

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RODOLFO MARSOM TOMAZELA

TAXA DE CÂMBIO REAL E DESEMPENHO MACROECONÔMICO:
INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA PARA ECONOMIA BRASILEIRA

SÃO PAULO

2021

RODOLFO MARSOM TOMAZELA

**TAXA DE CÂMBIO REAL E DESEMPENHO MACROECONÔMICO:
INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA PARA ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia Financeira

Orientador: Prof. Dr. Rogério Mori

SÃO PAULO

2021

Tomazela, Rodolfo Marsom.

Taxa de câmbio real e desempenho macroeconômico : investigação empírica para economia brasileira / Rodolfo Marsom Tomazela. - 2021.

67 f.

Orientador: Rogerio Mori.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Desenvolvimento econômico - Brasil. 2. Taxas de câmbio. 3. Macroeconomia. 4. Economia - Brasil. I. Mori, Rogerio. II. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.745(81)

RODOLFO MARSOM TOMAZELA

**TAXA DE CÂMBIO REAL E DESEMPENHO MACROECONÔMICO:
INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA PARA ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas,
como requisito para obtenção do título de
mestre em Economia

Área de concentração: Macroeconomia
financeira

Data da Aprovação: ____/____/____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Rogério Mori (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
FGV-EESP

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça
UNIFESP

Dedicado à minha noiva Sâmia, aos meus pais
Célio e Rosana e à minha irmã Renata.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família pelo apoio e compreensão nos momentos em que estive ausente me dedicando ao mestrado, especialmente à minha noiva, por me incentivar em toda a jornada, aos meus pais, que sempre investiram em minha educação, e à minha irmã, por sempre acreditar em mim e estar ao meu lado. Aos professores da Fundação Getulio Vargas, em especial ao meu orientador doutor Rogério Mori, por contribuir com meu aprendizado, por fomentar o meu interesse sobre o tema desta dissertação e por me incentivar até o final. Aos meus gestores, mestre André Pino e mestra Michelle Schuindt, os quais tornaram esse sonho possível. Ao doutor Augusto Seabra, pelas instruções em momentos preponderantes. Ao meu primo Rafael Mazzer, por me auxiliar do ingresso à conclusão do mestrado. Ao meu amigo de longa data Rafael Andrade, além de sua amizade, pela prontidão. E, por fim, aos meus colegas de turma do mestrado, por tornarem o desafio mais rico e prazeroso.

“Estamos na mesma situação de uma criancinha que entra numa biblioteca repleta de livros em muitas línguas. A criança sabe que alguém deve ter escrito esses livros. Ela não sabe de que maneira nem compreende os idiomas em que foram escritos. A criança tem uma forte suspeita de que há uma ordem misteriosa na organização dos livros, mas não sabe qual é essa ordem.”

(Albert Einstein)

RESUMO

Este trabalho investiga, empiricamente, a relação entre taxa de câmbio real e crescimento econômico do Brasil no período de 1999 a 2019. Para tanto, o presente estudo estima um modelo de vetor autorregressivo estrutural (SVAR) composto de dados brasileiros de PIB, inflação e taxa de câmbio real efetiva, além do diferencial de juros. Para fins de análise de robustez, estima-se modelos adicionais, os quais contemplam as séries de preço internacional das commodities, agregado monetário (M2) e transações correntes. As funções resposta ao impulso indicam as seguintes relações: (i) choques positivos na taxa de câmbio real (depreciações) provocam redução no produto; (ii) não há evidência de efeito significativo na taxa de câmbio em resposta às variações no PIB; (iii) a inflação é sensível à taxa de câmbio real, visto que depreciações conduzem a aumentos no índice de preços ao consumidor (*pass-through* cambial); (iv) choques positivos no preço das commodities geram maior crescimento econômico; (v) há incremento na conta corrente em resposta à depreciação cambial, porém tal dinâmica não provoca expansão econômica; e (vi) apesar do modelo teórico sugerir uma relação negativa entre inflação e desempenho econômico, os resultados não comprovam tal dinâmica. A decomposição da variância (DVEP) mostra a importância da taxa de câmbio real, do preço das commodities e do diferencial de juros nos movimentos do PIB.

Palavras-chave: Crescimento econômico, Taxa de câmbio real, VAR estrutural, Brasil.

ABSTRACT

This work empirically investigates the relationship between real exchange rate and economic growth in Brazil in the period 1999 to 2019. For this purpose, the present study estimates a structural vector autoregression (SVAR) model composed of Brazilian GDP, inflation and real effective exchange rate, in addition to the interest differential. For the purpose of robustness analysis, additional models are estimated, which include the series of international commodity prices, monetary aggregate (M2) and current account. The impulse response functions indicate the following relationships: (i) positive shocks to the real exchange rate (depreciation) cause a reduction in output; (ii) there is no evidence of a significant effect on the exchange rate in response to changes in GDP; (iii) inflation is sensitive to the exchange rate, as depreciation leads to increases in the consumer price index (exchange rate pass-through); (iv) positive commodity price shocks generate greater economic growth; (v) there is an increase in the current account in response to exchange rate depreciation, but such dynamics do not cause economic expansion; and (vi) despite the theoretical model suggesting a negative relationship between inflation and economic performance, the results do not prove such dynamics. The variance decomposition (FEVD) shows the importance of the real exchange rate, commodity prices and interest differential in GDP movements.

Keywords: Economic growth, Real exchange rate, structural VAR, Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Taxa de câmbio real, PIB <i>detrended</i> e preço das commodities	30
Figura 2 - Gráficos das séries utilizadas nos modelos	36
Figura 3 - Hiato do produto e PIB <i>detrended</i>	37
Figura 4 - Relação entre taxa de câmbio real e hiato do produto (PIB real com filtro HP) ...	40
Figura 5 - Função resposta ao impulso: resposta do PIB ao choque na taxa de câmbio	46
Figura 6 - Função resposta ao impulso: resposta da taxa de câmbio ao choque no PIB	47
Figura 7 - Função resposta ao impulso: resposta da inflação ao choque na taxa de câmbio..	48
Figura 8 - Funções resposta ao impulso: Modelo I	49
Figura 9 - Funções resposta ao impulso: Modelo II	50
Figura 10 - Funções resposta ao impulso: Modelo III.....	51
Figura 11 - Funções resposta ao impulso: Modelo IV	52
Figura 12 - Relação entre taxa de câmbio real e hiato do produto: dados trimestrais.....	60
Figura 13 - Relação entre taxa de câmbio real e PIB real em primeira diferença	61
Figura 14 - Relação entre taxa de câmbio real e PIB <i>detrended</i>	61
Figura 15 - Análise de estabilidade do VAR: raízes inversas do polinômio característico	63
Figura 16 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo I	64
Figura 17 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo II	65
Figura 18 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo III.....	66
Figura 19 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo IV	67

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1 - Fontes da base de dados	35
Tabela 1 - Estatísticas descritivas dos dados	38
Tabela 2 - Teste de causalidade de Granger: taxa de câmbio real e PIB real.....	41
Tabela 3 - Testes ADF e PP de raiz unitária.....	43
Tabela 4 - Escolha do número de defasagem do VAR.....	44
Tabela 5 - Decomposição da variância: PIB, taxa de câmbio e inflação.....	54
Tabela 6 - Regressão do PIB real com ajuste sazonal contra tendência linear e intercepto ...	59
Tabela 7 - Testes ADF e PP de raiz unitária: séries utilizadas nas análises bivariadas.....	62
Tabela 8 - Teste de correlação serial dos resíduos do VAR	64

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
AIC	<i>Akaike</i>
C	Constante
CC	<i>Current Account</i>
Desv. Pad.	Desvio padrão
DIF	Diferencial de juros
DIFJUR	Diferencial de juros
DVEP	Decomposição da Variância dos Erros de Previsão
Estat.	Estatística de teste
FEVD	<i>Forecast Error Variance Decomposition</i>
GDP	<i>Gross Domestic Product</i>
GMM	<i>Generalized Method of Moments</i>
HP	<i>Hodrick–Prescott</i>
HQ	<i>Hannan-Quinn</i>
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
ln	Logaritmo natural
M2	Meios de pagamento amplos
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
OECD	<i>Organisation for Economic Cooperation and Development</i>
PIB	Produto Interno Bruto
PP	<i>Phillips-Perron</i>
PPC	Paridade do Poder de Compra
REER	<i>Real Effective Exchange Rate</i>
RER	<i>Real Exchange Rate</i>
SC	<i>Schwarz</i>
SGMM	<i>System Generalized Method of Moments</i>
SVAR	<i>Structural Vector Autoregression</i>
VAR	<i>Vector Autoregression</i>

LISTA DE SÍMBOLOS

<i>CAPITAL</i>	Fluxo de capital
<i>COMMODITY</i>	Preço internacional das commodities
<i>CREDIT</i>	Crédito bancário
<i>D</i>	Demanda doméstica
<i>DIF</i>	Diferencial de juros
<i>DIFJUR</i>	Diferencial de juros
<i>e</i>	Taxa de câmbio real
<i>E</i>	Taxa de câmbio nominal
<i>FISCAL</i>	Déficit fiscal
<i>i</i>	Taxa de juros nominal doméstica
i_{US}	Taxa de juros nominal dos EUA
<i>NE</i>	Exportações líquidas
<i>OIL</i>	Preço do petróleo
<i>P</i>	Índice de preços doméstico
P^*	Índice de preços estrangeiro
P_T	Índice de preços dos <i>tradables</i>
P_{NT}	Índice de preços dos <i>non-tradables</i>
<i>RWAGE</i>	Salário real
<i>t</i>	Instante de tempo
<i>u</i>	Choques do modelo VAR na forma reduzida
<i>Y</i>	PIB
α	Coeficientes das regressões
ε	Choques estruturais
π	Inflação doméstica
π_{US}	Inflação dos EUA
λ	Coeficientes das regressões no VAR

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	REVISÃO DA LITERATURA E ASPECTOS TEÓRICOS.....	16
2.1	TAXA DE CÂMBIO REAL E DESEMPENHO MACROECONÔMICO: ASPECTOS TEÓRICOS.....	16
2.2	EVIDÊNCIAS A FAVOR DO CÂMBIO DEPRECIADO COMO MECANISMO DE CRESCIMENTO	18
2.3	INDÍCIOS DE RESTRIÇÕES À RELAÇÃO POSITIVA ENTRE DEPRECIAÇÃO CAMBIAL E CRESCIMENTO	21
2.4	EVIDÊNCIAS CONTRA CÂMBIO DEPRECIADO COMO MECANISMO DE CRESCIMENTO	22
3	METODOLOGIA.....	25
3.1	MODELO TEÓRICO	26
3.2	ABORDAGEM SVAR.....	30
3.2.1	Motivações do emprego da abordagem VAR.....	31
3.2.2	Estrutura do modelo empírico.....	32
3.2.3	Identificação dos choques estruturais	33
3.2.4	Robustez.....	34
4	BASE DE DADOS	35
4.1	PIB DETRENDED E HIATO DO PRODUTO.....	37
4.2	ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS	37
5	RESULTADOS	39
5.1	ANÁLISES BIVARIADAS: TAXA DE CÂMBIO REAL E PIB	39
5.2	ABORDAGEM SVAR	41
5.2.1	Testes de raiz unitária	42
5.2.2	Escolha da defasagem do VAR.....	42
5.2.3	Função resposta ao impulso	44
5.2.4	Decomposição da variância dos erros de previsão.....	53
6	CONCLUSÕES.....	55
	REFERÊNCIAS.....	57
	APÊNDICE A: BASE DE DADOS	59

APÊNDICE B: ANÁLISES BIVARIADAS	60
APÊNDICE C: ABORDAGEM SVAR	63

1 INTRODUÇÃO

Antes de discorrer acerca da questão principal deste estudo, ou seja, da relação entre taxa de câmbio real e desempenho macroeconômico, é importante esclarecer a definição adotada para taxa cambial. Alguns trabalhos definem a taxa de câmbio da seguinte maneira: unidades de moeda estrangeira necessárias para equivaler a uma unidade de moeda doméstica. Por outro lado, diversos estudos empregam a taxa cambial de maneira inversa: unidades de moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira. O presente estudo segue o segundo conceito, de modo que um aumento na taxa de câmbio representa uma depreciação da moeda doméstica, ou seja, ganho de competitividade internacional.

A polêmica discussão a respeito da relação entre taxa de câmbio real e crescimento econômico segue gerando resultados e conclusões conflitantes. De um lado, há estudos que sugerem que a moeda depreciada gera bons resultados no crescimento de economias emergentes (BRESSER-PEREIRA, 2004; EICHENGREEN, 2007; GALA, 2006; HAUSMANN; PRITCHETT; RODRIK, 2005; RODRIK, 2008). Por outro, a literatura conta com evidências empíricas de relação negativa entre depreciação e performance econômica (BERUMENT; PASAOGULLARI, 2003; KAMIN; ROGERS, 2000; KANDIL, 2004; SU; WU, 2017). Adicionalmente, trabalhos apresentam uma relação não linear ou não simétrica para o fenômeno em questão (MITEZA, 2006; NOUIRA; SEKKAT, 2012; SCHRÖDER, 2013). Ainda, o ensaio de Dai, Delpachitra e Cottrell (2017) sugere que possam existir condições necessárias para que seja válida a relação positiva entre depreciação cambial e crescimento, como o grau de integração financeira do país.

Economias emergentes apresentam, em geral, menor nível de desenvolvimento tecnológico e, conseqüentemente, menor produtividade. Neste caso, tais economias operam, se comparadas aos países desenvolvidos, com custos mais elevados. Nesse sentido, a depreciação da moeda doméstica pode ser apoiada nos seguintes argumentos: (i) melhora a competitividade internacional, de modo a estimular a produção industrial, a qual confere efeitos positivos no avanço tecnológico e, conseqüentemente, crescimento no longo prazo; e (ii) o aumento nos preços, em moeda doméstica, dos importados gera um efeito de substituição desses por bens nacionais, aumentando a demanda agregada e estimulando a industrialização.

Em contrapartida, o enfraquecimento da moeda doméstica encarece os insumos importados utilizados na produção nacional, gerando, assim, um choque inflacionário. Na tentativa de manter a taxa de câmbio real depreciada, o repasse cambial aos preços domésticos

(*pass-through*) pode resultar em um ciclo vicioso: em virtude da maior inflação, é necessário elevar a taxa de câmbio nominal, resultando, novamente, em um choque inflacionário. Porém, em uma economia com metas de inflação, como o caso brasileiro, cenários de inflação elevada conduzem a políticas monetárias contracionistas, gerando impactos negativos ao crescimento.

Considerando o dissenso apresentado anteriormente e os resultados conflitantes de diversos autores, o objetivo do presente estudo é verificar se a estratégia de desvalorização da moeda doméstica é capaz de acelerar o crescimento econômico brasileiro. Nesse sentido, o presente estudo contribui com a literatura por meio de uma análise empírica da relação entre a taxa de câmbio real e o crescimento econômico do Brasil no período de 1999 a 2019.

Para tanto, com base no modelo teórico e na abordagem empírica empregados por Kamin e Rogers (2000), é estimado um modelo de vetor autorregressivo estrutural (SVAR) contemplando as séries do Produto Interno Bruto (PIB), taxa de câmbio real efetiva e inflação, além do diferencial de juros. A dinâmica estimada pelo modelo é analisada através de funções resposta ao impulso e da decomposição da variância dos erros de previsão. Adicionalmente, este estudo apresenta análises bivariadas entre o PIB e a taxa de câmbio real.

Os resultados das análises bivariadas sugerem uma relação contemporânea negativa entre o preço da moeda e o crescimento econômico. As funções resposta ao impulso indicam que depreciações cambiais provocam contração do PIB brasileiro, bem como maior inflação. Verifica-se a robustez de tais resultados por intermédio de modelos alternativos, os quais contemplam outras séries que possam explicar a dinâmica entre as variáveis de interesse.

Além desta introdução, o presente trabalho está dividido da seguinte maneira: a seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura, trazendo referências com diferentes posicionamentos sobre o assunto em questão; a seção 3 discute o modelo teórico e as metodologias econométricas empregadas; a base de dados é detalhada na seção 4; os resultados obtidos por meio de análises estatísticas e estimações econométricas são apresentados na seção 5; e, por fim, a seção 6 conclui o estudo com discussões a respeito dos resultados desenvolvidos, além de compará-los ao modelo teórico e à literatura.

2 REVISÃO DA LITERATURA E ASPECTOS TEÓRICOS

Economias emergentes ou subdesenvolvidas apresentam, em geral, menor nível de desenvolvimento tecnológico, conduzindo a atividades com menor produtividade e, conseqüentemente, maiores custos de produção se comparados a economias desenvolvidas. Isso posto, a baixa competitividade dos emergentes no mercado global de bens manufaturados pode ser um obstáculo ao crescimento e desenvolvimento desse grupo de países.

A fim de mitigar o baixo desenvolvimento tecnológico e/ou industrial de economias emergentes, diversos autores argumentam a favor da depreciação da taxa de câmbio real, afirmando que preços mais competitivos da moeda doméstica estimulam o crescimento econômico. Entretanto, não há um consenso a respeito da relação entre a taxa de câmbio real e o desempenho macroeconômico, visto que existe uma vasta literatura com evidências de efeito contracionista provocado pela depreciação cambial.

Os aspectos teóricos da relação entre taxa de câmbio real e crescimento econômico e as evidências empíricas conflitantes serão discutidos nos tópicos a seguir.

2.1 TAXA DE CÂMBIO REAL E DESEMPENHO MACROECONÔMICO: ASPECTOS TEÓRICOS

A abordagem da Paridade do Poder de Compra (PPC) expõe uma formulação matemática que fomenta a discussão sobre a hipótese de que a taxa de câmbio pode funcionar como um instrumento para acelerar o crescimento, uma vez que possibilita o ganho de competitividade internacional. A taxa de câmbio real pode ser escrita como:

$$e = \frac{E \cdot P^*}{P} \quad (1)$$

sendo e a taxa de câmbio real, E a taxa de câmbio nominal, P o nível de preços doméstico e P^* o nível de preços estrangeiro. A equação (1) permite interpretar uma depreciação (apreciação) cambial, ou seja, um aumento (redução) da taxa de câmbio real como um aumento (redução) no nível de preços estrangeiro ou, simetricamente, como uma redução (aumento) nos preços

dos bens domésticos. Desse modo, um episódio de depreciação (apreciação) da moeda doméstica incrementa (reduz) a competitividade internacional dos bens produzidos por tal economia. Portanto, o câmbio depreciado pode gerar estímulos à atividade industrial, incrementando o nível de empregos e investimentos e gerando, por sua vez, maior crescimento no longo prazo (WILLIAMSON, 2003).

A taxa de câmbio real pode ser definida, alternativamente, por meio dos preços dos bens comercializáveis e dos não comercializáveis:

$$e = \frac{P_T}{P_{NT}} \quad (2)$$

sendo e a taxa de câmbio real, P_T e P_{NT} os níveis de preços dos bens comercializáveis (*tradables*) e não comercializáveis (*non-tradables*), respectivamente. A partir dessa abordagem, a depreciação (apreciação) da moeda doméstica pode ser vista como um episódio de aumento (redução) na rentabilidade do setor *tradable*, se comparado ao setor de não comercializáveis. Nesta linha de pensamento, autores argumentam que a moeda depreciada, ao incrementar a rentabilidade do setor *tradable*, pode estimular a alocação setorial do capital físico e humano, de modo que o setor de bens comercializáveis passe a atrair mais investimentos e mão-de-obra mais qualificada (EICHENGREEN, 2007; RODRIK, 2008).

Por outro lado, a adoção de moeda depreciada pode gerar efeitos indesejados. Em uma economia com baixo grau de industrialização e na qual as firmas domésticas possuem ampla dependência de insumos importados para sua produção, a depreciação cambial provoca maiores custos de produção e, conseqüentemente, repasse de preços a toda cadeia produtiva e ao consumidor final (KANDIL, 2004). Nesse caso, o enfraquecimento da moeda doméstica provoca corrosão da renda real por meio de dois canais: (i) a depreciação cambial gera maior inflação dos bens domésticos; e (ii) os bens importados se tornam mais caros, reduzindo o poder de compra da população. Nessa conjuntura, os efeitos negativos da depreciação da moeda doméstica podem superar os benefícios do ganho de competitividade internacional, resultando em contração econômica.

