

Padrões da transmissão cambial para taxa de inflação no Brasil

Exchange rate transmission patterns for inflation rate in Brazil

Eliane Araújo ⁽¹⁾

Carlos Caldarelli ⁽²⁾

João Cortapasso ⁽²⁾

⁽¹⁾ Universidade Estadual de Maringá

⁽²⁾ Universidade Estadual de Londrina

Abstract

This paper analyzes the importance of the exchange rate in the inflation determination under Inflation Targeting in Brazil. Its main contribution is recognizing that the exchange rate pass-through can vary in more or less appreciated exchange rate situations. Thereby, this paper starts from a theoretical analysis of the determinants of exchange rate pass-through, followed by an investigation of the relationship between exchange rate and inflation in Brazil. Finally, the article presents the estimates of a Vector Autoregressive model (VAR) for a Brazilian economy, between 2002 and 2021. The main results of this article indicate the exacerbated dependence of the exchange rate as a mechanism of price control in Brazil, especially in moments of exchange rate with a trend to appreciate. The main implication of this result is the necessity to evaluate the role of this policy beyond price control.

Keywords

exchange rate, inflation, monetary policy.

JEL Codes E52, F41, C32.

Resumo

Este artigo analisa a importância da taxa de câmbio na determinação da inflação no Brasil sob o regime de metas para a inflação. Sua principal contribuição é o reconhecimento de que a transmissão cambial para os preços pode variar em situações de câmbio mais ou menos apreciado. Para tanto, parte-se de uma análise teórica sobre os determinantes do repasse cambial, seguida da investigação sobre a relação entre taxa de câmbio e inflação no Brasil. Por fim, o artigo apresenta as estimativas de um modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) para a economia brasileira, entre 2002 e 2021. Os principais resultados indicam a dependência exacerbada do câmbio como mecanismo de controle de preços no Brasil, em especial em momentos de câmbio com tendência à apreciação. A principal implicação desse resultado é a necessidade de se avaliar o papel dessa política para além do controle de preços.

Palavras-chave

taxa de câmbio, inflação, política monetária.

Códigos JEL E52, F41, C32.

1 Introdução

Com a liberalização da conta de capitais, promovida pela economia brasileira em meados da década de 1990, e a adoção do regime de câmbio flutuante, em 1999, o canal de transmissão da política monetária via taxa de câmbio tornou-se extremamente relevante para o controle de preços. Desde então, observa-se no Brasil que os anos com taxas de câmbios mais depreciadas – 2002, 2015 e 2021 – também foram os que registraram maiores taxas de inflação, inclusive acima de dois dígitos. Já os anos nos quais a taxa de câmbio manteve-se relativamente apreciada também foram caracterizados por taxas de inflação mais baixas, a exemplo do período entre 2005 e 2014.

A importância do câmbio como mecanismo de transmissão da política monetária tem sido objeto recorrente de investigação na economia brasileira, podendo se destacar autores que tentam calcular o tamanho do coeficiente de repasse cambial no Brasil (Belaisch, 2003; Minella *et al.*, 2003; Carneiro *et al.*, 2004; Minella; Correia, 2005; Ferreira; Matos, 2021); autores que destacam a existência de problemas nos mecanismos de transmissão da política monetária e a consequente sobreutilização do canal do câmbio na busca pela estabilidade de preços (Modenesi; Araújo, 2013; Araújo *et al.*, 2018) e também alguns autores que investigam a existência de não linearidades nos efeitos do câmbio sobre os preços no Brasil (Pimentel *et al.*, 2016; Fonseca *et al.*, 2019).

É nesse contexto que o presente artigo está inserido, buscando entender a importância da taxa de câmbio na determinação da inflação no Brasil. Sua principal contribuição é o reconhecimento de que o repasse cambial (*exchange rate pass-through*) pode variar em situações de câmbio mais ou menos apreciado, considerando uma amostra de dados que se inicia com a fase inicial da implementação do Regime de Metas de Inflação (RMI) e vai até os últimos valores disponíveis para as séries analisadas.

Para atender ao objetivo proposto este artigo parte de análise teórica sobre os determinantes do repasse cambial, seguida de uma investigação sobre a relação entre taxa de câmbio e inflação no Brasil. Para oferecer evidências empíricas sobre a temática investigada, apresentam-se as estimativas de um modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) para a economia Brasileira, entre 2002 e 2021, considerando a possibilidade de quebras estruturais em períodos de tendência à apreciação ou depreciação relativa da taxa de câmbio.

2 Fundamentos teóricos da relação entre câmbio e inflação

O efeito *exchange rate pass-through* (ERPT) é definido como a relação entre a variação dos preços nacionais e as variações na taxa de câmbio. Os estudos atinentes ao tema mostram que o repasse cambial afeta a economia como um todo, seja pelas alterações nos preços repassados ao consumidor final ou por meio de canais de investimentos e do volume de comércio do país (Campa; Goldberg, 2005).

A literatura sobre repasse cambial amplificou-se, sobretudo, após a década de 1970, como resultado da maior integração entre os mercados com maior liberalização e regimes cambiais flexíveis, em que as análises micro e macroeconômicas passaram desde então a serem utilizadas, por diversos caminhos, para explorar a dinâmica das variações cambiais e suas implicações, seja sobre o preço de um produto, ou sobre o nível geral de preços de uma determinada economia.

Os estudos especificam que o *exchange rate pass-through* impacta de forma direta ou indireta a economia quando há uma depreciação cambial. Na sua forma direta, o choque inicial é sentido no aumento dos preços dos insumos importados, que são transmitidos ao consumidor final por meio do encarecimento dos custos de produção, enquanto as consequências indiretas induzem aumento no volume de exportação, ampliando a procura por bens substitutos e elevando a demanda por trabalho, ocasionando incremento salarial que é repassado aos preços finais (Laflèche, 1997; Assis *et al.*, 2019).

Nesse sentido, Andrés e Santiago (2016) acrescentam que, de forma indireta, uma depreciação cambial gera aumento nos preços dos bens *tradables* em comparação aos *non-tradables*. Portanto, o grau de abertura de uma economia e a relação entre *tradables* e *non-tradables* são fundamentais para o repasse cambial.

Stockl *et al.* (2017) avaliam os choques nos preços internacionais das *commodities* e sua influência sobre a inflação brasileira, estimando como as variações dos preços de *commodities*, no período recente, impactam na dinâmica da inflação ao consumidor no Brasil, assim como nas decisões de política monetária do Banco Central. Os resultados encontrados pelos autores indicam que o efeito líquido do aumento no preço das *commodities* é positivo sobre a inflação e mostra-se ainda mais intenso em simulações

sem a taxa de câmbio. Os autores concluem que a variável câmbio tem a capacidade de absorver choques dos preços de *commodities* sobre a inflação.

O repasse cambial também pode ser interpretado como a elasticidade do câmbio de acordo com sua incidência nos preços de uma economia, sendo completo quando as alterações cambiais são repassadas aos preços em sua totalidade, e incompleto no caso em que apenas parte das variações cambiais é transmitida aos preços, ou nulo quando não há repercussão nos preços em geral.

Os estudos pioneiros ao tema partem da análise das estruturas de mercado para identificar o grau de repasse cambial para as economias. Pela visão microeconômica, as variações cambiais são repassadas de forma incompleta aos preços, pois o poder de precificação de mercado, sobretudo a Lei do Preço Único (LPU) e a Paridade do Poder de Compra (PPC) é fator que baliza o grau do repasse. Além disso, o determinante de um repasse cambial maior estaria positivamente relacionado com a diferenciação do produto e apresenta conexão negativa com a elasticidade do custo marginal, assim as empresas possuem, em parte, poder acerca do grau do repasse aos preços (Goldberg; Knetter, 1997; Yang, 1997).

Em suma, quando há depreciação cambial, esta passa por três estágios para impactar a economia. Primeiro, quando há depreciação cambial, os impactos iniciais são sentidos pelas empresas, que buscam ajustar seu preço de *markup*, resultando em aumento dos preços de importados. O segundo estágio está relacionado à transmissão das flutuações cambiais aos preços, potencializada pelo grau de abertura da economia, e quanto maior for o nível de participação de produtos importados na cesta de consumo. Por fim, o terceiro estágio estende-se ao efeito pós-repasse, no qual o aumento dos preços motiva reajustes salariais, que serão menores se ocorridos em cenários de recessão (Souza; Silva, 2018).

