

**Repasso do Câmbio para a Inflação na Economia Brasileira (2003 -2019):  
Modelos ARDL**

**48º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**

**Área 7: Economia Internacional**

**Valdecy Caetano**

Mestre em Economia, Instituto de Economia  
Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU)  
Av. João Naves de Ávila 2121, Bloco J, 38400-902, Uberlândia, MG, Brasil  
E-mail: valdecycaetano@hotmail.com

**Flávio Vilela Vieira**

Professor Titular, Instituto de Economia e Relações Internacionais  
Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU)  
Pesquisador CNPq e FAPEMIG  
Av. João Naves de Ávila 2121, Bloco J, 38400-902, Uberlândia, MG, Brasil  
E-mail: flaviovieira@ufu.br

**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 2003 a 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 (ARDL) e quatro modelos não lineares (N-ARDL). Os resultados indicaram um repasse do câmbio de 0,05% e 0,17% para o IPCA e o IGP-DI, respectivamente. Foi constatada a presença de assimetrias entre apreciações e depreciações cambiais, e de causalidade de Granger entre a variação do câmbio e a inflação.

**Palavras-Chaves:** taxa de câmbio – inflação – Repasse Cambial – Modelos ARDL e N-ARDL

**Código JEL:** F31; F41, C32

**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 2003 to 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 (ARDL) and four non-linear (N-ARDL) models. The results indicate a pass through of 0.05% and 0.17% for the IPCA and IGP-DI respectively. We found the presence of asymmetries and Granger causality for changes in the exchange rate and inflation.

**Key Words:** exchange rate – inflation – pass through – ARDL and N-ARDL Models

**JEL Code:** F31; F41, C32

## Introdução

O objetivo geral do 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 o modelo ARDL e N-ARDL. O objetivo específico será 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.

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, ou seja, espera-se que o *pass-through* cambial seja diferente de zero, podendo ser negativo ou positivo. 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.

Com relação à estrutura do artigo, além desta introdução têm-se 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 três 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 (DE ASSIS et al.2019), ou seja, o percentual da variação nos preços dos bens domésticos em moeda local resultante de uma variação de um por cento na taxa de câmbio (CAMPA E GOLDBERG, 2005).

A necessidade de se compreender tal fenômeno ocorreu principalmente após a década de 70 com o fim do sistema de Bretton Woods e a consequente adoção do câmbio flutuante por diversos países, contudo, a livre flutuação das moedas não garantiu o equilíbrio dos balanços de pagamentos, como previa a condição de Marshall-Lerner. Nesse contexto, diversos autores se propuseram a buscar explicações para o que estava ocorrendo, surgindo a necessidade formal de estudar a relação entre taxas de câmbio e o preço dos bens comercializados (COUTO e FRAGA, 2014).

No Brasil, a partir de 1999, foi adotado o modelo de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação (RMI), desse momento em diante a variação da taxa de câmbio passa a ser variável determinante na inflação e formulação de políticas monetárias. Surgindo a necessidade formal de estimar os coeficientes do *pass-through* cambial (TOMBINI E ALVES, 2006).

No entanto, vale ressaltar que mesmo com a adoção oficial do regime de câmbio flutuante é natural que haja intervenções estatais visando suavizar movimentos de alta volatilidade cambial. Os países emergentes, por serem mais suscetíveis a grande 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 interna e provocar elevações dos passivos externos, em caso de uma desvalorização da moeda doméstica.

Para compreender como o *pass-through* cambial pode afetar os níveis de preços é necessário expor quais são os canais de transmissão da variação da taxa de câmbio para a inflação. Com base na literatura é possível encontrar três vias de transmissão que variam de acordo com as condições e contexto de cada economia.

De acordo com Amitrano et al. (1997), o primeiro mecanismo de repasse cambial se dá 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 espera-se que quanto maior o grau de abertura maior 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 (DE SOUZA et al., 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 (DE SOUZA et al., 2011).

