

Efeitos assimétricos do câmbio para a inflação: evidência via NARDL para o Brasil*

*Asymmetric effects from exchange to inflation:
evidence to Brazil via NARDL models*

BENITO ADELMO SALOMÃO NETO**

THAÍS GUIMARÃES ALVES***

RESUMO: Este artigo testa o efeito pass-through para o Brasil de 1999 a 2024 via modelos autorregressivos com defasagens distribuídas não lineares (NARDL). A inflação (IGP-M; IPCA; monitorados; livres; comercializáveis e não comercializáveis) cointegra com o câmbio e o vetor de covariadas. Já o ECM aponta resiliência da inflação no curto prazo, indicando rigidez nominal. Os multiplicadores dinâmicos revelam que o repasse cambial para a inflação é assimétrico, porém, heterogêneo. O IPCA e os preços livres e não comercializáveis têm assimetria positiva, neles o repasse diante das depreciações cambiais é maior do que o das apreciações. Já os demais preços apresentaram assimetria negativa.

PALAVRAS-CHAVE: Inflação; câmbio; NARDL; Bounds Testing; multiplicadores dinâmicos.

ABSTRACT: This paper tests the pass-through effect for Brazil from 1999 to 2024 using non-linear distributed lag autoregressive models (NARDL). Inflation (IGP-M; IPCA; monitored; free; tradable and non-tradable) cointegrates with the exchange rate and the vector of covariates. The ECM, on the other hand, points to inflation resilience in the short term, indicating nominal rigidity. Dynamic multipliers reveal that the exchange rate pass-through to inflation is asymmetric, but heterogeneous. The IPCA and free and non-tradable prices have positive asymmetry, in which the pass-through in the face of exchange rate depreciations is greater than that of appreciations. The other prices showed negative asymmetry.

KEYWORDS: Inflation; exchange rate; NARDL; Bounds Testing; dynamic multipliers.

JEL Classification: E31; F31; F41.

* Os autores agradecem à CAPES pelo apoio a esta pesquisa.

** Professor Adjunto no Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE-UFU), Uberlândia/MG, Brasil. E-mails: benito.salomao@ufu.br; basalomao@benitosalomao.com.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-7462-9763>.

*** Professora Associada no Instituto de Economia e Relações Internacionais Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU), Uberlândia/MG, Brasil. E-mail: alvesthais@ufu.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-8286-6611>. Submetido: 23/Março/2024; Aprovado: 16/Julho/2024.

1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo é averiguar os efeitos da transmissão de choques cambiais para a inflação no Brasil, após o regime de câmbio flutuante em 1999. A magnitude do repasse cambial é um tema relevante para avaliações de políticas econômicas, em especial em um regime que concilia flutuação cambial administrada e metas de inflação, como o Brasil. Desde a instituição do tripé macroeconômico em 1999, o país vem alternando momentos de alta inflação com momentos de inflação moderada. O Banco Central utiliza o seu instrumento tradicional que é a taxa de juros de curto prazo a fim de domar a inflação.

Os canais de transmissão pelos quais a taxa de juros afeta a inflação são, segundo Carvalho et al. (2007): i) crédito, por via do encarecimento do custo financeiro disponibilizado às famílias e firmas; ii) expectativas, a depender do formato da Curva de Phillips, os preços convergem para a meta pelo simples poder de dissuasão do Banco Central; iii) redução do preço dos ativos financeiros e os efeitos que isto causa na renda permanente de agentes poupadores; iv) câmbio, elevações de juros produzem um hiato entre as taxas doméstica e internacional de juros, atraindo capitais via conta financeira do Balanço de Pagamentos, o que redundaria em apreciação do câmbio. Com isso, os preços de produtos importados se tornam mais baratos em moeda doméstica e a inflação é reduzida.

Desde a estabilização da inflação há trinta anos, em 1994, a taxa de câmbio tem sido um importante instrumento no controle inflacionário. Tal variável foi, inclusive, parte da estratégia do Plano Real, quando o Dólar americano foi fixado em paridade com a então recém-criada moeda. No quadriênio seguinte ao Plano Real, o regime de câmbio fixo colaborou com a política monetária na tentativa de preservar a estabilidade inflacionária. Desde o esgotamento do regime de câmbio semifixo em 1999, no entanto, a taxa de câmbio brasileira tem alternado momentos de maior apreciação com outros em que está mais depreciada. Isso exerce efeitos sobre a inflação? E tais efeitos são simétricos?

A hipótese é que sob o regime de câmbio flutuante, apreciações e depreciações na taxa de câmbio podem exercer efeitos assimétricos sobre a inflação. Em outras palavras, apreciações cambiais produzem repasses para a inflação em magnitude diferente do que para depreciações. As estimações se deram via os Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas Não Lineares (NARDL) aplicados às séries de tempo para dados temporais entre o 1º trimestre de 1999 e o trimestre de 2024, período que contempla os regimes de câmbio flutuante e o de metas de inflação. Seis modelos são testados tendo como variáveis explicadas o IPCA; IGP-M; IPCA preços monitorados; IPCA preços livres; IPCA comercializáveis e o também IPCA preços não comercializáveis.

Alguns resultados devem ser destacados. Primeiramente, a análise de cointegração aponta a existência de uma relação de longo prazo entre o câmbio e os índices de preços utilizados nas estimações, além do vetor de covariadas. Também foram estimados os resultados de curto prazo por via dos mecanismos de correção de erro (MCE). Estes indicam uma elevada resiliência da inflação em todos os

modelos testados. A elevada resiliência da inflação expõe uma fragilidade do regime de metas, já que a convergência da inflação para a meta envolve um elevado hiato temporal e exige um grande esforço do Banco Central.

Finalmente, a análise dos multiplicadores dinâmicos confirma a hipótese de transmissão assimétrica do câmbio para a inflação. No caso do IPCA, dos preços livres e não comercializáveis, há assimetria inicial positiva que se converte posteriormente em negativa. Já no caso do IGP-M, do IPCA para preços livres comercializáveis e dos preços monitorados é verificada assimetria negativa.

Este artigo está dividido em seis seções incluída esta introdução. Na seção 2 é apresentada a literatura. Já na seção 3 é feita uma contextualização para o Brasil. Na seção 4 é feita uma análise dos dados, apresentada a especificação do modelo e o método. Na seção 5 são apresentados e interpretados os resultados. O artigo é encerrado com uma breve seção de considerações finais.

2. REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA E EMPÍRICA

Pass-through ou repasse da taxa de câmbio (relação entre moeda doméstica e moeda estrangeira) para a inflação é definido como uma mudança nos preços domésticos em resposta, *ceteris paribus*, a uma oscilação na cotação da moeda doméstica frente à moeda estrangeira de referência, em geral, o Dólar americano, por ser a principal moeda em transações internacionais (Calvo e Mishkin, 2003; Campa e Goldberg, 2005; Goldberg e Tille, 2016).

2.1 Revisão da Literatura Teórica

Segundo Assis et al. (2019), a literatura acerca do repasse cambial pode ser dividida em dois grandes grupos, sendo o primeiro aquele que relaciona os condicionantes macroeconômicos da taxa de câmbio e o seu repasse para preços domésticos, enquanto o segundo grupo se debruça na compreensão desses repasses mais em nível da firma, ou seja, mais microeconômico. Começando a revisão pelo primeiro grupo, há trabalhos, como o de Alogoskoufis e Smith (1991), que promovem a discussão acerca dos repasses cambiais para a inflação a partir de uma abordagem sobre a Curva de Phillips. Esses autores sustentam que os regimes cambiais importam para o desempenho da inflação em um contexto de Curva de Phillips *forward-looking* com expectativas racionais. Há, ainda, contribuições como a Taylor (2000), que estuda o repasse cambial para a inflação a partir de uma abordagem do regime monetária vigente. Por exemplo, o autor se debruça sobre as décadas de 1980 e 1990 e verifica uma redução do efeito *pass-through* em relação às décadas anteriores, o que estaria relacionado com a adoção do regime de metas de inflação em muitas economias, cuja boa performance derrubou a inflação em um conjunto de economias.