O decréscimo no grau do *pass-through* observado por diversos estudos a partir da década de 1980 é associado às políticas monetárias mais difundidas, sobretudo após a década de 1990 em economias emergentes e desenvolvidas. A hipótese de que um regime no qual a taxa de inflação encontra-se baixa e estável seria o fator mantenedor de um nível de repasse cambial aos preços com menor incidência, por conta da redução do poder de precificação das empresas. Na visão macroeconômica, a diminuição do repasse fundamenta-se em políticas monetárias criadas pelos bancos centrais para estabilizar a inflação. Assim, as variações nos preços domésticos tendem

a ser menores diante de um choque cambial conforme as expectativas dos agentes da economia sobre a ação da autoridade monetária (Taylor, 2000; Gagnon; Ihrig, 2004).

Ante o exposto, a questão que se examina é que os repasses cambiais, que têm papel fundamental no controle de preços em modelos centrados em metas nominais de inflação, passaram por modificações em seus padrões ao longo dos anos de 1980 e 1990, em que se observa o decaimento desse repasse ao longo do tempo, com destaque para cenários pós-crisis onde a inflação era contida e apresentava-se em baixos níveis. Assim, as economias, tanto desenvolvidas quanto emergentes, passam a observar redução no efeito *pass-through* em cenários de preços baixos (Jašova *et al.*, 2016).

No ha consenso na literatura acerca de que fatores estariam influenciando essa tendencia e se ha um padrao para tal, sendo tais repasses diferentes em pases desenvolvidos e em desenvolvimento. No caso de economias em desenvolvimento, como a brasileira, investiga-se a relaao entre taxa de juros, cambio e o repasse cambial, conforme destaca Fonseca *et al.* (2019), sendo que os autores argumentam que podem existir evidencias de nao linearidades no repasse cambial associadas a periodos de cambio com tendencia a apreciaao/depreciaao, como colateral dos juros. Os aludidos autores argumentam que a situaao cambio baixo e juro alto seria potencialmente mais eficiente para coeficientes de *pass-through* mais elevados e, consequentemente, reforca a importancia do cambio como mecanismo de transmissao monetaria.

Mendonca e Tostes (2015) apresentaram evidencias empiricas sobre os efeitos do repasse cambial para a inflaao na economia brasileira apos a adoao das metas de inflaao. Os resultados indicam que o efeito do repasse cambial e importante para explicar a taxa de inflaao, e a principal contribuiao deste estudo foi a avaliaao do impacto das politicas fiscais e a credibilidade monetaria no mecanismo de transmissao da taxa de cambio para a inflaao no Brasil, indicando que ambas as politicas sao importantes para explicar o repasse cambial na economia brasileira. Para Assis *et al.* (2019), economias abertas como o Brasil dependem da influencia que a taxa de cambio exerce sobre os precos para garantir o equilbrio do regime de metas de inflaao. Na visao dos autores, o grau do *pass-through* de produtos importados depende da moeda, seja a moeda originaria do pas produtor, do mercado de destino ou de uma moeda que nao faz parte das transaoes entre as duas economias. No Brasil, Santolin e Carvalho (2019)

estimam o *pass-through* entre 1999 a 2017 e confirmam que o coeficiente de repasse cambial diminuiu ao longo do tempo, sobretudo após 2009, quando o impacto sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi reduzido consideravelmente.

O estudo de Arestis *et al.* (2009), focado em analisar diferentes países emergentes que adotaram o RMI e compará-los com países onde o regime não foi adotado, constata que em ambos os casos houve sucesso no controle da inflação. Mesmo o Brasil apresentando uma das maiores taxas de juros do mundo, ainda ostenta uma inflação média anual elevada, impactando negativamente no crescimento econômico do país e na dívida pública. Os autores destacam que economias abertas da América Latina apresentam certa vulnerabilidade a choques externos, e a volatilidade cambial ocasiona mudanças na taxa de inflação que provoca a inabilidade desses países inseridos no RMI de atingir suas metas, uma das razões pode estar relacionada ao repasse cambial menor ao longo do tempo.

Portanto, o objetivo desta seção foi entender quais os fatores que contribuem para explicar o coeficiente de repasse da taxa de câmbio para os níveis de preços, ressaltando abordagens microeconômicas e macroeconômicas. À luz dessa literatura, a próxima seção vai analisar a relação entre taxa de câmbio e inflação no Brasil, seguida de uma análise empírica sobre o coeficiente de repasse cambial no Brasil. Vale destacar que o principal objetivo empírico da referida seção não é investigar quais os determinantes do coeficiente de repasse como fizeram Gagnon e Ihrig (2004) e Murchison (2009), na perspectiva macroeconômica, ou Goldberg e Knetter (1997) e Yang (1997) na perspectiva microeconômica, mas identificar se sob o regime de metas de inflação no Brasil houve mudanças no tamanho do coeficiente de repasse em momentos de taxa de câmbio apreciada ou depreciada. No entanto, a discussão teórica desta seção é importante para a interpretação dos resultados encontrados.

3 Economia brasileira e a dinâmica da relação entre taxa de câmbio e preços

Para a economia brasileira o ano de 1999 é caracterizado pelo abandono do regime de metas cambiais e adoção do Regime de Metas de Inflação. Após as crises em diversos países – crise do México em 1994, a crise Asiática

em 1997 e a crise Russa em 1998 –, em 1998, o Brasil sofre com ataques especulativos, que tornaram inevitável a mudança do regime cambial para o câmbio flutuante. Segundo os dados do Banco Central do Brasil (BCB, 2022), em 1997, o déficit em transações correntes era de cerca de 5% do Produto Interno Bruto (PIB), o déficit público nominal em torno de 6% do PIB, as reservas cambiais, em abril de 1998, eram de US\$74 bilhões e, em 15 de janeiro de 1999, caíram para algo em torno de US\$30 bilhões. Os fortes ataques especulativos e a consequente fuga de capitais sofrida pelo Brasil no período em destaque tornam o regime cambial então adotado insustentável. A mudança de regime veio acompanhada de forte depreciação da moeda, com variação média da taxa de câmbio de 56% de 1998 para 1999, conforme a Tabela 1. Um desafio latente para o Plano Real nesse período esteve associado à vulnerabilidade externa desencadeada por um plano de estabilização dos preços associado a fluxos de capitais externos voláteis, os quais garantiam uma “âncora cambial”.¹

Após se manter em torno de 1,8 R\$/US\$ nos anos de 1999 e 2000, a taxa de câmbio, agora flutuante, sofre nos anos seguintes novas pressões ligadas às incertezas acerca da eleição presidencial em 2002. Apesar de o então candidato Luiz Inácio Lula da Silva, antes de assumir, sinalizar comprometimento e respeito aos contratos e distanciar-se de discursos de mudanças radicais, sinalizações essas sintetizadas no documento “carta aos brasileiros”, as incertezas e o temor com o novo governo foram intensas, conforme ressalta Erber (2011). Agentes econômicos, temerosos e buscando barganhas vantajosas, produziram depreciação do câmbio, elevação da inflação e redução do crescimento do produto, conforme indicam os dados da Tabela 1. Além disso, fatos como a crise das empresas de energia, os atentados de 11 de setembro e o colapso argentino ainda ecoavam sobre a formação de expectativa dos agentes.

Nos primeiros momentos do governo Lula, assim como nos anos anteriores, a resposta imediata às especulações foi uma forte elevação da taxa básica de juros, soma-se a isso, em meados de 2003, uma forte expansão da liquidez e do comércio internacional, com bons resultados ao setor primário e, sobretudo, aos bens semielaborados, como demonstra Erber (2011). Desse modo, a restrição externa deixava de se manifestar, e o temor do governo Lula foi substituído por mais otimismo e entrada de

.....
1 Para mais detalhes dessa mudança, ver Barbosa-Filho (2008).

capitais. No câmbio, a consequência foi um movimento de apreciação do câmbio real e nominal.