É possível aprofundar a análise investigando o problema a partir das perspectivas microeconômica e macroeconômica. A abordagem microeconômica tem o objetivo de fornecer micro fundamentos para as análises empíricas enquanto que 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 assunto<sup>1</sup>.

### **1.1.1 A microeconomia do repasse cambial**

Os primeiros esforços para compreender o repasse cambial tiveram origem na validade da 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 cair (aumentar) em igual proporção, reestabelecendo a PPP.

Na década de 70, com a desvalorização acentuada do dólar, observou-se que os níveis de preço dos EUA 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 aos níveis de preços sob o ponto de vista microeconômico (DE ASSIS et al., 2019)

Goldberg e Knetter (1997) realizaram um *survey* a respeito dos trabalhos empíricos que testaram a validade da PPP, a conclusão obtida pelos autores é de que os

---

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

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 E 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 da questão 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 dos 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, consumidores de países diferentes podem pagar preços diferentes pelo mesmo produto (KRUGMAN, 1986).

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

Goldfajn e Werlang (2000) complementam esse raciocínio ao apresentarem que um ambiente de baixa inflação aumenta o grau de previsibilidade dos agentes e o grau do repasse cambial é diretamente associado ao erro de previsão da inflação, ou seja, um ambiente de maior transparência tanto da política monetária quanto da trajetória de preços faz com que os produtores tenham uma menor necessidade de repassar aumentos dos custos marginais aos preços finais, a fim de evitarem perdas futuras mediante um cenário de incertezas.

Nesse sentido, Eichengreen (2013) reforça a relevância da credibilidade da política monetária, uma vez que a garantia de que as autoridades monetárias agirão rapidamente faz com que os agentes passem a considerar que os choques inflacionários serão apenas transitórios. Sendo assim, não existe justificativa para reajustar os preços temporariamente, contudo, é necessário levar em conta que o grau de indexação da economia é diretamente proporcional a duração do efeito de choques temporários.

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, considerando as importações constantes no curto prazo.

Ainda com base em Romer (1993), a apreciação da moeda doméstica provoca um aumento em cascata dos bens importados enquanto que os bens domésticos não alteram os preços 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 e consequente volume de importações tendem 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 da taxa de câmbio (variação positiva) e apreciações da taxa de câmbio (variação negativa) tendem a apresentar efeitos de diferentes magnitudes na inflação (DE ASSIS et al. 2019).

Existem diversas razões para justificar a existência de assimetrias, as quais serão apresentadas a seguir. 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 (reduzindo o valor para os importadores) 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.

No mesmo exemplo, mas diante de uma depreciação da moeda doméstica (aumentando o valor para os importadores), as empresas estrangeiras não vão ter o problema de demanda, mas os importadores podem optar por repassar totalmente o aumento para os preços finais (*pass-through* completo) ou repassar apenas uma parte abrindo mão de parte de seu mark-up (*pass-through* incompleto). O exemplo mostra como as depreciações da moeda doméstica podem ter maiores impactos no preço final frente as 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. Considerando 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*.

Contudo, existe uma resistência por parte da firma em reduzir preços, fazendo com que a assimetria no repasse cambial seja mais comum nos casos de depreciações da moeda doméstica resultando em aumento no 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, 2007; 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 teriam maior facilidade de repassar aumentos nos custos devido à desvalorização cambial para seus preços finais. Enquanto que em períodos de recessão econômica, as firmas

teriam maior dificuldade de ajustar seus preços em proporção ao seu aumento nos custos (PIMENTEL et al. 2016).

O mesmo ocorre ao analisarmos 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 (DELLATE E VILLAVICENCIO, 2012).

### **1.3 Trabalhos Empíricos Sobre o *pass-through***

Diversos trabalhos se empenharam em investigar a dinâmica entre câmbio e inflação, procurando estimar o *pass-through*. A seguir serão apresentados trabalhos empíricos sobre o tema. Expondo diferentes metodologias, mas com o objetivo em comum de mensurar o grau de *pass-through*.

