

REPASSE DO CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NA ECONOMIA BRASILEIRA (2003-2019): MODELOS ARDL

Flávio Vilela Vieira

Professor titular do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (UFU).


Pós-doutor pela University of Glasgow.

Doutor em Economia pela University of New Hampshire.

Mestre pela University of Illinois Champaign-Urbana.

Mestre em Economia pela Fundação Getulio Vargas (FGV).

E-mail: flaviovieira@ufu.br

 <https://orcid.org/0000-0001-9316-7990>


Valdecy Caetano de Sousa Junior

Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

Mestre em Economia pela UFU.

Bacharel em Economia pela UFU.

E-mail: valdecy.caetano@ufu.br

 <https://orcid.org/0000-0001-9517-7092>

Como citar este artigo: Vieira, F. V., & Sousa, V. C. de, Junior. (2021). Repasse do câmbio para a inflação na economia brasileira (2003-2019): modelos ARDL. *Revista de Economia Mackenzie*, 18(esp.), 39-66. doi:10.5935/1808-2785/rem.v18nespp.39-66

Aprovado em: 31/5/2021

Recebido em: 22/10/2020



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Resumo

O objetivo do artigo consiste em investigar a relação entre a variação da taxa de câmbio e a inflação no Brasil, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2019. Além de estimar o repasse da taxa de câmbio, foi investigada a existência de assimetrias. Para atingir tal objetivo, foram estimados quatro modelos lineares, autorregressivos de defasagens distribuídas (*auto-regressive distributed lag* – ARDL), e quatro modelos não lineares (N-ARDL). Nos modelos lineares, os resultados indicaram um repasse médio de 0,08% e 0,19% para o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e o Índice Geral de Preços/Disponibilidade Interna (IGP-DI), respectivamente. Nos modelos não lineares, o repasse médio foi 0,06% para o IPCA e 0,18% para o IGP-DI. Os resultados indicaram a presença de assimetrias entre apreciações e depreciações e que os modelos lineares tendem a subestimar o repasse cambial. Os testes confirmaram a causalidade de Granger (1969) entre a variação do câmbio e a inflação.

Palavras-chave: Taxa de câmbio; inflação; repasse cambial; modelos ARDL; modelos N-ARDL.

Classificação *JEL*: F31; F41; C32.

INTRODUÇÃO

O objetivo geral deste artigo consiste em analisar empiricamente os impactos da variação da taxa de câmbio sobre os níveis de preço no Brasil, entre o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2019, utilizando modelos lineares, autorregressivos de defasagens distribuídas (*auto-regressive distributed lag* – ARDL), e não lineares (N-ARDL). O objetivo específico é investigar a existência de assimetrias na magnitude em que as apreciações e depreciações são repassadas aos preços.

O *pass-through* cambial pode ser definido como a variação percentual nos preços domésticos (inflação) causados por uma variação de 1% na taxa de câmbio nominal de um determinado país. A magnitude do repasse cambial é tema relevante nas discussões de políticas econômicas, em especial em um ambiente de flutuação cambial administrada e regime de metas de inflação, como no caso do Brasil. Como consequência, países com elevados níveis de repasse cambial são mais impactados em momentos de volatilidade da taxa de câmbio.

Com base na literatura existente, serão adotadas algumas hipóteses, a primeira é de que a taxa de câmbio possui influência sobre os níveis de preços. Já a segunda hipótese é de que o repasse cambial não é necessariamente simétrico, isto é, a magnitude do repasse das apreciações e depreciação da taxa de câmbio podem apresentar impactos de diferentes magnitudes.

A influência da taxa de câmbio na inflação foi confirmada por vários trabalhos empíricos, que serão citados na seção 2, contudo, a hipótese da assimetria no repasse é um tema com resultados escassos e pouco conclusivos. Portanto, o estudo pretende preencher lacunas na literatura em relação à existência e à magnitude das assimetrias em períodos de apreciação e depreciação cambial, a partir da utilização do modelo N-ARDL.

Com relação à estrutura do artigo, além desta introdução, há três seções e considerações finais. Na seção 1, será tratada a relação entre taxa de câmbio e inflação, apresentando a discussão teórica, os determinantes do repasse, as discussões acerca da assimetria e apresentação de trabalhos empíricos. Na seção 2, serão expostos os procedimentos metodológicos utilizados. Na seção 3, serão apresentados os resultados obtidos. Por fim, as considerações finais, sistematizando as principais conclusões.

1

A RELAÇÃO ENTRE TAXA DE CÂMBIO E INFLAÇÃO

Formalmente, o *pass-through* da taxa de câmbio pode ser definido como a variação na inflação resultante da variação na taxa de câmbio nominal, ou seja, o percentual da variação nos preços dos bens domésticos em moeda local resultante de uma variação de 1% na taxa de câmbio (Campa & Goldberg, 2005).

A necessidade de compreender-se tal fenômeno ocorreu principalmente após a década de 1970 com a adoção do câmbio flutuante, contudo, a livre flutuação das moedas não garantiu o equilíbrio dos balanços de pagamentos. Nesse contexto, diversos autores se propuseram a buscar explicações para o que estava ocorrendo, surgindo a necessidade de estudar a relação entre taxas de câmbio e inflação (Couto & Fraga, 2014).

No Brasil, a partir de 1999, foi adotado o modelo de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação e, nesse contexto, a variação da taxa de câmbio

passou a ter um papel importante no entendimento da inflação e, consequentemente, na condução da política monetária. Com isso, alguns trabalhos passam a estimar os coeficientes do *pass-through* cambial (Tombini & Alves, 2006).

No entanto, mesmo com a adoção oficial do regime de câmbio flutuante é natural que haja intervenções estatais visando a suavizar movimentos de alta volatilidade cambial. Os países emergentes, por serem mais suscetíveis à volatilidade cambial, apresentam maior resistência em permitir a livre flutuação da moeda. A expressão “*fear of floating*”, cunhada por Calvo e Reinhart (2002), reflete esse medo da flutuação do câmbio, principalmente por comprometer a credibilidade da política econômica e provocar elevações dos passivos externos, em caso de uma desvalorização cambial.

Para compreender como o *pass-through* pode afetar os níveis de preços é necessário expor os canais de transmissão da variação da taxa de câmbio para a inflação. Com base na literatura é possível encontrar três vias de transmissão.

De acordo com Amitrano, De Grauwe e Tullio (1997), o primeiro mecanismo de repasse cambial ocorre quando as firmas, diante de alterações nos custos marginais oriundos de variações nas taxas de câmbio, optam por repassar as alterações para o preço final dos produtos, objetivando manter inalterado o *mark-up*. A decisão da firma do quanto repassar irá determinar a magnitude do *pass-through* (Rogoff, 1996).