Já no que se refere ao segundo grupo, cuja abordagem se sustenta em microfundamentos, é preciso destacar a contribuição seminal de Dornbusch (1987), que parte de um modelo de equilíbrio parcial buscando captar os efeitos em termos de

ajustamento de preços em resposta a choques cambiais exógenos. A discussão do autor está inserida no bojo da revolução Novo-Keynesiana, sendo centrada em falhas de mercados que na prática atuam como fontes de rigidez nominal, postergando, em algumas situações, ajustes em preços no nível da firma diante de choques cambiais.

Krugman (1986), por sua vez, investiga que os preços dos produtos importados não refletem integralmente as flutuações na taxa de câmbio. Em outras palavras, devido às características dos mercados que refletem em *markups* distintos em firmas que atuam em diferentes setores, há um ajuste incompleto dos preços domésticos em resposta às flutuações cambiais. O autor investiga a expansão das exportações de companhias internacionais para os EUA em resposta às apreciações cambiais do Dólar americano, fenômeno conhecido como “*pricing-to-market*”, e contempla o fato de que “firmas estrangeiras não cortam seus preços quando o Dólar se eleva, e mantém seus preços quando essa moeda cai” (Krugman, 1986, p. 1)¹.

2.2 Revisão da Literatura Empírica

Porém, a abordagem predominante na pesquisa envolvendo repasses cambiais para a inflação não é de cunho teórico, mas sim empírico. Isso pode se dar a partir de investigações para países específicos, a partir de abordagens construídas sobre séries temporais, ou, ainda, para amostra de países cujo foco empírico se sustenta em análises de painéis. Mais recentemente, um problema de cunho fundamentalmente empírico despertou a curiosidade da investigação científica; trata-se da questão envolvendo as assimetrias nesse repasse cambial. Isto é, o repasse cambial de uma apreciação cambial para os preços domésticos é de igual magnitude do repasse de uma depreciação?

Começando por Goldfajn e Werlang (2000), que estimam um painel para 71 economias avançadas e emergentes para o período de 1980 a 1998. Eles encontram que apreciações cambiais captadas via desvios da taxa nominal de câmbio em relação à sua tendência de longo prazo, estimada via filtro de Hodrick e Prescott (HP), exercem efeitos sobre a inflação nesses países. Em resumo, apreciações do câmbio estão negativamente correlacionadas com a inflação nesses países, indicando um repasse cambial negativo. Segundo as estimações dos autores, cerca de 12 meses após uma variação de 1% na taxa nominal de câmbio, tudo o mais constante, há uma variação de 0,24% no nível de preços ao consumidor para economias desenvolvidas e 0,39% para economias emergentes, sendo que o maior repasse em economias emergentes é explicado pelo fato de em muitas dessas economias o processo inflacionário ser mais persistente.

Já Choudhri e Hakura (2003) testam a hipótese levantada por Taylor (2000), de que o ambiente inflacionário afeta o repasse cambial para os preços domésticos. Os autores desenvolvem um modelo para uma economia aberta com competição

¹ Tradução dos autores.

imperfeita e inércia de preços. A investigação empírica contempla 71 países entre 1979 e 2000. Também Pollard e Coughlin (2004) buscaram testar o efeito *pass-through* decomposto em setores industriais para a economia estadunidense, e seus resultados evidenciam repasse cambial assimétrico. Os autores construíram uma base de dados que cobre 31 indústrias classificadas pelo *International Standard Industrial Classification* (ISIC), compreendendo dados trimestrais entre 1/1978 e 4/2000. Os resultados empíricos mostram que as firmas de mais de metade dos setores industriais daquele país respondem assimetricamente diante de apreciações e depreciações da taxa de câmbio.

No que se refere às assimetrias, Campa et al. (2008) encontram três tipos para a União Europeia: i) ajustes de preços não proporcionais em relação ao desalinhamento; ii) ajustes simétricos relacionados às expansões e retrações de custos oriundas de choques cambiais; e iii) existência de pontos limiares (*thresholds*) em relação ao tamanho do desalinhamento. Eles concluem que há evidências de não linearidades de longo prazo no repasse cambial para setores da indústria, de forma que apreciações da moeda doméstica causam um ajuste mais rápido do que depreciações. Também, encontram evidências favoráveis à presença de *thresholds* relacionados ao setor de manufatura. Segundo as estimações, tais *thresholds* relacionados a este setor são menores do que os relativos ao setor de manufatura.

Delatte e Lopez-Villavicencio (2012) estimam *pass-through* para as economias da Alemanha, Estados Unidos, Japão e Reino Unido via modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDLs). Seus resultados mostram que há uma relação assimétrica de longo prazo no repasse para preços em depreciações cambiais vis-à-vis as apreciações. Segundo as conclusões, os preços reagem mais às depreciações do que às apreciações e isso dificulta a ação da política monetária nestes países, uma vez que tal assimetria estaria ocorrendo devido a falhas de mercado que cerceiam a concorrência nestes países e permitem *markups* maiores para firmas e setores monopolizados. Já Bussière (2013) foca nos repasses cambiais para os preços de produtos exportados e importados nos países do G7, admitindo que a presença de assimetrias se dá principalmente no lado das exportações.

Brun-Aguerre et al. (2017) testam o efeito *pass-through* via Modelos de Correção de Erros (ECM) para 33 economias avançadas e emergentes, com dados trimestrais compreendidos entre 1/1980 e 4/2010. Novamente, há evidências de que as depreciações são repassadas para os preços em maior intensidade do que as apreciações e que tal assimetria é mais presente em economias emergentes. Gomes de Silva e Vieira (2021) testam a hipótese de repasses cambiais para os BRICS via painel ARDL para dados mensais entre 1/2005 e 12/2019. Seus resultados indicam cointegração entre o câmbio e a inflação; os autores rejeitam a hipótese do *overshooting* cambial e, finalmente, também encontram evidências favoráveis à hipótese de repasses cambiais para a inflação doméstica.

Como ficou claro nas linhas anteriores, a concepção de repasses cambiais à inflação supõe um regime cambial com algum grau de flutuação, além de outros fatores como o formato da Curva de Phillips e os obstáculos ao ajuste nominal. Como será visto a seguir, no Brasil, o regime de câmbio flutuante foi adotado em

1999 no bojo das reformas que culminaram no Tripé Macroeconômico. Desde então, inúmeras evidências puderam ser coletadas na economia brasileira visando estimar a magnitude desses repasses cambiais para a inflação doméstica. A seguir, essa literatura será explorada em mais detalhes.

3. CONTEXTO BRASILEIRO

A economia brasileira passou por um longo processo de estabilização inflacionária nos anos 1990. Diferentemente dos planos anteriores, a estratégia contemplada no Plano Real não se ancorava no congelamento de preços (Bacha, 2012). O Real foi concebido em um contexto de mudança paradigmática, em que um amplo programa de abertura comercial e financeira foi iniciado no começo dos anos 1990, em contraponto ao antigo modelo de substituição de importações (Abreu e Werneck, 2021).