Belaisch (2003) estimou o grau de *pass-through* para o Brasil utilizando o modelo de Vetores Auto-Regressivos com dados de julho de 1999 a dezembro de 2002. Como variável de inflação foram utilizados diferentes níveis de desagregação do 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 foram de 17% para o IPCA, 15% para preços livres, 15% para bens comercializáveis, 5% para preços administrados e 12% para bens não comercializáveis. Além disso, a autora concluiu que, comparado a outros países, o Brasil apresenta um repasse abaixo da média internacional.

Carneiro et al. (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 (preços livres, administrados, industrializados, serviços e alimentação). 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 em relação a outros índices de preços.

Goldfajn e Werlang (2000) aprofundaram em grande medida a análise, estimando o *pass-through* para 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 após doze meses do choque, sendo possível afirmar que o repasse tende a ser mais acentuado em países emergentes em relação a países desenvolvidos.

Em um estudo mais recente realizado por Pimentel et al. (2016), os autores utilizaram o IPCA como índice de preços para estimar o repasse cambial para o período de 1999 a 2013, utilizando-se a taxa de câmbio real/dólar, cotação internacional do petróleo, índice de preços das commodities e por fim o índice de produção física da indústria (PIM-PF) como variável de demanda agregada. A partir de um modelo de

vetores autoregressivos 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 a 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 I, abaixo, sintetiza os resultados encontrados por cada autor.

**Quadro 1 - Síntese dos resultados Empíricos**

<b>Artigo</b>	<b>Método</b>	<b>Países</b>	<b>Período</b>	<b>Resultados</b>
Belaisch (2003)	VAR	Brasil	1999-2002	Após um ano do choque 17% da variação cambial é repassada ao IPCA
Carneiro et al. (2002)	MQO - Não linear	Brasil	1994-2001	Presença de Assimetrias. Pass-through de 3,4% para o IPCA em 1999 e 0,7% e 2000.
Goldfajn e Werlang (2000)	Painel	71 países	1980-1998	Após doze 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 pass-through. Repasse cambial estimado em 1,39% para apreciações e 11,6% para depreciações.
Couto e Fraga (2014)	VEC	Brasil	1999-2012	Pass-through cambial 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: Elaboração Própria

## 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 literatura<sup>2</sup>, visando 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) (Fonte: IPEADATA);

- Índice Geral de Preços- Disponibilidade Interna (INFIGP) - Calculado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) através 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). (Fonte: IPEADATA);

- Variação do log da taxa de câmbio comercial - Compra R\$/US\$ (DLCambio) - cotação do Dólar norte americano (US\$) em relação ao real (R\$). Um sinal positivo implica em depreciação da taxa de câmbio e conseqüente 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 em apreciação da taxa de câmbio e apreciação do real, o que provoca aumento do poder de compra de bens importados e, portanto, a redução das exportações; o que piora do saldo de transações correntes. A variável será posteriormente dividida em duas *dummies*: DLCambioap e DLCambiodp; representando, respectivamente, a magnitude das apreciações e depreciações da taxa de câmbio. (Fonte: IpeaData);

- 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 que uma diminuição da variável, uma depreciação do real. A variável será posteriormente, dividida em duas *dummies*: DTCNEap e DTCNEdp; representando, respectivamente, a magnitude das apreciações e depreciações da taxa de câmbio nominal efetiva (Fonte: *Bank of International Settlements -BIS*);

- Preço do petróleo - Log (LPET) - Média calculada a partir do preço do barril de petróleo dos tipos Brent; WTI e DF. (Fonte: *International Monetary Fund - IMF*);

- Hiato do Produto (IBCGAP) - O valor representa o componente cíclico do filtro de Hodrick-Prescott na série IBC-br. (Fonte: Banco Central do Brasil);

- Abertura Comercial - Log (Labert) - É o volume de exportações mais importações, como porcentagem do PIB. (Fonte: *International Monetary Fund - IMF*).