Além da corrosão no salário real, o cenário inflacionário originado de depreciações cambiais pode conduzir a política monetária contracionista – aumento na taxa de juros – encarecendo o crédito bancário e, conseqüentemente, reduzindo os investimentos das firmas e a atividade econômica do país. Adicionalmente, as empresas com endividamento em moeda

estrangeira enfrentam problemas em seus balanços em virtude da depreciação da taxa de câmbio.

Destaca-se também que a perseguição a uma taxa de câmbio real competitiva pode resultar em um ciclo vicioso. A depreciação da taxa de câmbio nominal provoca um aumento nos preços domésticos (*pass-through*). A maior inflação, por sua vez, aprecia a taxa cambial real, necessitando elevar, novamente, a taxa de câmbio nominal.

No que diz respeito ao setor de exportação, a depreciação cambial, ao melhorar a competitividade das firmas domésticas no mercado internacional, possivelmente confere maior receita para tal setor. Contudo, Diaz-Alejandro (1963) expõe dois efeitos colaterais que a depreciação pode provocar: (i) se houver rigidez salarial no curto prazo, então o incremento nominal dos salários será defasado em relação ao aumento nos preços domésticos, resultando em corrosão do salário real e, conseqüentemente, contração econômica; (ii) se a propensão marginal à poupança do maior lucro for superior à propensão dos salários, então haverá expansão da poupança doméstica, redistribuição de renda dos trabalhadores para os empresários e redução da demanda agregada real.

2.2 EVIDÊNCIAS A FAVOR DO CÂMBIO DEPRECIADO COMO MECANISMO DE CRESCIMENTO

O trabalho apresentado por Rodrik (2008) explora a dinâmica da alocação setorial provocada por desequilíbrios na taxa de câmbio, intensificando as discussões a respeito do papel da taxa de câmbio no desempenho macroeconômico. O autor argumenta que o setor *tradable*, se comparado ao *non-tradable*, é mais complexo, pois envolve maior número de relações com parceiros, fornecedores e clientes, além de operar com maior grau de tecnologia. Desse modo, a produção de bens comercializáveis é mais vulnerável a falhas de mercado e quadros institucionais ruins, como contratos incompletos, problemas de “espera/gargalo”, corrupção e falta de proteção aos direitos privados (como propriedade intelectual). Adicionalmente, tal setor está mais suscetível a restrição ao crédito, assimetria de informações e maior risco de inovações malsucedidas, especialmente quando se trata de projetos de longo prazo e de pesquisa e desenvolvimento. Além disso, o setor *tradable* é mais prejudicado pelo *turnover* do quadro de funcionários. Considerando tais aspectos, o autor afirma haver menor incentivo à produção de bens transacionáveis, gerando má alocação setorial, ou seja, a economia opera com um nível de

investimento subótimo no setor *tradable*, conferindo, conseqüentemente, menor acumulação de capital e desenvolvimento tecnológico em relação ao potencial do país. O autor formula a hipótese de que tais problemas são mais comuns em países pobres ou em desenvolvimento e que, nesse sentido, a moeda depreciada pode aliviar tais imperfeições, gerando aumento na competitividade e acelerando o crescimento em tais economias. Rodrik (2008) argumenta que o câmbio apreciado é, muitas vezes, associado a escassez de moeda estrangeira, episódios de corrupção, déficits na conta corrente e crises de balanço de pagamentos.

Ainda, Rodrik (2008) estimou, por intermédio do método de painel com efeitos fixos, a influência da depreciação cambial (em relação à taxa de equilíbrio) no crescimento econômico. Para tanto, foram analisados até 188 países no período de 1950 a 2004. Os resultados empíricos obtidos por ele corroboram com a hipótese de que o câmbio depreciado estimula o crescimento econômico para países em desenvolvimento – tal relação não se mostrou significativa para países ricos. A estimação realizada indica que uma desvalorização cambial de 50%, ao otimizar a alocação setorial, confere um incremento anual de 1,3 p.p. no PIB real per capita de países em desenvolvimento. Os resultados obtidos se mostraram robustos para diferentes medidas da taxa de câmbio real e pouco se alteraram ao longo do tempo. Apesar das dificuldades em determinar a direção de causalidade, o autor afirma que esta deva ser unidirecional e ocorrer da depreciação cambial ao crescimento econômico, pois (i) maior crescimento tende a gerar apreciação cambial e (ii) melhora no cenário, causada pelo maior crescimento, tende a atrair maior fluxo de capital estrangeiro, fortalecendo a moeda doméstica.

Anteriormente ao trabalho apresentado por Rodrik (2008), Gala (2006), em sua tese de doutorado, encontrou evidências empíricas do benefício da moeda depreciada ao crescimento de países em desenvolvimento. O autor, por meio de uma análise empírica de painel, investigou a relação entre crescimento econômico e desalinhamento cambial em 58 países em desenvolvimento no período de 1960 a 1999. Os resultados obtidos indicam uma relação negativa entre a moeda apreciada e o crescimento, de modo que uma desvalorização no câmbio de 10% traria 0,168 p.p. de incremento anual no PIB per capita. Gala (2006) incluiu variáveis de controle no modelo, como PIB per capita inicial, capital humano, infraestrutura, estabilidade de preços e qualidade no quadro institucional do país.

Uma das abordagens teóricas na qual Gala (2006) pauta seus resultados é a importância de uma alocação setorial eficiente para evitar ou combater o fenômeno conhecido como doença holandesa (“*dutch disease*”), que se refere à alta dependência de uma economia às exportações de commodities, fator que tende a gerar má alocação de recursos: maior utilização de mão-de-obra e capital no setor não comercializável, desviando investimento e capital humano do setor

tradable, de modo a gerar uma repressão à industrialização doméstica. Conforme apresentado por Sachs e Warner (2001), economias com maior dependência à exportação de commodities apresentaram menor taxa de crescimento real. Uma hipótese que sustenta esse fenômeno é o fato de que indústrias de bens manufaturados, em geral, apresentam maior taxa de investimento em inovação, resultando em ganho de produtividade. Além disso, o setor de manufaturas possui maior importância no acúmulo de conhecimento (*know-how*), o qual é mais limitado em atividades voltadas à exportação de commodities. Neste âmbito, a moeda depreciada pode estimular a produção de bens manufaturados, reduzir a dependência econômica às commodities e, consequentemente, aprimorar o desenvolvimento tecnológico, o qual tende a resultar em maior crescimento no longo prazo.

Veríssimo e Xavier (2013) relatam o caso brasileiro de apreciação cambial em função da maior dependência de recursos naturais, especialmente a partir de 2003, quando houve um aumento no preço das commodities, descoberta do pré-sal e desenvolvimento de novos biocombustíveis. Os autores enunciam o risco que a *dutch disease* confere ao desenvolvimento, uma vez que atividades extrativistas possuem menor potencial de disseminação de conhecimento e desenvolvimento produtivo. Tal estudo contrasta os bons resultados obtidos por países que mantiveram câmbio depreciado após a Segunda Guerra (Leste Asiático, Japão e Alemanha) com economias que mantiveram moeda apreciada e menor crescimento (América Latina e Caribe).

Além do incentivo à competitividade, Bresser-Pereira (2004) afirma que a taxa de câmbio depreciada, quando combinada com austeridade fiscal, pode ser um instrumento essencial aos países em desenvolvimento, uma vez que confere estabilidade ao balanço de pagamentos e aumenta o nível de poupança e investimento. O autor aborda o impacto negativo que a moeda desvalorizada gera nos salários reais e, consequentemente, na demanda agregada. Entretanto, dependendo das condições de produtividade do país e do grau de desalinhamento cambial, os ganhos em eficiência produtiva, investimentos e geração de emprego podem compensar a corrosão dos salários reais, aumentando o bem-estar social. O trabalho em questão exemplifica os países do Leste Asiático como casos bem-sucedidos no uso de política cambial, pois são economias que mantiveram a moeda competitiva a fim de aumentar o nível de investimentos e obtiveram boa performance econômica.

2.3 INDÍCIOS DE RESTRIÇÕES À RELAÇÃO POSITIVA ENTRE DEPRECIAÇÃO CAMBIAL E CRESCIMENTO

Apesar de existir uma vasta literatura que investiga a correlação entre depreciação cambial e crescimento econômico, Dai *et al.* (2017) afirmam uma escassez de estudos que examinem a natureza dessa relação. Diversos trabalhos apresentam a importância do sistema financeiro ao crescimento econômico (AZIAKPONO, 2013; CAPORALE *et al.*, 2015; LEVINE, 2005) e, neste mérito, Dai *et al.* (2017) investigam o papel da integração financeira na relação entre desalinhamento cambial e crescimento da economia. Para tanto, após estimarem o câmbio real de equilíbrio, os autores regridem o crescimento econômico contra o desalinhamento da moeda, a interação entre desalinhamento e integração financeira, o nível de integração financeira e outras variáveis de controle (razão entre gastos do governo e PIB, inflação e razão entre formação de capital fixo bruto e PIB). Analisando os dados de nove países do Leste Asiático¹ no período de 1980 a 2012, os resultados empíricos obtidos pelo trabalho em questão apresentam uma relação positiva entre depreciação da moeda e crescimento. Contudo, os autores verificaram que o efeito do câmbio depreciado no desempenho macroeconômico é maior em países com menor grau de integração financeira. A intuição por trás de tais resultados é a de que países com menor integração no mercado financeiro estão mais suscetíveis à escassez de capital estrangeiro. Nesse sentido, a depreciação da moeda pode mitigar tal problema, na medida em que alivia a balança comercial, aumenta o nível de investimentos e, por fim, o crescimento econômico.

Miteza (2006) observa que a depreciação cambial confere expansão econômica apenas quando há crescimento rápido o suficiente da base monetária real. O autor analisa dados da Bulgária no período de 1994 a 2004 e, por meio de um modelo de regressão com transição suave, permite relações não lineares entre as variáveis do modelo.² Os resultados de Miteza (2006) indicam que apreciações da taxa de câmbio real provocam efeito contracionista apenas em um cenário no qual o crescimento do agregado monetário (M2) real excede 9% ao trimestre.

¹ Hong Kong, Coreia do Sul, Cingapura, Malásia, Indonésia, Filipinas, Tailândia, China e Vietnã.

² O modelo de Miteza (2006) contempla as seguintes variáveis: crescimento do PIB real, do tamanho do governo e da base monetária, além da taxa de apreciação/depreciação do câmbio real.

2.4 EVIDÊNCIAS CONTRA CÂMBIO DEPRECIADO COMO MECANISMO DE CRESCIMENTO

Nouira e Sekkat (2012) não encontraram evidências empíricas convincentes de que a depreciação da moeda acelera o crescimento da economia. Os autores empregaram diferentes técnicas de estimação, as quais resultaram em conclusões contraditórias entre si. O trabalho em questão relata que muitos estudos utilizam amostras que contemplam episódios de apreciação cambial elevada, de modo que a relação positiva encontrada entre a depreciação da moeda e o crescimento possa ser, na verdade, proveniente de cenários com baixa apreciação. Em outras palavras, os resultados podem indicar que períodos com baixa apreciação cambial conferem melhor resultado se comparados a episódios nos quais a moeda apresentou maiores patamares de apreciação. Adicionalmente, Nouira e Sekkat (2012) citam que a medida de depreciação cambial pode ser afetada por endogeneidade, de modo que a depreciação da taxa de câmbio possa ser apenas uma consequência de demais políticas, as quais foram responsáveis por conduzir a economia a um maior crescimento.

Por meio da abordagem de *Panel-Cointegration*, Nouira e Sekkat (2012) estimaram a relação entre desalinhamento cambial e crescimento econômico com dados de 30 a 50 países (com foco em economias em desenvolvimento) no período de 1980 a 2005. Os autores estimaram a taxa de câmbio de equilíbrio com base em fundamentos macroeconômicos e regrediram o crescimento econômico contra o desalinhamento da moeda e variáveis de controle.³ A fim de permitir assimetria na relação entre preço da moeda e desempenho macroeconômico, Nouira e Sekkat (2012) dividiram a amostra em episódios de apreciação cambial e períodos de depreciação da moeda. Para efeitos comparativos, os autores empregaram estimações por MQO e GMM. Quando analisados apenas períodos de depreciação cambial, os resultados obtidos sugeriram relações não significativas entre desalinhamento e crescimento. No que diz respeito aos episódios de apreciação, os resultados indicaram impactos negativos apenas em curto e médio prazos, enquanto que, em longo prazo, os impactos não se mostraram significativos.

Schröder (2013) argumenta que distorções na taxa de câmbio real, em relação ao seu nível de equilíbrio, geram má alocação dos recursos, uma vez que os agentes tomam as decisões

³ As variáveis de controle de Nouira e Sekkat (2012) consistem em: (i) taxa de poupança em capital físico e humano; (ii) crescimento populacional; (iii) taxa de depreciação do capital físico; e (iv) taxa de progresso técnico.

de investimento com base em um preço em desequilíbrio. O autor discute sobre a possibilidade de que evidências, obtidas em outros estudos, do efeito positivo da depreciação cambial no PIB foram conduzidas por hipóteses inapropriadas sobre a homogeneidade entre os países, principalmente no que diz respeito ao comportamento da taxa de câmbio real de longo prazo. Para corrigir tal problema, o autor estimou o câmbio de equilíbrio de forma individual para cada um dos países de sua amostra.

A abordagem empírica de Schröder (2013) utilizou dados de 1970 a 2007 para analisar 63 países em desenvolvimento e empregou estimações por SGMM (*system generalized method of moments*). Os resultados obtidos pelo autor indicaram que desvios do câmbio em relação à taxa de equilíbrio, tanto apreciação quanto depreciação, geram redução no crescimento econômico.

Edwards (1986) analisou, por meio de dados em painel (*pooled*) com efeitos fixos, o efeito da depreciação real no crescimento econômico de 12 países em desenvolvimento, incluindo o Brasil, no período de 1965 a 1980. O autor regride o PIB real contra a taxa de câmbio real, gastos do governo (% do PIB), crescimento não esperado do agregado monetário e os termos de troca. Os resultados de tal estudo indicaram que a depreciação real da taxa de câmbio gera efeito contracionista (redução do PIB real) no primeiro ano. Entretanto, o PIB real apresenta crescimento no segundo ano após a depreciação e efeito neutro no médio/longo prazo.

Analisando 22 economias em desenvolvimento, Kandil (2004) encontrou evidências empíricas de efeito contracionista da depreciação da taxa de câmbio real efetiva. A autora verificou que movimentos não antecipados na taxa cambial provocam redução, estatisticamente significativa, no produto de boa parte dos países analisados. Neste mérito, Kandil (2004) argumenta que a taxa de câmbio real deve ser consistente com os fundamentos macroeconômicos. Adicionalmente, a autora apresentou o impacto inflacionário provocado pelo enfraquecimento da moeda doméstica.

Krugman e Taylor (1978) empregaram uma simulação numérica a fim de analisar os efeitos da taxa de câmbio na atividade econômica e argumentaram que a depreciação provoca contração econômica sob as seguintes circunstâncias: (i) quando a depreciação ocorre em um cenário de déficit na balança comercial; (ii) quando há rigidez salarial no curto prazo e a propensão marginal ao consumo dos salários (trabalhadores) for maior do que dos lucros (empresários); e (iii) se houver alto grau de impostos sobre às exportações, redistribuindo a renda do setor privado ao governo.⁴

⁴ Os autores afirmam que, (i) quando há déficit da balança comercial, a depreciação da taxa de câmbio provoca, por meio da inflação, um aumento nos custos das importações que supera o incremento da receita com as

Kamin e Rogers (2000) analisaram a economia mexicana no período de 1980 a 1996. Os autores apresentaram um modelo teórico composto por 12 equações com a finalidade de descrever a dinâmica entre PIB, taxa de câmbio, inflação e demais fatores, como taxa de juros, agregado monetário, crédito bancário, fluxo de capital e fatores exógenos. Tal trabalho adotou a abordagem SVAR com identificação por decomposição de Cholesky e analisou as funções resposta ao impulso e decomposição da variância dos erros de previsão. O modelo “core” dos autores consiste em um VAR com as séries do PIB, inflação, taxa de câmbio real e taxa de juros nominal norte-americana. Adicionalmente, para analisar a robustez dos resultados, eles estimaram outros cinco modelos com variáveis adicionais (tamanho do governo, agregado monetário, conta de capital e preço do petróleo). Os resultados obtidos por Kamin e Rogers (2000) sugerem que depreciações da moeda provocam contração econômica.

Por fim, Berument e Pasaogullari (2003) e Su e Wu (2017) seguiram a metodologia de Kamin e Rogers (2000) e analisaram a dinâmica entre preço da moeda e desempenho econômico para, respectivamente, Turquia e China. Berument e Pasaogullari (2003), com dados de 1987 a 2001, concluíram que o PIB é afetado negativamente por depreciação cambial, em linha com seu *paper* base. Su e Wu (2017), por sua vez, investigaram a economia chinesa de 1952 a 2014 e encontraram relação negativa entre depreciação e crescimento para os períodos de 1952 a 1978 e de 1994 a 2014, enquanto há relação positiva entre 1979 e 1993.

exportações; (ii) a rigidez salarial resulta em corrosão do salário real, visto que a depreciação gera pressão inflacionária; e (iii) o governo possui, no curto prazo, maior propensão à poupança, se comparado ao setor privado.

3 METODOLOGIA

Com a finalidade de analisar a influência da taxa de câmbio real no desempenho macroeconômico brasileiro, o presente trabalho emprega análises estatísticas bivariadas entre a série do PIB brasileiro e o preço real da moeda doméstica, além de estimações econométricas por meio da abordagem de Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR).

Análises bivariadas entre o preço da moeda e o produto são úteis para analisar as relações históricas e fornecer resultados de causalidade, no sentido de Granger, entre tais séries. Nesse mérito, este estudo adota, primeiramente, uma regressão linear simples da taxa cambial contra o PIB e analisa o coeficiente que relaciona tais variáveis, além do ajuste da reta de regressão aos dados. Em virtude da tendência de crescimento do produto interno bruto, adota-se três métricas para o PIB: (i) série em primeira diferença (log-diferença); (ii) desvio do PIB, em log-nível, em relação ao filtro Hodrick–Prescott (HP); e (iii) desvio do PIB, também em log-nível, em relação à tendência linear (denominado como PIB *detrended*).⁵

Adicionalmente à regressão da taxa de câmbio contra o PIB, as investigações bivariadas contemplam o teste de causalidade de Granger entre as variáveis (uma variável x Granger causa y se esta é melhor predita quando consideradas informações históricas tanto de x quanto de y , se comparado aos resultados obtidos ao se utilizar apenas o histórico de y). Para fins de robustez, tal análise contempla as três métricas para o PIB descritas anteriormente.⁶

Apesar de propiciar uma simples análise da relação entre a taxa de câmbio e o crescimento econômico, os resultados das análises bivariadas podem ser provenientes de uma relação espúria, ou seja, causados por outros fatores. Nesse sentido, a estimação de um modelo SVAR faculta a inclusão de outras variáveis, as quais, além de exercerem um papel de controle, viabilizam uma maior compreensão da dinâmica entre as variáveis de interesse. Os principais resultados de tal abordagem provêm das funções resposta ao impulso e da decomposição da variância dos erros de previsão. O tópico 3.1 discute o modelo teórico que sustenta as análises multivariadas deste trabalho e o tópico 3.2 expõe a abordagem SVAR.

⁵ A seção 4 (Base de dados) apresenta a série do PIB *detrended*.

⁶ Para todas as métricas do PIB utiliza-se a série em valores constantes com ajuste sazonal em logaritmo natural.

3.1 MODELO TEÓRICO

O presente estudo segue o modelo teórico de Kamin e Rogers (2000). Os autores derivam um modelo ilustrativo que contempla os mecanismos pelos quais a taxa de câmbio real possa impactar o PIB. Tal modelo consiste em 12 equações com 15 variáveis, sendo 12 endógenas e outras três exógenas, conforme a seguir.