O segundo canal de transmissão, explicitado por Amitrano et al. (1997), aponta que a participação de bens importados na cesta de consumo doméstica influencia no repasse cambial para os preços gerais da economia, uma vez que a proporção de bens importados é diretamente proporcional ao grau de repasse. Nesse caso, o grau de abertura da economia possui influência direta, pois se espera que, quanto maior for o grau de abertura, maior será a participação de bens importados nas cestas de consumo.

O terceiro canal de transmissão ocorre a partir da dinâmica de preços após variações cambiais, uma vez que alterações nos níveis dos preços domésticos requerem alterações nos salários nominais, a fim de compensar eventuais perdas reais do poder de compra. Com isso, a magnitude do *pass-through* irá depender em grande parte das condições conjunturais e estruturais da economia (Souza & Alves, 2011).

A condução da política econômica também influencia no grau de repasse. Diante de políticas expansionistas, é esperado que os trabalhadores tenham maior poder de barganha e reposição real dos salários, enquanto em cenários de políticas contracionistas o poder de barganha tende a ser menor.

É possível aprofundar a análise investigando o problema a partir das perspectivas micro e macroeconômica. A abordagem microeconômica tem o objetivo de fornecer microfundamentos para as análises empíricas, enquanto a perspectiva macroeconômica utiliza os modelos da Nova Macroeconomia Aberta para encontrar os determinantes do *pass-through*. A seguir, serão apresentadas as duas perspectivas sobre o assunto¹.

■ 1.1.1 A microeconomia do repasse cambial

Os primeiros esforços para compreender o repasse cambial tiveram origem na teoria da paridade do poder de compra (PPP), abordada inicialmente por Cassel (1922). O objetivo do autor era estabelecer paridades relativas do ouro a partir da utilização de diferenciais de inflação para então calcular a variação cambial necessária para mantê-la inalterada (Rogoff, 1996). Caso a PPP seja válida, o *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação deverá ser completo (igual a um), em um cenário de apreciação (depreciação) cambial os preços devem reduzir (aumentar) em igual proporção, reestabelecendo a PPP.

Na década de 1970, com a desvalorização acentuada do dólar, observou-se que os níveis de preço dos Estados Unidos não sofreram variação na mesma magnitude, colocando em xeque a validade da PPP. Diante disso, começaram a surgir explicações teóricas para os repasses incompletos da taxa de câmbio (Assis, Fonseca & Feijó, 2019).

Goldberg e Knetter (1997) realizaram um *survey* a respeito dos trabalhos empíricos que testaram a validade da PPP, a conclusão dos autores é que os preços relativos dos produtos homogêneos estão relacionados às flutuações da taxa de câmbio. Portanto, a PPP tende a não ser válida no curto prazo quando existem desequilíbrios nos preços, contudo, no longo prazo o repasse cambial pode ser completo, garantindo a validade da PPP (Goldberg & Knetter, 1997).

Após a confirmação da existência de repasses incompletos, surge a necessidade de compreender o repasse cambial nos mercados imperfeitos. Krugman (1986) aborda a temática a partir do ajuste do *mark-up*, trabalhando com o conceito de *pricing-to-market* (PTM). Para o autor, o PTM pode ser definido como a tendência de os preços caírem em menor magnitude relativa quando a moeda doméstica aprecia. Nesse caso, variações da taxa de câmbio podem induzir a discriminação de preços em mercados internacionais e, portanto,

1 Para maiores detalhes sobre a Nova Macroeconomia Aberta, ver Lane (2001).

consumidores de países diferentes podem pagar preços diferentes pelo mesmo produto (Krugman, 1986).

Os diferenciais de preços são explicados por Krugman (1986) pelo fato de as empresas reajustarem preços em função do *mark-up* desejado de acordo com os objetivos de mercado da empresa, grau de competição e necessidade de erguer barreiras à entrada. Nessas situações, espera-se que a PTM reduza os efeitos das variações cambiais optando por um *mark-up* menor no curto prazo, garantindo vantagens de preços sobre os concorrentes.

■ 1.1.2 A macroeconomia do repasse cambial

Com relação aos determinantes macroeconômicos do *pass-through*, Taylor (2000) defende a relevância de um ambiente de baixa inflação na determinação da magnitude do *pass-through*. O autor aponta que um ambiente de baixa inflação tem a capacidade de reduzir o poder da firma de reajustar preços.

Goldfajn e Werlang (2000) complementam esse raciocínio ao apresentarem que um ambiente de baixa inflação aumenta o grau de previsibilidade dos agentes e que o grau do repasse cambial é diretamente associado ao erro de previsão da inflação, ou seja, um ambiente de maior transparência da trajetória de preços faz que os produtores tenham menor necessidade de repassar aumentos dos custos marginais aos preços. Nesse sentido, Eichengreen (2002) reforça a relevância da credibilidade da política monetária, uma vez que a garantia de que as autoridades monetárias agirão rapidamente faz que os agentes passem a considerar que os choques serão transitórios.

Além da condução das políticas econômicas, o grau de abertura da economia também pode impactar na magnitude do repasse cambial (Terra, 1998). De acordo com Romer (1993), um maior grau de abertura teria capacidade de aumentar o *trade-off* existente entre produto e inflação, uma vez que uma expansão do produto poderia gerar uma apreciação da moeda externa por aumentar o volume de exportações.

Ainda com base em Romer (1993), a apreciação da moeda doméstica provoca um aumento em cascata dos bens importados, enquanto os bens domésticos não sofrem alterações de preço no curto prazo. Contudo, os bens domésticos e os salários serão afetados posteriormente por estarem indexados, incorporando de maneira indireta os aumentos provocados pela apreciação da moeda. A conclusão apresentada por Romer (1993) é de que o grau de abertura tende a aumentar o grau de repasse cambial.

■ 1.2 Assimetrias no *pass-through* cambial

No geral, a literatura assume um comportamento simétrico entre a inflação e a taxa de câmbio, presumindo que apreciações e depreciações possuem efeitos da mesma magnitude nos preços. A assimetria do *pass-through* cambial contraria esse pressuposto ao adotar que o sinal da variação da taxa de câmbio, isto é, depreciações e apreciações, tende a apresentar efeitos de diferentes magnitudes na inflação (Assis et al., 2019).

Uma explicação para a existência de assimetrias diz respeito às restrições de mercado que podem ocorrer quando empresas estrangeiras, diante de uma apreciação da moeda doméstica, não conseguem atender a alta na demanda no curto prazo. Nesse caso, a empresa opta por aumentar seu *mark-up* e manter o volume inalterado.

Já em caso de depreciação da moeda doméstica, as empresas estrangeiras não terão o problema de demanda, mas os importadores podem optar por repassar totalmente o aumento para os preços finais ou repassar apenas uma parte, renunciando a parte de seu *mark-up*. O exemplo mostra como as depreciações da moeda doméstica podem ter maiores impactos no preço final frente às apreciações (Khundrakpam, 2007).