- *DUMMY2015 (Dummy2015)* - adota-se valor 1 para todos os meses de 2015 e valor 0 para os demais períodos da análise. Foi feita a inclusão da dummy2015 como

---

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



regressor fixo em alguns modelos com o objetivo de aumentar o seu grau de estabilidade. (Fonte: Elaboração própria).

## 2.2 Modelo ARDL - Autorregressivos de Defasagens Distribuídas

A abordagem empírica desenvolvida ao longo do trabalho consiste na utilização de modelos ARDL - Autorregressivos de Defasagens Distribuídas, apresentado 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):

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

Onde,  $\Delta$  indica a primeira diferença;  $\alpha_0$  e  $\alpha_i$  são termos de constante e tendência;  $\delta_i$ ,  $i=1, 2$  são parâmetros de longo prazo;  $\phi_{1i}$  e  $\phi_{2i}$  são os parâmetros de curto prazo e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

Para definição dos coeficientes de cointegração, Pesaran e Shin (2001) desenvolveram o *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.

Para contornar eventuais problemas serão utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), para testar a presença de raiz unitária em cada série, sendo que para o ADF e PP a hipótese nula é a presença de raiz unitária enquanto que o teste KPSS adota como hipótese nula de que a série é estacionária.

### 2.2.1 Incorporando a Assimetria

Com base no modelo ARDL, Shin et al. (2014) propuseram o modelo Não-Linear Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (N-ARDL) permitindo modelar sob a presença de não linearidade de variáveis

Nesse caso, 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:

$$DLCambiodp_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta LCambio_t^+ = \sum_{i=1}^t \max(DLCambio_i, 0) \quad (2)$$

$$DLCambioap_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta LCambio_t^- = \sum_{i=1}^t \min(DLCambio_i, 0) \quad (3)$$

As equações 2 e 3 acima são referentes à variável dependente de Variação da taxa de câmbio nominal, como apresentado na seção 2.1, variações positivas da variável representam as depreciações enquanto que variações negativas, as apreciações. A seguir tem-se a decomposição da variável dependente de variação taxa de câmbio nominal efetiva.

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

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

Sendo que  $DTCNEap_t^+$  indica os valores para as apreciações da taxa de câmbio, enquanto que  $TCNEdp_t^-$  representa os valores para as depreciações da taxa de Câmbio. A equação do modelo NARDL pode ser dada por:

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

A principal diferença da equação 6 acima (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, utiliza-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 NARDL (Não – Linear). 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 8 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. Em suma, para a viabilização do modelo ARDL/N-ARDL é necessária a presença de variáveis integradas de ordem (0) e ordem (1).

**Tabela 1- Testes de Raiz Unitária**

Variável	ADF [Estatística-t]	PP [Estatística-t]	KPSS [Estatística-t]	Decisão [Estatística-t]
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: H<sub>0</sub>: Raiz Unitária; KPSS: H<sub>0</sub>: Estacionária

Variáveis em log: DLCambio; DTCNE LPET e LABERT

Resultados obtidos com a inclusão de tendência e intercepto

Fonte: Elaboração Própria

Em seguida foram estimados os 8 modelos apresentados, sendo que os 4 primeiros são os modelos lineares (ARDL) enquanto os demais são não lineares (N-ARDL).

Todos os modelos rejeitaram a presença de constante e tendência. Já a *dummy2015* foi incluída em todos os modelos, com exceção do modelo 5. Os critérios utilizados para determinar a inclusão da variável foram os testes de CUSUM e CUSUM SQUARE, nos modelos 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 Modelo	ARDL - Variáveis Significantes (Defasagens significantes em parênteses)	Autocorrelação Teste LM
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)

Todos os modelos rejeitaram estatisticamente a presença de tendência e constante

Teste LM de autocorrelação  $H_0$ : Ausência de Autocorrelação

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 3- N-ARDL: Modelos Selecionados**

Modelos	Defasagens Modelo Selecionado	N-ARDL - Variáveis Significantes (Defasagens significantes em parênteses)	Autocorrelação Teste LM [Prob]
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 NARDL 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)