Tabela 1 Indicadores selecionados da economia brasileira – período de 1999 a 2021

Ano	Norma	Meta (%)	Limites (%)	IPCA (%)	Selic (%)	Variação cambial (%)	Variação PIB (%)
1999	Res. 2.615	8,00	6,0-10,0	8,94	19,0	56,4	0,5
2000	Res. 2.615	6,00	4,0-8,0	5,97	15,8	0,8	4,4
2001	Res. 2.615	4,0	2,0-6,0	7,67	19,1	22,1	1,4
2002	Res. 2.744	3,5	1,5-5,5	12,53	24,9	19,5	3,1
2003 ¹	Res. 2.842	3,25	1,25-5,25	9,3	16,3	5,4	1,1
	Res. 2.972	4,00	1,5-6,5				
2004 ¹	Res. 2.842	3,75	1,25-6,25	7,6	17,7	-5,0	5,8
	Res. 3.018	5,5	3,0-8,0				
2005	Res. 3.108	4,5	2,0-7,0	5,69	18,0	-20,2	3,2
2006	Res. 3.210	4,5	2,5-6,5	3,14	13,2	-11,9	4,0
2007	Res. 3.291	4,5	2,5-6,5	4,46	11,25	-11,7	6,0
2008	Res. 3.378	4,5	2,5-6,5	5,9	13,75	-6,2	5,0
2009	Res. 3.463	4,5	2,5-6,5	4,31	8,75	8,2	-0,2
2010	Res. 3.584	4,5	2,5-6,5	5,91	10,75	-13,5	7,6
2011	Res. 3.748	4,5	2,5-6,5	6,5	11,0	-5,1	3,9
2012	Res. 3.880	4,5	2,5-6,5	5,84	7,25	14,3	1,8
2013	Res. 3.991	4,5	2,5-6,5	5,91	10,0	9,4	2,7
2014	Res. 4.095	4,5	2,5-6,5	6,41	11,75	8,3	0,1
2015	Res. 4.237	4,5	2,5-6,5	10,67	14,25	29,4	-3,8
2016	Res. 4.345	4,5	2,5-6,5	6,29	14,18	4,5	-3,6
2017	Res. 4.419	4,5	3,0-6,0	2,95	10,11	-9,3	1,3
2018	Res. 4.499	4,5	3,0-6,0	3,75	6,58	12,7	1,8
2019	Res. 4.582	4,25	2,75-5,75	4,31	6,03	7,4	1,4
2020	Res. 4.582	4,0	2,5-5,5	4,52	4,51	23,5	-4,1
2021	Res. 4.671	3,75	2,25-5,25	10,06	11,25	4,4	6,0

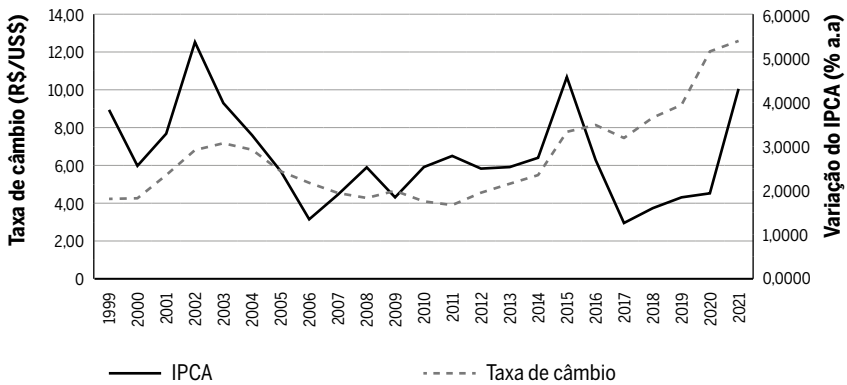
Fonte: BCB (2022). Elaboração própria.

Nota1: A Carta Aberta, de 21/1/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.

O subperíodo, que se inicia ao final de 2002 e vai até 2012 é caracterizado pela apreciação cambial e relativa estabilidade de preços, conforme ilustra a Figura 1, que mostra a análise conjunta da inflação e da taxa de câmbio no país entre 1999 e 2021.

Nesse período cabe destacar que uma das principais causas da apreciação cambial foi a política monetária, que não acompanhou, proporcionalmente, a redução da percepção de risco-país, fato esse que gerou espaço para arbitragem dado o diferencial de taxas de juros interna e externa, com baixo risco inclusive. Como consequência, isso pressionou o mercado de câmbio e induziu a apreciação da moeda doméstica e acumulação de reservas, que garantiram a convergência da taxa de inflação para as metas estabelecidas (ver Tabela 1).

Figura 1 Inflação (var. IPCA% a.a.) e taxa de câmbio (R\$/US\$) no Brasil – 1999-2021



Fonte: Elaboração própria, baseada em BCB (2022).

Cabe destaque que a apreciação do real está relacionada à política de controle da inflação condicionada à valorização dessa moeda. Nesse ponto é relevante avaliar que no início do Plano Real adotou-se sistema de âncora cambial com liberalização financeira e comercial, sendo a taxa de câmbio fixa e sobrevalorizada o instrumento para conter a inflação. A preponderância do câmbio como elemento de destaque no controle inflacionário mantém-se, pós-1999, mesmo com a adoção do regime de metas de inflação.

No período de 2002 a 2012 o patamar do câmbio no Brasil contribuiu para manter a inflação baixa. O câmbio apreciado diminuía o preço das importações, sejam matérias-primas ou produtos finais. As matérias-

-primas diminuía os preços finais de produtos nacionais que as usavam como insumos, e os produtos finais importados pressionavam para baixo os preços dos bens nacionais concorrentes. Além disso, o dólar baixo exerceu importantes efeitos de baixa sobre os preços administrados, como da energia elétrica, telefonia e planos de saúde, por exemplo. Esses preços têm seus reajustes pela variação do Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M), que é fortemente influenciado pelo dólar.

No período recente, posterior a 2012, são os fatores externos como o fim das políticas de *quantitative-easy* adotadas por alguns países desenvolvidos como resposta à crise do *subprime* de 2008, aliado à crise política, econômica e, mais recentemente, sanitária, que explicam de forma mais direta a alta da taxa de câmbio e consequente elevação da inflação no Brasil.

Quanto à crise política, as incertezas em relação à efetivação da política econômica durante o segundo governo de Dilma Rousseff pressionaram o real brasileiro, como mostra a variação cambial de 2014 para 2015 (Tabela 1). Também a profunda recessão que se seguiu entre 2015 e 2016, conforme mostra a Tabela 1, em que o PIB registrou queda acumulada de cerca de 7% (-3,8% em 2015 e -3,6% em 2016), explica a manutenção da taxa de câmbio elevada nesses anos, apesar de o Banco Central Brasileiro ter aumentado gradual e continuamente a meta da taxa de juros Selic a partir de 2014.²

Desde então, a taxa de câmbio começou a sofrer contínua tendência à depreciação, conforme mostram as variações cambiais positivas, desde 2014 (Tabela 1). Mais recentemente, incertezas ligadas à pandemia de Covid-19 e às inseguranças políticas no Brasil têm contribuído para desvalorização constante do real, que foi uma das moedas que mais perdeu valor nos últimos anos.

Associados à depreciação cambial, a elevação dos preços das *commodities* – com o início da recuperação das economias da crise da Covid e as políticas fiscais expansionistas empreendidas para combatê-la – e o dismantelamento das cadeias globais de valor – caracterizados pela paralisação compulsória de muitas empresas por restrição de oferta por falta de produtos como semicondutores, eletrônicos, produtos químicos etc. – pressionaram o nível de preços, que fechou 2021 em 10,6% a.a., conforme a Tabela 1 indica.

.....
2 Ver Prates *et al.* (2017) para uma discussão sobre mudanças na política cambial no período do governo de Dilma Rousseff.

Diante da análise anterior, é possível concluir que, sob metas de inflação e câmbio flutuante, observa-se na economia brasileira que os anos com taxas de câmbios mais depreciadas – 2002, 2015 e 2021 – também foram os que registraram maiores taxas de inflação (Tabela 1 e Figura 1), inclusive acima de dois dígitos. Já os anos nos quais a taxa de câmbio manteve-se relativamente apreciada também foram caracterizados por taxas de inflação mais baixas, a exemplo do período entre 2005 e 2014.

É essa relação entre câmbio e preços que se tenciona investigar, empiricamente, com o intuito de identificar os diferentes padrões de transmissão das variações na taxa de câmbio para a inflação no Brasil e permitir melhor compreensão do mecanismo de repasso cambial no contexto do regime de metas para a inflação e suas consequências para a economia brasileira.

4 Estratégia empírica

4.1 Modelo econométrico

Observa-se nos estudos empíricos sobre repasse cambial que há diferentes métodos para avaliação do fenômeno na economia brasileira. Este estudo optou por utilizar o modelo econométrico de Autorregressão Vetorial (VAR).

De acordo com Enders (2014), um VAR é uma extensão do modelo Autorregressivo (AR) em um contexto multivariado, em que se utiliza um conjunto de séries temporais sendo que cada variável é uma função linear de seus valores defasados e dos valores defasados de outras variáveis. O VAR é utilizado para análises empíricas em modelos macroeconômicos, como proposto inicialmente por Sims (1980) e Sims (1986), e contempla sistemas de equações em que se observa simultaneidade das relações; o VAR pode ser visto, portanto, como a forma reduzida de um sistema de equações simultâneas dinâmicas.