As variáveis endógenas são: PIB (Y), demanda doméstica (D), exportações líquidas (NE), taxa de câmbio real (RER) e nominal (E), taxa de juros nominal (i), inflação (π), déficit fiscal ($FISCAL$), estoque de crédito bancário ($CREDIT$), salário real ($RWAGE$), oferta de moeda ($M2$) e influxo líquido de capital ($CAPITAL$). Como variáveis exógenas, o modelo emprega a taxa de juros nominal dos EUA (i_{US}), a inflação norte-americana (π_{US}) e o preço do petróleo (OIL).

O presente estudo adota o preço internacional das commodities ($COMMODITY$) em vez de empregar o preço do petróleo. Essa adoção visa adequar o modelo à economia brasileira e se baseia nos resultados obtidos por Veríssimo e Xavier (2013).⁷

Como ponto de partida, a equação (3) decompõe o PIB em demanda doméstica e exportações líquidas:

$$Y = \alpha_{11}D + \alpha_{12}NE \quad (3)$$

A equação (4) relaciona as exportações líquidas com a taxa de câmbio real e o PIB. De um lado, choque positivo (depreciação) no câmbio, ao melhorar a competitividade doméstica no mercado internacional, provoca um incremento nas exportações líquidas. Por outro lado, um maior PIB aumenta a demanda por importações, reduzindo as exportações líquidas.

$$NE = \alpha_{21}RER - \alpha_{22}Y \quad (4)$$

No que diz respeito aos fatores que impactam a demanda doméstica, são positivamente relacionados o déficit fiscal, a oferta de crédito bancário e o salário real. O déficit fiscal é interpretado como consequência do maior gasto do governo, o qual fomenta a demanda

⁷ As evidências empíricas encontradas por Veríssimo e Xavier (2013) sugerem uma expressiva importância das exportações de commodities para explicar variações tanto na taxa de câmbio real quanto no crescimento econômico brasileiro.

agregada. Expansões no crédito bancário possibilitam tanto um maior consumo das famílias quanto um maior nível de investimentos. Por fim, incremento na renda real confere maior poder de compra, refletindo em expansão econômica. Em contrapartida, são adotados coeficientes negativos para taxa de juros, inflação e taxa de câmbio real. Enquanto taxas de juros mais elevadas encarecem os investimentos e aumentam a propensão à poupança, choques inflacionários resultam em aumento do nível de preços, reduzindo a demanda agregada. Acerca da taxa de câmbio, se, por um lado, é esperado um efeito positivo da depreciação nas exportações líquidas, por outro, tal choque pode ser negativamente relacionado à demanda doméstica.

$$D = \alpha_{31}FISCAL + \alpha_{32}CREDIT + \alpha_{33}RWAGE - \alpha_{34}i - \alpha_{35}\pi - \alpha_{36}RER \quad (5)$$

Kamin e Rogers (2000) derivam a oferta de crédito bancário em dois fatores: (i) a disponibilidade de moeda doméstica ($M2$) e (ii) recursos estrangeiros, este último representado pelo influxo de capital.

$$CREDIT = \alpha_{41}M2 + \alpha_{42}CAPITAL \quad (6)$$

A demanda por moeda doméstica aumenta em função do maior produto e reduz em consequência de maiores taxas de juros.

$$M2 = \alpha_{51}Y - \alpha_{52}i \quad (7)$$

Tal modelo define a taxa de juros nominal como uma função da inflação, do PIB e do influxo de capital. Cenários inflacionários e economia aquecida são fatores que influenciam a adoção de política monetária contracionista. Por conseguinte, observa-se coeficientes positivos para PIB e inflação. Por outro lado, períodos de maior influxo de capital podem conferir ao Banco Central a adoção de taxas de juros mais baixas.

$$i = \alpha_{61}\pi + \alpha_{62}Y - \alpha_{63}CAPITAL \quad (8)$$

A inflação é positivamente relacionada com a atividade econômica e com as taxas de câmbio real e nominal. Depreciações da taxa de câmbio nominal provocam aumento nos preços dos importados, refletindo em um processo inflacionário. Por sua vez, um choque positivo no

câmbio real incrementa a demanda por *non-tradables*, de modo a provocar maior nível de preços nesse setor.

$$\pi = \alpha_{71}RER + \alpha_{72}Y + \alpha_{73}E \quad (9)$$

A equação (10), pautada na teoria da paridade descoberta da taxa de juros, estabelece a influência do preço da moeda e das taxas de juros doméstica e norte-americana no fluxo líquido de capital. Espera-se maior influxo de capital quanto maior o diferencial de juros ($i - i_{US}$) e menor a depreciação da moeda doméstica.

$$CAPITAL = \alpha_{81}i - \alpha_{82}E - \alpha_{83}i_{US} \quad (10)$$

A equação (11) deriva a definição da taxa de câmbio real.⁸

$$E = \alpha_{91}\pi - \alpha_{92}\pi_{US} + \alpha_{93}RER \quad (11)$$

Há apreciação (depreciação) da taxa de câmbio real em resposta a avanços (reduções) no balanço de pagamentos. Adicionalmente, dado o perfil exportador do Brasil, espera-se uma relação negativa entre o preço das commodities e a taxa de câmbio real: um choque positivo (negativo) nos preços internacionais das commodities provoca maior (menor) entrada de capital estrangeiro na economia doméstica, apreciando (depreciando) a taxa de câmbio real. A Figura 1 elucida a série histórica de tais variáveis, as quais apresentam correlação negativa de 74,2% no período analisado (do 3º trimestre de 1999 ao 4º trimestre de 2019).

$$RER = -\alpha_{101}NE - \alpha_{102}CAPITAL - \alpha_{103}COMMODITY \quad (12)$$

A equação (13) apresenta a relação positiva entre déficit fiscal e fluxo líquido de capital (incrementos no influxo de capital conferem maior disponibilidade de recursos estrangeiros como fonte de empréstimo ao governo). Em contrapartida, o déficit fiscal relaciona-se negativamente com as seguintes variáveis: (i) PIB – expansões econômicas geram maior receita de impostos, reduzindo o déficit fiscal; (ii) inflação – em meio a períodos inflacionários, o

⁸ $RER = E \cdot P^* / P$. Na equação (11), o nível de preços estrangeiro (P^*) é representado pela inflação dos EUA (π_{US}) e o nível de preços doméstico (P) pela inflação doméstica (π).

governo é incentivado a adotar política fiscal contracionista; e (iii) preço das commodities – maior receita governamental como reflexo da valorização das commodities. No que diz respeito à relação entre maior receita e preço das commodities, a Figura 1 expõe a série histórica para o preço internacional destas e para o desvio do PIB em relação à sua tendência linear, as quais apresentam correlação positiva de 66,0% (período de 3º trimestre de 1999 a 4º trimestre de 2019).

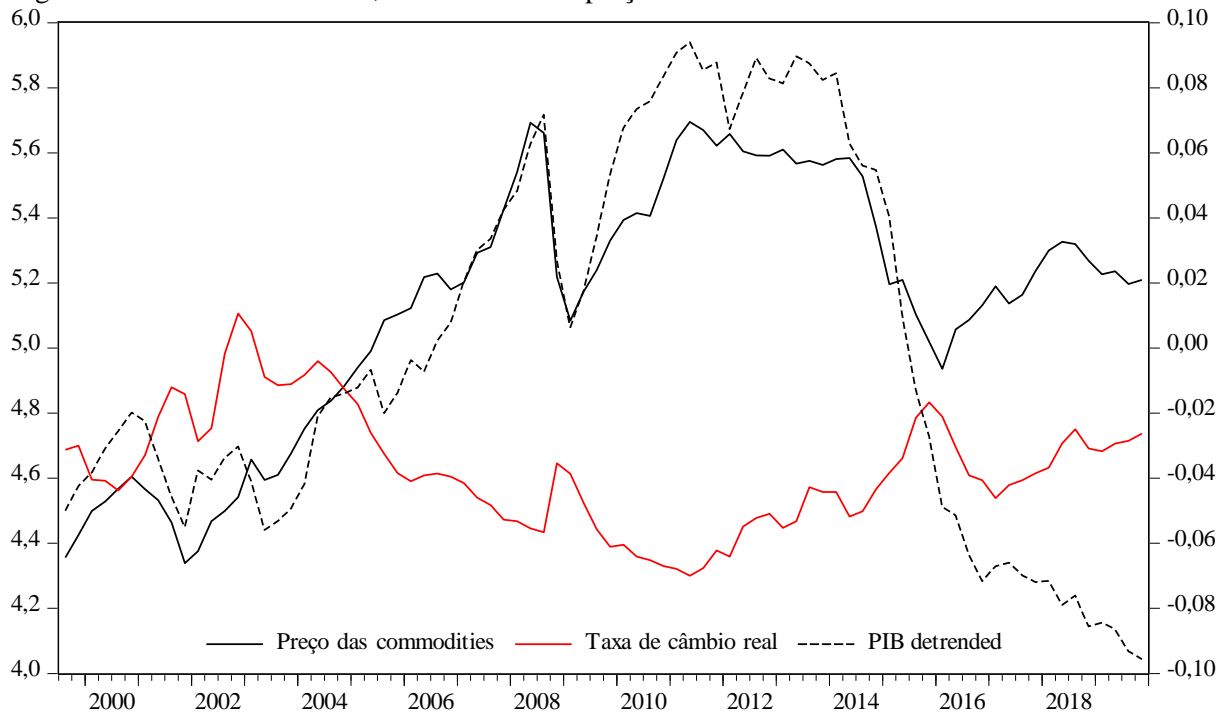
$$FISCAL = -\alpha_{111}Y + \alpha_{112}CAPITAL - \alpha_{113}\pi - \alpha_{114}COMMODITY \quad (13)$$

Por fim, o salário real cresce à medida que o PIB aumenta e reduz com os aumentos nos preços.

$$RWAGE = \alpha_{121}Y - \alpha_{122}\pi \quad (14)$$

Conforme discutido no tópico 3.2 (Abordagem SVAR) a seguir, não são incluídas no modelo todas as variáveis manipuladas nas equações de (3) a (14). O principal modelo deste trabalho contempla PIB, inflação e taxa de câmbio real, além do diferencial de juros entre a taxa de juros brasileira (Selic) e a norte-americana (*Federal Fund*). Além desse modelo, o estudo em questão analisa outras variáveis para efeito de robustez, incluindo os seguintes fatores: agregado monetário real (M2), conta corrente e preço internacional das commodities.

Figura 1 - Taxa de câmbio real, PIB *detrended* e preço das commodities



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: séries do preço internacional das commodities (linha preta contínua) e taxa de câmbio real efetiva (linha vermelha) normalizadas (2000.4=100) e transformadas em logaritmo natural; PIB *detrended* (linha preta tracejada) refere-se ao desvio do PIB real (com ajuste sazonal e em log natural) em relação à sua tendência linear; eixo da esquerda para preço das commodities e taxa de câmbio real; eixo da direita para PIB *detrended*; correlação de -74,2% (negativa) entre o preço das commodities e a taxa de câmbio e de 66,0% (positiva) entre preço das commodities e PIB *detrended*.

3.2 ABORDAGEM SVAR

O presente tópico elucida a metodologia adotada nas análises multivariadas e está dividido em quatro partes: a primeira discute as motivações em se adotar a abordagem VAR para o modelo teórico; a segunda expõe o conjunto das variáveis que compõe o modelo central do estudo (Modelo I); a terceira apresenta as restrições impostas nos termos de erros a fim de identificar os choques estruturais; e, por fim, o tópico 3.2.4 define os modelos adicionais empregados para avaliação de robustez.

3.2.1 Motivações do emprego da abordagem VAR

O modelo teórico apresentado no tópico 3.1 evidencia a presença de endogeneidade entre as variáveis. Apesar de, por simplificação, não ter sido explicitado nas 12 equações que compõem o modelo, cada uma das equações é definida como uma função das demais variáveis em termos contemporâneos e defasados. Nesse caso, estimações dos coeficientes por MQO não são adequadas, visto que seus estimadores serão viesados pelas relações contemporâneas entre as variáveis e os resíduos serão correlacionados entre si (ENDERS, 2014). Em tais situações, a abordagem por Vetor Autorregressivo se apresenta como uma alternativa interessante. Considere, por exemplo, um sistema bivariado de primeira ordem:⁹

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (15)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (16)$$

onde y_t e z_t são séries estacionárias e ε_{yt} e ε_{zt} são ruídos brancos não correlacionados entre si. Note que, se $b_{21} \neq 0$, então y_t impacta z_t contemporaneamente através de um choque ε_{yt} . Analogamente, se $b_{12} \neq 0$, z_t impacta y_t contemporaneamente por meio de um choque ε_{zt} .

O sistema definido pelas equações (15) e (16) pode ser escrito em forma matricial (VAR estrutural):

$$\mathbf{B}\mathbf{x}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{\varepsilon}_t \quad (17)$$

onde

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\Gamma}_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Aplicando a pré-multiplicação pela inversa de \mathbf{B} (\mathbf{B}^{-1}) na equação (17), obtém-se um VAR na forma reduzida:

⁹ É apresentado um modelo bivariado e de primeira ordem apenas para efeito de simplificação. Entretanto, tal metodologia é estendida para um sistema multivariado e de ordens superiores (maior número de defasagens).

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (18)$$

onde $\mathbf{A}_0 = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_0$, $\mathbf{A}_1 = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_1$ e $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\varepsilon}_t$. De outra forma, a equação (18) pode ser escrita como:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + u_{1t} \quad (19)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + u_{2t} \quad (20)$$

Da maneira que é definido o sistema das equações (19) e (20), y_t e z_t não possuem influência contemporânea entre si, viabilizando a estimação por MQO do VAR na forma reduzida.

Embora a abordagem VAR tenha seus prós (dispensa análises de endogeneidade entre as variáveis e emprega estimações simples por MQO), ela é criticada por ser atórica, visto que não é pautada em teorias econômicas e não há uma interpretação clara dos resíduos, uma vez que estes são combinações lineares dos choques estruturais. Ademais, um VAR com muitas variáveis e um grande número de defasagens consome muitos graus de liberdade, o que representa um problema para amostras pequenas. Os tópicos 3.2.2 e 3.2.3 a seguir discutem, respectivamente, as críticas ao consumo de graus de liberdade e à ausência de teoria econômica.

3.2.2 Estrutura do modelo empírico

Conforme expõe a seção 4 (Base de dados), a amostra utilizada neste estudo contempla apenas 82 observações. Sendo assim, não é adequado introduzir um VAR que considere todas as 15 variáveis discutidas no modelo teórico. Isso posto, e seguindo Kamin e Rogers (2000) e Su e Wu (2017), estima-se um modelo mais parcimonioso, contendo apenas as variáveis de PIB (Y), inflação (π), taxa de câmbio real (RER) e diferencial de juros ($DIFJUR$):

$$Y = -\lambda_{11}\pi + \lambda_{12}RER - \lambda_{13}DIFJUR \quad (21)$$

$$\pi = \lambda_{21}Y + \lambda_{22}RER - \lambda_{23}DIFJUR \quad (22)$$

$$RER = \lambda_{31}Y - \lambda_{32}\pi - \lambda_{33}DIFJUR \quad (23)$$

$$DIFJUR = \lambda_{41}Y + \lambda_{42}\pi + \lambda_{43}RER \quad (24)$$

O sistema representado pelas equações (21), (22), (23) e (24) define o principal modelo VAR deste trabalho, denominado Modelo I. Os coeficientes λ_{ij} são combinações dos coeficientes α_{ij} e, muitas vezes, podem assumir sinal tanto positivo quanto negativo, a depender das magnitudes de α – foram adotados sinais com base na teoria macroeconômica e, para os termos λ_{12} e λ_{31} , objetivos principais deste trabalho, o sinal positivo segue o proposto pelos autores do modelo, Kamin e Rogers (2000).

3.2.3 Identificação dos choques estruturais

Conforme apresenta a equação (18), apesar de fornecer estimações consistentes, um modelo VAR carece de teoria econômica. Isso se deve ao fato de que os choques estimados na forma reduzida (u_{1t} e u_{2t}) são combinações lineares dos choques estruturais (ε_{yt} e ε_{zt}): $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$. Entretanto, os choques estruturais podem ser recuperados por meio de restrições impostas às estimações do VAR. Para tanto, o presente estudo adota a metodologia da decomposição de Cholesky, utilizada por Sims (1980), e adota a seguinte ordenação das variáveis (da mais exógena à mais endógena): diferencial de juros (*DIFJUR*), taxa de câmbio real (*RER*), inflação (π) e PIB (Y). Tal ordenação segue Kamin e Rogers (2000) e enuncia a teoria de que: (i) o diferencial de juros não é afetado, contemporaneamente, pelos choques nas demais variáveis do sistema; (ii) a taxa de câmbio real responde, entre outros fatores, aos choques no diferencial de juros e não é impactada contemporaneamente por inflação e PIB; (iii) as oscilações cambiais perturbam os preços domésticos (*pass-through* cambial) e o produto; (iv) por fim, o PIB brasileiro sofre influência contemporânea de todas as demais variáveis do modelo. As restrições impostas são representadas pela equação (25):

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{DIFJUR} \\ \varepsilon_t^{RER} \\ \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_t^{DIFJUR} \\ u_t^{RER} \\ u_t^\pi \\ u_t^Y \end{bmatrix} \quad (25)$$

3.2.4 Robustez

Conforme deriva o modelo teórico, fatores não considerados no Modelo I podem interferir na relação entre taxa de câmbio real e desempenho macroeconômico. Nesse mérito, a omissão de variáveis importantes ao modelo pode conduzir a interpretações dúbias, portanto, modelos adicionais, definidos a seguir, são estimados para fins de avaliação de robustez. As variáveis estão ordenadas da mais exógena à mais endógena – as ordenações são baseadas em Kamin e Rogers (2000) – e seguem a técnica de identificação explanada no tópico anterior.

- a) Modelo I: diferencial de juros, taxa de câmbio real, inflação, PIB real;
- b) Modelo II: diferencial de juros, taxa de câmbio real, agregado monetário (M2) real, inflação, PIB real;¹⁰
- c) Modelo III: diferencial de juros, conta corrente, taxa de câmbio real, inflação, PIB real;
- d) Modelo IV: preço das commodities, conta corrente, taxa de câmbio real, inflação, PIB real.

¹⁰ Devido à disponibilidade da série de meios de pagamentos amplos (M2) com ajuste sazonal, tal modelo é estimado para o período de 2002.1 a 2019.4 (72 observações), conforme descrito na seção 4 (Base de dados).

4 BASE DE DADOS

Para estimações econométricas e demais análises estatísticas são utilizados dados em frequência trimestral e que abrangem o período de 1999.3 a 2019.4 (82 observações) – com exceção do Modelo II, que contempla o período após 2002.1 (72 observações) devido à disponibilidade da série de meios de pagamentos amplos, M2, com ajuste sazonal.¹¹ O Quadro 1 apresenta as descrições das variáveis e as fontes dos dados.