Todos os modelos rejeitaram estatisticamente a presença de tendência e constante

Teste LM de autocorrelação  $H_0$ : Ausência de Autocorrelação

Fonte: Elaboração Própria

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

**Tabela 4- Teste de Cointegração (ARDL Bounds Testing Approach)**

Modelo	Estatística F	Valores Críticos				Longo Prazo Cointegração
		I(0) Bound		I(1) Bound		
		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<sub>0</sub>: Ausência de cointegração

Fonte: Elaboração Própria

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, abaixo, 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
<b>Modelo ARDL</b>	(4, 5, 2, 4, 0)	(3, 1, 2, 1, 0)	(6, 5, 2, 4, 5)	(3, 1, 2, 1, 0)
<b>Variáveis</b>	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]
DIcambio	<b>5,803</b> [0.0071]	<b>17,247</b> [0.0001]	-	-
DTCNE	-	-	<b>-10,271</b> [0.0401]	<b>-20,760</b> [0.0001]
LPET	-0,057 [0.5031]	-0,204 [0.2901]	-0,103 [0.3991]	-0,160 [0.4081]
LABERT	-0,430 [0.1021]	-0,890 [0.1331]	-0,582 [0.1261]	-0,773 [0.1961]
IBCGAP	<b>0,052</b> [0,002]	<b>0,096</b> [0,009]	<b>0,079</b> [0,010]	<b>0,087</b> [0,021]

Nota: Coeficientes significativos ao nível de 5% em negrito

Fonte: Elaboração Própria

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; COUTO & FRAGA, 2014; DE ASSIS et al. 2019; ALBUQUERQUE E 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 indica uma valorização da moeda doméstica.

Levando em consideração tais informações, tem-se que a variação de 1% na taxa de câmbio nominal efetiva tende a impactar em 0,102 pontos percentuais o IPCA e 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 positivos dos coeficientes confirmam que um maior hiato do produto tende a elevar as taxas de inflação, esse resultado corrobora com resultados encontrados por Moreira et al. (2007) e Holland e Mori (2010).

A tabela 6, abaixo, 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 NARDL	(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 [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]
DLCambiodp	<b>9,692</b> [0.002]	<b>13,660</b> [0.001]	-	-
DLCambioap	4,302 [0.346]	<b>19,570</b> [0.005]	-	-
DTCNEDP	-	-	<b>-8,042</b> [0.044]	<b>-14,529</b> [0.005]
DTCNEAP	-	-	-3,615 [0.214]	<b>-25,805</b> [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	<b>0,072</b> [0,001]	<b>0,085</b> [0,025]	<b>0,056</b> [0,005]	0,070 [0,071]

Nota: Coeficientes significativos ao nível de 5% em negrito

Fonte: Elaboração Própria

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. Portanto, na interpretação dos resultados das variáveis DLCambioap e DTCNEdp deve-se considerar que a apreciação e depreciação, respectivamente, é matematicamente representado 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), tem-se que uma depreciação de 1% na taxa de câmbio nominal tende a elevar o IGP-DI em 0,136 pontos percentuais, enquanto que 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 que 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, sendo que 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 as depreciações, indicando que o IGP-DI tende a ser mais sensível para apreciações da moeda doméstica. Os resultados encontrados corroboram com a hipótese de assimetria encontrados por Pimentel et al. (2016) e De Assis (2019).

A tabela 7, abaixo, 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 (ECM). O ECM de todos os modelos foi negativo e estatisticamente significativo. Os valores de ajuste ao equilíbrio dos modelos foram relativamente próximos e apresentaram uma média de -0,480 (48,0%).