Um modelo VAR em sua forma estrutural – com uma defasagem $(t - 1)$ e n variáveis x_n – pode ser, de forma genérica, representado matricialmente por:

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \dots & b_{2n} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & \dots & b_{3n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \\ \cdot \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \\ \cdot \\ b_{n0} \end{bmatrix} + \\
 & + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \dots & \gamma_{3n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \\ \cdot \\ x_{n,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \cdot \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix} \tag{1}
 \end{aligned}$$

O modelo estrutural pode ser apresentado ainda em um formato compacto:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \tag{2}$$

Pré-multiplicando (2) por B^{-1} tem-se:

$$X_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 X_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_{t-1} \tag{3}$$

O que resulta em um VAR na forma reduzida, que pode ser expresso como:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \tag{4}$$

O sistema é transformado da forma estrutural (1) para a forma reduzida (4) para que o mesmo possa ser estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados – MQO. Contudo, um modelo VAR na forma reduzida não permite a identificação dos efeitos de choques exógenos independentes nas variáveis, pois nessa situação os resíduos são correlacionados contemporaneamente.

Procedimento pivotal no modelo VAR é a identificação, porquanto possibilita recuperar o modelo na forma estrutural a partir da forma reduzida – utilizada na estimação. Tal como descrito por Sims (1986), em um modelo VAR é preciso impor restrições sobre os parâmetros para tornar o modelo primitivo identificado.

Uma das formas possíveis utilizadas para identificar restrições sobre a relação contemporânea dos choques é a chamada decomposição de Cholesky, que propõe uma estrutura exatamente identificada ao modelo (3), sendo que B é diagonal e Γ_1 triangular inferior (Enders, 2014).

Contudo, autores como Sims (1986) têm ressaltado que, na existência de relação contemporânea, a escolha da ordem das variáveis na decomposição de Cholesky pode implicar diferentes interpretações das funções impulso-resposta e da decomposição de variância do erro de previsão.

Como alternativa, alguns trabalhos (Sims, 1986; Bernanke, 1986; Blanchard; Quah, 1989; Leeper *et al.*, 1996) sugerem o uso da ortogonalização, que permite impor restrições sobreidentificadas ao modelo. Essa metodologia é denominada de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVARs), tais modelos baseiam-se na teoria econômica para identificar as restrições do modelo.

Assim, para identificar o choque em uma única variável do sistema faz-se necessário impor restrições sobre as relações contemporâneas entre as variáveis do modelo, seja em um sistema exatamente identificado (Cholesky) ou sobreidentificado (SVAR) (Enders, 2014). Portanto, no processo de identificação de um VAR é fundamental desenvolver um modelo teórico que conduza às hipóteses que fundamentem as restrições a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis a fim de se obter a identificação no modelo empírico. Posto isso, de acordo com a literatura econômica (Mondenesi; Araújo, 2013; Santolin; Carvalho, 2019; Fonseca *et al.*, 2019), para o modelo que se estabelece neste estudo de impactos de variáveis sobre a inflação no Brasil – IPCA –, prevê-se que uma modificação na taxa de câmbio impactaria positivamente sobre o índice de inflação e denotaria a transmissão cambial para a inflação. A relação entre a taxa SELIC e o IPCA capta a ação da política monetária via manipulação de taxa de juros. Além disso, com relação ao índice de *commodities*, esse figura no modelo como *proxy* para oferta e, com relação ao PIB, esse se apresenta como *proxy* de demanda nessa formulação, assim as variáveis utilizadas no modelo multivariado estimados seriam: *IPCA*, *Cambio*, *Selic*, *PIB* e *ICOM*.

Assim, utilizando a decomposição de Cholesky para um sistema exatamente identificado e considerando a ordem decrescente de endogeneidade das variáveis baseada na literatura econômica, a matriz de relações contemporâneas – B – do VAR com cinco variáveis a serem estimadas pode ser representada por:

$$BX_t : \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ 0 & 1 & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} & b_{35} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & b_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} IPCA_t \\ Cambio_t \\ Selic_t \\ PIB_t \\ ICOM_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

Nesse modelo VAR têm-se 10 parâmetros para serem estimados, incluindo as variâncias dos erros e a covariância entre os erros. Dessa forma, precisa-se impor 10 restrições ao modelo original para que ele possa ser identificado através do ajustamento do modelo na forma reduzida – as restrições são os zeros na matriz.

A definição do número de defasagens p a serem consideradas para a estimação do modelo VAR considera os critérios de informação Razão de Verossimilhança (LR), AKAIKE Information Criterion – AIC(p) –, Hannan-Quinn Criterion – HQ(p) – e Schwarz Criterion – SC(p). Os critérios de informação são calculados utilizando um procedimento sequencial no ajustamento de Modelos Autorregressivos de diferentes ordens. O modelo a ser considerado para a análise é aquele que apresentar o menor valor para os critérios.

As elasticidades de impulso para k períodos à frente, chamadas de Funções de Impulso-Respostas ou FIR, também podem ser obtidas pelo uso da metodologia VAR. Essas elasticidades de impulso possibilitam a avaliação do comportamento das variáveis consideradas em resposta a choques individuais não antecipados em quaisquer dos componentes do sistema.

A variância dos erros de previsão, k períodos à frente, também pode ser computada na operacionalização do modelo VAR, em percentagens a serem atribuídas a cada componente do sistema, que permite a análise do poder explanatório de cada variável sobre as demais. Por meio dessa análise, obtém-se o percentual da variância do erro de previsão de uma variável (nos diversos períodos) que pode ser explicado por cada choque não antecipado nas variáveis do modelo.

4.2 Dados

Este estudo utilizou para as estimações os dados mensais de cinco variáveis: a) Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA); b) a Taxa de câm-

bio (R\$/US\$); c) a Taxa de Juros SELIC; d) o Produto Interno Bruto (PIB) e; e) o Índice global de *commodities*, todas para o período de outubro de 2002 a novembro de 2021. Destaca-se que a série PIB teve seu valor deflacionado utilizando a série IGP-DI, e as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais para serem analisadas como elasticidades. Os dados foram obtidos nas plataformas de consulta do IPEADATA (2022), Banco Central do Brasil (BCB, 2022) e Fundo monetário internacional (FMI, 2022). Os detalhes das variáveis utilizadas na estimativa do modelo VAR, respectivas nomenclaturas e fontes estão dispostos no Quadro 1.

Quadro 1 Variáveis utilizadas, nomenclaturas, descrição e fontes

Nomenclatura	Variáveis	Descrição	Fonte
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Geral	IPCA geral – Índice (dez. 1993 = 100)	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor
Câmbio	Taxa de câmbio.	Taxa de câmbio – R\$/US\$ – comercial – venda – média	Banco Central do Brasil
Selic	Taxa de juros – Over / Selic	Taxa de juros – Over/Selic – acumulada no mês (% a.m.)	Banco Central do Brasil
PIB	PIB – R\$ (milhões) – em valores reais	PIB em R\$ (milhões) – atualizado pelo IGP-DI – Índice Geral de Preços Disponibilidade interna	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; e IPEADATA
ICOM	Índice Global de <i>Commodities</i>	Índice Global de <i>Commodities</i> – FMI (Índice 2016=100)	Fundo Monetário Internacional

Fonte: Elaboração própria.

Uma vez que se utilizou a decomposição de Cholesky para a identificação do modelo VAR, faz sentido usar o modelo que traz as principais pressões sobre os preços – a oferta, a demanda, a taxa de câmbio e a taxa de juros – e resgatar os choques desejados no câmbio e sobre os preços. Além disso, a maioria dos artigos sobre o assunto, citados nesta pesquisa, utilizam diversas aplicações metodológicas semelhantes com propósito parecido.

5 Resultados e discussões

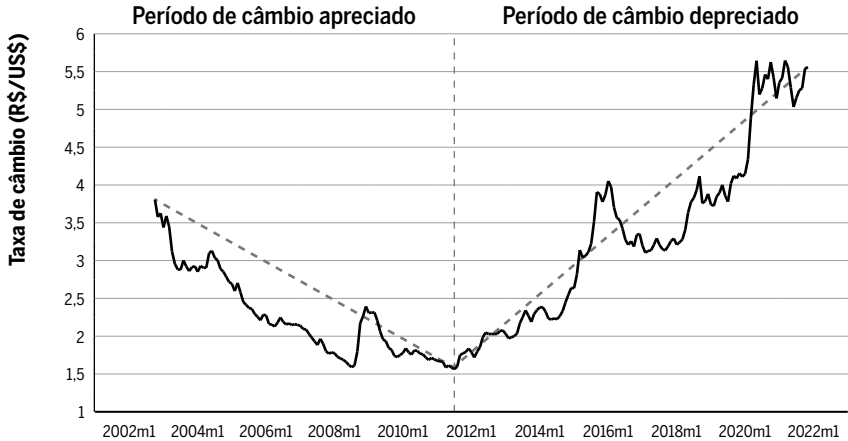
Os elementos teóricos e os fatos estilizados acerca da economia brasileira apresentados destacam a relevância do câmbio como importante canal de transmissão da política monetária no Brasil e como elemento-chave para o controle de preços. Com base nas evidências apresentadas, a contribuição empírica deste estudo é avaliar padrões da transmissão cambial para preços no Brasil em um contexto de câmbio apreciado e depreciado. A Figura 2 apresenta a trajetória da taxa de câmbio nominal no Brasil de 2002 a 2021, ou seja, do período inicial do Regime de Metas de Inflação no país à contemporaneidade. Com destaque, é possível identificar dois padrões para a trajetória do câmbio, um com tendência à apreciação – de outubro de 2002 a julho de 2011 – e outro, reverso, com tendência à depreciação do câmbio – de agosto de 2011 ao final do período em exame. Foi utilizado o teste multivariado de quebra estrutural de Bai e Perron (1998) como subsídio à identificação de possíveis quebras no conjunto de variáveis deste estudo, e os resultados encontrados sinalizam que não se pode rejeitar a hipótese nula de uma quebra estrutural nas séries temporais consideradas neste estudo e também que não se pode rejeitar a hipótese nula que essa quebra ocorra em julho de 2011.