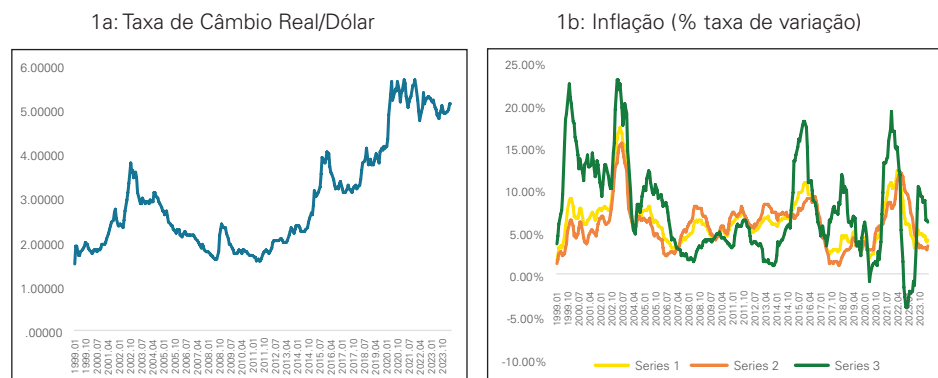
Diante de uma economia aberta os preços domésticos passaram a sofrer efeito da concorrência com produtos importados. Em outras palavras, o padrão de reformas instituído na década de 1990 expunha produtores domésticos às regras de mercado, o que dificultava, sobretudo em setores mais oligopolizados da indústria, a extração de lucros econômicos positivos por via de ajustes nos preços. No entanto, a abertura comercial não foi o único ingrediente a corroborar com o sucesso do Plano Real; houve, na concepção do Plano, um esforço visando construir âncoras macroeconômicas (Carneiro e Wu, 2011). A vantagem do modelo de âncoras macroeconômicas é que elas auxiliam a política monetária na tarefa de manter a inflação estável. Voltando ao Plano Real, nos primeiros anos após a sua implantação, a âncora macroeconômica foi o câmbio. Como apontado por Franco (1999), a paridade cambial foi fundamental para debelar a inflação e atenuar a indexação existente no Brasil. Entre 1995 e 1999, o regime macroeconômico brasileiro foi sustentado por um modelo de coordenação entre as políticas calcado em um regime de bandas cambiais que mantinham uma paridade entre o Real e o Dólar sob flutuação dentro de um intervalo mínimo.

A combinação de um câmbio semifixo e apreciado, em um momento de abertura comercial combinado com uma política fiscal frouxa que marcou o primeiro quadriênio pós-Plano Real, demandava um volume de reservas internacionais elevado e/ou superávits contundentes nas contas externas. A economia brasileira não detinha nenhuma coisa, nem outra e os desequilíbrios foram se acumulando até que, em janeiro de 1999, o regime cambial foi substituído pelo regime de câmbio flutuante e se deu pelo Decreto nº 6.565/99 do Banco Central.

Após a instituição do regime de câmbio flutuante, e diante do acordo firmado com o Fundo Monetário Internacional (FMI), o foco da política macroeconômica mudou, passando a se ancorar em um Tripé caracterizado pela coordenação entre as políticas fiscal, monetária e cambial (Gomes da Silva e Fishlow, 2021). No *front* fiscal, foi instituído o regime de metas primárias cujo objetivo seria a estabilização da relação dívida/PIB. Já a política monetária passou a ser orientada segundo o

regime de metas de inflação em um contexto de coordenação com a política fiscal (Freitas e Gomes da Silva, 2020). Finalmente, a política cambial estruturada sobre o regime de livre flutuação, como salientado por Salomão et al. (2021), passou a ser guiada com o objetivo de equilibrar o Balanço de Pagamentos (BP), não tendo mais qualquer vínculo formal com o controle inflacionário. A Figura 1 mostra a trajetória da taxa de câmbio e da inflação no Brasil; os dados cambiais têm início em 1998, enquanto a inflação se inicia em 1999, ambas findando em maio de 2024.

Figura 1: Taxa de Câmbio e Inflação Acumulada no Brasil



Fonte: Taxa de Câmbio: Banco Central do Brasil. Inflação: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística IBGE.

Nota: Taxa de Câmbio R\$/US\$ comercial – compra – média. Inflação Acumulada em 12 meses.

Desde a instituição do regime de câmbio flutuante, a cotação da moeda nacional em termos da moeda externa tem apresentado movimentos distintos, hora mais apreciada, como no período entre 2003 e 2013, hora mais depreciada, como no período pós-2014 (Figura 1a). Resta saber os efeitos disso sobre a inflação. A inflação oficial brasileira é captada pelo IPCA, que, segundo o IBGE, é um índice composto por 377 itens da cesta de consumo das famílias que ganham até 40 salários mínimos. Na Figura 1b, foi plotada uma série do IPCA aqui segmentado pelos preços livres e os monitorados. Salvo em alguns períodos esporádicos, o IPCA tem se comportado bem em relação à sua meta imposta pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). A apreciação da taxa de câmbio verificada pós-2003 pode ter ajudado a arrefecer os impactos inflacionários do ciclo expansivo do preço internacional de *commodities*, cujos preços exerceram pouco efeito sobre a inflação doméstica, já que o preço doméstico era também influenciado por um Dólar mais depreciado.

Comportamento distinto é apresentado pelos preços monitorados que não estão sujeitos à lógica do mercado. Estes dependem de condições regulatórias, e normalmente estão subordinados a alguma agência. Quando tais preços oscilam em grande magnitude, isso pode indicar dois problemas: i) se eles sobem muito acima do IPCA, há indícios de que a economia passa por um choque de oferta, ou seja, insuficiência de produção de bens e serviços como água, energia e petróleo. Se isso acontece, logo deve ocorrer difusão para os demais preços; ii) se os preços

monitorados caem muito abaixo do IPCA, isso pode indicar populismo tarifário, ou seja, que a política regulatória está auxiliando no controle inflacionário. Quando isso acontece, há risco financeiro para as empresas ou autarquias públicas que ofertam os serviços (Azevedo e Serigati, 2015).

Evidências empíricas têm sido produzidas na literatura sobre o efeito *pass-through* para o Brasil. Por exemplo, Carneiro et al. (2002) discutem a melhor maneira de estimar o *pass-through* por meio de mecanismos lineares e não lineares. Os autores utilizaram o IPCA cheio, além de decompor o índice entre preços livres; administrados, industrializados e serviços e alimentação, para um período trimestral entre 3/1994 e 4/2001, utilizando os modelos de mínimos quadrados não lineares e o de mínimos quadrados tradicionais. A principal conclusão foi que os repasses lineares são menos significativos que os repasses não lineares. De maneira geral, o repasse para o IPCA ficou em torno de 3%.

Já Belaisch (2003) sugere, após estimações via Vetores Autorregressivos (VAR), que embora depreciações cambiais tenham exercido efeito sobre a inflação, o efeito *pass-through* é menor na economia brasileira quando comparado a outros países da América Latina. Seu resultado indica que o impacto sobre o IPA tem pico no primeiro mês após o choque cambial e permanece significativo por oito meses, enquanto o impacto sobre o IPCA atinge o pico ao final do primeiro trimestre. No tocante aos resultados obtidos, é identificado um repasse em 12 meses de 53% para o IGP, 120% para o IPA, 17% para o IPCA cheio, 15% para os livres, assim como para os comercializáveis, 5% para os administrados e 12% para os não comercializáveis. Já Muinhos (2004) amplia uma regra de Taylor clássica para economias abertas, incluindo a taxa de câmbio, e suas simulações encontram evidências acerca do efeito *pass-through* para o Brasil.

Nogueira Júnior (2007) estimou o *pass-through* para o Brasil e mais sete países por meio de um modelo VAR, aferindo impacto da taxa de câmbio sobre inflação, reservas internacionais e taxa de juros, antes e após o regime de metas de inflação para cada país. A análise abarca o período de janeiro de 1985 a dezembro de 2004 para economias desenvolvidas e janeiro de 1995 a dezembro de 2004 para os demais países. No geral, os resultados mostraram a existência de repasse completo para o período anterior à adoção do Regime de Metas de Inflação.

Também, Correa e Minela (2010) estimaram uma Curva de Phillips para dados trimestrais entre 1995 e 2005, contendo um limiar para o repasse cambial. Seus resultados mostram que na fase ascendente do ciclo econômico os repasses cambiais de curto prazo são maiores, principalmente quando a taxa de câmbio é depreciada acima do ponto de limiar. Subjacentes às hipóteses apresentadas, estão a teoria *pricing-to-market* e custos de *menu*, ambas apresentadas na seção anterior; a primeira analisa um repasse cambial incompleto e assimétrico, enquanto a segunda leva em consideração a possibilidade de que pequenas variações na taxa de câmbio não sejam totalmente repassadas aos preços em função dos custos de remarcação.