**Tabela 7- Correção de Erro e Variáveis Significativas: Dinâmica de Curto Prazo**

<b>Modelo</b>	<b>ECM (-1)</b>	<b>Variáveis Significantes (Curto Prazo)</b>
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)
<b>Média ECM (-1)</b>	<b>-0,480</b>	

Fonte: Elaboração Própria

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

Na tabela 8, a seguir, são apresentados os resultados para os testes de causalidade de Granger:

**Tabela 8- Causalidade de Granger – Inflação e Câmbio (Diferentes Medidas)**

Variáveis / número de defasagens	3 [Prob]	2 [Prob]	1 [Prob]
INFIPCA NÃO CAUSA DLCambio	0,541	0,282	0,409
DLCambio NÃO CAUSA INFIPCA	0,105	0,090	<b>0,022</b>
INFIGP NÃO CAUSA DLCambio	0,081	<b>0,028</b>	<b>0,025</b>
DLCambio NÃO CAUSA INFIGP	<b>0,001</b>	<b>0,001</b>	<b>0,000</b>
INFIPCA NÃO CAUSA DTCNE	0,382	0,153	0,284
DTCNE NÃO CAUSA INFIPCA	0,066	<b>0,046</b>	<b>0,011</b>
INFIGP NÃO CAUSA DTCNE	<b>0,045</b>	<b>0,017</b>	<b>0,016</b>
DTCNE NÃO CAUSA INFIGP	<b>0,003</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>

Notas: H<sub>0</sub>: Variável “x” não Granger-Causa “y”  
 Variáveis em negrito indicam rejeição de H<sub>0</sub> ao nível de 5%  
 Fonte: Elaboração Própria

Com base nos testes de causalidade de Granger, apresentados na tabela 8, acima, pode-se afirmar que a variável de inflação INFIPCA não Granger-Causa as variáveis de Taxa de câmbio (DLCambio e DTCNE) enquanto que as variáveis de Taxa de câmbio Granger-Causa a inflação INFIPCA, em pelo menos algumas das defasagens analisadas. Em relação à variável de inflação INFIGP, os resultados mostram que tanto o INFIGP Granger-Causa as variáveis de Taxa de câmbio quanto as variáveis de Taxa Câmbio Granger-Causa a variável INFIGP.

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 9 das 12 situações de interesse analisadas (Inflação Granger-Causa Taxa de câmbio) deixando evidente a robustez dos resultados.

### CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do trabalho consistiu em realizar uma investigação empírica acerca 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 (taxa) e IGP-DI (taxa), 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 (Gap 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, dentro do 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 que o IGP-DI foi impactado pelas depreciações e apreciações, sendo que 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) nas taxas de inflação em nove das doze situações analisadas. A segunda questão refere-se à presença de assimetrias, tema ainda muito pouco explorado no Brasil, mas com potencial para impactar nas análises tradicionais (lineares) ao confirmar a presença de assimetrias, principalmente para o índice oficial de inflação (IPCA), e, também, de apontar uma subestimação dos resultados lineares para as depreciações da moeda doméstica.

## REFERÊNCIAS

- Albuquerque, Christiane R.; Portugal, Marcelo S. (2005) “Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period”, *Revista de Economía*, v. 12, n. 1, p. 17-74.
- Amitrano, Alessandra; De Grauwe, Paul; Tullio, Giuseppe (1997) “Why has inflation remained so low after the large exchange rate depreciations of 1992?”, *Journal of Common Market Studies*, v. 35, n. 3, p. 329-346.
- Belaisch, A. (2003) “Exchange rate pass-through in Brazil”, *IMF Working Paper*, n. 03141.
- 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, Guillermo A.; Reinhart, Carmen M. (2002) “Fear of floating”, *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 379-408.
- Campa, Jose M.; Goldberg, Linda S. (2005) “Exchange rate pass-through into import prices”, *Review of Economics and Statistics*, v. 87, n. 4, p. 679-690.
- Carneiro, Dioniso D.; Monteiro, André A.; Wu, Thomas Y. H. (2002) “Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA”. *Revista de Economia e Administração*, v. 3, n. 1, jan-mar.
- Cassel, Gustav (1922) “Money and foreign exchange after 1914”, Constable and Company Limited, London.