O exame preliminar da evolução do câmbio (Figura 2) permite identificar duas situações concernentes aos padrões identificados dessa taxa, a saber: a) para o período de câmbio com tendência à apreciação as taxas de inflação observadas na economia brasileira são relativamente mais baixas e estáveis, conforme apresentado anteriormente; e b) quando há tendência à depreciação cambial as taxas de inflação observadas mostram-se em patamares mais elevados e persistentes (Feijó *et al.*, 2022; Fonseca *et al.*, 2019). Do exame dos períodos destacados anteriormente, atinente à relação entre Câmbio e IPCA, ao considerar o coeficiente de *correlação de Pearson* observa-se que a correlação entre essas séries é de 0,49 quando o padrão da série câmbio tende à depreciação, e 0,08 quando há tendência à apreciação, resultado que sugere que os padrões cambiais alteram a correlação entre essas séries e, portanto, sugerem alterações no repasse cambial.

Cabe destacar, ainda, que para o período de câmbio com tendência à apreciação a *correlação de Pearson* entre IPCA e SELIC é de $-0,83$, em contrapartida, quando o câmbio apresenta tendência à depreciação essa correlação é de $-0,52$. Esse fato sinaliza que os padrões cambiais identificados

sugerem, inclusive, alterações na transmissão da política monetária, por conseguinte, efetividade da principal ferramenta operacional do RMI no controle de preços.

Figura 2 Taxa de câmbio – em R\$/US\$ – para o período de outubro de 2002 a novembro de 2021



Fonte: Elaboração própria, baseada em BCB (2022).

Nota¹: Teste Bai & Perron (1998) para uma quebra desconhecida na série: estatística supW (tau) = 53,28 (estatisticamente significativo a 1%).

Nota²: Teste Bai & Perron (1998) para uma quebra em julho de 2011: estatística W (tau) = 17,08 (estatisticamente significativo a 1%).

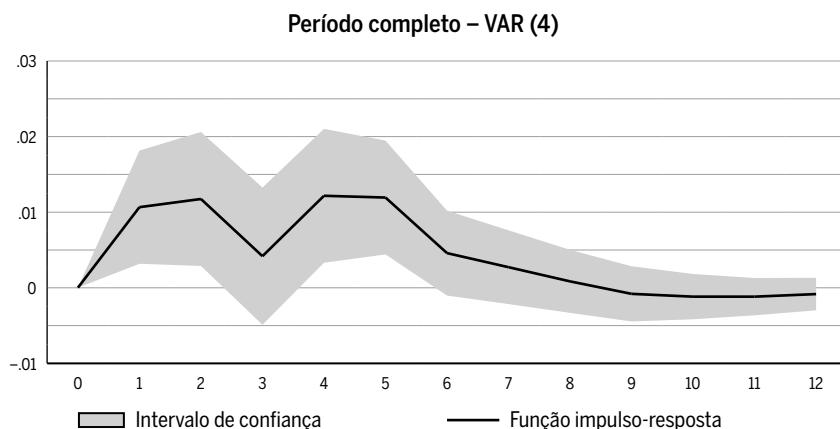
Para avançar no sentido de validação empírica dos padrões da transmissão cambial para taxas inflação no Brasil, utiliza-se o modelo VAR, com o objetivo de estimar um sistema de equações dinâmicas estabelecido de forma a estruturar equações com os determinantes da taxa de inflação no país. Como passo inicial, procedeu-se ao exame de estacionariedade das séries temporais utilizadas neste estudo, em que tal avaliação é feita na série como um todo e nos dois subperíodos identificados no teste de quebras estruturais. Os testes *Elliott-Rothenberg-Stock* – DF-GLS –, *Phillips-Perron* – PP – e *Augmented Dickey-Fuller* – ADF – foram utilizados e os resultados estão dispostos nas Tabelas A1 e A2 (Apêndice). A decisão acerca da existência de raiz unitária considera a convergência dos testes utilizados. Pode-se concluir que, à exceção das variáveis *ICOM*, para o período completo, e da série do *PIB*, para o período de câmbio com tendência à apreciação, que apresenta-

ram resultados inconclusivos, para todas as demais não se rejeita a hipótese nula de que essas apresentam raiz unitária; que não persiste em primeira diferença. Posto isso, o VAR deve ser estimado em primeira diferença – I(1).³

Para a especificação do número de defasagens a serem impostas ao sistema de equações do modelo VAR, este estudo utiliza os critérios de seleção LR (Razão de Verossimilhança), AIC (Akaike), HQIC (Hannan-Quin) e SBIC (Schwarz), condicionados à análise de ausência de autocorrelação nos resíduos verificada por meio da estatística LM do teste Breusch-Godfrey. Os critérios de seleção e a análise de autocorrelação dos resíduos indicam um modelo VAR (4) para o período completo e um modelo VAR (2) para os períodos de câmbio apreciando e depreciando.

Concerente à estabilidade dos modelos VAR estimados, foram analisadas as raízes (inversas) do polinômio característico construído, as quais devem estar todas dentro do círculo unitário para que o modelo seja considerado estável. Nesse sentido, tanto o modelo para o período completo quanto para os dois subperíodos considerados satisfazem tal condição de estabilidade.⁴

Figura 3 Função impulso-resposta, de 12 passos à frente, de um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio sobre o índice de inflação, em elasticidade



Fonte: Elaboração própria.

3 O teste de cointegração de Máximo Valor para as séries utilizadas, tanto para o período completo quanto para os subperíodos destacados, sinaliza a não existência de cointegração, o que afasta para este estudo, conforme Enders (2014), a utilização de um modelo VEC – Vetor de Correção de Erro.

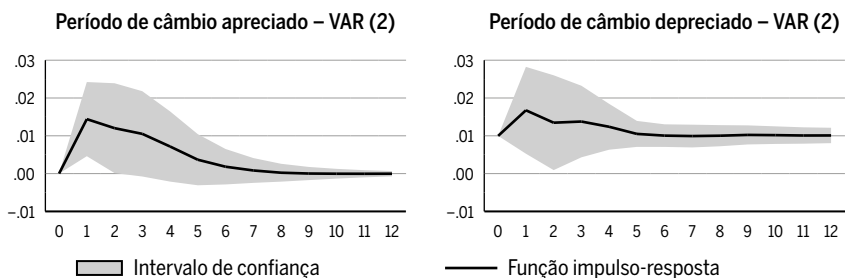
4 Os resultados dos referidos procedimentos podem ser solicitados aos autores. Por razões de otimização do processo editorial, eles não estão apresentados na íntegra neste artigo.

Posto isso, para captar o efeito dinâmico do sistema de equações do modelo VAR, a análise que segue considera as funções de impulso-resposta – choques não ortogonais de um desvio padrão. Na Figura 3 observa-se a evolução da trajetória do IPCA – em um período de 12 meses à frente – diante de um choque cambial não antecipado.

Em consonância com a literatura (Mondenesi; Araújo, 2013; Santolin; Carvalho, 2019; Fonseca *et al.*, 2019), um choque na taxa de câmbio tem efeito positivo sobre a inflação, o que corrobora a existência de um mecanismo de transmissão do câmbio para os preços no Brasil. Vale destacar que o choque cambial atinge seu valor máximo e se dissipa por volta do sexto mês. O resultado está em linha com o encontrado por Mondenesi e Araújo (2013), que destacam que o efeito de aumentos na taxa de câmbio sobre a inflação é altamente significativo, maior inclusive àqueles atinentes a aumentos na atividade econômica.