O modelo econométrico para determinar o valor do limiar foi o *Self Exciting Threshold Autoregressive Model* estimado pelo método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios ou Método Generalizado dos Momentos, dados trimestrais, para

o período 1/1995 a 4/2004. Os resultados indicaram que, quando o *threshold* é determinado pelo hiato do produto, são encontrados coeficientes de repasse assimétricos. Por outro lado, quando a variável de *threshold* foi determinada pela variação do câmbio nominal, em situações de elevadas depreciações (maiores ou iguais a 1,97%), o repasse cambial foi de 10%. Nas demais situações, o repasse não foi significativo diferente de zero. Por fim, quando se utilizou a volatilidade como limiar, os resultados indicaram repasse de 60% quando o regime foi de baixa volatilidade (inferior a 0,07%), embora não significativo, e de 4% no regime caracterizado pela situação contrária.

Para Couto e Fraga (2014), o efeito *pass-through* da economia brasileira é mais intenso para o Índice Geral de Preços (IGP-DI). Os autores realizaram estimações via VAR para um período compreendido entre 1999 e 2012, e concluíram que os repasses cambiais para a inflação são incompletos. Os autores analisaram empiricamente a relação entre taxa de câmbio e inflação no período entre 1999 a 2012 utilizando o Vetor de Correção de Erros (VEC). Os resultados obtidos confirmam um maior repasse do câmbio para o IGP-DI (84,7%) em relação ao IPCA (67,9%).

Já Pimentel et al. (2016) testam o repasse cambial brasileiro via Vetores Autor-regressivos Estruturais (SVAR) e vetores com correção de erro (ECM) para o período de 1/1999 a 5/2012. Estimam que o impacto inflacionário de uma desvalorização cambial é significativamente maior do que o impacto deflacionário de uma apreciação cambial. Os autores utilizam o IPCA como medida da inflação. Com diferentes especificações, sem incluir assimetria no repasse cambial, os autores estimaram, para o período de regime pós-câmbio flutuante até 2012, que, dada uma variação de 1% na taxa de câmbio em t , a inflação acumulada nos 12 meses seguintes aumenta algo entre 0,059 p.p. e 0,072 p.p. (são, respectivamente, o menor e o maior valores estimados nas diferentes especificações). Incluindo assimetria, uma apreciação de 1% na taxa de câmbio em t leva a uma inflação adicional acumulada nos 12 meses seguintes de 0,024 p.p. Para o caso de uma depreciação de 1%, as estimações para a variação na taxa de inflação acumulada nos 12 meses seguintes ficaram entre 0,05 p.p. e 0,069 p.p.

Sousa Júnior (2020) investiga a relação entre a variação da taxa de câmbio e a inflação no Brasil, no período compreendido entre os anos de 2003 e 2018. Além de estimar o *pass-through* da taxa de câmbio, avalia a existência de assimetrias, buscando evidências de repasses com diferentes magnitudes entre apreciações e depreciações. Para atingir tal objetivo, estimou quatro modelos lineares (ARDL) e quatro modelos não lineares (NARDL), utilizando como variáveis dependentes o índice oficial de inflação (IPCA) e o índice geral de preços (IGP-DI).

Mais recentemente, Alves e Ferreira (2023) se debruçam sobre os repasses cambiais para a inflação se valendo de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana. As estimações dos autores buscaram aferir relações de alta frequência (curto e médio prazos) e baixa frequência (longo prazo). No primeiro caso, quando o cenário de alta frequência é considerado, os repasses cambiais estão condicionados a episódios como crises, instabilidades políticas etc; já no segundo cenário, para o longo prazo as evidências são favoráveis à hipótese do repasse cambial (efeito *pass-through*).

No que se refere aos efeitos específicos do preço do petróleo sobre a inflação, Carrara (2023) encontra evidências de efeito *pass-through* através de um Vetor de Correção de Erros Estrutural (SVEC) para um período de 2014 a 2023. O modelo estimado, também estruturado em uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana, apresentou resultados interessantes. Em primeiro lugar, houve significância estatística que sinaliza que elevações do preço do petróleo exercem efeitos sobre a inflação. Em segundo lugar, que esses efeitos aparecem a partir do terceiro mês após o choque e que há uma certa persistência nos efeitos.

4. DADOS E METODOLOGIA

A apresentação do procedimento empírico tem início com a apresentação dos dados utilizados nas estimações. Isso será feito para dados trimestrais, compreendidos em um recorte temporal iniciado em 1/1999, quando foi instituído o regime de câmbio flutuante, até 1/2024. O resumo dos dados, bem como o glossário das variáveis utilizadas, seguem no Quadro 1.

A utilização das variáveis nas estimações se deu diante de critérios e fatos estilizados da literatura, como será visto adiante; a especificação empírica aqui utilizada é respaldada em Goldfajn e Werlang (2000). Para além do câmbio, cujos efeitos sobre a inflação são de interesse deste artigo, entende-se que outras variáveis podem exercer influência. O PIB, aqui utilizado em variação percentual frente ao trimestre anterior, é fundamental nesta discussão, porque desvalorizações cambiais podem não ser repassadas para a inflação a depender da fase do ciclo; em outras palavras, esse indicador é incorporado nesse tipo de análise objetivando captar pressões de demanda que possam estar influenciando os preços. Igualmente a Selic é importante, pois é o instrumento utilizado pelo Banco Central para guiar a inflação para a meta. Finalmente, indicadores que captem a abertura econômica são utilizados, pois, segundo Romer (1993), quanto mais aberta a economia, menos choques cambiais são repassados para os preços.

De posse dos dados que serão utilizados nas estimações, os efeitos de choques cambiais sobre a inflação serão aferidos pelo método dos Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas Não Lineares (NARDL) de Shin et al. (2014). Tais modelos consistem em ampliações dos já conhecidos modelos ARDL de Pesaran e Shin (1998) e Pesaran et al. (2001), com análise de cointegração. O método é útil pois permite a regressão de séries não estacionárias com ordens de integração distintas. Captam, também, parâmetros de curto e longo prazos, permitindo verificar se perturbações de curto prazo dissipam.

Quadro 1: Variáveis, Dados e Glossário

Variáveis	Descrição	Fontes
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (taxa de variação acumulada em 12 meses)	IBGE
IGP-M	Índice Geral de Preços – M (taxa de variação em 12 meses)	FGV
Monitorados	Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Monitorados (taxa de variação em 12 meses)	IBGE
Livres	Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Livres (taxa de variação em 12 meses)	IBGE
Comercializáveis	Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Comercializáveis (taxa de variação em 12 meses)	IBGE
Não comercializáveis	Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Não Comercializáveis (taxa de variação em 12 meses)	IBGE
Câmbio	Taxa de Câmbio R\$/US\$ comercial, compra, média	BCB
PIB	Produto Interno Bruto (Variação Trimestral em %)	IBGE
Selic	Taxa de Juros Over/Selic (Anualizada em %)	
Troca	Índice de Termos de Troca da Economia Brasileira (Média 2018 = 100)	Funcex

Fonte: IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; FGV: Fundação Getúlio Vargas; BCB: Banco Central do Brasil; Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior.

Nota: Dados de inflação mensais acumulados em 12 meses, trimestralizados pelo final do período.