O objetivo de *market-share* também é apontado pela literatura como um dos determinantes das assimetrias no repasse cambial. De acordo com Knetter (1989), uma firma importadora de insumos pode repassar ou não as variações do câmbio para os preços finais, de acordo com seus objetivos estratégicos.

Um exemplo que ilustra bem o objetivo de *market-share* é que, diante de uma apreciação da moeda doméstica (redução do preço dos insumos importados), o empresário pode optar por reduzir o preço final dos produtos e garantir vantagens em relação aos demais concorrentes ou então aumentar seu *mark-up*. Na mesma situação, mas considerando uma depreciação da moeda doméstica (aumento do custo dos insumos importados), o produtor pode reduzir sua margem de lucro ou aumentar o preço final dos produtos (Knetter, 1994; Krugman, 1986).

A estratégia da empresa em relação ao seu *market-share* determinará qual será o repasse. É necessário levar em conta que as apreciações da moeda doméstica são mais vantajosas para os importadores de insumos, pois permitem a redução do preço final dos produtos, aumentando a fatia de mercado sem reduzir seu *mark-up*.

Entretanto, existe uma resistência por parte da firma em reduzir preços, fazendo que a assimetria no repasse cambial seja mais comum em casos de

depreciações da moeda doméstica que resultam no aumento do preço dos bens finais. Esse fenômeno é chamado de rigidez estrutural para baixo, pois as firmas são mais propensas a aumentarem seu *mark-up* do que a reduzi-lo (Bussière, 2003; Peltzman, 2000).

A estrutura macroeconômica pode impactar na rigidez para baixo. Goldfajn e Werlang (2000) ressaltam que em momentos de grande recessão os produtores podem evitar repassar as variações cambiais para os preços finais, optando por reduzirem o *mark-up* no curto prazo. Nessa situação, o hiato do produto influenciaria no grau do repasse cambial à medida que, em períodos de expansão econômica e com alta demanda, as firmas tivessem maior facilidade de repassar aumentos nos custos, considerando a desvalorização cambial para seus preços finais, enquanto, em períodos de recessão econômica, as firmas teriam maior dificuldade de ajustar seus preços (Pimentel, Luporini & Modenesi, 2016).

O mesmo ocorre ao analisar a política macroeconômica, diante de uma política rígida no controle de inflação por parte do Banco Central, os efeitos de uma depreciação da moeda doméstica sob o nível de preço podem ser anulados total ou parcialmente por meio de instrumentos da política monetária, enquanto a apreciação da moeda doméstica não é afetada por impactar negativamente na inflação (Delatte & López-Villavicencio, 2012).

■ 1.3 Trabalhos empíricos sobre o *pass-through*

Diversos trabalhos se empenharam em investigar a dinâmica entre câmbio e inflação. A seguir serão apresentados trabalhos empíricos sobre o tema.

Belaisch (2003) estimou o grau de *pass-through* para o Brasil utilizando o modelo de vetores autorregressivos com dados de julho de 1999 a dezembro de 2002. Como variável de inflação, foram utilizados diferentes níveis de desagregação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA); as demais variáveis foram taxa de câmbio, preço do petróleo e a produção industrial.

Os resultados obtidos por Belaisch (2003) mostram que o efeito da variação cambial no IPCA, após 12 meses, foi de 17% para o IPCA, 15% para preços livres, 15% para bens comercializáveis, 5% para preços administrados e 12% para bens não comercializáveis.

Carneiro, Monteiro e Wu (2002) discutem a melhor forma de estimar o *pass-through*, por meio de mecanismos lineares e não lineares. Os autores

utilizaram o IPCA como índice de preços, além de estimarem outros modelos a partir dos componentes do IPCA. O período selecionado foi do terceiro trimestre de 1994 até o quarto trimestre de 2001, utilizando o modelo de mínimos quadrados não lineares e o modelo de mínimos quadrados tradicionais.

A conclusão obtida por Carneiro et al. (2002) foi que os repasses lineares são menos significativos em relação aos repasses não lineares. Em relação aos subgrupos dos preços livres, os bens industrializados foram os que mais absorveram as variações na taxa de câmbio. De maneira geral, o repasse para o IPCA ficou em torno de 3%, enfatizando os resultados encontrados por outros autores de que o IPCA sofre menor grau de repasse quando comparado a outros índices de preços.

Goldfajn e Werlang (2000) aprofundaram em grande medida a análise, estimando o *pass-through* a um grupo de 71 países para o período de 1980 a 1998, utilizando a metodologia de dados em painel. Foram utilizadas variáveis de hiato do produto, índice de preço ao consumidor para cada país, grau de abertura da economia e, por fim, a variável câmbio foi construída utilizando o filtro de Hodrick-Prescott para obter o componente cíclico.

As conclusões obtidas por Goldfajn e Werlang (2000) são de que o maior repasse cambial ocorre, em média, 12 meses após o choque, sendo possível afirmar que o repasse tende a ser mais acentuado em países emergentes.

Em um estudo mais recente, realizado por Pimentel et al. (2016), os autores utilizaram o IPCA para estimar o repasse cambial para o período de 1999 a 2013, utilizando-se a taxa de câmbio real/dólar, a cotação internacional do petróleo, o índice de preços das *commodities* e o índice de produção física da indústria. A partir de um modelo de vetores autorregressivos e vetores com correção de erro, os autores concluíram que o repasse médio foi de 7,61% para o período analisado.

Somado a isso, Pimentel et al. (2016) afirmam a existência de um repasse assimétrico da variação cambial para os níveis de preços, sendo que apreciações da taxa cambial tendem a apresentar um impacto maior em relação a depreciações da taxa de câmbio.

Em um estudo para o Brasil, Couto e Fraga (2014) analisaram empiricamente a relação entre taxa de câmbio e inflação no período entre 1999 e 2012. Os autores utilizaram o vetor de correção de erros (VEC) e as seguintes variáveis: inflação (IPCA e IGP-DI), taxa de câmbio nominal, índice de preços ao produtor dos Estados Unidos, hiato do produto e abertura comercial.

Os resultados obtidos por Couto e Fraga (2014) confirmam um maior repasse do câmbio para o IGP-DI (84,7%) em relação ao IPCA (67,9%).

O Quadro 1, abaixo, sintetiza os resultados encontrados por autor.