Analisando agora os efeitos de um choque cambial sobre o IPCA no Brasil, em contexto de tendência à apreciação cambial e depreciação cambial nos subperíodos considerados neste estudo (Figura 4), as funções de impulso-resposta, nos subperíodos supramencionados, mostram que a taxa de câmbio é relevante na determinação dos preços no Brasil – tomados aqui pelo IPCA –, com destaque nos períodos em que a moeda se encontra em trajetória de apreciação. Os resultados mostram que para o subperíodo com tendência à apreciação cambial o padrão de transmissão cambial é maior, com choque cambial mais efetivo e persistente; esse resultado corrobora as evidências sugeridas pela análise preliminar das séries por meio de *correlações de Pearson*.

Figura 4 Função impulso-resposta, de 12 passos à frente, de um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio sobre o índice de inflação, em elasticidade – períodos de câmbio apreciado e depreciado



Fonte: *Elaboração própria.*

Em conjunto, os resultados encontrados neste estudo mostram a relevância do canal de transmissão cambial como elemento de destaque para controle de preços e para a ação da política monetária no país e, além disso, os resultados de outras possibilidades de choques (Figuras A1, A2 e A3 do Apêndice) sinalizam que em situação de câmbio com tendência à depreciação (Figura A3 do Apêndice) a resposta da SELIC a um choque positivo no IPCA se mostra mais elevada, o que destaca um esforço maior em termos de política monetária para controle inflacionário comparado à situação em que o câmbio se aprecia (Figura A2 do Apêndice). Ademais, a inflação se mostra mais persistente com o câmbio com tendência à depreciação, porquanto a convergência do IPCA é mais lenta nessa situação frente a um choque na SELIC; Serrano (2010) já destacara a preponderância do mecanismo de câmbio no controle de preços no Brasil e a inadequação dos mecanismos via taxa de juros SELIC para manejar a inflação no país.

Torna-se também evidente, nos achados deste estudo, que esse canal é mais efetivo quando o câmbio apresenta trajetória de apreciação, o que, no contexto do RMI, torna maior a possibilidade de sucesso no cumprimento das metas de inflação estabelecidas nessa situação, assim como salientou Fonseca, Araújo e Araújo (2019) e pode ser observado no comportamento da trajetória do IPCA frente a um choque não antecipado na SELIC (Figuras A1, A2 e A3 do Apêndice). Dessa forma, os resultados obtidos ajudam a compreender o porquê da convivência no Brasil de uma combinação de juros altos e câmbio apreciado na condução do RMI.

Chama atenção a resposta do IPCA a um choque na SELIC (Figuras A1, A2 e A3 do Apêndice), ao configurar o que se convencionou chamar na literatura de *price puzzle* (Walsh, 2003). Conquanto sem respaldo formal na teoria ortodoxa, esse comportamento se tornou bastante comum em modelos VAR que modelam trajetórias da inflação e já foi identificado para a economia brasileira, por exemplo, por Luporini (2007). O resultado encontrado suscita o debate bastante pertinente sobre a existência de um canal de custos na transmissão da política monetária no Brasil. Isto é, uma elevação da taxa de juros aumenta o custo de produção das firmas que – dependendo de seu poder de mercado e das condições de demanda – pode ser repassado para preços.

Em linha com essa literatura, em primeiro momento, uma contração monetária gera elevação de custos que são transmitidos rapidamente para os preços. Posteriormente, uma elevação dos juros desaquece a economia

e, finalmente, impacta negativamente a inflação. O *puzzle surge*, portanto, da existência de um descompasso entre os efeitos da política monetária sobre os custos de produção – mais imediatos – e seus impactos defasados sobre a demanda agregada e, por fim, nos preços.

Mais do que a ocorrência do *price puzzle*, o que chama atenção é a baixa sensibilidade da inflação à taxa de juros, ou seja, uma elevação da taxa básica de juros tem reduzido impacto deflacionário, sendo a inflação mais persistente em condição de câmbio com tendência à depreciação (Figura A3 do Apêndice).

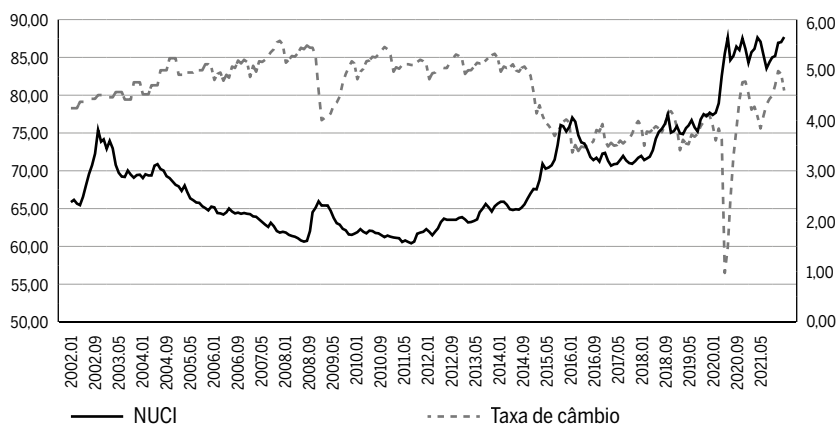
Os resultados das estimativas empíricas deste estudo destacam que os padrões de transmissão cambial respondem de maneira diversa quando o câmbio está apreciado/depreciado, sendo a transmissão mais efetiva quando há tendência de câmbio apreciado. Os resultados dos choques são convergentes à decomposição da variância dos erros de previsão do modelo VAR,⁵ que reforçam a importância relativa do câmbio em períodos de tendência à apreciação na explicação da trajetória do IPCA. Esse resultado pode parecer intrigante à luz de alguns modelos que sugerem que nos momentos de maior desvalorização cambial, quando empresas perdem margens operacionais devido à alta de custos com importados, elas buscam repassar a alta de custos para seus preços no mercado.

No entanto, vale destacar que no caso do Brasil as depreciações cambiais estão associadas a momentos de crises e retrações da demanda agregada, o que dificulta o repasse de preços, pois os mercados estão cada vez mais restritos e as empresas utilizam-se do fator preços para competir. A Figura 5, na sequência, mostra a tendência do nível de utilização da capacidade instalada e da taxa de câmbio no Brasil, desde 2002, evidenciando que os períodos de depreciação cambial também são caracterizados por menor nível de utilização da capacidade instalada. Nesses períodos, repassar a alta de custos para os preços tende a ser mais difícil, haja vista que as empresas estão acumulando estoques, produzindo menos e com baixa parcela da capacidade de produção operacional utilizada.

Essa evidência pode ser utilizada para justificar o resultado da pesquisa de que o repasse cambial tende a ser maior em momentos de apreciação cambial do que em momentos de tendência à depreciação.

.....
5 Os resultados dos referidos procedimentos podem ser solicitados aos autores. Por razões de otimização do processo editorial eles não estão apresentados na íntegra neste artigo.

Figura 5 Taxa de câmbio e nível de utilização da capacidade instalada (NUCI) no Brasil – período de 2002 a 2021 – dados Trimestrais



Fonte: A taxa de câmbio utilizada é a mesma da pesquisa (estimativas) e NUCI – Utilização da capacidade instalada – indústria – média – (%) – FGV/Conj. Econ. – CE12_CUTIND12.

Nota¹: Os dados da NUCI anteriores a 2006 são trimestrais, por isso os valores trimestrais foram repetidos mensalmente entre 2002 e 2005.

Nota²: Nível de utilização da capacidade no eixo primário (à esquerda) e taxa de câmbio no eixo secundário (à direita).

A análise crítica desses resultados é que juros elevados e câmbio apreciado, identificados neste estudo como mais efetivos para a ação do RMI, têm efeitos deletérios para a economia brasileira, em termos fiscais – com efeito negativo para a dívida pública –, em termos distributivos – elevando as margens de lucros das empresas e a concentração e distribuição funcional da renda – e, sobretudo, em termos de crescimento, com os juros reais elevados atrapalhando o crescimento do crédito para o consumo e desestimulando o investimento produtivo induzido e a evolução do produto. Complementarmente, o câmbio apreciado desincentiva a indústria no que se refere a um conteúdo tecnológico maior da indústria e eleva as importações em todos os segmentos do mercado, o que corrói a competitividade da indústria nacional.

Os resultados são consistentes no sentido de mostrar uma dependência exacerbada na economia brasileira do câmbio como mecanismo de controle de preços, sendo mais efetivo esse mecanismo em um câmbio com tendência à apreciação, em que a própria taxa de juros SELIC torna-se um

colateral nesse processo. Cumpre avaliar, assim como assevera Bresser-Pereira (2007), qual o papel a ser desempenhado pelo câmbio na nossa economia, sendo que a experiência internacional sugere a necessidade dessa política para além do controle de preços.