- Couto, Sílvia V; Fraga, Gilberto J. (2014) “O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil”, *Revista de Economia Contemporânea*, v. 18, n. 3, p. 333-356.
- De Assis, Thallis M; Fonseca, Luiz F. C; Feijó, Carmem A. D. V. C. (2019) “Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro”, *Revista de Economia Contemporânea*, v. 23, n. 1, p. 1-31.
- De Souza, Rodrigo G; Alves, Alexandre, F. (2011) “Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas.” *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia
- Delatte, Anne-Laure; López-Villavicencio, Antonia (2012) “Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries”, *Journal of Macroeconomics*, v. 34, n. 3, p. 833-844.
- Donayre, Luiggi; Panovska, Irina (2016) “State-dependent exchange rate pass-through behavior”, *Journal of International Money and Finance*, v. 64, p. 170-195.
- Eichengreen, B. (2002) “Can emerging markets float? Should they inflation target?” Brasília, DF: Banco Central do Brasil, fev. p. 1-46, 2002. (Working Papers Series).
- Goldberg, Pinelopi K.; Knetter, Michael M. (1997) “Causes and consequences of the export enhancement program for wheat. In: The effects of US trade protection and promotion policies”, University of Chicago Press. p. 273-296.
- Goldfajn, Ilan; Werlang, Sergio. (2000) “The pass-through from depreciation to inflation: a panel study”, Banco Central de Brasil Working Paper, n. 5.
- Granger, Clive Wj. (1969) “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*”, *Journal of the Econometric Society*, p. 424-438.
- Holland, Márcio; Rogério Mori. (2010) “Dinâmica da Inflação no Brasil e os efeitos globais”, *Economia*, Brasília (DF) 11.3: 649-670.
- Khundrakpam, Jeevan K. (2007) “Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India”.
- Knetter, Michael M. (1989) “Price Discrimination by U.S. and German Exporters”, *The American Economic Review*, vol. 79, n. 1, p. 198-210, Mar.
- Knetter, Michael M. (1994) “Is export price adjustment asymmetric? Evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses”, *Journal of International Money and Finance*, v. 13, n. 1, p. 55-70.
- Krugman, Paul R. (1986) “Pricing to market when the exchange rate changes”, National Bureau of Economic Research. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w1926>>.
- Lane, Philip R. (2001) “The new open economy macroeconomics: a survey”. *Journal of international economics*, v. 54, n. 2, p. 235-266.
- Peltzman, Sam. (2000) “Prices rise faster than they fall”, *Journal of political economy*, v. 108, n. 3, p. 466-502.
- Pesaran, H.; Shin, Y. (1999) “An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis”, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge.

- Pesaran, H.; Shin, Y.; Smith, R.J. (2001) "Bounds testing approaches to the analysis of level relationship", *Journal of Applied Econometrics*, n. 16. V. 3, p. 289-326.
- Pimentel, Débora M; Luporini, Viviane; Modenesi, André D. M. (2016) "Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013)", *Estudos Econômicos*, v. 46, n. 2, p. 343-372.
- Rogoff, K. (1996) "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, v. 34, p. 647-688.
- Romer, D. (1993) "Openness and inflation: theory and evidence", *The Quarterly Journal of Economics*, v. CVIII, Issue, 4, Nov.
- Romer, David. (1998) "A new assessment of openness and inflation: reply", *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 2, p. 649-652.
- Shin, Yongcheol; Yu, Byungchul; Greenwood-Nimmo, Matthew. (2014) "Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework", *Festschrift in honor of Peter Schmidt*. Springer, New York, NY. p. 281-314.
- Taylor, John. B. (2000) "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms", *European Economic Review*, v. 44, Issue 7, p. 1389-1408.
- Terra, Maria. C. T. (1998) "Openness and Inflation: A New Assessment", *The Quarterly Journal of Economics*, v.113, n. 2, p. 641-648, May.
- Tombini, Alexandre A.; Sergio A. L. Alves. (2006) "The recent Brazilian disinflation process and costs." *Central Bank of Brazil Working Paper Series* 109.