A utilização do ARDL para estimações de repasses cambiais para a inflação é clássica na literatura (Vieira e Gomes da Silva (2020)). A vantagem adicional obtida pelas estimações de modelos não lineares consiste na captação de eventuais assimetrias na relação entre variáveis. Em outras palavras, uma depreciação cambial, aqui tratada como um choque positivo, causa os mesmos efeitos sobre a inflação que uma apreciação (choque negativo)? Tais não linearidades na relação entre câmbio e inflação são representadas, na forma funcional, pelas equações (1) e (2), inspiradas em Goldfajn e Werlang (2000). Para fins deste artigo, se considera a taxa de câmbio como o preço do Real diante do Dólar americano, assim, uma depreciação cambial significa uma valorização do Dólar frente ao Real (representado pelo sinal positivo na equação (1)), enquanto uma apreciação significa o contrário (dado pelo sinal negativo na equação (2)).

$$IPCA_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \text{Cambio}_{i-j}^+ = \sum_{i=1}^t \max(IPCA_i, 0) \quad (1)$$

$$IPCA_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta \text{Cambio}_{i-j}^- = \sum_{i=1}^t \min(IPCA_i, 0) \quad (2)$$

Sendo as equações (1) e (2) as representações funcionais de uma relação assimétrica, tendo μ como o intercepto e t como uma tendência temporal, os modelos a serem estimados recebem a representação de Modelos de Correção de Erros Condicionais (NARDL-ECM) conforme a equação (3).

$$\begin{aligned} \Delta IPCA_t = & \mu + \beta_0 t + \beta_1 IPCA_{t-1} + \beta_2 Cambio_{t-1}^+ + \beta_3 Cambio_{t-1}^- + \beta_4 PIB_{t-1} \\ & + \beta_5 Selic_{t-1} + \beta_6 Troca_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_7 \Delta (IPCA_{t-i}) + \sum_{i=0}^p \beta_8 \Delta (Cambio)_{t-1}^+ \\ & + \sum_{i=0}^p \beta_9 \Delta (Cambio)_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \beta_{10} \Delta (PIB_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \beta_{11} \Delta (Selic_{t-i}) \\ & + \sum_{i=1}^p \beta_{12} \Delta (Troca_{t-i}) + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

Dada a representação genérica da equação (3), serão estimados via modelos NARDL, os Modelos de (1) a (6), cuja única distinção é a variável explicada.

Modelo (1) – Variável Dependente IPCA

Modelo (2) – Variável Dependente IGP-M

Modelo (3) – Variável Dependente IPCA – Preços Monitorados

Modelo (4) – Variável Dependente IPCA – Preços Livres

Modelo (5) – Variável Dependente IPCA – Preços Livres Comercializáveis

Modelo (6) – Variável Dependente IPCA – Preços Livres Não Comercializáveis

Conhecidos os dados, bem como a especificação empírica que fundamentará os modelos a serem estimados e o método de estimação, na seção seguinte serão apresentados e discutidos os resultados dos modelos estimados.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A análise dos resultados tem início com os testes de diagnóstico dos modelos NARDL. Na Tabela 1 são apresentados os testes de raiz unitária das variáveis utilizadas nas estimações, bem como suas respectivas ordens de integração. Foram realizados os testes ADF e PP cuja hipótese nula é de presença de raiz unitária, ou seja, as séries não são estacionárias, além do teste do KPSS cuja nula é de estacionariedade. Consideramos ter ordem de integração I(1) todas as variáveis que apresentaram raiz unitária em pelo menos um dos testes a de 5% de significância.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária (ADF, PP e KPSS)

Discriminação	ADF	PP	KPSS	Ordem
IPCA	-3,49	-3,29	0,05	I(1)
IGP-M	-3,23	-2,75	0,09	I(1)
Monitorados	-2,43	-3,12	0,18	I(0)
Livres	-3,94	-3,24	0,04	I(1)
Comercializáveis	-3,75	-3,22	0,06	I(1)
Não comercializáveis	-2,57	-2,83	0,16	I(1)
Câmbio	-1,55	-1,57	0,25	I(1)
PIB	-4,17	-3,92	0,12	I(1)
Selic	-2,12	-7,18	0,12	I(1)
Termos de Troca	-2,35	-2,54	0,13	I(1)

Fonte: Elaboração própria. Nota: Valores críticos a 5% de significância ADF e PP = 3,45; KPSS = 0,14; ADF e PP: H_0 = raiz unitária; KPSS: H_0 = estacionariedade.

Dando sequência aos testes de diagnóstico, a Tabela 2 traz os testes de simetria aplicados aos modelos NARDL. A hipótese nula do teste é de que a relação entre as variáveis é simétrica e, por uma questão de adequação aos objetivos propostos, os modelos foram estimados considerando assimetrias exclusivamente na variável taxa de câmbio. Observando os modelos, se verifica presença de assimetrias de curto prazo e longo prazo em todos os modelos, com exceção dos 3 e 5 que apresentaram coeficientes simétricos da taxa de câmbio em relação à inflação de preços monitorados e de bens comercializáveis, respectivamente. Porém, é preciso qualificar que, nestes modelos, foram verificadas assimetrias no longo prazo, mas não no curto. Para fins da metodologia proposta na seção anterior, todos os modelos apresentaram assimetria por pelo menos um dos critérios, o que demonstra a aderência dos modelos NARDL para o objetivo do artigo. No que se refere ao longo prazo, assimetrias foram identificadas apenas para os Modelos 2, 3 e 4. Esses resultados estão em linha com a literatura empírica mais recente discutida na seção 2, que sustenta que os repasses cambiais para a inflação se dão a partir de não linearidades.

Tabela 2: Teste Wald – Assimetrias de Curto e Longo Prazos

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Variáveis	IPCA	IGP-M	Monitorados	Livres	Comercializáveis	Não Comercializáveis
Curto e Longo Prazos (Câmbio)	5,63 [0,00]	4,17 [0,01]	1,96 [0,14]	4,06 [0,02]	2,29 [0,10]	4,57 [0,01]
Curto Prazo (Câmbio)	4,45 [0,03]	0,80 [0,37]	0,51 [0,47]	3,30 [0,07]	1,05 [0,30]	4,35 [0,04]
Longo Prazo (Câmbio)	5,44 [0,02]	8,09 [0,00]	3,87 [0,05]	2,42 [0,12]	3,55 [0,06]	1,49 [0,22]

Fonte: Elaboração própria. Nota: P-valor entre colchetes. H_0 : relação assimétrica.

Diagnosticadas as assimetrias, o próximo passo para os modelos NARDL consiste no diagnóstico dos testes estimados. Começando pela análise das defasagens, selecionadas pelo critério de Akaike (AIC), que permitiram evitar o problema da correlação serial mantendo a parcimônia das estimações. Também é importante realizar uma avaliação acerca da autocorrelação, hipótese que foi rejeitada pelo teste LM; com exceção do Modelo 5, todos os demais performam bem nesse quesito. Quanto aos testes de estabilidade dos parâmetros, eles foram representados pela Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos (CUSUM) e pela Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ), aos moldes do que havia sido proposto por Brown et al. (1975). Em ambos os critérios os resíduos podem ser considerados estáveis, porém houve apenas uma instabilidade verificada no Modelo 3, que testa para os preços monitorados, embora essa instabilidade seja pequena e localizada², não comprometendo a qualidade dos resultados. Os testes de diagnósticos seguem na Tabela 3.

Também na Tabela 3, constam os resultados dos testes de cointegração verificados pelo *Bounds Testing*. Os resultados mostram que a inflação apurada pelas 6 variáveis explicadas dos modelos cointegram com o vetor de variáveis independentes (câmbio; PIB; Selic e termos de troca). Macroeconomicamente, isso significa que a dinâmica da inflação está atrelada ao comportamento destas variáveis a longo prazo. Ademais, ainda que preliminarmente, salienta-se que a dinâmica do câmbio está relacionada, a longo prazo, com o comportamento dos preços domésticos. Esse é um resultado alentador, porque indica que embora repiques inflacionários possam deslocar os preços no curto prazo de sua tendência, isso não produz per-

² Gráficos do CUSUM e CUSUMQ foram retirados por questão de espaço, mas podem ser solicitados aos autores.

turbações de longo prazo que resultem em uma dinâmica inflacionária descontrolada no Brasil. Isso demonstra que o sistema de âncoras no Brasil vem performando bem no sentido de manter os preços estáveis.