6 Considerações finais

O Regime de Metas de Inflação no Brasil, adotado em 1999, tem a estabilidade de preços como objetivo central a ser atingido e, para isso, esse arranjo, que tem como ajuste de sintonia fina a taxa de juros SELIC, apoia-se fortemente no mecanismo de transmissão cambial para ação da política monetária. Ao longo desses anos, muitos têm sido os questionamentos acerca dos limites e colaterais desse arranjo, em que uma das frentes de debate e de acaloradas críticas é o papel do repasse cambial nesse contexto. Este estudo avalia esse processo e os padrões de transmissão do câmbio para os preços no Brasil.

As principais contribuições que este estudo apresenta vão no sentido de destacar a dependência exacerbada do arranjo constitutivo do regime de metas de inflação no repasse cambial e, com destaque, mostra que os padrões dessa transmissão não são lineares ao longo do tempo, sendo mais efetivos em um contexto de câmbio apreciado. Assim, pode-se constatar que o regime de metas de inflação e a política monetária no país têm como elemento determinante de sua potência a trajetória do câmbio; seja com tendência a apreciação ou depreciação.

À luz dos resultados alcançados, põe-se em discussão os custos que a macroeconômica convencional tem imposto à economia brasileira e destaca-se a necessidade de um debate mais amplo acerca das novas alternativas sobre câmbio e sua ação em nossa economia. Por fim, dois pontos merecem destaque em estudos futuros, sendo um deles a questão das atipicidades da pandemia de Covid-19 como elemento que demanda um modelo específico que justifique a baixa inflação, baixa Selic e depreciação cambial no período, e outro referindo-se à exploração mais profunda da inflação de oferta no país.

Referências

- ANDRÉS, S. A.; SANTIAGO, J. V. Exchange rate pass-through to prices: Var evidence for Chile. *Economía Chilena*, Banco Central de Chile, v. 19, n. 1, p. 20-37, Apr. 2016.
- ARAUJO, E.; ARAUJO, E.; FERRARI FILHO, F. Macroeconomic Performance in Brazil Under the Inflation Targeting Regime. *Investigación Económica*, v. 77, p. 72-101, 2018.
- ARESTIS, P.; PAULA, L. F. DE; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1, p. 1-30, abr. 2009.
- ASSIS, T. M. DE; FONSECA, L. F. C.; FEIJÓ, C. A. DO V. C. Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 1-31, jan./abr. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. *Séries temporais*.
- BARBOSA-FILHO, N. H. Inflation targeting in Brazil: 1999-2006. *International Review of Applied Economics*, Rio de Janeiro, v. 22, n. 2, p. 187-200, Mar. 2008.
- BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. *IMF, Working Papers*, n. 141, 2003.
- BERNANKE, B. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100, 1986.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655-673, 1989.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. *Macroeconomia da estagnação: crítica da ortodoxia convencional pós-1994*. São Paulo: Editora 34, 2007.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 87, n. 4, p. 679-690, Nov. 2005.
- CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M. D.; WU, T. Y. H. *Mecanismos não lineares de repasse cambial para o IPCA*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica, 2004. (Textos para discussão, n. 462).
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 4th ed. New York: Wiley, 2014.
- ERBER, F. S. As convenções de desenvolvimento no governo Lula: um ensaio de economia política. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 31, n. 1 (121), p. 31-55, jan./mar. 2011.
- FEIJÓ, C.; ARAUJO, E. C.; BRESSER-PEREIRA, L. C. B. Política monetária em tempos de pandemia. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 42, n.1, p. 151-171, jan./mar. 2022.
- FERREIRA, G. Q.; MATTOS, L. B. O grau de exchange rate pass-through na economia brasileira no período pós Real. *Economia e Sociedade*, v. 30 (2), p. 311-350, 2021.
- FONSECA, M. R. R. DA; ARAÚJO, E. C. DE; ARAÚJO, E. Não linearidade entre câmbio e preços no Brasil e implicações para uma estratégia de desenvolvimento econômico. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 263-284, abr./jun. 2019.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL – FMI. *Índice Global de Commodities*.
- GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance and Economics*, Wiley Online Library, v. 9, n. 4, p. 315-338, Oct. 2004.

- GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*, v. 35, n. 3, p. 1.243-1.272, Sept. 1997.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECÔNOMICA APLICADA – IPEADATA. *Dados macroeconômicos*.
- JASOVÁ, M.; MOESSNER, R.; TAKÁTS, E. Exchange rate passthrough: What has changed since the crisis? *BIS Working Papers*, Bank for International Settlements, n. 583, Sept. 2016.
- LAFLÈCHE, T. The impact of exchange rate movements on consumer prices. *Bank of Canada Review*, Canadá, v. 1.996, p. 21-32, 1997.
- MENDONÇA, H. F.; TOSTES, F. S. The Effect of Monetary and Fiscal Credibility on Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Economy. *Open Econ. Rev.* (26), p. 787-816, 2015.
- LEEPER, E. M.; SIMS, C. A.; ZHA, T. What does monetary policy do? *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2, p. 1-63, 1996.
- LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in Brazil: Evidence from a VAR analysis. *Estudos Econômicos*, 28 (1), 2007.
- MINELLA, A.; CORREA, A. S. *Mecanismos não lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com Threshold para o Brasil*. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXIII., 2005. *Anais* [...].
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *Working Paper Series*, n. 77. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003.
- MODENESI, A.; ARAÚJO, E. C. Price Stability under Inflation Targeting in Brazil: Empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a VAR model, 2000-2008. *Investigación Económica*, Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México, v. LXXII, 2013.
- MURCHISON, S. Exchange rate pass-through and monetary policy: How strong is the link? *Working Papers* 09-29. Onttawa: Bank of Canada, 2009.
- PIMENTEL, D.; A. MODENESI, V. LUPORINI. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). *Estudos Econômicos*, v. 46 (2), p. 343-372, 2016.
- PRATES, D.; FRITZ, B.; PAULA, L. F. DE. Uma avaliação das políticas desenvolvimentistas nos governos do PT. *Cadernos do Desenvolvimento*, Rio de Janeiro, v. 12, n. 21, p. 187-215, jul./dez. 2017.
- SANTOLIN, R.; CARVALHO, F. Uma avaliação econométrica da trajetória do pass-through da taxa de câmbio e das pressões de demanda e oferta sobre a inflação no período de 1999-2017. *Economia Ensaios*, Uberlândia, v. 34, n. 1, p. 144-179, jul./dez. 2019.
- SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 63-72, jan./mar. 2010.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, Cleveland, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980.
- SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, p. 1-16, 1986.
- SOUZA, R. G. DE; SILVA, L. R. Uma breve análise do processo inflacionário do Brasil: sua

origem, característica e peculiaridades. *Cadernos do Desenvolvimento*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 22, p. 103-126, jan./jun. 2018.

STOCKL, M.; RAMALHETE, M. R.; GIUBERTI, A. C. O impacto das *commodities* sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Index e Índice de *Commodities* Brasil. *Nova Economia*, [S.l.], v. 27, n. 1, 2017.

TAYLOR, J. B. Low inflations, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, v. 44, n. 7, p. 1.389-1.408, June, 2000.

WALSH, C. *Monetary Theory and Policy*. Cambridge, Ma: MIT Press, 2003.

YANG, J. Exchange rate pass-through in U.S. manufacturing industries. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 79, n. 7, p. 95-104, Feb. 1997.

Sobre os autores

Eliane Araújo – elianedearaujo@gmail.com

Departamento de Economia, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, PR, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5104-2508>.

Carlos Eduardo Caldarelli – caldarelli@uel.br

Departamento de Economia, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, PR, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6739-7183>.

João Paulo Cortapasso – joao.cortapasso@uel.br

Departamento de Economia, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, PR, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0555-8682>.

Agradecimentos

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) (processo número 403059/2021-6) o apoio financeiro.

Contribuições dos autores

Eliane Araújo: revisão bibliográfica, estimações econométricas, escrita do texto.

Carlos Eduardo Caldarelli: revisão bibliográfica, coleta de dados, estimações econométricas, escrita do texto.

João Paulo Cortapasso: revisão bibliográfica, coleta de dados, estimações econométricas, escrita do texto.

Sobre o artigo

Recebido em 14 de abril de 2022. Aprovado em 08 de março 2023.