Quadro 1

Síntese dos resultados empíricos

Pesquisa	Método	País(es)	Período	Resultados
Belaisch (2003)	Vetores auto regressivos (VAR)	Brasil	1999-2002	Após um ano do choque, 17% da variação é repassada ao IPCA.
Carneiro et al. (2002)	Mínimos quadrados ordinários (MQO) – modelo não linear	Brasil	1994-2001	Presença de assimetria <i>pass-through</i> de 3,4% para o IPCA em 1999 e 0,7% em 2000.
Goldfajn e Werlang (2000)	Painel	71 países	1980-1998	Após 12 meses, a variação de 1% na taxa de câmbio nominal tende a causar 0,245% de variação nos níveis de preços de economias desenvolvidas e 0,394% em economias emergentes.
Pimentel et al. (2016)	VAR e VEC	Brasil	1999-2013	Presença de assimetrias no <i>pass-through</i> . Repasse estimado em 1,39% para apreciações e 11,6% para depreciações.
Couto e Fraga (2014)	VEC	Brasil	1999-2012	<i>Pass-through</i> de 67,9% para o IPCA no longo prazo e 84,7% para o IGP-DI.
Albuquerque e Portugal (2005)	MQO	Brasil	1980-2002	Após 1999, 32% da variação da taxa de câmbio era repassada ao IPCA.

Fonte: Elaborado pelos autores.

2

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

2.1 Dados

A análise compreende o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2019. A escolha do ano de 2003 para início da análise é em razão da disponibilidade de dados do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), utilizado como *proxy* de demanda agregada.

Para a estimação dos modelos, além das variáveis dependentes (inflação) e variável explicativa principal (variação da taxa de câmbio), foram utilizadas também variáveis de controle (hiato do produto, preço do petróleo e abertura comercial). A escolha das variáveis de controle foi motivada pelas metodologias empregadas na literatura², visando a captar efeitos da demanda agregada (hiato do produto), eventuais choques de oferta (preço do petróleo) e influência da estrutura macroeconômica (grau de abertura comercial). Seguem, abaixo, as variáveis utilizadas:

- Índice de Preços ao Consumidor Amplo (INFIPCA) – calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
- Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (INFIGP) – calculado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) por meio de uma média aritmética ponderada em 60% pelo Índice de Preços ao Atacado (IPA); 30% pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e 10% pelo Índice Nacional da Construção Civil (INCC).
- Variação do log da taxa de câmbio comercial – compra R\$/US\$ (DL-Cambio) – cotação do dólar norte americano (US\$) em relação ao real (R\$). Um sinal positivo implica depreciação da taxa de câmbio e consequente desvalorização do real, o que provoca aumento das exportações, poupança privada e melhora do saldo em conta corrente. O inverso é verdadeiro: um sinal negativo implica apreciação da taxa de câmbio e apreciação do real, provocando aumento do poder de compra de bens importados e, portanto, a redução das exportações – o que piora o saldo de transações correntes. A variável será posteriormente dividida em duas *dummies*: DLCambioap e DLCambiodp, representan-

2 Conforme estimado por Belaisch (2003), Souza e Alves (2011) e Araújo e Modenesi (2010).

do, respectivamente, períodos de apreciações e depreciações da taxa de câmbio.

- Variação do log da taxa de câmbio nominal efetiva (DTCNEF) – utilizado como *proxy* para variável de taxa de câmbio. Representa uma média geométrica ponderada com base nas moedas dos principais parceiros comerciais do Brasil. A série é mensurada em termos de moeda estrangeira, portanto, um aumento da variável indica uma apreciação do real, enquanto uma diminuição da variável, uma depreciação do real. A variável será, posteriormente, dividida em duas *dummies*: DTCNEap e DTCNEdp, representando, respectivamente, períodos de apreciações e depreciações da taxa de câmbio nominal efetiva.
- Preço do petróleo – Log (LPET) – média calculada a partir do preço do barril de petróleo dos tipos Brent, WTI e DF.
- Hiato do produto (IBCGAP) – o valor representa o componente cíclico do filtro de Hodrick-Prescott na série IBC-Br.
- Abertura comercial – log (Labert) – é o volume de exportações mais importações, como porcentagem do produto interno bruto (PIB).
- *Dummy2015* (*dummy2015*) – adota-se valor 1 para todos os meses de 2015 e valor 0 para os demais períodos da análise. A justificativa para inclusão da *dummy2015* como regressor fixo é a mudança no padrão de inflação no ano de 2015 com o choque do preço de energia e combustíveis, configurando-se como um ano atípico devido ao impacto dos preços monitorados.

■ 2.2 Modelo ARDL – autorregressivos de defasagens distribuídas

A abordagem empírica desenvolvida ao longo do trabalho consiste na utilização de modelos ARDL, apresentados inicialmente por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran, Shin e Smith (2001). A estimação do ARDL ocorre em duas etapas: a primeira busca confirmar a existência de vetores de longo prazo por meio da análise de cointegração e, após a sua confirmação, é necessário estimar os coeficientes de longo prazo para cada variável; a segunda etapa consiste em encontrar a velocidade de ajustamento do modelo em relação ao equilíbrio de longo prazo, representado pelo coeficiente ECM (-1), além de obter os coeficientes de curto prazo das variáveis.

A Equação 1, abaixo, apresenta a equação tradicional do modelo para duas variáveis, y (dependente) e x (explicativa):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que indica a primeira diferença; α_0 e α_1 são termos de constante e tendência; δ_i , $i = 1, 2$ são parâmetros de longo prazo; ϕ_{1i} e ϕ_{2i} são os parâmetros de curto prazo e ε_t é o termo de erro.

Para definição dos coeficientes de cointegração, Pesaran e Shin (2001) desenvolveram a *bounds testing approach*, utilizando o método de Wald para testar a significância conjunta dos parâmetros no longo prazo, sob a hipótese nula de não existência de cointegração.

A utilização dos modelos ARDL requer a presença de séries com ordem de integração I (0) e I (1), e para isso serão utilizados os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), e para o ADF e PP a hipótese nula é a presença de raiz unitária, enquanto o teste KPSS adota como hipótese nula a de que a série é estacionária. Não se pode estimar os modelos ARDL caso todas as séries de um modelo sejam estacionárias, o que não ocorre nos modelos estimados no trabalho.

■ 2.2.1 Incorporando a assimetria

Com base no modelo ARDL, Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) propuseram o N-ARDL, permitindo modelar em caso de não linearidade de variáveis.