Tabela 3: Defasagens, Testes de Diagnóstico, Testes de Cointegração

	Defasagens	Testes de Diagnósticos		Testes de Cointegração <i>Bounds Testing</i>		
		Teste LM Autocorrelação	Testes de Estabilidade	Estat. F	Limite I(0)	Limite I(1)
			CUSUM/ CUSUMQ			
Modelo 1 (IPCA)	(4, 3, 3, 3, 3)	1,34 [0,26]	Estável/ Estável	5,43	2,55	3,60
Modelo 2 (IGP-M)	(2, 3, 2, 1, 3)	0,11 [0,89]	Estável/ Estável	4,76	2,55	3,60
Modelo 3 (Monitorados)	(4, 3, 0, 4, 4)	1,92 [0,15]	Estável/ Instável	6,88	2,55	3,60
Modelo 4 (Livres)	(4, 3, 1, 4, 3)	1,76 [0,17]	Estável/ Estável	5,12	2,55	3,60
Modelo 5 (Comerc)	(4, 3, 4, 0, 4)	3,30 [0,04]	Estável/ Estável	7,82	2,55	3,60
Modelo 6 (Não Comerc)	(1, 2, 2, 4, 3)	0,91 [0,40]	Estável/ Estável	7,77	2,55	3,60

Fonte: Elaboração própria. Nota: Estimações robustas para heterocedasticidade. P-valores entre colchetes. Teste LM: H_0 = não autocorrelação. Valores críticos dos *Bounds Testing*, 5% de significância.

É importante realçar os resultados do Modelo 1, pois o IPCA é o índice de inflação oficial que orienta a política monetária. Como o Brasil adota um regime de metas inflacionárias, a meta oficial deve ser igual à inflação observada a longo prazo. Com isso, o fato de haver uma relação de cointegração entre o IPCA e as demais variáveis que o regime de metas, pode ser interpretado como uma boa performance do regime de metas em termos de sua dinâmica de longo prazo. Isso porque, em um regime de metas, é razoável se considerar que o IPCA seja convergente à própria meta imposta pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Portanto, apesar de choques inflacionários de curto prazo que ocorreram nas últimas décadas e desviaram a inflação de sua tendência de longo prazo, a análise dos *Bounds Testings* indica que a inflação sempre retorna para sua trajetória de longo prazo, isto é, a meta.

Conhecidas as relações de longo prazo apresentadas na Tabela 3, é preciso ater-se, agora, à dinâmica dos choques de produzem perturbações de curto prazo nessa tendência. Isso será feito, nos modelos NARDL, pela análise dos Mecanismos de Correção de Erros Condicionais (ECM -1) disponíveis na Tabela 4. Os resulta-

dos ali apresentados indicam de que forma a inflação performa no Brasil diante de choques que a desviem da sua trajetória de longo prazo. Começando pelo Modelo 1, cujo indicador de inflação utilizado é o IPCA, verifica-se que cerca de 42% dos choques que acometem esse indicador retornam para a sua tendência de longo prazo (a meta) após o primeiro trimestre, indicando uma grande resiliência de curto prazo do IPCA.

Essa resiliência também pode ser vista no total de defasagens em que o repasse cambial se dá para a inflação, segundo os resultados estimados, o repasse ocorre em até dois trimestres decorrido o choque. No que se refere à dinâmica de curto prazo da inflação, vê-se que essa resiliência está relacionada com aspectos institucionais e históricos da economia brasileira, como o elevado grau de indexação e flagra uma elevada rigidez nominal. Quanto à política monetária, ela também afeta a inflação em até duas defasagens (dois trimestres), indicando que a política monetária afeta a inflação de forma lenta e gradual. Em termos de *policymaking*, esse comportamento resiliente da inflação coexistindo com os efeitos graduais da Selic sobre ela, ainda se põem como obstáculos ao regime de metas brasileiro.

Tabela 4: Dinâmica de Curto Prazo – Mecanismo de Correção de Erros (ECM)

Especificação (Var. Dependente)	ECM (-1) [Prob]	Variáveis Estatisticamente Significantes
Modelo 1 (IPCA)	-0,42 [0,00]	IPCA (-1, -2, -3), Câmbio (0, -1, -2), PIB (0, -1, -2); Selic (0, -1, -2), Termos de Troca (0, -1, -2)
Modelo 2 (IGP-M)	-0,33 [0,00]	IGP-M (-1); Câmbio (0, -1, -2); PIB (0, -1, -2); Selic (0, -1); Termos de Troca (0)
Modelo 3 (Monitorados)	-0,60 [0,00]	Monitorados (-1, -2, -3); Câmbio (0, -1, -2, -3); PIB (0, -1, -2); Termos de Troca (0, -1, -2, -3)
Modelo 4 (Livres)	-0,29 [0,00]	Livres (-1, -2, -3); Câmbio (0, -1, -2); PIB (0, -1, -2); Selic (0); Termos de Troca (0, -1, -2, -3)
Modelo 5 (Comercializáveis)	-0,36 [0,00]	Comercializáveis (-1, -2, -3), Câmbio (0, -1, -2, -3); PIB (0, -1, -2); Selic (0, -1, -2, -3)
Modelo 6 (Não Comercializáveis)	-0,25 [0,00]	Câmbio (0, -1, -2); PIB (0, -1); Selic (0, -1); Termos de Troca (0, -1, -2, -3)

Fonte: Elaboração própria. Nota: P-valores entre parênteses.

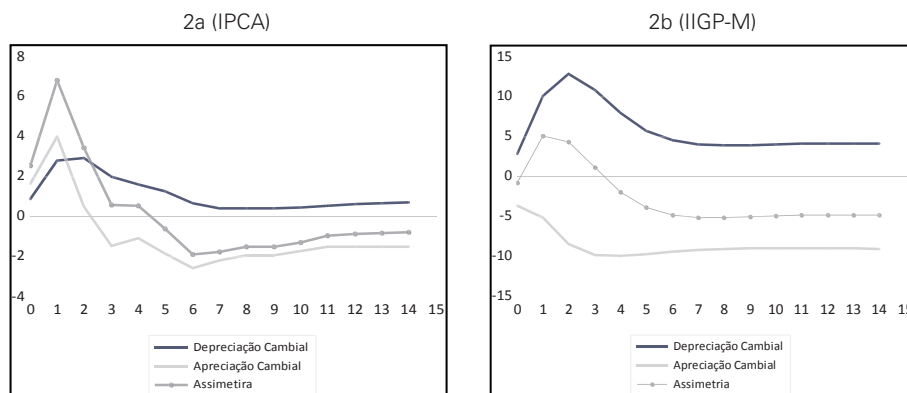
Ainda no que se refere à dinâmica de curto prazo da inflação no Brasil, observa-se que o repasse cambial para o IPCA está muito relacionado com a absorção doméstica dos preços livres e comercializáveis (*tradables*), estimados nos Modelos 4 e 5, respectivamente. Esses preços foram os que demonstraram uma dinâmica de ajuste ao longo prazo mais condizente com o que se observou no IPCA total visto no Modelo 1. Primeiramente, ambos apresentaram um repasse cambial que transcorre ao longo de três trimestres (ver as defasagens estimadas). Em segundo lugar, apresentaram um ECM estimado muito similar ao do IPCA total, no caso dos livres,

29% dos choques cometidos dissipam no primeiro trimestre, no caso dos comercializáveis 36%. Esse resultado já era esperado e está em linha com características intrínsecas da economia brasileira, cujo parte dos preços é rígida a curto prazo e não reage a repasses cambiais. Portanto, é na dinâmica dos preços livres que choques cambiais deverão afetar a inflação.

Já os preços monitorados, observados no Modelo 3, cujo ajuste é o menos resiliente entre todos os modelos estimados, com cerca de 60% dos choques convergindo para o longo prazo no primeiro trimestre, não apresentaram, pela análise das defasagens, nenhuma relação de curto prazo em resposta a choques cambiais. Isso é intuitivo, preços monitorados são balizados por regras legais, como tarifas de transportes coletivos urbanos que impactam muito os índices de preços, são reajustados a partir de um calendário. Portanto, é de esperar que suas respostas a choques cambiais ocorram mais a longo prazo.

