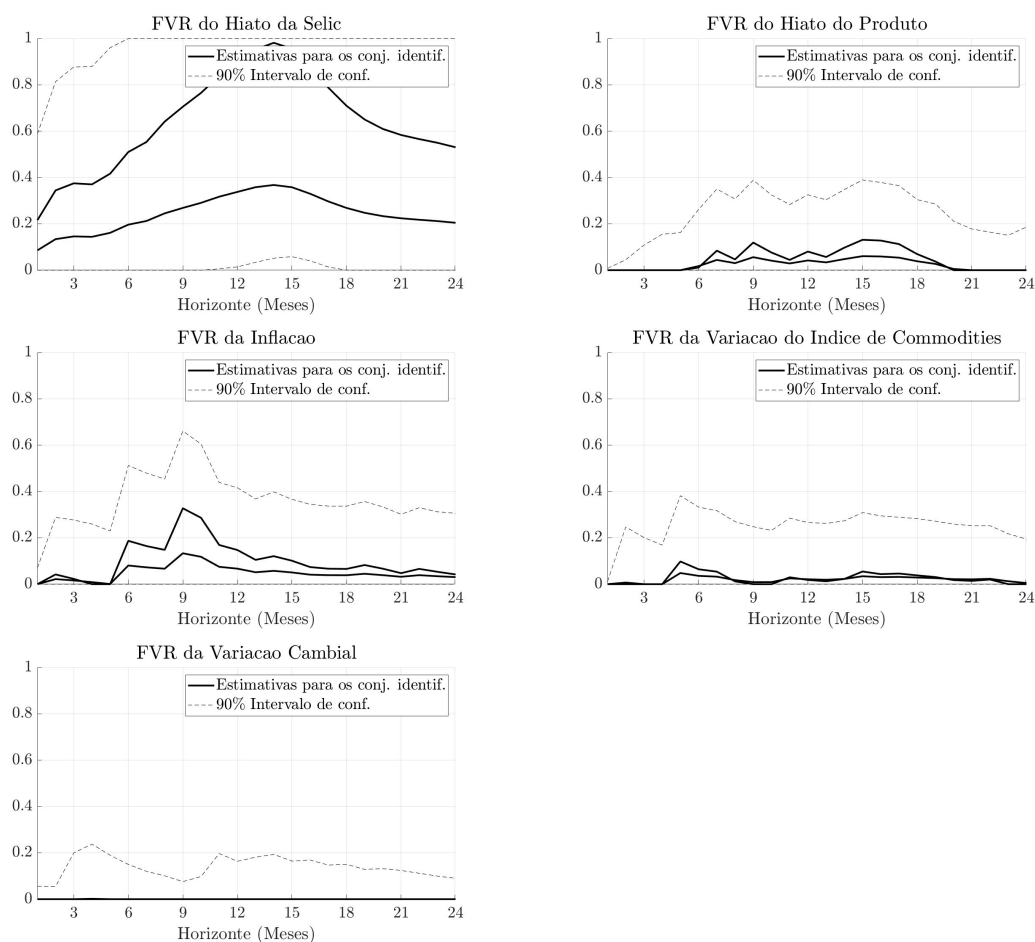
Figura D1 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities* Internacionais

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata, FGV e FMI.

Figura D2 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities* Internacionais e Choque de Inclinação