Quadro 1 - Fontes da base de dados

Variável	Descrição	Fonte
PIB	PIB Real com ajuste sazonal	IBGE/SNC Trimestral
INF	Variação, em relação ao trimestre anterior, do IPCA (log-diferença). Variação anualizada	IBGE/SNIPC*
REER	Taxa de câmbio real efetiva (IPCA)	BCB-Depec
DIFJUR	Diferencial de juros: diferença entre a taxa de juros nominal do Brasil (i_{BR}) e a dos Estados Unidos (i_{US})	i_{BR} : BCB-Demab; i_{US} : Board of Governors of the Federal Reserve System
M2	M2 real: meios de pagamento amplos (M2) com ajuste sazonal e deflacionado pelo IPCA	BCB-DSTAT
CC	Transações correntes com ajuste sazonal (% do PIB)	BCB-DSTAT**
Commodity	Preço internacional das commodities	International Monetary Fund***
i_{BR}	Taxa diária de juros nominal (Selic) do Brasil acumulada no trimestre e anualizada	BCB-Demab
i_{US}	Taxa diária de juros nominal (Federal Fund) dos EUA acumulada no trimestre e anualizada	Board of Governors of the Federal Reserve System

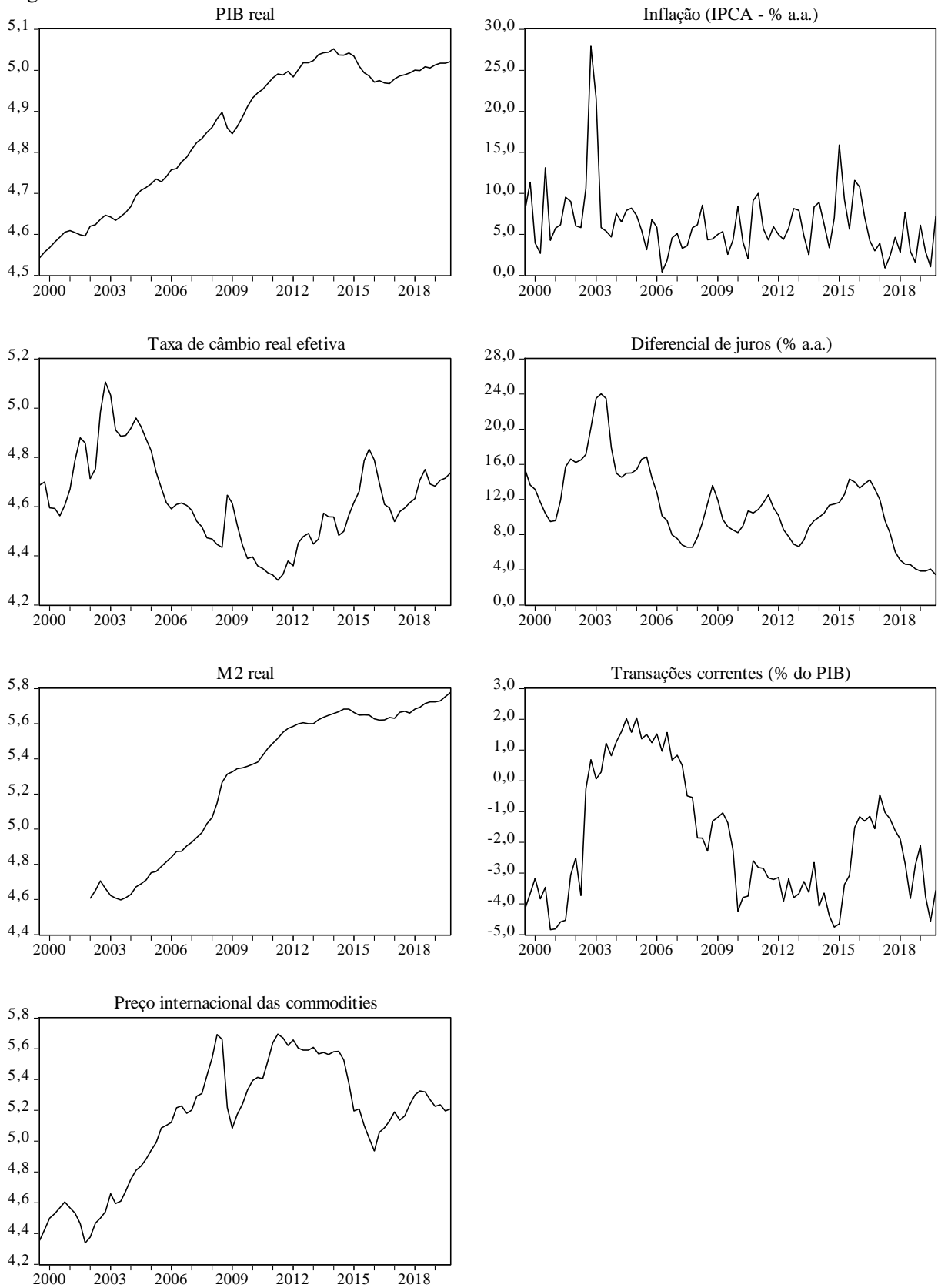
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: séries do PIB, taxa de câmbio e preço das commodities em logaritmo natural; a série do agregado monetário real foi construída a partir do M2 nominal dessazonalizado (fonte: BCB-DSTAT) e deflacionado pelo IPCA (fonte: IBGE/SNIPC); a série das transações correntes é relativizada pelo PIB nominal com ajuste sazonal (fonte: IBGE/SNC Trimestral); *extração: Ipeadata; **extração e ajuste sazonal: OECD Statistics Directorate; ***extração: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis.

As séries de PIB real brasileiro, taxa de câmbio real efetiva, M2 real e preço das commodities foram normalizadas (2000.4=100) e transformadas pelo logaritmo natural.¹² A Figura 2 retrata as séries dos dados utilizados.

¹¹ O presente estudo adota tal período a fim de analisar apenas os dados pós-implantação do regime de câmbio flutuante e metas de inflação no Brasil.

¹² Devido à disponibilidade dos dados, a série do agregado monetário (M2) foi normalizada em 2002.1 igual a 100.

Figura 2 - Gráficos das séries utilizadas nos modelos



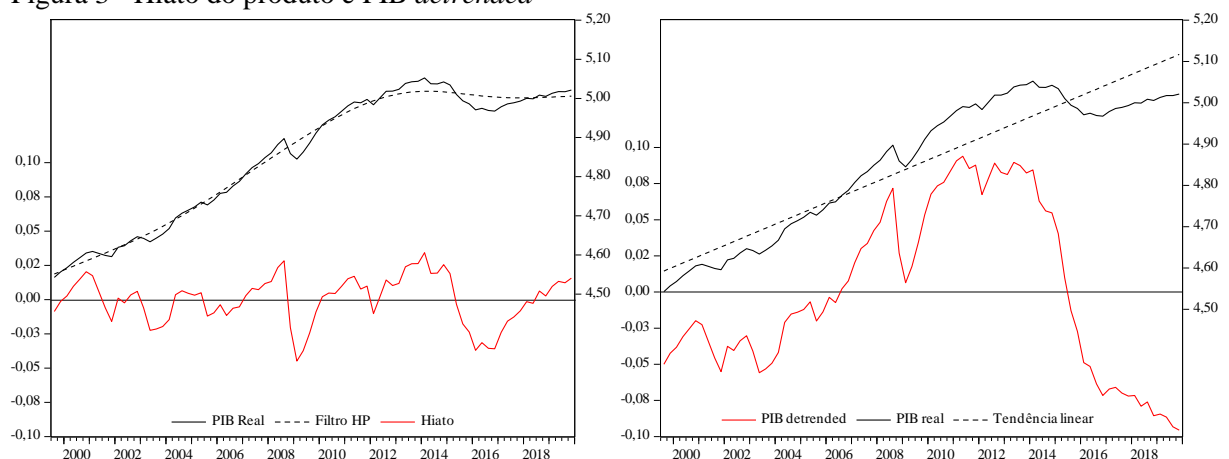
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: as séries de PIB real, taxa de câmbio real efetiva, M2 e preço internacional das commodities foram normalizadas (2002.1 = 100 para M2 e 2000.4 = 100 para demais) e transformadas pelo logaritmo natural.

4.1 PIB DETRENDED E HIATO DO PRODUTO

As análises bivariadas adotam diferentes métricas para o PIB: (i) primeira log-diferença; (ii) hiato do produto; e (iii) PIB sem tendência linear, denominado PIB *detrended*. As três métricas partem do PIB real com ajuste sazonal transformado pelo logaritmo natural.

O hiato do produto corresponde ao desvio do PIB em relação ao filtro Hodrick–Prescott (HP). O PIB *detrended*, por sua vez, consiste na diferença da série do PIB em log-nível em relação à sua tendência linear. A Figura 3 expõe ambas as séries e a Tabela 6 (Apêndice A) apresenta os resultados econométricos da estimação da tendência linear para a série do PIB real dessazonalizado e transformado pelo logaritmo natural.

Figura 3 - Hiato do produto e PIB *detrended*



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: hiato do produto e PIB *detrended* nos eixos da esquerda e PIB real, filtro HP e tendência linear nos eixos da direita.

4.2 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

A Tabela 1 sumariza as estatísticas descritivas das variáveis discutidas nos tópicos anteriores.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas dos dados

Variável	Máximo	Mínimo	Média	Desv. Pad.	Assimetria	Curtose
PIB	5,052	4,543	4,855	0,165	-0,473	1,683
INF	0,279	0,004	0,063	0,041	2,494	12,601
REER	5,106	4,300	4,628	0,181	0,372	2,720
DIFJUR	0,240	0,034	0,113	0,045	0,575	3,491
M2	5,778	4,598	5,296	0,411	-0,543	1,649
CC	0,020	-0,048	-0,019	0,020	0,449	1,947
Commodity	5,695	4,338	5,126	0,392	-0,454	2,116
Hiato	0,034	-0,045	0,000	0,017	-0,512	2,820
PIB <i>detrended</i>	0,094	-0,096	0,000	0,058	0,192	1,704

Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: Desv. Pad. se refere ao desvio padrão da série; PIB, REER e Commodity estão normalizadas (2000.4 igual a 100) e expressas em logaritmo natural; M2 está normalizada (2002.1 igual a 100) e expressa em logaritmo natural; Hiato e PIB *detrended* são os desvios do PIB (em logaritmo natural) em relação ao filtro HP e à tendência linear, respectivamente.

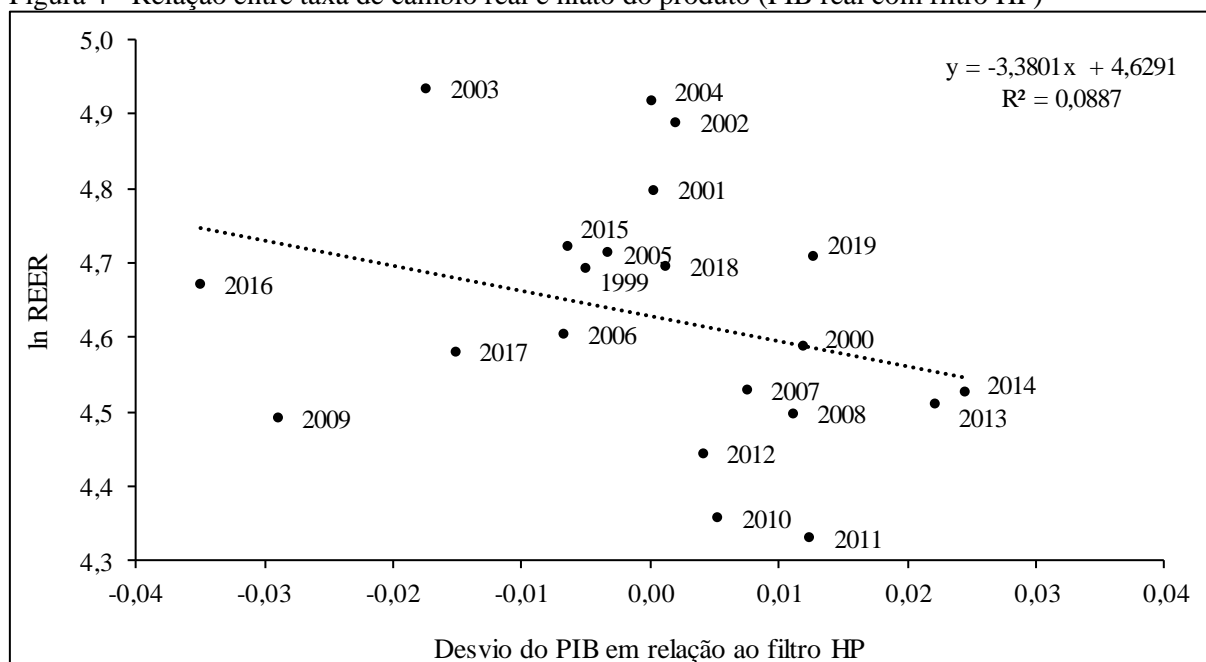
5 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados produzidos neste trabalho e está dividida em duas partes. A primeira desenvolve uma breve análise bivariada entre as variáveis do PIB e da taxa de câmbio real. A segunda parte expõe os resultados obtidos das estimações multivariadas, pautadas na abordagem SVAR.

5.1 ANÁLISES BIVARIADAS: TAXA DE CÂMBIO REAL E PIB

A regressão da taxa de câmbio real contra o hiato do produto desempenha uma primeira análise da relação contemporânea entre essas séries. A Figura 4 ilustra o resultado de tal regressão e revela uma relação inversa entre as variáveis: câmbio mais depreciado (apreciado) está associado a desvios negativos (positivos) do PIB em relação ao filtro HP. Esse exercício adota dados em frequência anual (média do ano para o hiato do produto e taxa de câmbio real efetiva). Não obstante, conforme apresenta a Figura 12 (Apêndice B), os resultados são semelhantes ao se utilizar os dados trimestrais. Adicionalmente, a relação negativa entre o preço da moeda e o PIB se mantém ao substituir o hiato do produto pela série do PIB em primeira log-diferença e pelo desvio do PIB em relação à sua tendência linear (Figura 13 e Figura 14, respectivamente, do Apêndice B).

Figura 4 - Relação entre taxa de câmbio real e hiato do produto (PIB real com filtro HP)



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: relação entre a taxa de câmbio real efetiva (eixo vertical) e desvio do PIB em relação ao filtro HP (eixo horizontal); da forma que foi definida, um aumento (redução) da taxa de câmbio representa depreciação (apreciação); equação e R^2 da regressão reportados (na equação, x representa o PIB e y a taxa de câmbio).

Apesar de fornecer uma noção inicial da relação contemporânea entre as variáveis, a análise apresentada na Figura 4 não propicia informações a respeito da direção de causalidade entre a taxa cambial e o PIB. Portanto, este trabalho verifica se há causalidade de Granger entre o par de variáveis de interesse. Tal investigação é realizada com três métricas para série do PIB: (i) em primeira log-diferença; (ii) hiato do produto; e (iii) PIB *detrended*. Conforme mostra a Tabela 7 (Apêndice B), a taxa de câmbio real, o PIB em nível e o PIB *detrended* são variáveis integradas de ordem um, enquanto o produto com filtro HP é estacionário. Desse modo, utiliza-se a série da taxa cambial em primeira diferença nas análises com o PIB em log-diferença e com filtro HP. O teste de causalidade com o PIB *detrended* segue a metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995).¹³ Os critérios de informação e o diagnóstico para correlação serial dos resíduos sugerem, para todos os casos, o emprego de duas defasagens.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger. A análise com o desvio do PIB em relação ao filtro HP sugere, a 5% de significância, causalidade unidirecional do PIB à taxa de câmbio. Por outro lado, com as demais métricas para o produto, os testes

¹³ Toda e Yamamoto (1995) relatam que na presença de séries não estacionárias, a estatística do teste de Wald para não causalidade de Granger não segue sua distribuição chi-quadrado usual. Neste caso, os autores sugerem a seguinte metodologia: (i) estima-se um VAR(p), sendo p o número de defasagens selecionado com base nos critérios de informação e nos diagnósticos dos resíduos; (ii) determina-se a maior ordem de integração das variáveis do sistema, denominada d_{max} ; e (iii) estima-se um novo VAR com $(p + d_{max})$ lags e testa-se as restrições apenas aos coeficientes das p primeiras defasagens.

indicam, a 10% de significância, que a taxa de câmbio Granger causa o PIB, enquanto o histórico deste não é significativo para prever o preço real da moeda doméstica.

Nota-se que os resultados dos testes de causalidade Granger não são conclusivos, visto que a direção da causalidade inverte para diferentes métricas do PIB. Adicionalmente, tal análise não fornece informações a respeito da dinâmica entre a taxa de câmbio real e o crescimento econômico (em outras palavras, se a relação entre tais variáveis é positiva ou negativa). Nesse sentido, a abordagem VAR propicia uma análise mais detalhada em relação à dinâmica entre o preço da moeda e o PIB.

Tabela 2 - Teste de causalidade de Granger: taxa de câmbio real e PIB real

PIB:	Log-diferença	Desvio em relação ao filtro HP	Desvio em relação à tendência linear
Taxa de câmbio real não Granger causa PIB real	5,3713* (0,0682)	2,0314 (0,3621)	4,9601* (0,0837)
PIB real não Granger causa taxa de câmbio real	0,6416 (0,7256)	6,7431** (0,0343)	0,3063 (0,8580)

Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: o teste reporta a estatística de Wald sob a hipótese nula de que defasagens da primeira variável não são significativas para prever o presente da segunda; p-valor entre parênteses; testes realizados com duas defasagens, com base nos critérios de informação e teste LM para correlação serial; * e ** indicam rejeição da hipótese nula a, respectivamente, 10% e 5% de significância.

5.2 ABORDAGEM SVAR

Com base no modelo teórico, análises bivariadas não propiciam resultados completos a respeito da dinâmica entre a taxa de câmbio e o crescimento econômico. Para um estudo mais detalhado é necessário um modelo multivariado adequado ao problema. Para isso, o presente tópico expõe os resultados obtidos através de estimações dos modelos de Vetor Autorregressivo estrutural (SVAR).

5.2.1 Testes de raiz unitária

A Tabela 3 reporta os resultados dos testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) sob a hipótese nula de presença de raiz unitária. Os testes foram realizados com e sem a inclusão de intercepto (para a série do PIB, realizou-se, também, os testes com a inclusão de tendência linear). Para as variáveis consideradas não estacionárias em nível, foram realizados testes com as séries em primeira diferença, representadas por $d(\cdot)$.

A 5% de significância, a série da inflação é considerada estacionária por ambos os testes. Por outro lado, os testes ADF e PP de raiz unitária sugerem que todas as demais variáveis são integradas de ordem um. Para as estimações dos modelos, as séries não estacionárias foram transformadas em primeira diferença.

5.2.2 Escolha da defasagem do VAR

A escolha do número de defasagens na estimação do VAR foi baseada nos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) e, conforme reporta a Tabela 4, foi adotada uma defasagem para todos os modelos.

A Figura 15 e a Tabela 8 (Apêndice C) reportam os resultados das análises de estabilidade do VAR e de autocorrelação dos resíduos, respectivamente. Os modelos apresentam estabilidade (raízes dentro do círculo unitário) e, em geral, ausência de autocorrelação nos resíduos.¹⁴

Subsequentemente à determinação do número de defasagens e à verificação de estabilidades dos modelos, foi aplicada a metodologia de identificação dos choques estruturais, conforme discutem os tópicos 3.2.3 (Identificação dos choques estruturais) e 3.2.4 (Robustez). Uma vez estimados os modelos em suas formas estruturais, foram geradas as funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão, cujos resultados são apresentados nos tópicos 5.2.3 e 5.2.4, respectivamente.

¹⁴ Foi verificado se há autocorrelação nos resíduos até a oitava defasagem. A 5% de significância, os modelos I e III não apresentam correlação serial em nenhum *lag*. Os testes sugerem correlação serial na quarta defasagem para o modelo II e na primeira defasagem para o modelo IV.

Tabela 3 - Testes ADF e PP de raiz unitária

ADF	C.	Estat. t	Defasagens	PP	C.	Estat. t	Bandwidth
PIB	Sim	-1,7963	1	PIB	Sim	-2,0888	3
	Não	2,5769	1		Não	3,3229	4
	†	-0,7677	1		†	-0,5887	3
d(PIB)	Sim	-6,0013 ***	0	d(PIB)	Sim	-5,9634 ***	2
	Não	-5,1920 ***	0		Não	-5,1600 ***	3
	†	-6,2757 ***	0		†	-6,3036 ***	1
INF	Sim	-3,6100 ***	2	INF	Sim	-5,4503 ***	4
	Não	-1,4404	2		Não	-2,5491 **	9
REER	Sim	-1,6478	2	REER	Sim	-1,7186	6
	Não	0,2065	2		Não	0,0217	8
d(REER)	Sim	-6,2507 ***	0	d(REER)	Sim	-5,8610 ***	22
	Não	-6,2904 ***	0		Não	-5,9216 ***	22
DIFJUR	Sim	-2,5588	1	DIFJUR	Sim	-1,7933	3
	Não	-1,2114	1		Não	-1,2437	2
d(DIFJUR)	Sim	-4,6945 ***	0	d(DIFJUR)	Sim	-4,2605 ***	8
	Não	-4,7083 ***	0		Não	-4,2913 ***	8
M2	Sim	-0,9679	1	M2	Sim	-1,3749	4
	Não	2,2765	1		Não	3,4025	5
d(M2)	Sim	-4,4260 ***	0	d(M2)	Sim	-4,5062 ***	3
	Não	-3,6137 ***	0		Não	-3,6030 ***	3
CC	Sim	-1,9197	0	CC	Sim	-1,9228	3
	Não	-1,4549	0		Não	-1,4031	2
d(CC)	Sim	-9,8792 ***	0	d(CC)	Sim	-9,8734 ***	2
	Não	-9,9425 ***	0		Não	-9,9363 ***	2
Commodity	Sim	-1,9907	1	Commodity	Sim	-1,9893	0
	Não	0,5065	1		Não	0,9740	0
d(Commodity)	Sim	-5,9394 ***	0	d(Commodity)	Sim	-5,6355 ***	6
	Não	-5,9250 ***	0		Não	-5,6418 ***	6

Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: hipótese nula de raiz unitária; *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%, respectivamente; d(.) representa o operador de primeira diferença da série; defasagens e bandwidth selecionados automaticamente pelo critério de informação de Schwarz e por Newey-West, respectivamente; a coluna C. indica se foi incluído intercepto no teste de raiz unitária (Sim: teste com intercepto; Não: teste sem intercepto) e, para a série do PIB, identifica os testes com inclusão de tendência linear (linhas representadas por: †); Estat. t: estatística t do teste. Foi considerado 5% de significância para determinar a ordem de integração das variáveis.