Assim, o objetivo é investigar prováveis assimetrias no repasse da variação da taxa de câmbio para a inflação, portanto, a variável será decomposta para depreciações e apreciações a partir de utilização de *dummy* de período a período:

$$DLCambiodp_t^+ = \sum_{i=0}^t \Delta LCambio_t^+ = \sum_{i=0}^t \max(DLCambio_i, 0) \quad (2)$$

e

$$DLCambiodp_t^- = \sum_{i=0}^t \Delta LCambio_t^- = \sum_{i=0}^t \min(DLCambio_i, 0) \quad (3)$$

As equações 2 e 3 acima são referentes à variável dependente de variação da taxa de câmbio nominal, como apresentado na seção 2.1, na construção da *dummy*, caso o período possua variação positiva. Esse valor será colocado na coluna das depreciações e o valor zero na coluna da apreciação. Contudo, caso a variação seja negativa, esse valor será colocado na coluna da apreciação e o valor zero na coluna da depreciação. A seguir, tem-se a decomposição da variável dependente de variação da taxa de câmbio nominal efetiva.

$$DTCNEap_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta TCNE_t^+ = \sum_{i=1}^t \max(DTCNE_p, 0) \quad (4)$$

e

$$DTCNEdp_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta TCNE_t^- = \sum_{i=1}^t \min(DTCNE_p, 0) \quad (5)$$

Sendo $DTCNEap_t^+$ o indicador de valores para as apreciações da taxa de câmbio, enquanto $DTCNEdp_t^-$ representa os valores para as depreciações da taxa de câmbio. A equação do modelo N-ARDL, considerando y como variável dependente (diferentes medidas de inflação) e duas variáveis explicativas x^+ e x^- , conforme definido acima, e omitindo as demais variáveis explicativas (LPET, Labert e IBCGAP) apenas por simplificação das equações, pode ser assim representada:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1}^+ + \delta_3 x_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_{2i} \Delta x_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^n \phi_{3i} \Delta x_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (6)$$

A principal diferença da Equação 6 (N-ARDL) em relação à Equação 1 (ARDL) é a decomposição da variável explicativa em duas, representando valores das apreciações e depreciações.

Para garantir maior robustez aos resultados, foram investigadas as possíveis causalidades (no sentido de Granger) entre as variáveis de interesse (inflação e taxa de câmbio). O método de Granger (1969) busca estabelecer precedência temporal entre as variáveis, sendo possível verificar se os valores passados de uma variável ajudam a prever o valor presente de outra variável. A hipótese nula do modelo é de que a variável X não causa a variável Y .

Como apresentado anteriormente, utilizam-se duas variáveis dependentes: IPCA (INFIPCA) e IGP-DI (INFIGP); duas variáveis para a taxa de câmbio: variação da taxa de câmbio (DLCambio) e variação da taxa de câmbio nominal efetiva (DTCNE), além dos modelos: ARDL e N-ARDL. As variáveis de controle, LPET, Labert e IBCgap, foram as mesmas para todos os modelos. Em alguns dos modelos, foi incluída a variável *dummy2015* como regressor fixo. Com isso, foram obtidos oito modelos: quatro lineares e quatro não lineares. Os modelos 1, 3, 5 e 7 possuem como variável dependente INFIPCA e os modelos 2, 4, 6 e 8, a variável dependente INFIGP.

3 ESTIMAÇÕES E RESULTADOS

■ 3.1 Resultados

Inicialmente é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis apresentadas no modelo para confirmar a existência de variáveis I (0) e I (1).

Tabela 1

Testes de raiz unitária

Variável	ADF (Estatística-t)	PP (Estatística-t)	KPSS (Estatística-t)	Decisão
INFIPCA	-7,990**	-8,052**	0,1819	I(0)
INFIGP	-7,637**	-7,606**	0,037	I(0)
DLCambio	-9,909**	-9,864**	0,553	I(0)
DTCNE	-10,729**	-10,687**	0,378	I(0)
LPET	-2,502	-2,134	0,450**	I(1)
Labert	-4,111**	-4,014**	0,357	I(0)
IBCGAP	-3,628*	-3,798*	0,033	I(0)

Notas: * e ** significam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

ADF e PP: H0: Raiz Unitária; KPSS: H0: Estacionária. Nos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), a hipótese nula é que a série tenha raiz unitária. Para o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), a hipótese nula é que a série seja estacionária. Variáveis em log: DLCambio; DTCNE LPET e Labert.

Foram incluídos a tendência e o intercepto nas equações estimadas.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em seguida, foram estimados os oito modelos apresentados, sendo os quatro primeiros os modelos lineares (ARDL) e os demais, não lineares (N-ARDL).

Todos os modelos rejeitaram a presença de constante e tendência. Já a *dummy*2015 foi incluída em todos os modelos, com exceção do modelo 5. Os critérios utilizados para determinar a inclusão da variável foram os testes Cusum e Cusum Square. Nos modelos em que a variável foi incluída, observou-se uma melhora na estabilidade.

A seguir, nas tabelas 2 e 3, serão apresentados os modelos selecionados, variáveis estatisticamente significantes e os testes de autocorrelação Breusch-Godfrey (Lagrange *multiplier*).

Tabela 2

ARDL: modelos selecionados

Modelos	Defasagens do modelo selecionado	ARDL – Variáveis significantes	Autocorrelação teste LM (probabilidade)
Modelo 1	(4, 5, 2, 4, 0)	INFIPCA (-1, -2); DLCambio (-1, -5); LPET (-2); Labert (-3, -4); IBCGAP (0).	0.006 [0.993]
Modelo 2	(3, 1, 2, 1, 0)	INFIGP (-1); DLCambio (0,-1); LPET (0,-2); Labert (0); IBCGAP (0).	0.339 [0.712]
Modelo 3	(6, 5, 2, 4, 5)	INFIPCA (-1, -2, -6); DTCNE (-1, -4, -5); LPET (-2); Labert (0, -1, -4); IBCGAP (0, -2, -4).	0.101 [0.903]
Modelo 4	(3, 1, 2, 1, 0)	INFIGP (-1); DTCNE (0, -1); LPET (0,-2); IBCGAP (0).	0.397 [0.672]

Notas: Modelo ARDL com máximo de seis *lags*.

Modelo selecionado a partir do critério de Akaike

Ordem das variáveis: 1) INFIPCA/INFIGP; 2) DLCambio/DTCNE; 3) LPET; 4) Labert; 5) IBCgap.

Variáveis em log: DLCambio; DTCNE; LPET e Labert.

Os modelos rejeitaram estatisticamente a presença de tendência e constante.

Teste LM de autocorrelação H0: Ausência de autocorrelação.

Coluna ARDL: Defasagens significantes aparecem entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 3

N-ARDL: modelos selecionados

Modelos	Defasagens do modelo selecionado	N-ARDL – Variáveis significantes	Autocorrelação Teste LM (probabilidade)
Modelo 5	(2, 5, 1, 2, 4, 5)	INFIPCA (-1, -2); DLCambiodp (-4, -5); DLCambioap (-1); LPET (-2); Labert (0,-1, -2, -4); IBCGAP (-2, -4, -5).	0,380 [0,684]
Modelo 6	(3, 0, 1, 2, 1, 0)	INFIGP (-1); DLCambiodp (0); DLCambioap (-1); LPET (0); Labert (0); IBCGAP (0).	1,016 [0,363]
Modelo 7	(3, 5, 1, 2, 4, 5)	INFIPCA (-1, -2); TCNEdp (-4); TCNEap (-1); LPET (-2); Labert (0, -1, -4); IBCGAP (0, -2, -4, -5).	0,651 [0,429]
Modelo 8	(3, 0, 1, 2, 1, 0)	INFIGP (-1); TCNEdp (0); TCNEap (0, -1); Labert (0).	1,000 [0,369]

Notas: Modelo N-ARDL com máximo de seis lags.