APÊNDICE

Tabela A.1 Resultados dos testes de raiz unitária Elliott-Rothenberg-Stock (DF-GLS) e Phillips-Perron e ADF para as séries no nível

Variáveis	Teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			Teste Phillips-Perron			Teste ADF				Raiz Unitária	
	PT	PI	P11	PT	PI	P11	PT	PI	P11	PT	PI	P11
	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 07/2011	08/2011 a 11/2021	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 07/2011	08/2011 a 11/2021	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 07/2011	10/2002 a 11/2021	08/2011 a 11/2021	10/2002 a 07/2011	08/2011 a 11/2021
IPCA	-0,46	-2,18	-1,90	0,493	-3,84**	-0,89	-1,884	-1,962	-0,432	RU	RU	RU
CÂMBIO	-0,23	-1,61	-2,58	-1,90	-3,03	-2,21	-0,200	-1,000	-0,920	RU	RU	RU
SELIC	-3,05**	-5,03*	-2,46	-2,12	-2,19	-1,10	-1,134	-1,877	-1,222	RU	RU	RU
ICOM	-8,24*	-5,21*	-7,28*	-9,79*	-7,07*	-6,98	-1,965	-0,956	-2,359	INC	RU	RU
PIB	-0,58	-2,36	-0,92	-0,99	-5,25*	-2,90	-9,664*	-6,758*	-6,945*	RU	INC	RU

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota¹: Considera-se o modelo com constante e tendência para os testes de estacionariedade.

Nota²: Para os testes de raiz unitária utilizados tem-se H_0 : Presença de raiz unitária.

Nota³: Com relação à significância estatística:

*Estatisticamente significativo a 1%.

**Estatisticamente significativo a 5%.

***Estatisticamente significativo a 10%.

Nota⁴: Evidências de raiz unitária:

RU – Evidência de raiz unitária (três testes sinalizam raiz).

INC – Inconclusiva (um ou dois testes sinalizam existência de raiz unitária).

EST – Estacionariedade (três testes rejeitam a hipótese de raiz).

Tabela A.2 Resultados dos testes de raiz unitária Elliott-Rothenberg-Stock (DF-GLS) e Phillips-Perron e ADF para as séries na diferença

Variáveis	Teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS				Teste Phillips-Perron				Teste ADF				Ordem de Integração		
	PT	PI	PII		PT	PI	PII		PT	PI	PII		PT	PI	PII
	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 07/2011	08/2011 a 11/2021	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 07/2011	08/2011 a 11/2021	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 11/2021	10/2002 a 07/2011	10/2002 a 07/2011	08/2011 a 11/2021			
IPCA	-2,03	-1,79	-4,20*	-7,63*	-5,64*	-5,72*	-8,411*	-6,777*	-5,683*				(1)	(1)	(1)
CÂMBIO	-3,46**	-2,66	-4,32*	-11,87*	-8,39*	-8,59*	10,374*	-3,359*	-2,414*				(1)	(1)	(1)
SELIC	-2,12	-1,82	-2,793***	-4,84*	-3,75**	-2,18	-3,628*	-7,234*	-8,425*				(1)	(1)	(1)
ICOM	-3,33**	-2,87***	-3,32**	-23,16*	-17,07*	-14,44*	-17,245*	-10,796*	-14,137*				(1)	(1)	(1)
PIB	-4,29*	-3,76*	-4,69*	-20,32*	-11,58*	-17,22*	-19,683*	-15,165*	-12,799*				(1)	(1)	(1)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota¹: Considera-se o modelo com constante e tendência para os testes de estacionariedade.

Nota²: Para os testes de raiz unitária utilizados tem-se H_0 : Presença de raiz unitária.

Nota³: Com relação à significância estatística:

*Estatisticamente significativo a 1%.

**Estatisticamente significativo a 5%.

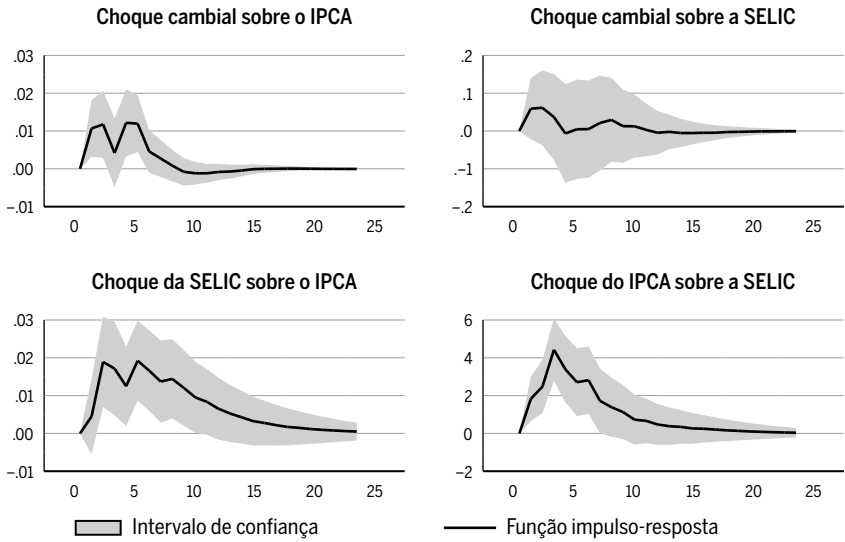
***Estatisticamente significativo a 10%.

Nota⁴: Ordem de Integração da série:

I(0) – Estacionária em nível.

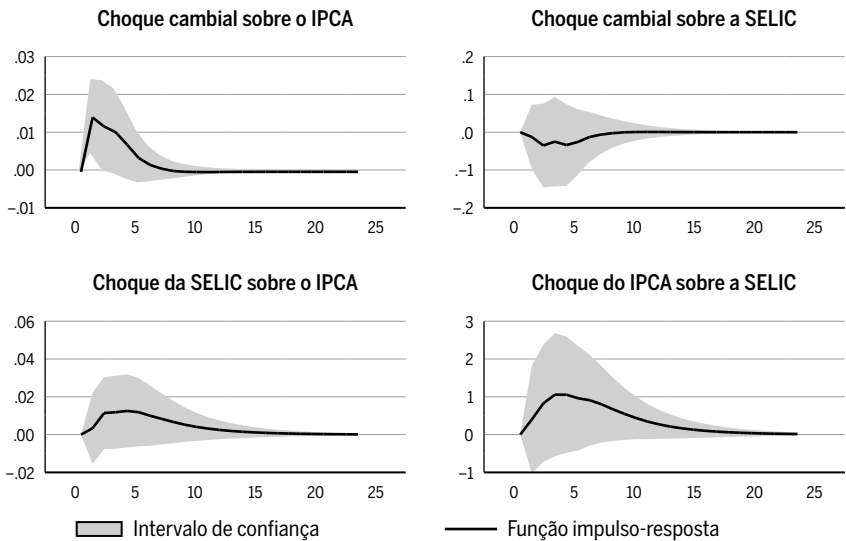
I(1) – Estacionária na primeira diferença.

Figura A1 Função impulso-resposta, de 24 passos à frente, de um choque de um desvio padrão nas variáveis *IPCA* e *SELIC* – período completo



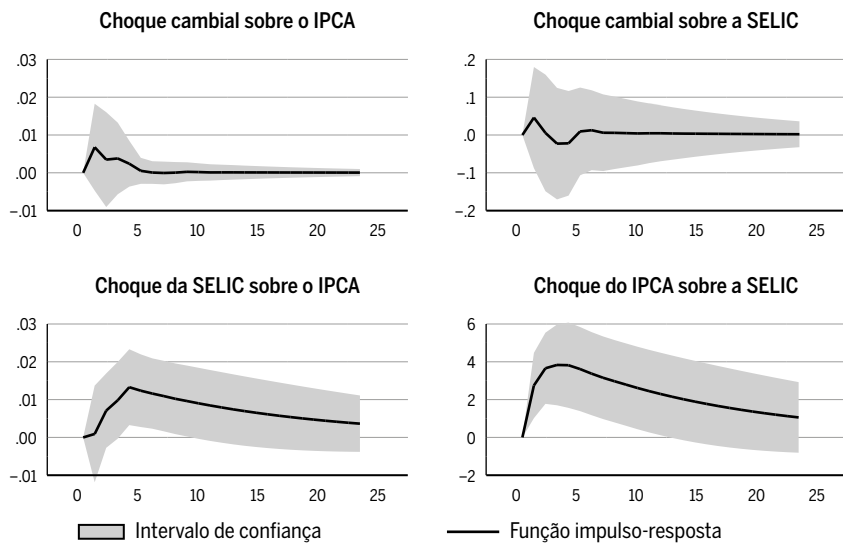
Fonte: Elaboração própria.

Figura A2 Função impulso-resposta, de 24 passos à frente, de um choque de um desvio padrão nas variáveis *IPCA* e *SELIC* – período de câmbio apreciado



Fonte: Elaboração própria.

Figura A3 **Função impulso-resposta, de 24 passos à frente, de um choque de um desvio padrão nas variáveis IPCA e SELIC – período de câmbio depreciado**



Fonte: *Elaboração própria.*