Finalmente, os últimos resultados obtidos em modelos NARDL são os multiplicadores dinâmicos que podem ser vistos nas Figuras 2, 3 e 4 a seguir. Como visto na Tabela 2, as respostas da inflação a movimentos da taxa de câmbio são assimétricas em praticamente todos os modelos. Com a análise dos multiplicadores dinâmicos, pode-se observar em mais detalhes o comportamento dessa assimetria. Começando pelo Modelo 1 visto na Figura 2a, que apresenta os multiplicadores dinâmicos para o IPCA, percebe-se uma assimetria inicial positiva que é convertida em negativa após alguns trimestres. Esse comportamento inicial é causado por uma expansão contundente da inflação nos primeiros trimestres após uma depreciação do Real frente ao Dólar (choque cambial positivo). Paralelamente, no caso de uma apreciação cambial (choque negativo), o que se vê é uma tímida expansão do IPCA nos primeiros trimestres que, logo após transcorridos três trimestres, converge para valores negativos. Em outras palavras, na interpretação dos multiplicadores dinâmicos no caso do Modelo 1, observa-se uma dinâmica de inflação muito mais aguda no caso de uma depreciação do Real, porém mais resiliente no caso de uma apreciação cambial.

Figura 2: Multiplicadores Dinâmicos dos Modelos 1 e 2

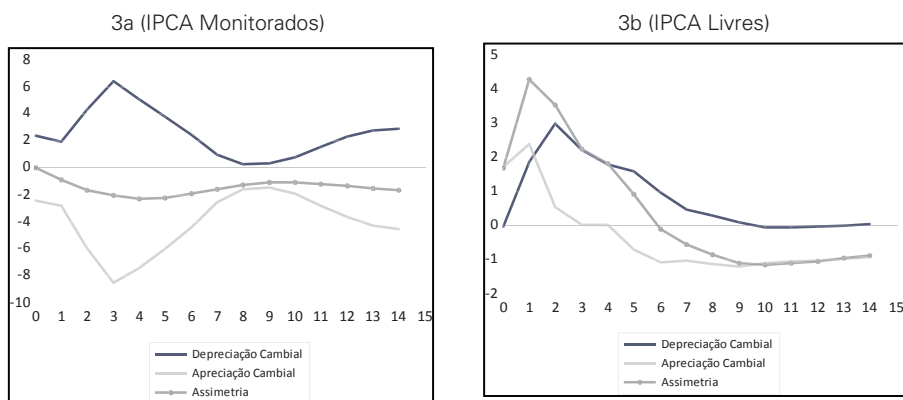


Fonte: Elaboração própria.

No caso do IGP-M um comportamento semelhante foi observado, isto é, depreciações cambiais produzem expansão da inflação enquanto apreciações resultam na queda dela, captada por esse índice de preços. No que se refere à assimetria, inicialmente ela é positiva captando os efeitos inflacionários observados após uma depreciação. Porém, é convertida para o campo negativo após cinco trimestres.

Desagregando o IPCA segundo preços monitorados e livres, os multiplicadores dinâmicos destas variáveis podem ser verificados na Figura 3 (3a e 3b). No tocante aos preços monitorados, uma assimetria negativa foi visualizada e um comportamento senoidal foi verificado em ambas as respostas, positiva e negativa. Ao comportamento senoidal dos gráficos observados na Figura 3a atribui-se o caráter sazonal dos preços monitorados discutidos anteriormente. A dinâmica desses preços obedece, em muitos casos, a uma lógica institucional que independe do estado da economia, de forma que, no curto prazo, repasses cambiais para esses preços são difíceis de ser constatados. Como discutido na revisão da literatura, existem inúmeras fontes de rigidez nominal que podem explicar a dinâmica de um preço (ou grupo de preços específicos em resposta a choques cambiais).

Figura 3: Multiplicadores Dinâmicos dos Modelos 3 e 4



Fonte: Elaboração própria.

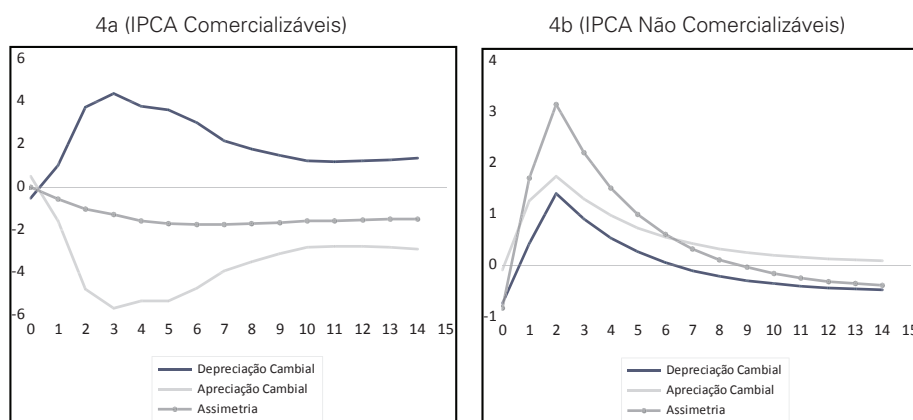
Observa-se que a assimetria inicial positiva do IPCA total visto na figura anterior está muito mais associada à dinâmica dos preços livres, aqui reportados na Figura 3b. Isso está associado com elevações inflacionárias observadas nos primeiros trimestres após o choque, tanto em resposta a depreciações (choques positivos), quanto em resposta a apreciações (choques negativos). Porém, transcorridos alguns trimestres, essa assimetria se inverte captando a convergência dos preços livres para níveis pré-choque, somado à redução permanente da inflação que apreciações cambiais produzem ao longo do tempo. Em outras palavras, é preciso dissociar os efeitos imediatos sobre a inflação de preços livres de um choque cambial dos seus efeitos ao longo do tempo, que tendem a ser bastante distintos.

Finalmente, os preços livres podem ser decompostos entre bens comercializáveis (*Tradebles*) e não comercializáveis (*non tradables*), contidos na Figura 4 (4a e

3b). Os bens comercializáveis apresentaram assimetria negativa em relação aos repasses a partir de choques cambiais; isso está constatado na Figura 4a que demonstra que os preços reagem em maior intensidade e magnitude diante de choques negativos do que o observado no caso de choques positivos.

A última cesta de preços a ser analisada é a dos preços livres não comercializáveis, que tratam de serviços em geral e podem ser visualizados pela Figura 4b. Aqui, novamente, assimetria positiva foi verificada devido às elevações nestes preços oriundos de choques de ambas as naturezas, depreciações e apreciações. Em outras palavras, a assim chamada inflação de serviços reage positivamente a choques positivos e negativos no câmbio, sendo os efeitos desses últimos mais intensos e persistentes no tempo. Como discutido na revisão da literatura, existem inúmeras fontes de rigidez nominal que podem explicar esse comportamento. Por exemplo, o setor de serviços é intensivo em trabalho, choques cambiais que elevam a inflação serão incorporados nos salários no período seguinte, tendendo a aumentar a demanda doméstica por serviços e, conseqüentemente, seus preços.

Figura 4: Multiplicadores Dinâmicos dos Modelos 5 e 6



Fonte: Elaboração própria.

6. CONCLUSÕES

Este artigo avaliou os efeitos de repasses cambiais para a inflação (efeito *pass-through*) para o Brasil de 1999 a 2024 por via dos Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas Não Lineares (NARDL) aplicados a dados trimestrais. Seis medidas de inflação subsidiaram os resultados apresentados anteriormente (IGP-M; IPCA; IPCA para monitorados; IPCA para preços livres; IPCA para comercializáveis e IPCA para não comercializáveis). Em todos os modelos, uma relação de longo prazo foi verificada entre a inflação, o câmbio e as demais variáveis que compõem a especificação empírica. Essa relação de cointegração é um importante sinal de que o sistema de âncoras macroeconômicas no Brasil vem funcionando bem, dentre as quais salienta-se o regime de metas de inflação.

Porém, perturbações de curto prazo sugerem que a dinâmica de ajuste para a trajetória de longo prazo ainda é demasiadamente lenta. Essas relações de curto prazo podem ser observadas tanto nos mecanismos de correção de erros condicionais (ECMs), quanto na análise dos multiplicadores dinâmicos. Ambas apontam uma elevada resiliência da inflação no curto prazo, indicando rigidez nominal. No tocante às assimetrias estimadas, os multiplicadores dinâmicos revelam que o repasse cambial para a inflação é heterogêneo. O IPCA, os preços livres e não comercializáveis têm assimetria inicial positiva convertida posteriormente em negativa; neles o repasse inicial diante das depreciações cambiais é maior do que o das apreciações. Já no que compete aos demais preços, assimetria negativa foi verificada.