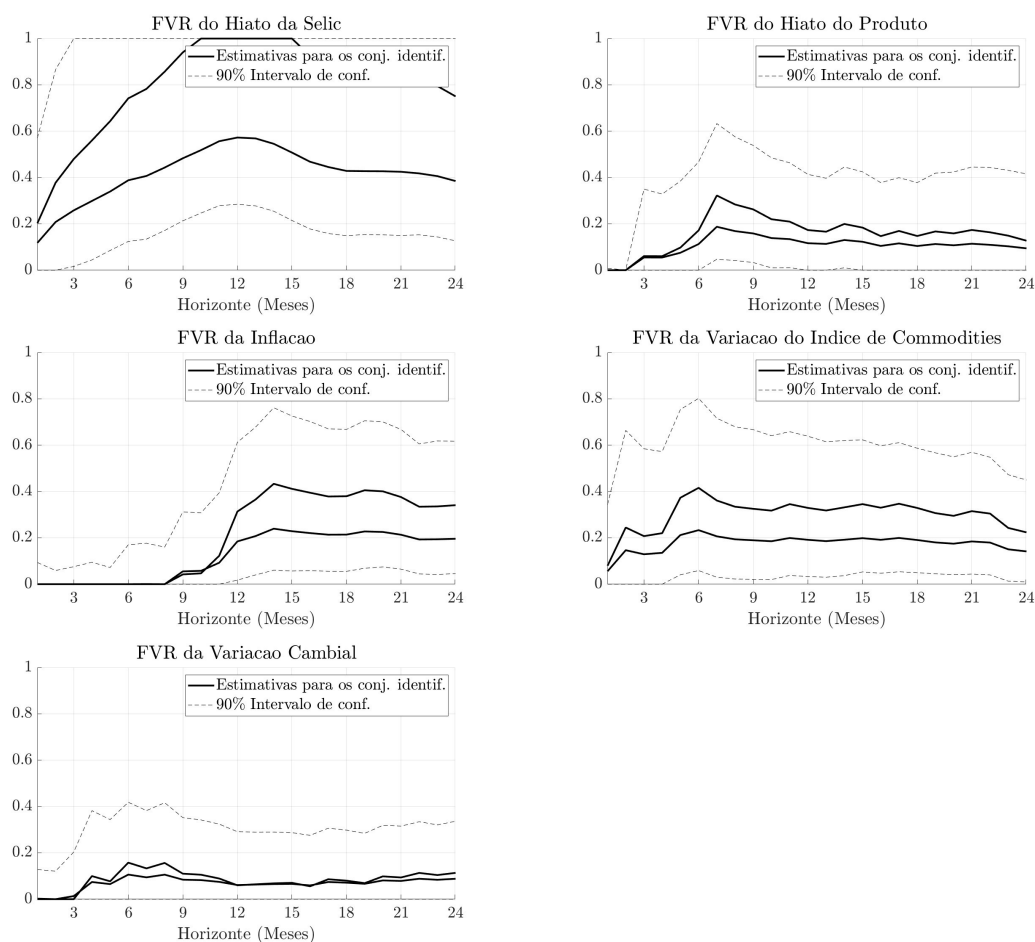


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata, FGV e FMI.

Figura D3 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities* Internacionais e Choque de Curvatura

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata, FGV e FMI.

Figura D4 – Razão da Variância de Previsão (FVR) - Modelo SVMA-IV com Variação do Índice de *Commodities* Internacionais e Choque no Nível



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil, Ipeadata, FGV e FMI.

APÊNDICE E – Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil

Tabela E1 – Resultados da estimação da função de reação do Banco Central do Brasil – Modelo com três quebras estruturais

Subperíodos	c	β	$\varphi_{\pi,0}$	$\varphi_{\pi,1}$	$\varphi_{\Delta\pi,0}$	$\varphi_{\Delta\pi,1}$	$\gamma_{y,0}$	$\gamma_{y,1}$	$\gamma_{\Delta y,0}$	$\gamma_{\Delta y,1}$	ρ_1	ρ_2
22/03/2000 a 14/10/2002	-5,46 (8,625)	-0,10 (0,283)	0,55 (0,531)	1,72** (0,756)	-0,45 (0,440)	-0,58 (0,653)	0,19 (0,824)	1,39** (0,557)	0,07 (0,781)	-1,50** (0,685)	0,23 (0,364)	-0,07 (0,353)
22/10/2002 a 10/12/2008	-1,51 (0,865)	-0,06*** (0,022)	0,06 (0,100)	0,43*** (0,126)	0,42*** (0,115)	-0,50*** (0,158)	0,09 (0,077)	0,51** (0,202)	0,08 (0,087)	-0,05 (0,343)	0,23*** (0,079)	0,15 (0,076)
21/01/2009 a 06/03/2013	0,24 (0,576)	-0,25*** (0,037)	0,86*** (0,132)	-1,03*** (0,161)	-0,40** (0,189)	0,46 (0,242)	0,03 (0,022)	0,44*** (0,115)	-0,05 (0,032)	-0,14 (0,145)	0,20 (0,141)	-0,09 (0,125)
17/04/2013 a 22/03/2023	0,13 (0,154)	-0,05*** (0,011)	0,11*** (0,036)	0,12** (0,050)	0,02 (0,038)	-0,15 (0,115)	0,01 (0,010)	0,07 (0,048)	-0,01 (0,017)	0,01 (0,064)	0,63*** (0,130)	0,01 (0,114)
R ²	0,836441											
LM(6) - p-valor	0,1748											
LM(12)- p-valor	0,3490											
SupF	84,56**											
F(1 2)	40,56**											
F(2 3)	69,47**											

Nota: ***1% nível de significância, **5% nível de significância.

Os erros padrão estão entre parênteses.

Na amostra utilizada para a estimação deste modelo, foram consideradas informações relativas a 211 reuniões, abrangendo desde a reunião realizada em 22/03/2000 (1^a) até a reunião de 22 de março de 2023 (211^a).