Tabela 4 - Escolha do número de defasagem do VAR

Defasagem	Modelo I			Modelo II		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	-18,073	-17,952	-18,025	-24,233	-24,068	-24,167
1	-19,287*	-18,678*	-19,044*	-25,408	-24,421*	-25,018*
2	-19,219	-18,123	-18,781	-25,224	-23,414	-24,508
3	-19,276	-17,693	-18,643	-25,523*	-22,890	-24,481
4	-19,082	-17,012	-18,254	-25,227	-21,772	-23,860

Defasagem	Modelo III			Modelo IV		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	-24,887	-24,734	-24,826	-21,734	-21,582	-21,673
1	-26,188*	-25,275*	-25,823*	-22,646*	-21,733*	-22,281*
2	-26,082	-24,408	-25,412	-22,520	-20,846	-21,851
3	-25,947	-23,512	-24,973	-22,270	-19,835	-21,296
4	-25,607	-22,411	-24,328	-21,928	-18,732	-20,650

Fonte: Elaboração do autor (2021). Nota: * indica o número de defasagem apontado pelo critério de informação.

5.2.3 Função resposta ao impulso

Dada a dinâmica de um modelo VAR, inovações (choques) em uma variável são transmitidas a todas as variáveis endógenas que compõem o modelo. Uma função resposta ao impulso descreve, ao longo de um horizonte de tempo, o efeito provocado por um choque único (impulso) de uma variável nos valores presentes e futuros das demais variáveis do sistema.

As Figuras 5, 6 e 7 exibem as funções resposta ao impulso acumulada dos principais efeitos de interesse deste trabalho:¹⁵ a Figura 5 apresenta a resposta do PIB ao choque na taxa de câmbio; a Figura 6 elucida o comportamento da taxa de câmbio em função de um impulso no PIB; por fim, a Figura 7 representa a *pass-through* cambial, ou seja, a resposta da inflação ao choque na taxa de câmbio. Cada uma das figuras apresenta os resultados estimados pelos quatro modelos que compõem este trabalho, permitindo, assim, verificar a robustez a modificações no sistema. A Figura 8 expõe, para o Modelo I, as respostas de cada variável em função dos choques próprios e dos choques nas demais variáveis do sistema. Analogamente, as

¹⁵ Uma vez que todas as variáveis do modelo são estacionárias, as respostas aos choques convergem para zero ao longo do tempo. Adicionalmente, os modelos foram estimados com as séries em primeira diferença, de modo que as respostas acumuladas representam os efeitos provocados nas séries em nível.

Figuras 9, 10 e 11 apresentam as funções resposta ao impulso para os modelos II, III e IV, respectivamente.

Em linha com os resultados obtidos por Kamin e Rogers (2000), as funções resposta ao impulso da Figura 5 sugerem que um choque positivo (depreciação) na taxa de câmbio real provoca uma redução no PIB real. Tal dinâmica é observada em todos os modelos e se mostra estatisticamente significativa ao longo de 12 períodos (três anos). Nota-se, também, que a magnitude do impacto no PIB provocado pela depreciação da moeda é levemente menor quando incluído o agregado monetário (Modelo II) e o preço das commodities (Modelo IV) no sistema de variáveis. A inclusão da série das transações correntes não apresenta impacto significativo na resposta do PIB aos choques na taxa de câmbio.

Apesar das evidências de que choques na taxa de câmbio impactam o PIB, o inverso não é observado. Conforme elucida a Figura 6, um impulso na série do PIB não provoca efeitos estatisticamente significativos na taxa de câmbio real, independentemente do modelo estimado.

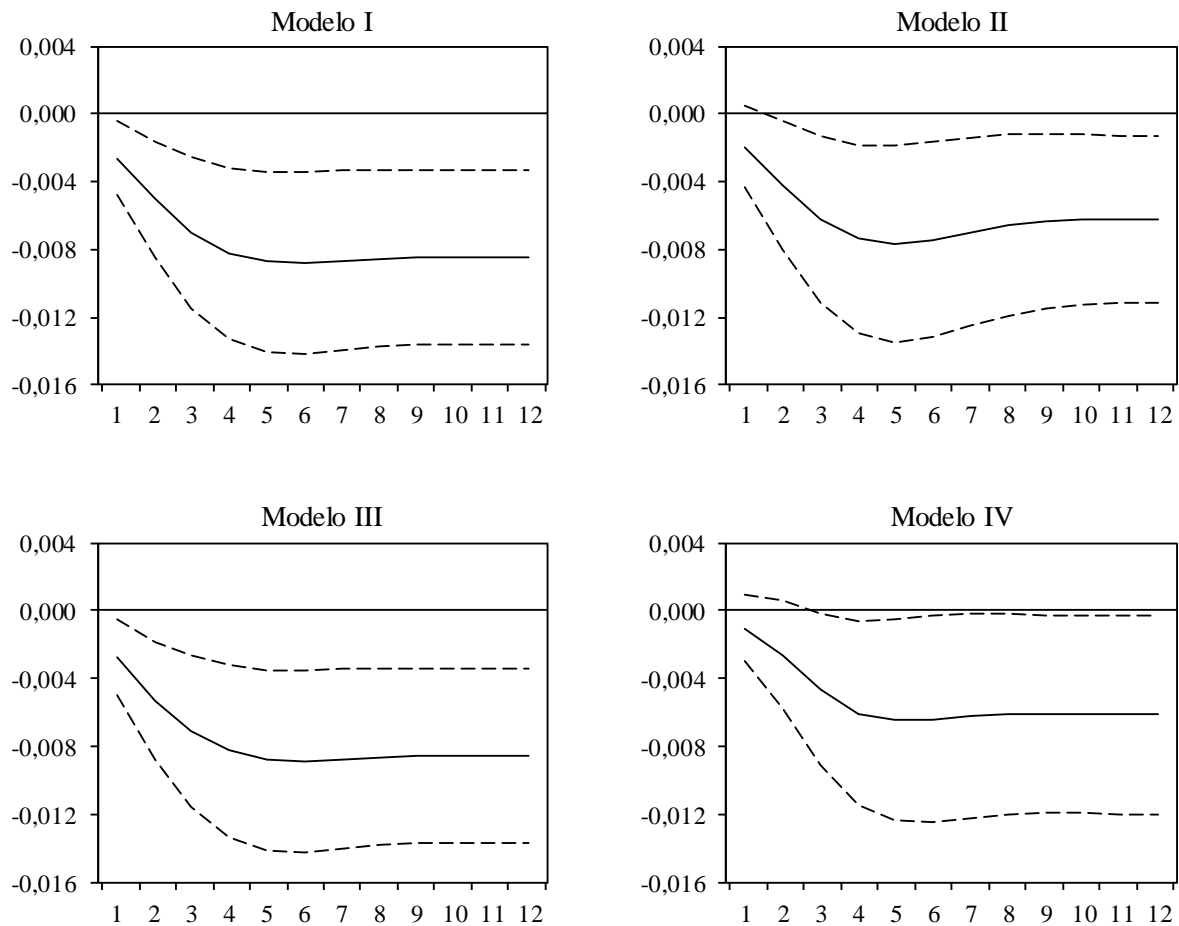
Os quatro modelos corroboram com a teoria do repasse cambial ao índice de preços (*pass-through*). Conforme mostra a Figura 7, a partir do segundo período há um aumento no índice de preços em resposta ao choque positivo (depreciação) na taxa de câmbio real, em concordância com o modelo teórico. Adicionalmente, os modelos estimam uma aproximação da magnitude do *pass-through* em patamares semelhantes entre si, apresentando um máximo entre 3,3% e 4,0% de aumento nos preços em resposta a um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio. Tais magnitudes (3,3% a 4,0%) são comparáveis aos resultados de Kamin e Rogers (2000), os quais encontram um patamar de aproximadamente 3,0% para o incremento máximo nos preços em resposta à depreciação cambial.

As Figuras de 8 a 11 permitem analisar os demais efeitos entre as variáveis. Em linha com a teoria, são observados os seguintes efeitos: (i) a taxa de câmbio real aprecia em resposta a um choque positivo na inflação (apenas o Modelo II não apresenta significância estatística para tal efeito); (ii) um aumento no diferencial de juros provoca redução do PIB (política monetária contracionista); (iii) em ambos os modelos que contemplam a série de transações correntes (III e IV) observa-se incrementos desta variável em resposta à depreciação cambial – apesar disso, conforme discutido anteriormente, a depreciação cambial não apresentou resultado positivo no crescimento econômico; e (iv) o Modelo IV sugere efeito expansionista em resposta ao aumento no preço internacional das commodities. Visto que a resposta positiva do PIB a um choque no preço das commodities, observada na Figura 11, é um efeito de

curto/médio prazo, o presente trabalho não sugere que aumento nos preços das commodities é favorável à economia brasileira.¹⁶

Ao contrário do que sugere o modelo teórico, porém em linha com os resultados de Kamin e Rogers (2000), não foi encontrado efeito contracionista em resposta aos choques inflacionários. Adicionalmente, a inflação não se mostrou sensível aos impulsos no produto.

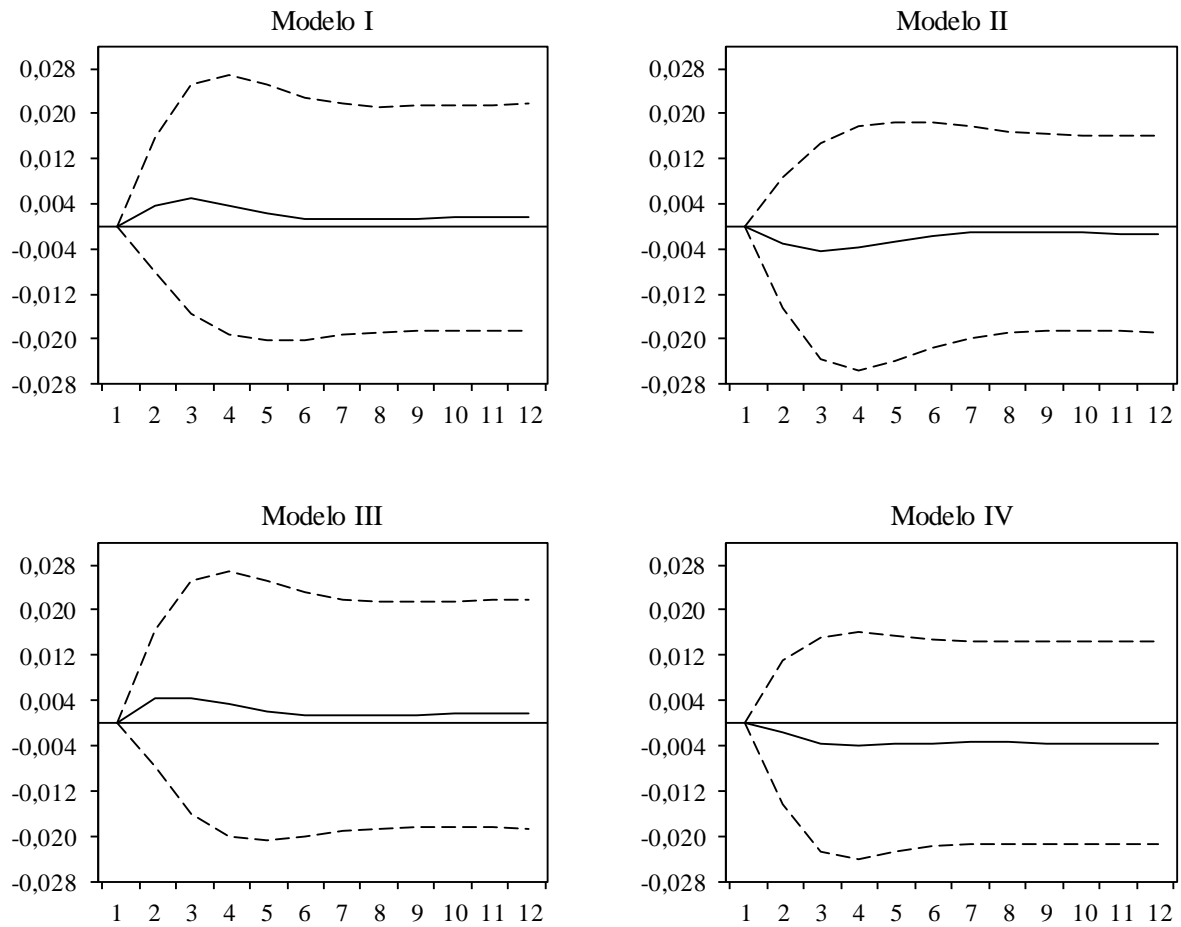
Figura 5 - Função resposta ao impulso: resposta do PIB ao choque na taxa de câmbio



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: mediana (linha contínua) e intervalo de confiança de ± 2 desvios-padrão (linhas tracejadas); função resposta ao impulso acumulada.

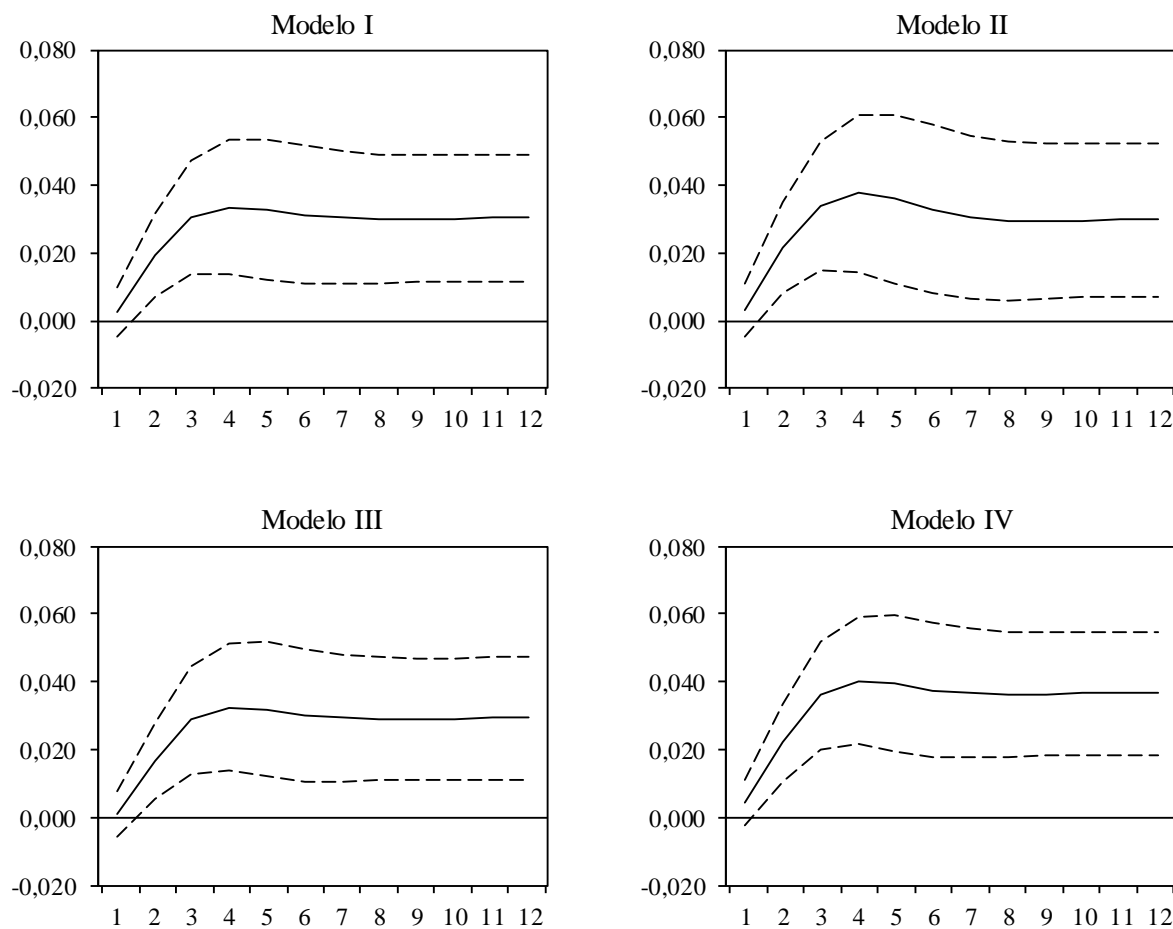
¹⁶ Veríssimo e Xavier (2013) argumentam que incremento no preço das commodities gera expansão econômica apenas no curto prazo. Entretanto, a teoria da doença holandesa afirma que maior nível de preço das commodities gera efeitos negativos a longo prazo.

Figura 6 - Função resposta ao impulso: resposta da taxa de câmbio ao choque no PIB



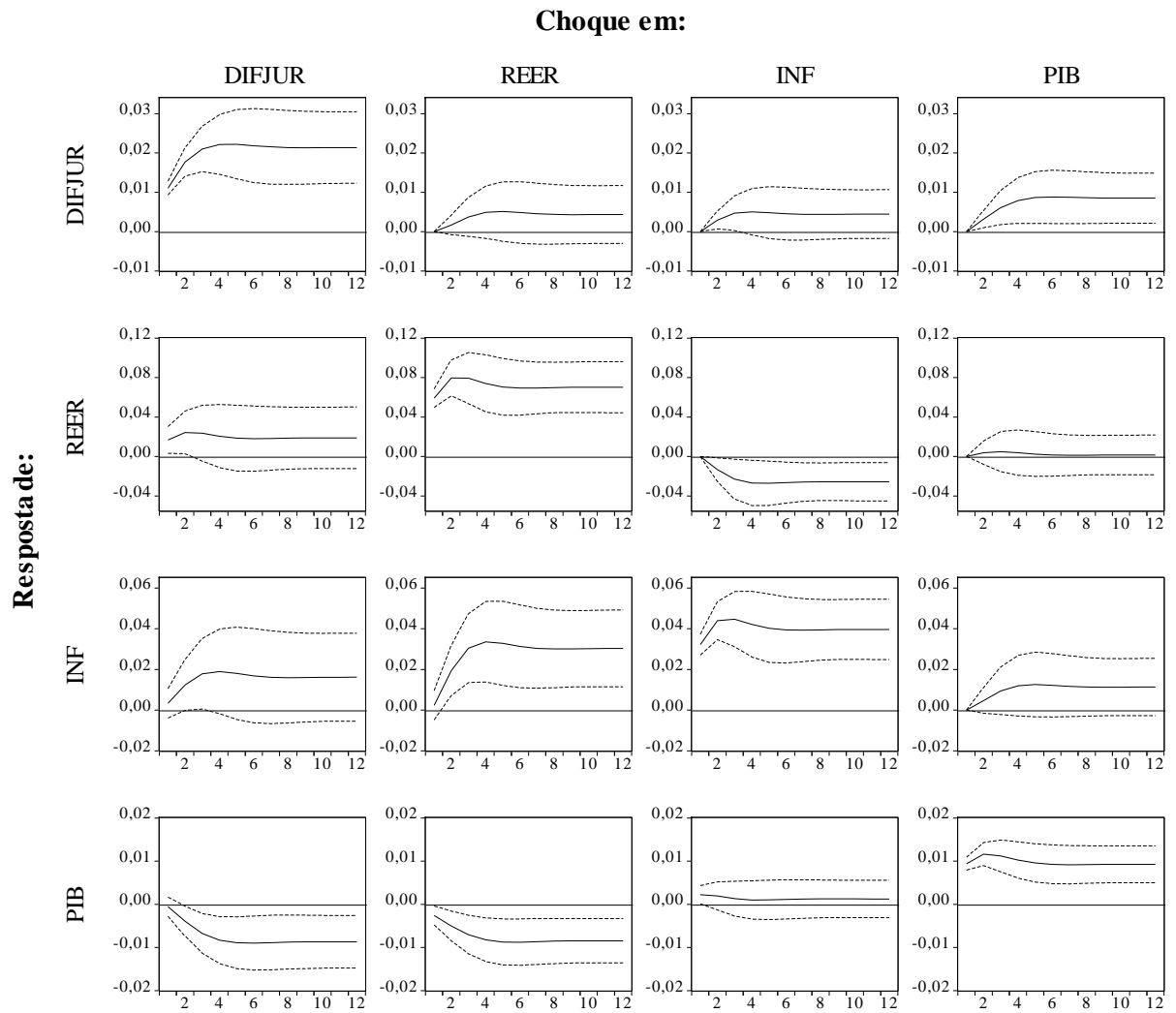
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: mediana (linha contínua) e intervalo de confiança de ± 2 desvios-padrão (linhas tracejadas); função resposta ao impulso acumulada.