Algumas consequências em termos de *policymaking* podem ser extraídas dos resultados aqui apresentados. Em primeiro lugar, os resultados de cointegração supõem que o nosso sistema de âncoras tem funcionado bem ao longo dos 25 anos que compreendem a nossa amostra e servido para manter uma trajetória de longo prazo bem-comportada para inflação. Isso, porém, precisa ser aprimorado, avanços recentes merecem ser destacados, como a autonomia operacional do Banco Central e a conversão do regime de metas do ano-calendário para fluxo contínuo. No que se refere ao curto prazo, entretanto, a resiliência ainda preocupa, e está relacionada com a elevada indexação da economia brasileira que exacerba a rigidez nominal.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abreu, M. P. ; Werneck, R. F. 2021 “Estabilização, Abertura e Privatização, 1990 – 1994”, em: Abreu M. P. (org), *A Ordem do Progresso: Dois Séculos de Política Econômica no Brasil*, Rio de Janeiro: ed. Atlas.
- Alogoskoufis, G. ; Smith, R. 1991 “The Phillips Curve, the Persistence of Inflation, and the Lucas Critique: Evidence from Exchange Rates, Regime”, *The American Economic Review*, v 81(5), p. 1254-1275.
- Alves, W. L. ; Ferreira, R. T. 2023 “Phillips Curve and the Exchange Rate Pass-Through: A Time-Frequency Approach”, *Empirical Economics*, v 64, p 2165-2181.
- Assis, T. M. ; Fonseca, L. F. C. ; Feijó, C. A. V. C. 2019 Determinantes do Repasse Cambial: Uma Resenha com foco no caso Brasileiro, *Revista de Economia Contemporânea*, v 23(1).
- Azevedo, P. F. ; Serigati, F. C. 2015 “Preços Administrativos e Discricionariedade do Executivo”, *Revista de Economia Política*, v 35(3).
- Bacha, E. 2012 “O Plano Real: Uma Avaliação”, in: Belíndia 2.0, Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2012.
- Belaisch, M. A. 2003 “Exchange Rate Pass-Through in Brazil”, IMF working paper WP/03/141.
- Brown, R. L. ; Durbin, J. ; Evans, J. M. 1975 “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time”. *Journal of Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
- Brun-Aguerre, R. ; Fuertes, A. M. ; Greenwood-Nimmo, M. 2017 “Heads I Win; Tails you Lose: Asymmetry in Exchange Rate Pass-through into Import Prices”. *Journal of the Royal Statistical Society*, 180(2), 587-612.
- Bussière, M. 2013 “Exchange Rate Pass-through to Trade Prices: The Role of Nonlinearities and Asymmetries”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75, 731-758.
- Calvo, G. ; Mishkin, F. S. 2003 “The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries”. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 99-118.

- Campa, J. M. ; Goldberg, L. S. 2005 “Exchange Rate Pass-through into Import Prices”. *Review of Economics and Statistics*, 87, 679-690.
- Campa, J. M. ; Gonzalez Minguez, J. M. ; Barriel, M. S. 2008 “Non-linear Adjustment of Import Prices in the European Union”. Working Paper, Bank of England 347.
- Carneiro, D. D.; Monteiro, A. A.; Wu, T. Y. H. 2002 “Mecanismos Não-lineares de Repasse Cambial para o IPCA”. *Revista de Economia e Administração*, 3(1).
- Carneiro, D. D.; Wu, T. Y. H. 2011 “Política Econômica: A Experiência Brasileira Contemporânea”, Rio de Janeiro, Gen LTC.
- Carrara, A. F. (2023) “Pass-through of Oil Prices to Brazilian Inflation: An Analysis between 2014 and 2023” *Encontro Nacional de Economia*, Anpec.
- Carvalho, F. C. ; Souza, F. E. P. ; Sicsú, J. ; De Paula, L. F. Studart, R. 2007 “Economia Monetária e Financeira: Teoria e Prática”, Rio de Janeiro: Campus Elsevier.
- Choudhri, E. U. ; Hakura, D. S. 2003 “Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?” *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.
- Correa, A. ; Minella, A. 2010 “Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil”, *Revista Brasileira de Economia*, v 64(3), 231-243.
- Couto, S. V. V. ; Fraga, G. J. 2014 “O Pass-Through da Taxa de Câmbio para Índices de Preços: Análise Empírica para o Brasil”, *Revista de Economia Contemporânea*, 18(3).
- Delatte, A. L. ; López-Villavicencio, A. 2012 “Asymmetric Exchange Rate Pass-through: Evidence from Major Countries”. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 833-844.
- Dornbusch, R. 1987 “Exchange Rates and Prices”. *American Economic Review*, 77(1), 93-106.
- Franco, G. 1999 “O Desafio Brasileiro: Ensaio sobre Desenvolvimento, Globalização e Moeda”, São Paulo.
- Freitas, R. J. P. ; Gomes da Silva, C. 2021 “A Coordenação das Políticas Monetária e Fiscal no Brasil e a Nova Matriz Macroeconômica”. 49º Encontro Nacional de Economia ANPEC.
- Goldberg, L. S. ; Tille, C. 2016 “Micro, Macro, and Strategic Forces in International Trade Invoicing: Synthesis and Novel Patterns”. *Journal of International Economics*, 102, 173-187.
- Goldfajn, I. ; Werlang, S. R. C. 2000 “The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”, Banco Central do Brasil Working paper Series n 5.
- Gomes Da Silva, C. ; Fishlow, A. 2021 “The New Macroeconomic Matrix and the Great Brazilian Recession: Causes and Consequences”. *Challenge*, 64, 138-155.
- Gomes da Silva, C. ; Vieira, F. V. 2021 “What Drives Export Performance in the BRICS countries? An ARDL Investigation”, *Economics Bulletin*, 41, 686-695.
- Knetter, M. M. 1993 “International Comparisons of Pricing to Market Behavior”. *American Economic Review*, 83, 473-486.
- Krugman, P. 1986 “Pricing to Market when the Exchange Rate Changes”. NBER Working Paper, n 1926.
- Muinhos, M. K. 2004 “Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil”, *Estudos Econômicos*, 34(2).
- Nogueira Junior, R. P. 2007 “Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through”. *Economia Aplicada*, 11(2).
- Pesaran, M. H. ; Shin, Y. 1998 “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”. In S. Strom, (ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H. ; Shin, Y. ; Smith, R. J. 2001 “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289 – 326.
- Pimentel, D. M.; Luporini, V. ; Modenesi, A. 2016 “Assimetrias no Repasse Cambial para a Inflação: Uma Análise Empírica para o Brasil (1999 a 2013)”, *Estudos Econômicos*, 46(2).
- Pollard, P. S. ; Coughlin, C. C. 2004 “Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industry Level”. Working Paper, Federal Reserve Bank of St. Louis, St. Louis, n. 2003-29C.
- Romer, D. 1993 “Openness and Inflation”, *Quarterly Journal of Economics*, 108.
- Salomão, B. A. N. ; Santos, J. F. C. ; Reis, G. A. 2021 “Volatilidade Cambial, Incerteza Política e Deman-

- da Agregada: Duas Décadas de Regime de Câmbio Flutuante no Brasil”, RACEF Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace, 12(2), 41-59.
- Shin, Y.; Yu, B.; Greenwood-Nimmo, M. 2014 “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework”. Festschrift in Honor of Peter Schmidt. [S.I.]: Springer, 281-314.
- Sousa Júnior, V. C. 2020 “Pass-through do Câmbio para a Inflação na Economia Brasileira (2003-2018): Modelos ARDL”. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia.
- Taylor, J. B. 2000 “Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms”. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Vieira, F. V. ; Gomes da Silva, C. 2020 “Exchange Rate Dynamics and Pass-through in the BRICS: An ARDL Bounds Testing Approach Investigation”, 48º Encontro Nacional de Economia ANPEC.