Modelo selecionado a partir do critério de Akaike.

Ordem das variáveis: 1) INFIPCA/INFIGP; 2) DLCambiodp/DTCNEdp; 3) DLCambioap/DTCNEap; 4) LPET; 5) Labert; 6) IBCgap.

Variáveis em log: DLCambio; DTCNE; LPET e Labert.

Os modelos rejeitaram estatisticamente a presença de tendência e constante

Teste LM de autocorrelação H0: Ausência de autocorrelação.

Coluna N-ARDL: Defasagens significantes aparecem entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

O próximo passo consiste em verificar a existência de vetores de cointegração entre as variáveis. Os resultados foram sintetizados na Tabela 4 a seguir. De maneira geral, os resultados confirmaram a presença de vetores de cointegração em todos os modelos.

Tabela 4

Teste de cointegração ARDL

Modelo	Estatística F	Valores críticos				Longo prazo
		I (0) bound		I (1) bound		Cointegração
		10%	5%	10%	5%	
Modelo 1	11,525	1,9	2,26	3,01	3,48	Sim
Modelo 2	17,586	1,9	2,26	3,01	3,48	Sim
Modelo 3	8,260	1,9	2,26	3,01	3,48	Sim
Modelo 4	17,821	1,9	2,26	3,01	3,48	Sim
Modelo 5	13,349	1,81	2,14	2,93	3,34	Sim
Modelo 6	12,965	1,81	2,14	2,93	3,34	Sim
Modelo 7	10,530	1,81	2,14	2,93	3,34	Sim
Modelo 8	13,787	1,81	2,14	2,93	3,34	Sim

Notes: H_0 : Ausência de cointegração.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Após a confirmação da presença de vetores de cointegração, foi possível estimar os vetores de equilíbrio de longo prazo para cada um dos modelos. As tabelas 5 e 6, a seguir, apresentam o valor dos coeficientes encontrados para cada variável em cada modelo.

Tabela 5

ARDL: coeficientes de longo prazo

Modelo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Modelo ARDL	(4, 5, 2, 4, 0)	(3, 1, 2, 1, 0)	(6, 5, 2, 4, 5)	(3, 1, 2, 1, 0)
Variáveis	Coeficiente (probabilidade)	Coeficiente (probabilidade)	Coeficiente (probabilidade)	Coeficiente (probabilidade)
DLCambio	5,803 [0,007]	17,247 [0,000]	-	-
DTCNE	-	-	-10,271 [0,040]	-20,760 [0,000]
LPET	-0,057 [0,503]	-0,204 [0,290]	-0,103 [0,399]	-0,160 [0,408]
Labert	-0,430 [0,102]	-0,890 [0,133]	-0,582 [0,126]	-0,773 [0,196]
IBCGAP	0,052 [0,002]	0,096 [0,009]	0,079 [0,010]	0,087 [0,021]

Nota: Coeficientes significativos em nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 5 apresenta os resultados de longo prazo para os modelos ARDL (1 a 4). O resultado para o modelo 1 indica que a variação de 1% na taxa de câmbio nominal tende a elevar o IPCA em 0,05 pontos percentuais. Quando analisado o modelo 2, o impacto do câmbio no IGP-DI é de 0,17 pontos percentuais, confirmando a hipótese da literatura de que o IGP-DI é mais sensível às variações da taxa de câmbio em relação ao IPCA (Belaisch, 2003; Assis et al., 2019; Albuquerque & Portugal, 2005).

Nos modelos 3 e 4, é alterada a variável de câmbio, passando-se a utilizar a variação da taxa de câmbio nominal efetiva. Vale enfatizar que a metodologia da nova variável faz as ponderações utilizando a moeda doméstica no denominador. Nesse caso, espera-se um sinal negativo, visto que apreciações da variável de taxa de câmbio nominal efetiva indicam uma valorização da moeda doméstica.

Levando em consideração tais informações, pode-se afirmar que a variação de 1% na taxa de câmbio nominal efetiva tende a impactar em 0,102 pontos percentuais o IPCA e em 0,207 pontos percentuais o IGP-DI.

Com relação às variáveis de controle, pode-se observar que no longo prazo apenas a variável IBCGAP apresentou significância estatística. Os valores po-

sitivos dos coeficientes confirmam que um maior hiato do produto tende a elevar as taxas de inflação. Esse resultado corrobora resultados encontrados por Moreira et al. (2007) e Holland e Mori (2010).

A Tabela 6, a seguir, apresenta os resultados de longo prazo para os modelos N-ARDL (5 a 8).

Tabela 6
N-ARDL: coeficientes de longo prazo

Modelo	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Modelo N-ARDL	(4, 5, 1, 2, 4, 5)	(3, 0, 1, 2, 1, 0)	(3, 5, 1, 2, 4, 5)	(3, 0, 1, 2, 1, 0)
Variáveis	Coeficiente (probabilidade)	Coeficiente (probabilidade)	Coeficiente (probabilidade)	Coeficiente (probabilidade)
DLCambiodp	9,692 [0,002]	13,660 [0,001]	-	-
DLCambioap	4,302 [0,346]	19,570 [0,005]	-	-
DTCNEDP	-	-	-8,042 [0,044]	-14,529 [0,005]
DTCNEAP	-	-	-3,615 [0,214]	-25,805 [0,001]
LPET	-0,139 [0,149]	-0,145 [0,446]	-0,052 [0,563]	-0,087 [0,648]
Labert	-0,652 [0,026]	-0,758 [0,198]	-0,395 [0,149]	-0,623 [0,290]
IBCGAP	0,072 [0,001]	0,085 [0,025]	0,056 [0,005]	0,070 [0,071]

Nota: Coeficientes significativos em nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os modelos N-ARDL contam com duas variáveis de câmbio, sendo uma variável para representar a magnitude das apreciações e outra para as depreciações. A principal diferença entre as variáveis é que, na decomposição da variação da taxa de câmbio nominal, as depreciações são representadas por variações positivas e as apreciações, por variações negativas. Já para a variável de variação da taxa de câmbio nominal efetiva, as depreciações são representadas por variações negativas e as apreciações, por variações positivas. Portan-

to, na interpretação dos resultados das variáveis DLCambioap e DTCNEdp, deve-se considerar que a apreciação e a depreciação, respectivamente, são matematicamente representadas por valores negativos.