Figura 7 - Função resposta ao impulso: resposta da inflação ao choque na taxa de câmbio



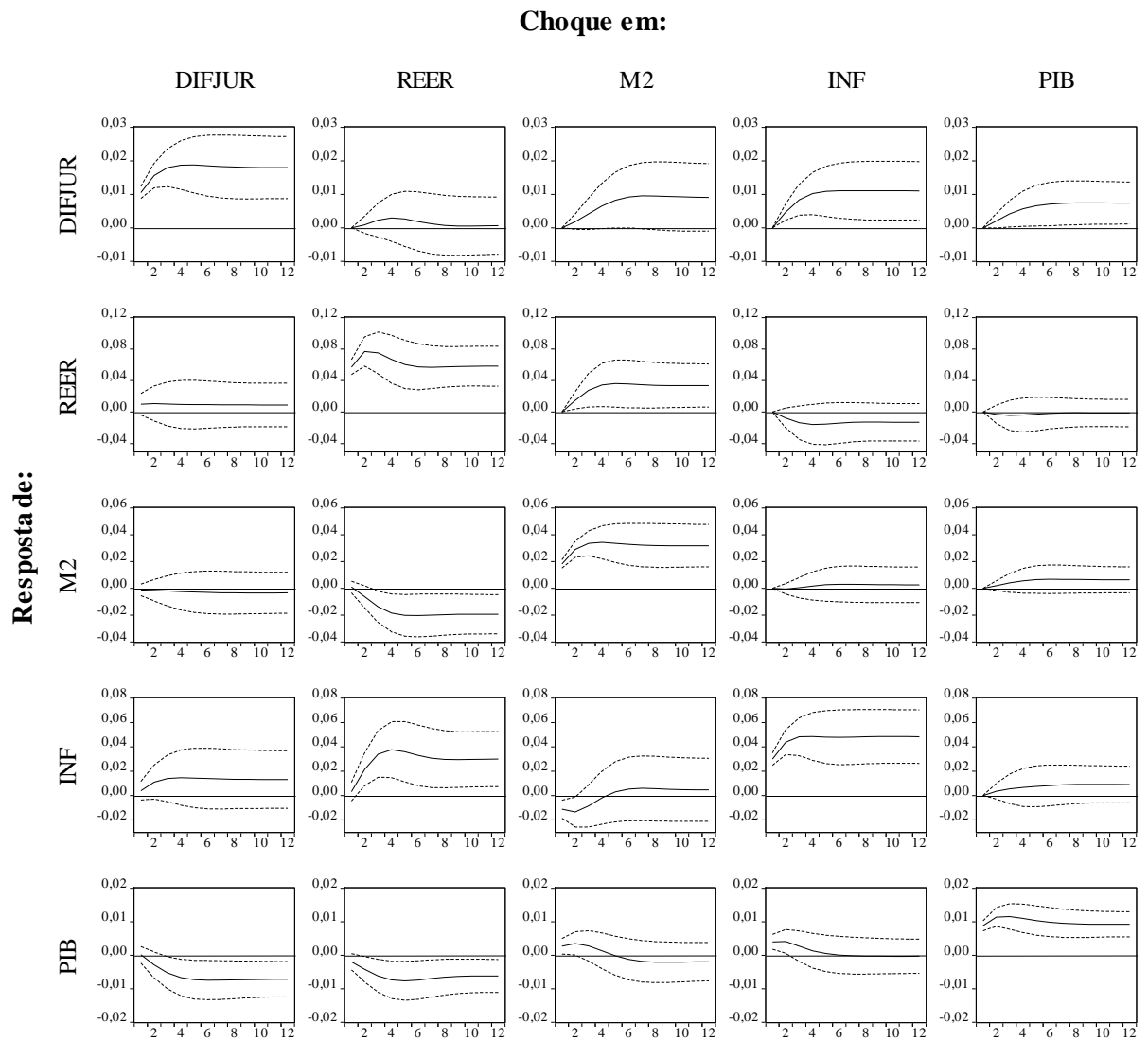
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: mediana (linha contínua) e intervalo de confiança de ± 2 desvios-padrão (linhas tracejadas); função resposta ao impulso acumulada.

Figura 8 - Funções resposta ao impulso: Modelo I



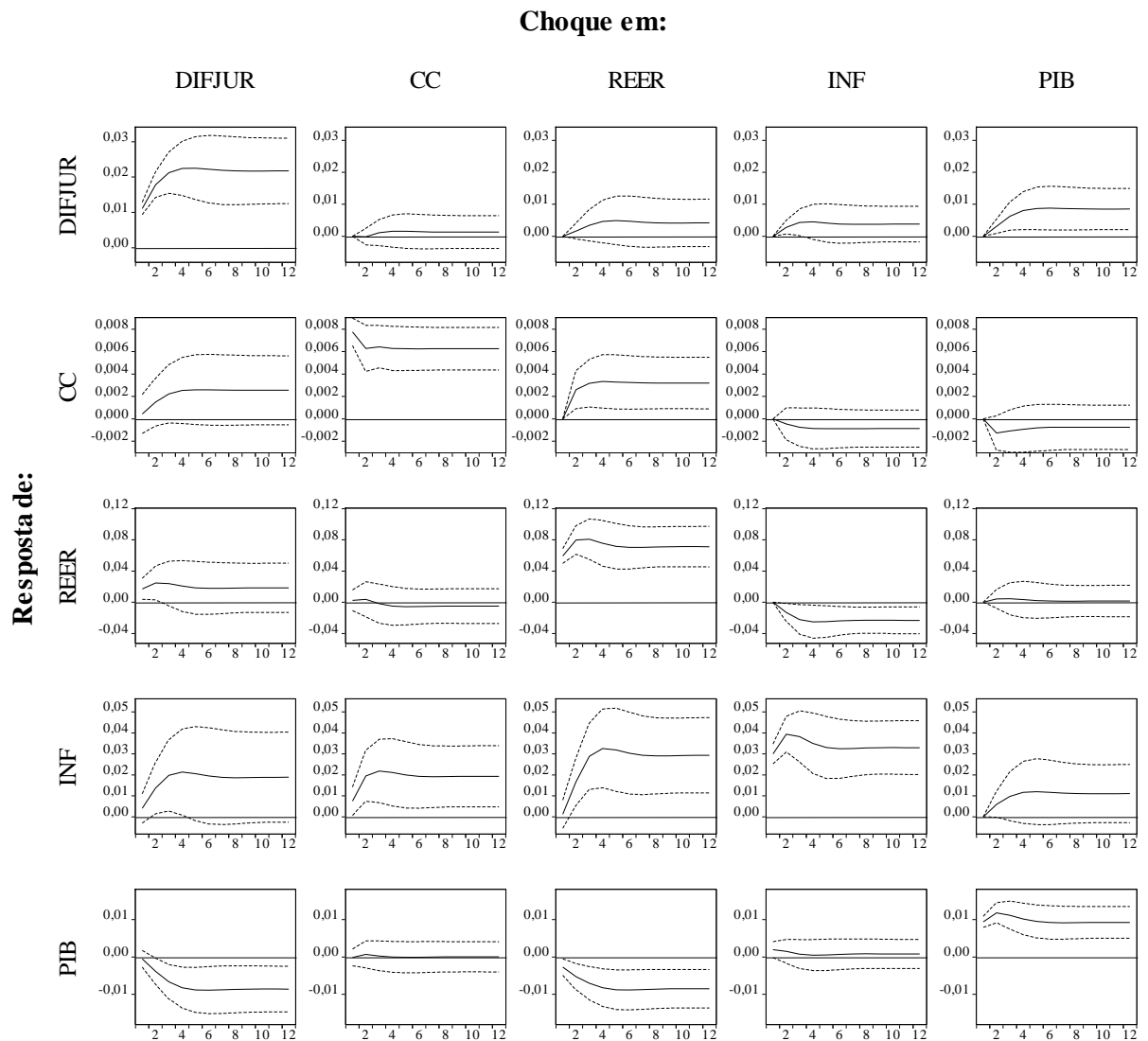
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: mediana (linha contínua) e intervalo de confiança de ± 2 desvios-padrão (linhas tracejadas); função resposta ao impulso acumulada.

Figura 9 - Funções resposta ao impulso: Modelo II



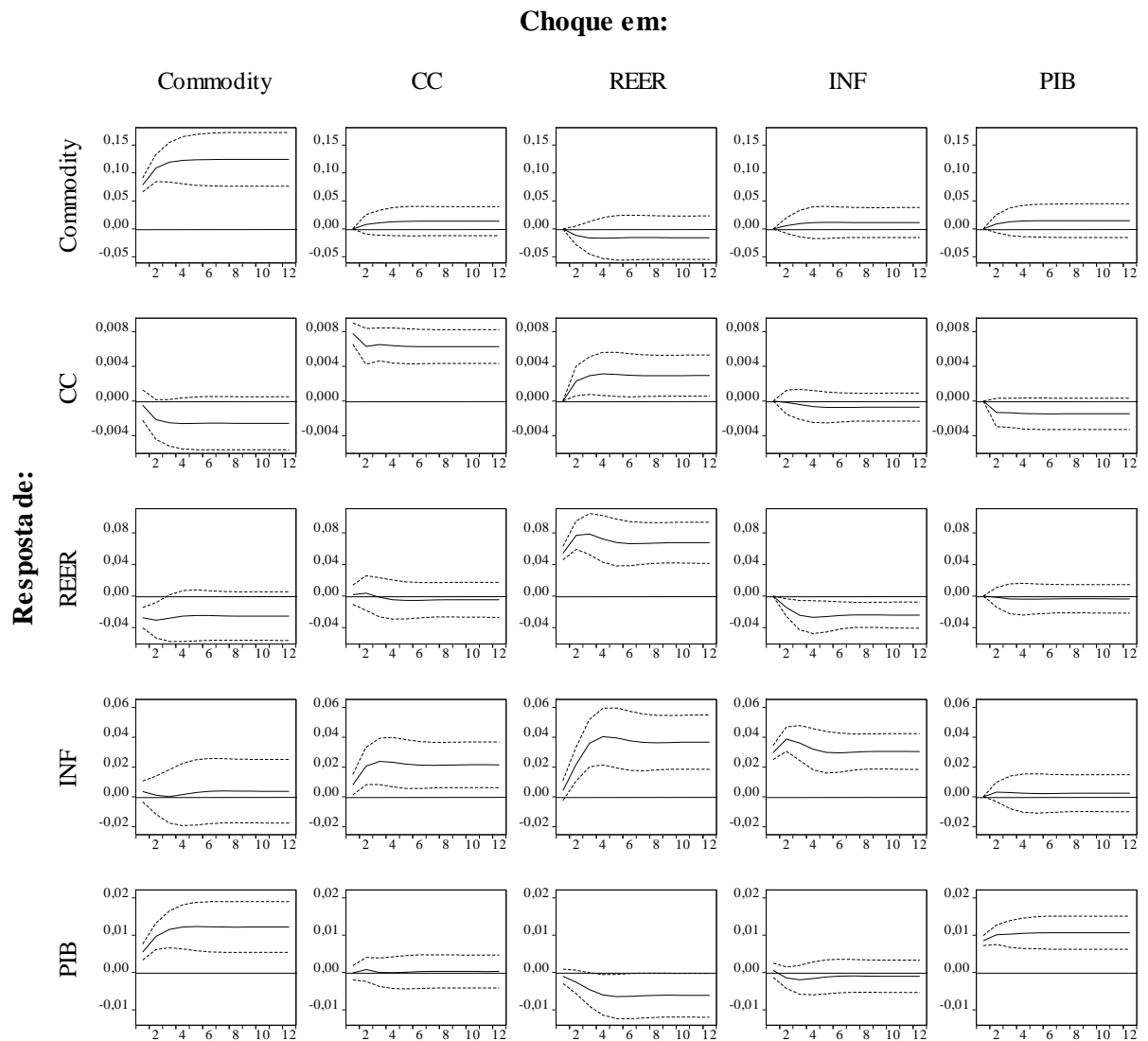
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: mediana (linha contínua) e intervalo de confiança de ± 2 desvios-padrão (linhas tracejadas); função resposta ao impulso acumulada.

Figura 10 - Funções resposta ao impulso: Modelo III



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: mediana (linha contínua) e intervalo de confiança de ± 2 desvios-padrão (linhas tracejadas); função resposta ao impulso acumulada.

Figura 11 - Funções resposta ao impulso: Modelo IV



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: mediana (linha contínua) e intervalo de confiança de ± 2 desvios-padrão (linhas tracejadas); função resposta ao impulso acumulada.

5.2.4 Decomposição da variância dos erros de previsão

A função resposta ao impulso descreve o comportamento de uma variável em função de um choque em alguma outra variável do sistema, além dos choques próprios. Por sua vez, a decomposição da variância fornece informações a respeito da proporção das variações de uma determinada série que é atribuída aos choques próprios e aos choques nas demais variáveis do sistema (ENDERS, 2014).

A Tabela 5 apresenta, para os quatro modelos estimados, a decomposição da variância dos erros de previsão (DVEP) para PIB, taxa de câmbio e inflação. São reportadas as representatividades de cada choque na variação da série destacada em negrito. As colunas representadas por (1), (2) e (12) referem-se ao primeiro, segundo e décimo segundo trimestre após o impulso. As Figuras de 16 a 19 (Apêndice C) reportam os resultados para todas as séries dos modelos e em todo o horizonte compreendido entre o primeiro e décimo segundo trimestre após o impulso.

O PIB real é afetado principalmente pelos choques próprios, os quais respondem por uma fração de 52,6% a 88,5% de sua variância, considerando os quatro modelos. Em sequência, o diferencial de juros e a taxa de câmbio real representam, respectivamente, até 15,9% e 13,2% da variação no PIB. No Modelo IV, o preço das commodities assume a segunda maior fração nos movimentos do produto (28,9% no primeiro período, 36,3% no segundo e 36,0% no décimo segundo). As demais variáveis se limitam a uma representatividade abaixo de 10%, com exceção da inflação no Modelo II (12,6% a 15,2% da variação).

A variância na taxa de câmbio é atribuída majoritariamente aos próprios choques (75,5% a 97,1%). O segundo fator de maior importância é o preço internacional das commodities (16,7% a 20,3%). As transações correntes e o PIB não se mostram relevantes aos movimentos do câmbio, com efeito limitado a 1,0% de sua variância.

No que se refere à inflação, os choques próprios constituem um mínimo de 54,5% e um máximo de 98,4% na decomposição da variância. Os resultados mostram a importância da taxa de câmbio nas variações dos preços domésticos, com representatividade de até 30,6% no décimo segundo período e de 21,6% no segundo trimestre. Em seguida, até 14,4% do impacto na inflação é originado dos choques na conta corrente e 12,2% dos choques no agregado monetário. Por fim, o diferencial de juros representa até 8,3% dos movimentos da inflação, destacando a importância da política monetária no controle inflacionário.

Tabela 5 - Decomposição da variância: PIB, taxa de câmbio e inflação

Choques (horizonte)	Modelo I			Modelo II			Modelo III			Modelo IV		
	(1)	(2)	(12)	(1)	(2)	(12)	(1)	(2)	(12)	(1)	(2)	(12)
DVEP: PIB												
DIFJUR	0,3	9,5	15,9	0,0	7,2	11,4	0,2	9,2	15,6	-	-	-
Commodity	-	-	-	-	-	-	-	-	-	28,9	36,3	36,0
CC	-	-	-	-	-	-	0,0	0,5	0,7	0,0	0,6	1,0
REER	6,8	10,3	13,0	3,6	7,2	9,8	7,5	11,3	13,2	1,0	2,7	6,9
M2	-	-	-	6,8	6,2	9,3	-	-	-	-	-	-
INF	4,8	4,0	3,9	15,2	12,6	13,6	3,8	3,2	3,2	0,3	3,3	3,5
PIB	88,1	76,2	67,2	74,3	66,8	56,0	88,5	75,8	67,3	69,8	57,2	52,6
DVEP: REER												
DIFJUR	7,4	7,6	7,6	2,9	2,4	2,2	7,7	7,8	7,9	-	-	-
Commodity	-	-	-	-	-	-	-	-	-	20,3	17,2	16,7
CC	-	-	-	-	-	-	0,2	0,2	1,0	0,1	0,1	0,9
REER	92,6	88,1	85,7	97,1	90,5	85,3	92,1	87,7	85,0	79,6	77,8	75,5
M2	-	-	-	0,0	5,4	9,8	-	-	-	-	-	-
INF	0,0	4,0	6,2	0,0	1,4	2,3	0,0	3,8	5,6	0,0	4,7	6,7
PIB	0,0	0,3	0,4	0,0	0,2	0,3	0,0	0,4	0,5	0,0	0,1	0,2
DVEP: INF												
DIFJUR	1,0	5,8	7,1	1,5	3,9	3,8	1,7	7,0	8,3	-	-	-
Commodity	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,3	1,2	1,3
CC	-	-	-	-	-	-	5,7	12,8	11,4	6,7	14,4	13,0
REER	0,5	18,7	24,0	0,9	21,1	27,2	0,2	15,4	22,3	1,8	21,6	30,6
M2	-	-	-	12,2	8,1	11,9	-	-	-	-	-	-
INF	98,4	74,1	66,0	85,4	66,2	56,2	92,5	62,6	55,0	90,2	62,1	54,5
PIB	0,0	1,4	2,9	0,0	0,7	0,9	0,0	2,2	3,0	0,0	0,7	0,6

Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: decomposição da variância dos erros de previsão (DVEP) do PIB, da taxa de câmbio (REER) e da inflação (INF) em resposta aos choques próprios e das demais variáveis do modelo; (1), (2) e (12) se referem, respectivamente, ao horizonte de tempo do primeiro, segundo e décimo segundo trimestre após o choque.

6 CONCLUSÕES

A despeito da ampla literatura que discute a importância da taxa de câmbio real ao crescimento econômico, especialmente para economias emergentes, não há um consenso a respeito da relação entre tais variáveis. Enquanto diversos autores defendem a estratégia de depreciação cambial para acelerar o crescimento de emergentes, há estudos que apresentam evidências empíricas de contração econômica em meio a episódios de depreciação da moeda. Adicionalmente, há trabalhos que sugerem uma relação não linear entre o preço da moeda e o PIB de um país e/ou que são necessárias outras condições para se observar um efeito positivo da depreciação no crescimento (DAI *et al.*, 2017; NOUIRA; SEKKAT, 2012; SCHRÖDER, 2013).

Com o propósito de contribuir à literatura sobre esse assunto, o presente estudo investigou dados brasileiros de 1999 a 2019. Para tanto, foi estimado um modelo VAR estrutural contemplando as séries de PIB, inflação e taxa de câmbio real efetiva, além do diferencial de juros entre a taxa brasileira (Selic) e a taxa dos Estados Unidos (*Federal Fund*). Para verificar a robustez dos resultados obtidos, este trabalho estimou modelos alternativos, os quais incorporaram variáveis adicionais, como o agregado monetário real (M2), transações correntes e o preço internacional das commodities. Adicionalmente, análises bivariadas entre o PIB e a taxa de câmbio real foram realizadas.

A análise bivariada indica relação contemporânea negativa entre a taxa de câmbio real e o PIB. Em outras palavras, depreciação da moeda é associada a menor crescimento econômico. Além disso, dois dos três testes de causalidade sugerem, a 10% de significância, que a taxa de câmbio Granger causa o produto (esse efeito é observado com o PIB em primeira log-diferença e com o desvio do PIB em relação à sua tendência linear – tais testes não sugerem causalidade bidirecional). Em contrapartida, ao se adotar o desvio do PIB em relação ao filtro HP, a causalidade passa a ocorrer do PIB ao câmbio, ou seja, o PIB Granger causa a taxa de câmbio, mas esta não Granger causa o produto.

No que diz respeito às análises multivariadas, as funções resposta ao impulso indicam seis principais efeitos, discutidos a seguir. (1) choques positivos na taxa de câmbio (depreciação) geram efeito contracionista, efeito observado em todos os modelos estimados neste trabalho. Essa dinâmica é observada também em Kamin e Rogers (2000) e Berument e Pasaogullari (2003), trabalhos que investigam, com abordagem semelhante ao estudo em questão, dados do México e Turquia, respectivamente. (2) as respostas da taxa de câmbio real

não se mostraram sensíveis aos choques no PIB. (3) o impacto da depreciação cambial na inflação (*pass-through*) é significativo e robusto às modificações nos sistemas de variáveis. (4) há incremento na conta corrente em resposta a um choque positivo (depreciação) na taxa de câmbio real. Essa dinâmica é um dos principais fatores em argumentos que defendem a depreciação cambial para economias emergentes: taxa de câmbio mais depreciada, ao melhorar a competitividade doméstica no mercado internacional, estimula o setor de bens manufaturados, promovendo desenvolvimento e crescimento econômico. Entretanto, apesar do efeito positivo na conta corrente, os resultados sugerem resposta negativa (contração) do PIB aos choques positivos (depreciação) na taxa de câmbio real. (5) choque positivo no preço internacional das commodities provoca um aumento significativo no produto. (6) não foi observada significância estatística na relação entre inflação e atividade doméstica, apesar de o modelo teórico sugerir tanto efeito contracionista em virtude da inflação quanto processo inflacionário em resposta ao aquecimento econômico.

A decomposição da variância demonstra a importância do preço das commodities, da taxa de câmbio real e do diferencial de juros, além dos choques próprios, nos movimentos do PIB. No que se refere à variância da taxa cambial, 75,5% a 97,1% é explicada pelos choques próprios e 16,7% a 20,3%, pelo preço das commodities (as demais variáveis somam um máximo de 15% de representatividade e se limitam a 10% quando analisadas individualmente). Com exceção dos choques próprios, a taxa de câmbio real desempenha a maior influência na decomposição da variância da inflação, representando até 30,6% de seus movimentos.

Apesar de os resultados indicarem impacto negativo da depreciação cambial no PIB brasileiro, o presente estudo não tem como objetivo sugerir que seja adequado adotar moeda apreciada para estimular o crescimento econômico do Brasil. Primeiramente, a apreciação cambial pode resultar em perda de competitividade internacional com possíveis efeitos indesejados à economia. Adicionalmente, este trabalho não se propôs a analisar a relação entre o desempenho econômico e o desalinhamento cambial (desvio da taxa de câmbio em relação ao seu nível de equilíbrio), a qual pode conferir conclusões divergentes deste estudo.

REFERÊNCIAS

- AZIAKPONO, M. J. Financial integration and economic growth: Theory and a survey of evidence. **Studies in Economics and Econometrics**, v. 37, n. 3, p. 61-86, 2013.
- BERUMENT, H.; PASAOGULLARI, M. Effects of the real exchange rate on output and inflation: evidence from Turkey. **The developing economies**, v. 41, n. 4, p. 401-435, 2003.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. **Exchange rate: fix, float, or manage it?**. Texto para discussão 135, fevereiro. FGV EESP – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, 2004.
- CAPORALE, G. M. et al. Financial development and economic growth: Evidence from 10 new European Union members. **International Journal of Finance & Economics**, v. 20, n. 1, p. 48-60, 2015.
- DAI, P. V.; DELPACHITRA, S.; COTTRELL, S. Real exchange rate and economic growth in east Asian countries: The role of financial integration. **The Singapore Economic Review**, v. 62, n. 01, p. 163-177, 2017.
- DIAZ-ALEJANDRO, C. F. A note on the impact of devaluation and the redistributive effect. **Journal of Political Economy**, v. 71, n. 6, p. 577-580, 1963.
- EDWARDS, S. Are Devaluations Contractionary?. **The Review of Economics and Statistics**, v. 68, n. 3, p. 501-508, 1986.
- EICHENGREEN, B. The real exchange rate and economic growth. **Social and Economic Studies**, v. 56, n. 4, p. 7-20, 2007.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4th ed. University of Alabama: Wiley, 2014.
- GALA, P. **Política cambial e macroeconomia do desenvolvimento**. 2006. Tese (Doutorado em Economia de Empresas) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo – Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2006.
- HAUSMANN, R.; PRITCHETT, L.; RODRIK, D. Growth accelerations. **Journal of economic growth**, v. 10, n. 4, p. 303-329, 2005.
- KAMIN, S. B.; ROGERS, J. H. Output and the real exchange rate in developing countries: an application to Mexico. **Journal of development economics**, v. 61, n. 1, p. 85-109, 2000.
- KANDIL, M. Exchange rate fluctuations and economic activity in developing countries: Theory and evidence. **Journal of Economic Development**, v. 29, n. 1, p. 85-108, 2004.
- KRUGMAN, P.; TAYLOR, L. Contractionary effects of devaluation. **Journal of international economics**, v. 8, n. 3, p. 445-456, 1978.

LEVINE, R. Finance and growth: theory and evidence. **Handbook of economic growth**, v. 1, p. 865-934, 2005.

MITEZA, I. Exchange rates and non-linear dynamics in output: evidence from Bulgaria. **Journal of Economics and Business**, v. 9, n. 1, p. 91-115, 2006.

NOUIRA, R.; SEKKAT, K. Desperately seeking the positive impact of undervaluation on growth. **Journal of Macroeconomics**, v. 34, n. 2, p. 537-552, 2012.

RODRIK, D. The real exchange rate and economic growth. **Brookings papers on economic activity**, v. 2008, n. 2, p. 365-412, 2008.

SACHS, J. D.; WARNER, A. M. The curse of natural resources. **European economic review**, v. 45, n. 4-6, p. 827-838, 2001.

SCHRÖDER, M. Should developing countries undervalue their currencies?. **Journal of Development Economics**, v. 105, p. 140-151, 2013.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SU, C.; WU, J. RMB exchange rate and china's economic growth: the empirical analysis from a structural VAR model. **International Journal of Economics and Finance**, v. 9, n. 7, p. 189-199, 2017.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of econometrics**, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, C. L. Taxa de câmbio, exportações e crescimento: uma investigação sobre a hipótese de doença holandesa no Brasil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 33, p. 82-101, 2013.

WILLIAMSON, J. **Exchange Rate Policy and Development**. Initiative for Policy Dialogue Task Force on Macroeconomics, 2003.

APÊNDICE A: BASE DE DADOS

A Tabela 6 apresenta os resultados econométricos da estimação da tendência linear para a série do PIB real dessazonalizado e transformado em logaritmo natural. A série do PIB *detrended* utilizada neste trabalho é o desvio do PIB em nível em relação à reta definida pelos coeficientes da regressão (Tabela 6).

Tabela 6 - Regressão do PIB real com ajuste sazonal contra tendência linear e intercepto

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estat. t	Prob.
Tendência linear	0,006472	0,000273	2,374091	0,000000
Constante	4,592644	0,012789	3,591156	0,000000
R-quadrado	0,875705			
R-quadrado ajustado	0,874151			
Erro padrão da regressão	0,058434			
Soma dos quadrados dos resíduos	0,273163			

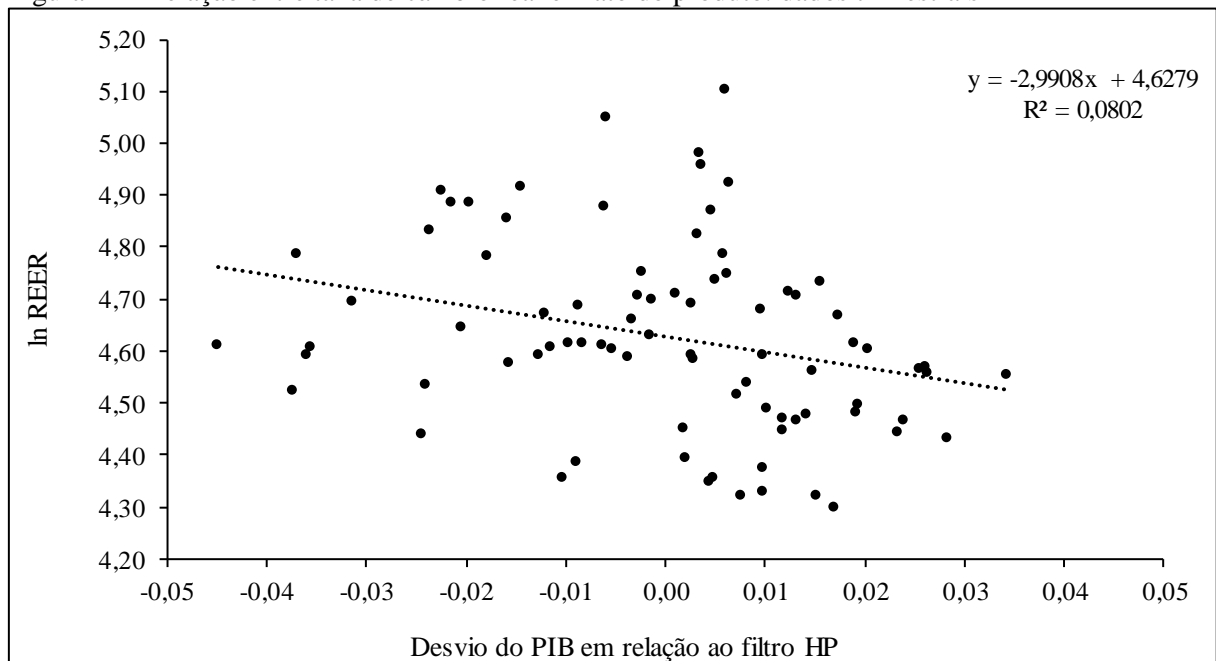
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: Estat. t se refere à estatística t do teste e Prob. ao p-valor.

APÊNDICE B: ANÁLISES BIVARIADAS

A Figura 12 apresenta a regressão da taxa de câmbio real contra o hiato do produto, ambas as séries em frequência trimestral. Os resultados obtidos deste exercício convergem aos reportados na Figura 4: câmbio mais depreciado (apreciado) é associado a desvios negativos (positivos) do PIB em relação ao filtro HP. A Figura 13 e a Figura 14 apresentam os resultados obtidos por tal abordagem, porém substituindo o hiato do produto pela série em log-diferença e pelo desvio do PIB em relação à sua tendência linear, respectivamente.

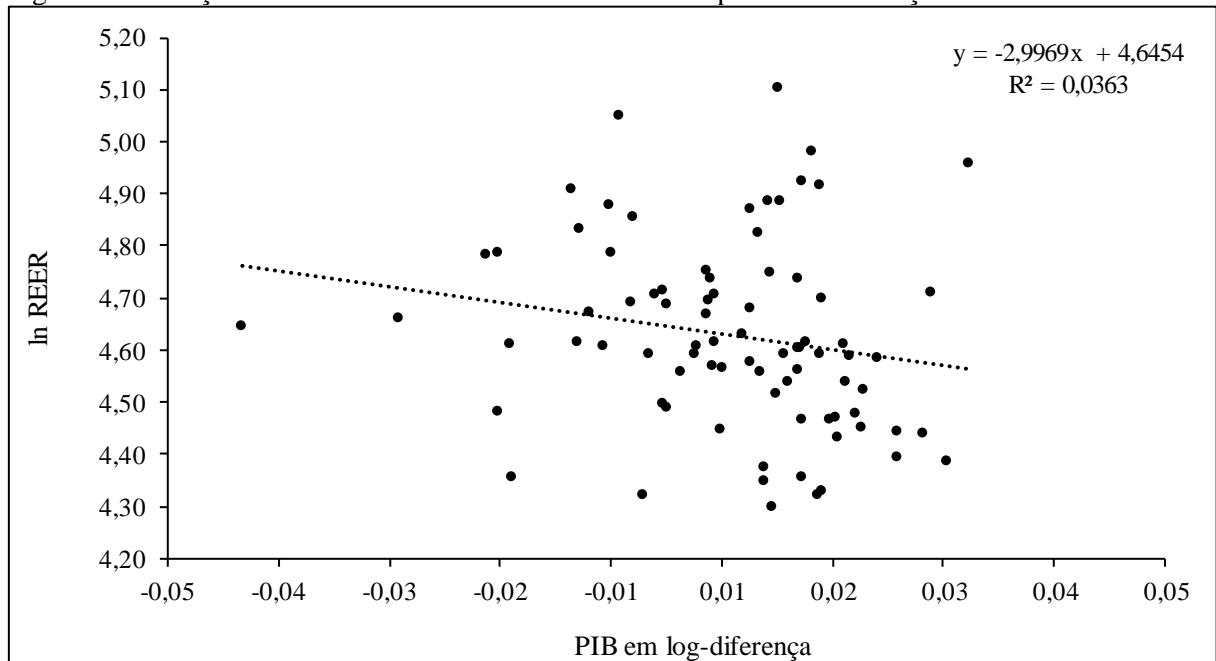
Para realizar os testes de causalidade de Granger, é importante determinar se as variáveis são estacionárias ou integradas e, neste caso, a sua ordem de integração. Nesse sentido, a Tabela 7 mostra os resultados dos testes ADF e PP de raiz unitária para três métricas de PIB, além da taxa de câmbio real efetiva. Os resultados sugerem que apenas o hiato do produto (PIB com filtro HP) é estacionário. As demais variáveis são consideradas integradas de ordem um.

Figura 12 - Relação entre taxa de câmbio real e hiato do produto: dados trimestrais



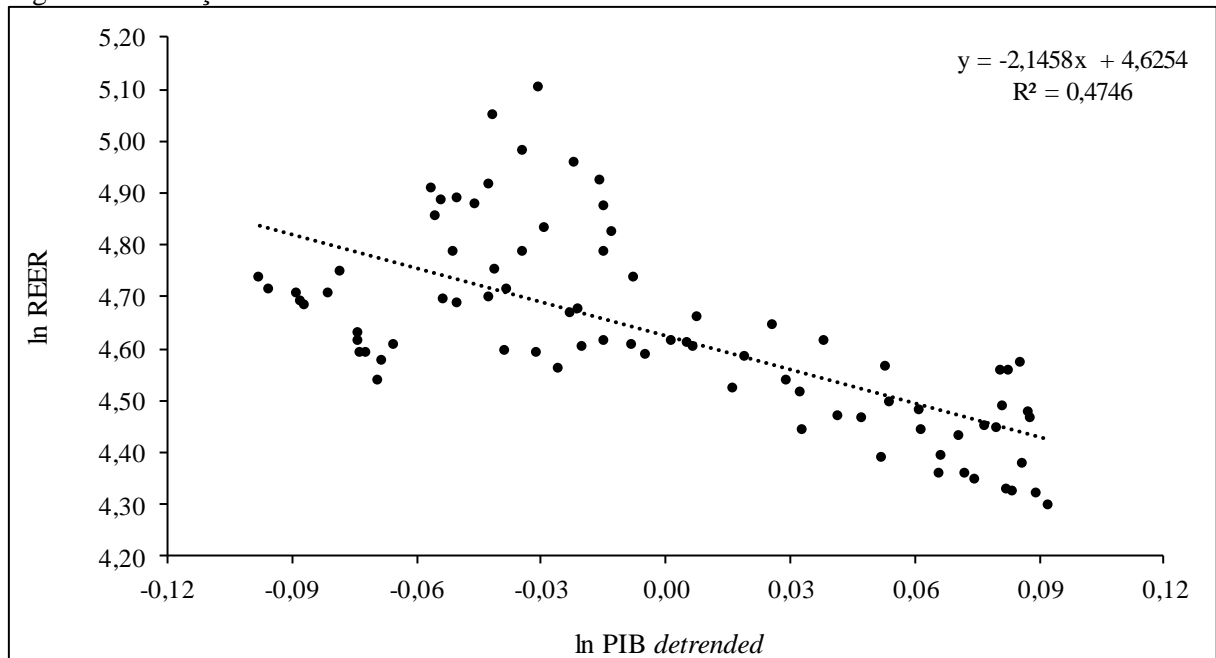
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: relação entre a taxa de câmbio real efetiva (eixo vertical) e desvio do PIB em relação ao filtro HP (eixo horizontal); da forma que foi definida, um aumento (redução) da taxa de câmbio representa depreciação (apreciação); equação e R^2 da regressão reportados (na equação, x representa o PIB e y a taxa de câmbio).

Figura 13 - Relação entre taxa de câmbio real e PIB real em primeira diferença



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: relação entre a taxa de câmbio real efetiva (eixo vertical) e PIB em primeira log-diferença (eixo horizontal); da forma que foi definida, um aumento (redução) da taxa de câmbio representa depreciação (apreciação); equação e R^2 da regressão reportados (na equação, x representa o PIB e y a taxa de câmbio).

Figura 14 - Relação entre taxa de câmbio real e PIB *detrended*



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: relação entre a taxa de câmbio real efetiva (eixo vertical) e PIB *detrended* (eixo horizontal); da forma que foi definida, um aumento (redução) da taxa de câmbio representa depreciação (apreciação); equação e R^2 da regressão reportados (na equação, x representa o PIB e y a taxa de câmbio).