Com base na Tabela 6, podemos inferir que para o modelo 5 (INFIPCA) uma depreciação da taxa de câmbio nominal de 1% tende a elevar o IPCA em 0,096 pontos percentuais. A variável de depreciação da taxa de câmbio nominal não foi estatisticamente significativa. Para o modelo 6 (INFIGP), pode-se afirmar que uma depreciação de 1% na taxa de câmbio nominal tende a elevar o IGP-DI em 0,136 pontos percentuais, enquanto uma apreciação de 1% tende a impactar o IGP-DI em 0,195 pontos percentuais.

Ao analisar os resultados para apreciações e depreciações da taxa de câmbio nominal efetiva (modelos 7 e 8), constata-se que, em relação ao IPCA, apenas a depreciação da taxa tem efeito significativo em 0,08 pontos percentuais, enquanto o IGP-DI tende a ser reduzido em 0,258 pontos percentuais diante de apreciações e impactado em 0,149 pontos percentuais diante de depreciações.

Com base nesses resultados de longo prazo, é possível perceber a presença de assimetrias no repasse cambial para as duas variáveis de inflação, e o IPCA tende a sofrer efeitos apenas diante de desvalorizações da moeda doméstica. Para o IGP-DI, os resultados apresentaram que as apreciações da moeda doméstica tiveram impacto superior, em relação às depreciações, indicando que o IGP-DI tende a ser mais sensível a apreciações da moeda doméstica.

Os resultados encontrados corroboram a hipótese de assimetria confirmada por Pimentel et al. (2016) e Assis et al. (2019). Contudo, a contribuição do presente artigo é estimar a magnitude das assimetrias a partir da utilização de modelos econométricos mais sofisticados, utilizando uma amostra atualizada. Com isso, é necessário enfatizar que as políticas públicas devem considerar as assimetrias do repasse ao adotarem medidas para conter a inflação.

A Tabela 7, a seguir, apresenta as variáveis significativas para a dinâmica de curto prazo nos modelos ARDL e N-ARDL, além das estatísticas da variável de correção de erros (*error correction model* – ECM). O ECM, entre todos os modelos, foi negativo e estatisticamente significativo. Os valores de ajuste ao equilíbrio dos modelos apresentaram uma média de -0,480 (48,0%).

Tabela 7

Correção de erro e variáveis significativas de curto prazo

Modelo	ECM (-1) (probabilidade)	Variáveis significativas (curto prazo)
Modelo 1	-0,529 [0,00]	DLCambio (-4); LPET (-1); Labert (0, -1, -2, -3); IBBCGAP (0).
Modelo 2	-0,469 [0,00]	DLCambio (0); LPET (0, -1); Labert (0).
Modelo 3	-0,367 [0,00]	INFIPCA (-2, -3, -5); DTCNE (-1, -4); LPET (-1); Labert (0, -1, -2, -3); IBCGAP (0).
Modelo 4	-0,454 [0,00]	DTCNE (0); LPET (0); Labert (0).
Modelo 5	-0,457 [0,00]	DLCAMBIO (-1, -2); LPET (-1); Labert (-1, -3); IBCGAP (-4).
Modelo 6	-0,475 [0,00]	DLCAMBIOdp (0); DLCambioap (0); LPET. (0); LABERT (0)
Modelo 7	-0,520 [0,00]	LPET (1); Labert (0, -1, -2, -3); IBCGAP (-1, -4).
Modelo 8	-0,457 [0,00]	DTCNEdp (0); DTCNEap (0); LPET (0); Labert (0).
Média ECM (-1)		-0,480

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em relação às variáveis significativas na dinâmica de curto prazo, observam-se diferenças importantes quanto aos resultados do longo prazo. As variáveis de controle de choque de oferta (LPET) e o grau de abertura da economia (Labert) foram significantes na maior parte dos modelos, indicando a relevância das variáveis no curto prazo.

Na Tabela 8, a seguir, são apresentados os resultados para os testes de causalidade de Granger (1969). Os resultados indicam que a variável de inflação INFIPCA não Granger causa as variáveis de taxa de câmbio (DLCambio e DTCNE), enquanto as variáveis de taxa de câmbio apresentam causalidade (no sentido de Granger) na variável de inflação (INFIPCA) em pelo menos algumas das defasagens analisadas. Em relação à variável de inflação INFIGP, os resultados mostram que tanto o INFIGP possui causalidade (no sentido de Granger) nas variáveis de taxa de câmbio quanto as variáveis de taxa câmbio indicam causalidade (no sentido de Granger) na variável INFIGP.

Tabela 8

Causalidade de Granger – inflação e câmbio (diferentes medidas)

Variáveis/número de defasagens	3 (probabilidade)	2 (probabilidade)	1 (probabilidade)
INFIPCA não causa DLCambio	0,541	0,282	0,409
DLCambio não causa INFIPCA	0,105	0,090	0,022
INFIGP não causa DLCambio	0,081	0,028	0,025
DLCambio não causa INFIGP	0,001	0,001	0,000
INFIPCA não causa DTCNE	0,382	0,153	0,284
DTCNE não causa INFIPCA	0,066	0,046	0,011
INFIGP não causa DTCNE	0,045	0,017	0,016
DTCNE não causa INFIGP	0,003	0,000	0,000

Notas: H_0 : Variável x não Granger causa y.

Variáveis em negrito indicam rejeição de H_0 ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A hipótese de que a variação do câmbio Granger causa a inflação foi investigada em quatro diferentes combinações de variáveis, levando em consideração três defasagens em cada teste. A hipótese foi confirmada em nove das 12 situações de interesse analisadas, deixando evidente a robustez dos resultados.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do trabalho consistiu em realizar uma investigação empírica do *pass-through* cambial para a inflação, a fim de observar se a variação da taxa de câmbio desempenha papel relevante na taxa de inflação e analisar a presença de assimetrias. O período de análise se estendeu do mês de janeiro de 2003 até dezembro de 2019 para o Brasil. Foram estimados oito modelos, sendo quatro deles lineares (ARDL) e quatro deles não lineares (N-ARDL). Para a inflação, foram utilizadas as variáveis de IPCA e IGP-DI. Como variáveis de câmbio, foram utilizadas variação da taxa de câmbio nominal e variação da taxa de câmbio nominal efetiva, além das variáveis de controle de demanda agregada (hiato do produto), choque de oferta (preço do petróleo) e grau de abertura comercial.

Com base nos resultados obtidos no trabalho, pode-se verificar que a taxa de câmbio desempenhou, no período analisado, papel relevante na determinação das taxas de inflação no Brasil. Nos quatro modelos lineares, a variação da taxa de câmbio apresentou significância estatística e, nos modelos não lineares, a tendência foi a mesma, sendo que seis dos oito resultados das variáveis de câmbio foram significantes.

No curto prazo, as variáveis de controle de abertura comercial (Labert) e de choques de oferta (LPET) apresentaram significância estatística. Já no longo prazo, nos modelos ARDL, as variáveis explicativas de interesse (variação da taxa de câmbio) foram as mais relevantes, sendo encontrado um *pass-through* cambial de 0,05 p.p para o IPCA e 0,17 p.p. para o IGP-DI, diante de uma variação de 1% na taxa nominal de câmbio. Para a taxa de câmbio nominal efetiva, os resultados foram de 0,10 p.p. para o IPCA e 0,20 p.p. para o IGP-DI.

Ressalta-se, ainda, com base nos modelos N-ARDL (5 a 8), a presença de assimetria no repasse cambial. Para o IPCA, apenas as depreciações foram significantes, enquanto o IGP-DI foi impactado pelas depreciações e apreciações, e as segundas tiveram impactos de maior magnitude. Além disso, foi possível observar que os modelos lineares tendem a subestimar os repasses cambiais de depreciações da moeda doméstica.

Por fim, é possível tirar algumas conclusões. A primeira consiste em reafirmar a relevância da taxa de câmbio na determinação da inflação, como foi mostrado não apenas nos resultados ARDL e N-ARDL, mas também nos testes de causalidade de Granger, que confirmaram a hipótese de que as variáveis de câmbio possuem causalidade (no sentido de Granger [1969]) nas taxas de inflação em nove das 12 situações analisadas. A segunda questão refere-se à contribuição original do artigo de investigar as assimetrias no repasse. Com base nos resultados, foi possível confirmar a presença de assimetrias, principalmente para o índice oficial de inflação (IPCA), e, também, apontar uma subestimação dos resultados lineares para as depreciações da moeda doméstica. A confirmação de que apreciações e depreciações possuem impactos diferentes na inflação implica a necessidade de adoção de políticas econômicas distintas com base no movimento da taxa de câmbio.

EXCHANGE RATE PASS-THROUGH TO INFLATION FOR THE BRAZILIAN ECONOMY (2003-2019): ARDL MODELS

Abstract

The goal of this paper is to investigate the relation between changes in the exchange rate and inflation for Brazil for the period of January 2003 to December 2019. Other than estimating the exchange rate pass-through, we investigate the existence of asymmetries. In order to achieve this goal, we estimate four linear (*auto-regressive distributed lag* – ARDL) and four non-linear (N-ARDL) models. The results indicated an average pass-through of 0.08% and 0.19% for the broad national consumer price index (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo [IPCA]) and general price index/internal availability (Índice Geral de Preços/Disponibilidade Interna [IGP-DI]), respectively. In the non-linear models, the average pass through was 0.06% for the IPCA and 0.18% for the IGP-DI. The results indicated the presence of asymmetries between appreciations and depreciations and that the linear models tend to underestimate the exchange rate pass-through. The tests confirmed Granger's (1969) causality for changes in the exchange rate and inflation.

Keywords: Exchange rate; inflation; pass through; ARDL models; NARDL models.

JEL: F31; F41; C32

Referências

- Albuquerque, C. R., & Portugal, M. S. (2005). Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. *Revista de Economia*, 12(1), 17–74.
- Amitrano, A., De Grauwe, P., & Tullio, G. (1997). Why has inflation remained so low after the large exchange rate depreciations of 1992?. *Journal of Common Market Studies*, 35(3), 329–346.
- Assis, T. M. de, Fonseca, L. F. C., & Feijó, C. A. D. V. C. (2019). Determinantes do repasse cambial: Uma resenha com foco no caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, 23(1), 1–31.

- Belaisch, A. (2003). *Exchange rate pass-through in Brazil* (Working Paper No. 03141) Washington: International Monetary Fund.
- Bussiere, M. (2013). Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), 731-758.
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379-408.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- 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).
- Cassel, G. (1922). *Money and foreign exchange after 1914*. London: Constable and Company Limited.
- Couto, S. 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), 333-356.
- Delatte, A.-L., & López-Villavicencio, A. (2012). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 833-844.
- Eichengreen, B. (2002). *Can emerging markets float? Should they inflation target?* Brasília, DF: Banco Central do Brasil.
- Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1997). Causes and consequences of the export enhancement program for wheat (pp. 273-296). In Feenstra, R. C. *The effects of US trade protection and promotion policies*. Chicago: University of Chicago Press.
- Goldfajn, I., & Werlang, S. (2000). *The pass-through from depreciation to inflation: A panel study* (Working Paper No. 5). Brasília: Banco Central de Brasil.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica – Journal of the Econometric Society*, 37(3) 424-438.
- Holland, M., & Mori, R. (2010). Dinâmica da inflação no Brasil e os efeitos globais. *Economia*, 11(3), 649-670.
- Khundrakpam, J. K. (2007). Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India (Working Paper No. 225). *New Economics Papers*. Recuperado em 10 dezembro, 2019, de <https://econpapers.repec.org/paper/bisbiswps/225.htm>.
- Knetter, M. M. (1989). Price discrimination by U.S. and German exporters". *The American Economic Review*, 79(1), 198-210.
- Knetter, M. M. (1994). Is export price adjustment asymmetric? Evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses". *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 55-70.

Krugman, P. R. (1986). Pricing to market when the exchange rate changes (Working Paper No. 1926). *National Bureau of Economic Research*. doi:10.3386/w1926 Recuperado em 10 dezembro, 2019, de <https://www.nber.org/papers/w1926>.

Lane, P. R. (2001). The new open economy macroeconomics: A survey. *Journal of International Economics*, 54(2), 235-266.

Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), 466-502.

Pesaran, M., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (Econometric Society Monographs, pp. 371-413). Cambridge: Cambridge University Press. doi:10.1017/CCOL521633230.011

Pesaran, H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Pimentel, D. M., Luporini, V., & Modenesi, A. D. M. (2016). Assimetrias no repasse cambial para a inflação: Uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). *Estudos Econômicos*, 46(2), 343-372.

Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-688.

Romer, D. (1993). Openness and inflation: Theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, CVIII(4), 869-903.

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. New York: Springer.

Souza, R. G., & Alves, A., F. (2011). Relação entre câmbio e preços no Brasil: Aspectos teóricos e evidências empíricas. *Anais do Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador, BH, Brasil, 38.

Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.

Terra, M. C. T. (1998). Openness and inflation: A new assessment". *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 641-648.

Tombini, A. A., & Alves, S. A. L. (2006). *The recent Brazilian disinflation process and costs* (Working Paper No. 10). Central Bank of Brazil.