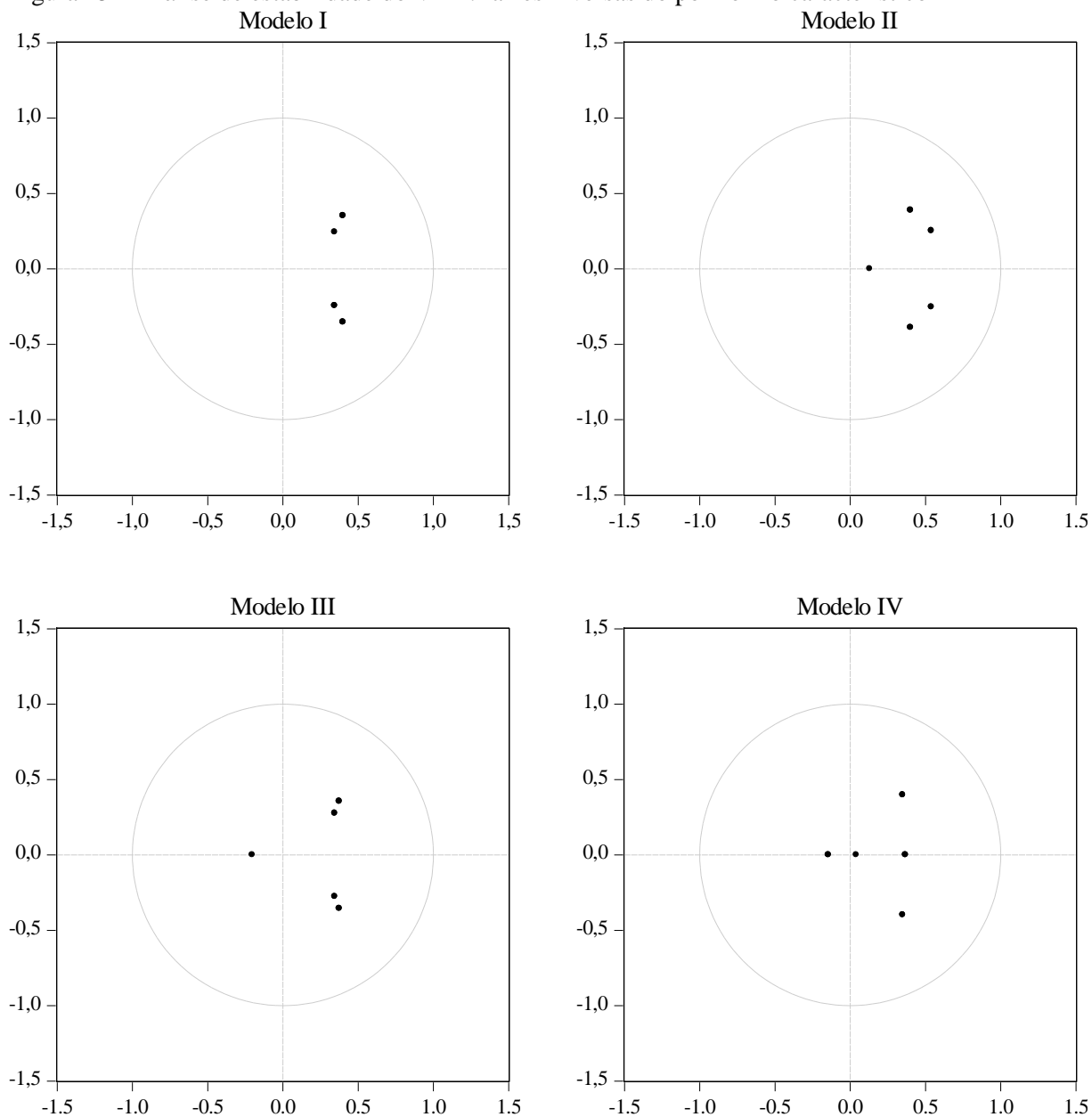
Tabela 7 - Testes ADF e PP de raiz unitária: séries utilizadas nas análises bivariadas

ADF	C.	Estat. t	Defasagens	PP	C.	Estat. t	Bandwidth
PIB	Sim	-1,7963	1	PIB	Sim	-2,0888	3
	Não	2,5769	1		Não	3,3229	4
d(PIB)	Sim	-6,0013 ***	0	d(PIB)	Sim	-5,9634 ***	2
	Não	-5,1920 ***	0		Não	-5,1600 ***	3
PIB <i>detrended</i>	Sim	-0,8638	1	PIB <i>detrended</i>	Sim	-0,7960	4
	Não	-0,8833	1		Não	-0,8085	4
d(PIB <i>detrended</i>)	Sim	-6,0013 ***	0	d(PIB <i>detrended</i>)	Sim	-5,9634 ***	2
	Não	-6,0226 ***	0		Não	-5,9862 ***	2
PIB Filtro HP	Sim	-3,8047 ***	1	PIB Filtro HP	Sim	-3,1209 ***	1
	Não	-3,8307 ***	1		Não	-3,1384 ***	1
REER	Sim	-1,6478	2	REER	Sim	-1,7186	6
	Não	0,2065	2		Não	0,0217	8
d(REER)	Sim	-6,2507 ***	0	d(REER)	Sim	-5,8610 ***	22
	Não	-6,2904 ***	0		Não	-5,9216 ***	22

Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: hipótese nula de raiz unitária; *** indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância; d(.) representa o operador de primeira diferença da série; defasagens e bandwidth selecionados automaticamente pelo critério de informação de Schwarz e por Newey-West, respectivamente; C. indica se foi incluído intercepto no teste de raiz unitária; Estat. t: estatística t do teste.

APÊNDICE C: ABORDAGEM SVAR

Figura 15 - Análise de estabilidade do VAR: raízes inversas do polinômio característico



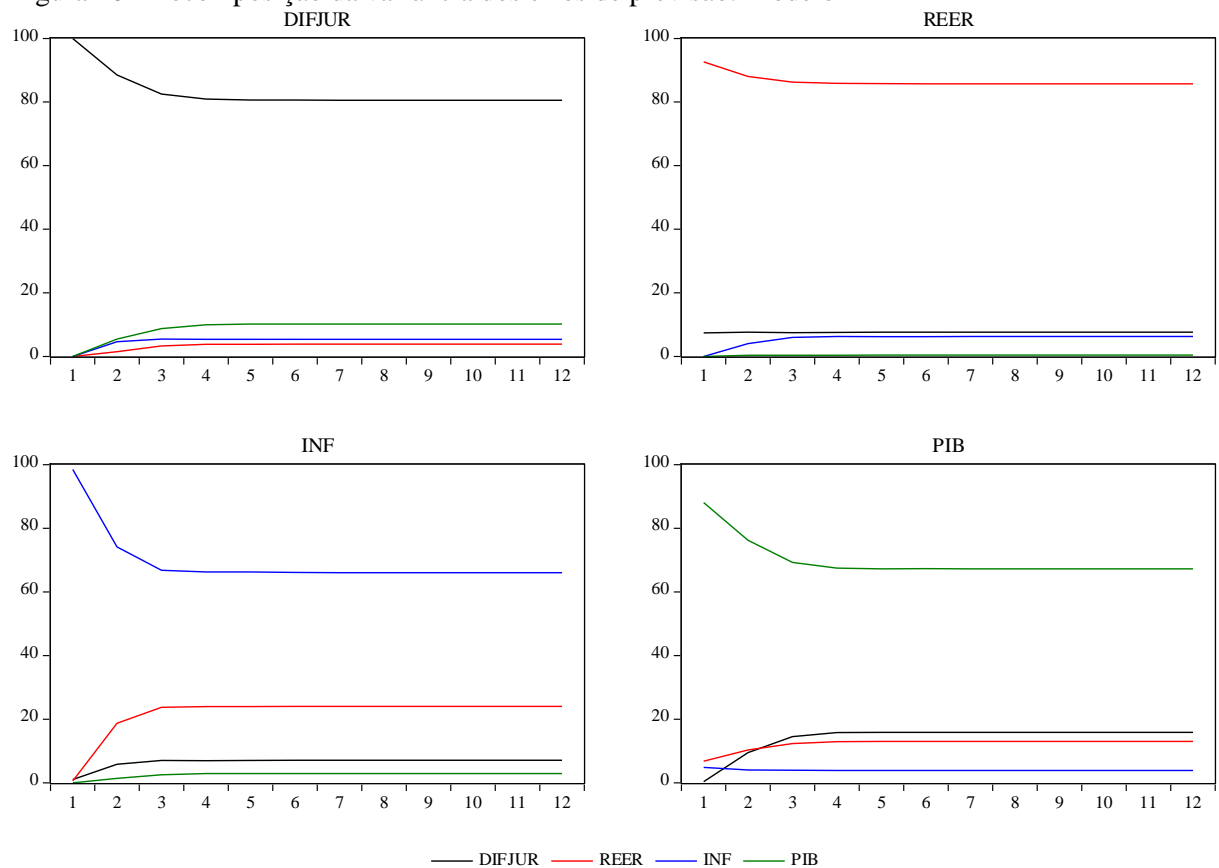
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: evidência de estabilidade dos modelos (todas as raízes possuem módulo menor que a unidade).

Tabela 8 - Teste de correlação serial dos resíduos do VAR

Defasagem	Modelo I		Modelo II		Modelo III		Modelo IV	
	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.
1	22,1382	0,1388	26,3692	0,3881	36,9420	0,0585	39,7626	0,0308
2	21,2266	0,1700	33,7551	0,1132	32,5432	0,1429	28,4021	0,2897
3	12,7855	0,6884	26,2718	0,3932	18,3717	0,8262	27,9648	0,3095
4	23,8563	0,0927	48,9348	0,0029	24,3879	0,4971	13,4933	0,9699
5	19,3822	0,2493	22,8594	0,5858	36,3054	0,0671	27,1037	0,3507
6	20,9198	0,1816	17,0940	0,8784	29,5101	0,2432	29,5691	0,2408
7	11,9874	0,7448	15,1833	0,9370	23,6712	0,5384	21,4930	0,6648
8	15,4700	0,4905	32,4571	0,1452	24,8755	0,4694	26,6401	0,3741

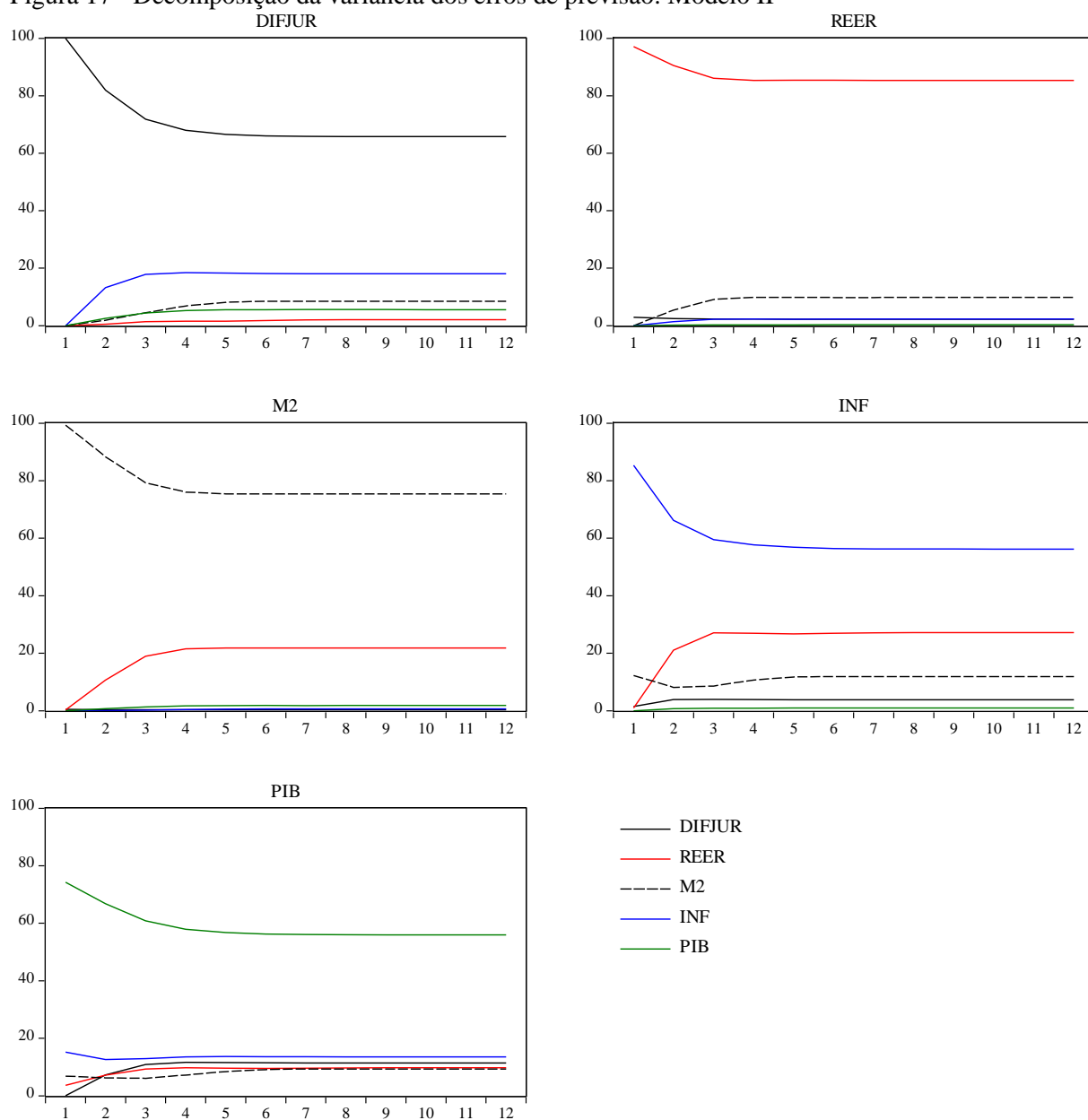
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: reportadas as estatísticas de teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação (Estat.) e p-valor (Prob.) sob a hipótese nula de ausência de correlação serial; foram considerados 16 graus de liberdade para o modelo I e 25 para os modelos II, III e IV (número de variáveis ao quadrado).

Figura 16 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo I



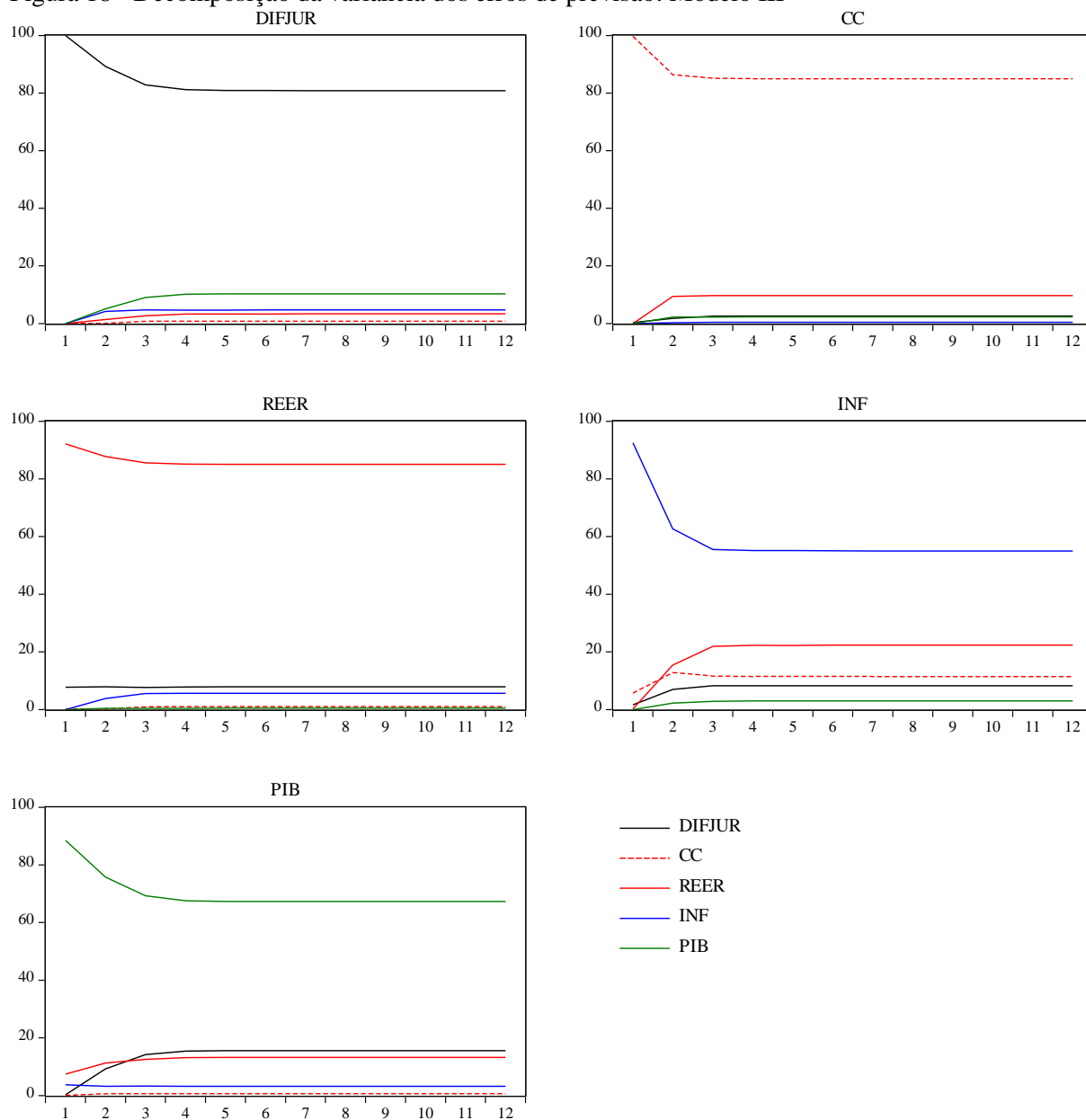
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: decomposição da variância dos erros de previsão (DVEP) do diferencial de juros (DIFJUR), taxa de câmbio real efetiva (REER), inflação (INF) e PIB em resposta aos choques próprios e das demais variáveis do modelo.

Figura 17 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo II



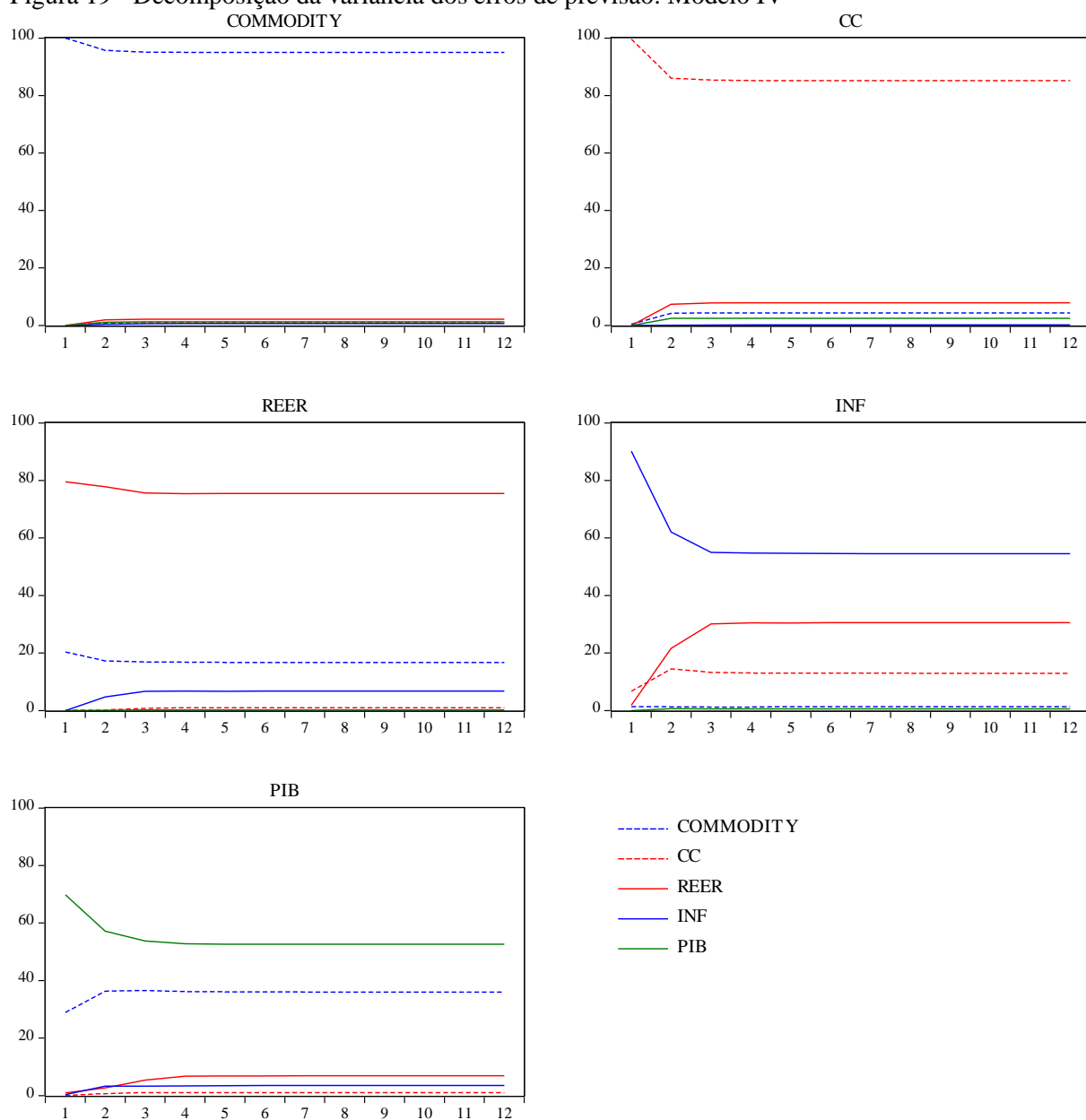
Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: decomposição da variância dos erros de previsão (DVEP) do diferencial de juros (DIFJUR), taxa de câmbio real efetiva (REER), agregado monetário (M2), inflação (INF) e PIB em resposta aos choques próprios e das demais variáveis do modelo.

Figura 18 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo III



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: decomposição da variância dos erros de previsão (DVEP) do diferencial de juros (DIFJUR), transações correntes (CC), taxa de câmbio real efetiva (REER), inflação (INF) e PIB em resposta aos choques próprios e das demais variáveis do modelo.

Figura 19 - Decomposição da variância dos erros de previsão: Modelo IV



Fonte: Elaboração do autor (2021). Notas: decomposição da variância dos erros de previsão (DVEP) do preço internacional das commodities (COMMODITY), transações correntes (CC), taxa de câmbio real efetiva (REER), inflação (INF) e PIB em resposta aos choques próprios e das demais variáveis do modelo.