

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Valdecy Caetano de Sousa Júnior

***PASS-THROUGH* DO CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NA ECONOMIA
BRASILEIRA (2003-2018): MODELOS ARDL**

Uberlândia - MG

2020.

Valdecy Caetano de Sousa Júnior

***PASS-THROUGH* DO CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NA ECONOMIA
BRASILEIRA (2003-2018): MODELOS ARDL**

Dissertação apresentada ao Instituto de
Economia e Relações Internacionais da
Universidade Federal de Uberlândia, como
requisito parcial à obtenção do título de
mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Vilela Vieira

Uberlândia - MG

2020.


UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia

Av. João Naves de Ávila, nº 2121, Bloco 1J, Sala 218 - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG, CEP 38400-902

Telefone: (34) 3239-4315 - www.ppge.ie.ufu.br - ppge@ufu.br


ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

Programa de Pós-Graduação em:	Economia				
Defesa de:	Dissertação de Mestrado Acadêmico, Nº 278, PPGE				
Data:	19 de fevereiro de 2020	Hora de início:	09:00	Hora de encerramento:	10:00
Matrícula do Discente:	11812ECO014				
Nome do Discente:	Valdecy Caetano de Sousa Júnior				
Título do Trabalho:	<i>Pass-Through</i> do câmbio para a inflação na economia brasileira (2003-2018): modelos ARDL				
Área de concentração:	Desenvolvimento Econômico				
Linha de pesquisa:	Economia Aplicada				
Projeto de Pesquisa de vinculação:	Exportações em Economias Emergentes (BRICS) e o Papel da Taxa de Câmbio no Ajuste das Contas Externas				

Reuniu-se na sala 1J141, Campus Santa Mônica, da Universidade Federal de Uberlândia, a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Professores Doutores: Guilherme Jonas Costa da Silva - UFU; Vinícius Spirandelli Carvalho - UFSM; Flávio Vilela Vieira - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que o professor Vinícius Spirandelli Carvalho participou da defesa por meio de webconferência desde a cidade de Palmeira das Missões (RS) e os demais membros da banca e o aluno participaram in loco.

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Flávio Vilela Vieira, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor(a) presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos(às) examinadores(as), que passaram a arguir o(a) candidato(a). Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o(a) candidato(a):

Aprovado.

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Flavio Vilela Vieira, Presidente**, em 19/02/2020, às 09:58, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Guilherme Jonas Costa da Silva, Professor(a) do Magistério Superior**, em 19/02/2020, às 09:59, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Vinícius Spirandelli Carvalho, Usuário Externo**, em 19/02/2020, às 10:44, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **1848555** e o código CRC **BA7A9040**.

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da
UFU com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

S725	Sousa Júnior, Valdecy Caetano de, 1996-
2020	PASS-THROUGH DO CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NA ECONOMIA BRASILEIRA (2003-2018): MODELOS ARDL [recurso eletrônico] / Valdecy Caetano de Sousa Júnior. - 2020. Orientador: Flávio Vilela Vieira. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Pós-graduação em Economia. Modo de acesso: Internet. <u>Disponível em: http://doi.org/10.14393/ufu.di.2020.53</u> Inclui bibliografia.

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o
AACR2: Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091

Nelson Marcos Ferreira - CRB6/3074

AGRADECIMENTOS

Nesse momento de grande alegria quero agradecer às pessoas que estiveram ao meu lado e foram imprescindíveis para que eu chegasse até aqui.

Agradeço aos meus pais, Rose e Valdecy, pela vida, pelos conselhos, pelo apoio, pelos sacrifícios, enfim, por tudo. Essa conquista é nossa. Mais uma vez muito obrigado. Amo muito vocês.

À minha querida irmã, Fernanda, minha referência, por todos os ensinamentos valiosos, puxões de orelha e apoio incondicional.

Quero agradecer também a minha namorada, Anna Laura, por todos os momentos de alegria, de conforto e por ser meu porto seguro.

Aos meus queridos amigos Paulo Henrique, Bruno, Anderson, Rafael e Renan por todas as discussões, apoio e companheirismo nessa jornada.

Ao meu orientador Flávio Vilela, pelos conselhos, pela paciência e pela importante orientação dada para o desenvolvimento deste trabalho.

Ao apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes).

*“João, o tempo andou mexendo com a gente
sim”*

(Belchior)

RESUMO

O objetivo da dissertação consiste em investigar a relação entre a variação da taxa de câmbio e a inflação no Brasil, no período compreendido entre os anos de 2003 a 2018. Além de estimar o *pass-through* da taxa de câmbio, foi investigada a existência de assimetrias, buscando evidências de repasses com diferentes magnitudes entre apreciações e depreciações. Para atingir tal objetivo, foram estimados quatro modelos lineares (ARDL) e quatro modelos não lineares (N-ARDL), utilizando como variáveis dependentes o índice oficial de inflação (IPCA) e o índice geral de preços (IGP-DI); para a taxa de câmbio utilizou-se a taxa de câmbio nominal e a taxa de câmbio nominal efetiva. As variáveis de controle foram o preço do petróleo, grau de abertura da economia e hiato do produto. Todos os modelos confirmaram a presença de cointegração, dessa forma, foram estimados os coeficientes de longo prazo, a dinâmica de curto prazo e o ECM. Os resultados indicaram que a variação do câmbio possui impacto estatisticamente significativo na inflação, sendo que uma variação de 1% na taxa de câmbio tende a aumentar o IPCA e o IGP-DI em 0.05 p.p. e 0.18 p.p., respectivamente. Para as assimetrias os resultados foram conclusivos para o IPCA, indicando que as depreciações da taxa de câmbio tendem a impactar em maior magnitude a inflação em relação as apreciações (0.08 p.p. e 0.03 p.p. para variação da taxa de câmbio nominal e 0.11 p.p. e 0.03 p.p para a variação da taxa de câmbio nominal efetiva) para o IGP-DI os coeficientes foram semelhantes (0.17 p.p e 0.18 p.p para depreciação e apreciação da taxa de câmbio nominal, respectivamente; e 0.14 p.p e 0.29 p.p para depreciação e apreciação da taxa de câmbio nominal efetiva, respectivamente) não sendo possível confirmar a presença de assimetrias. Visando maior robustez aos resultados foram feitos testes de causalidade de Granger para as variáveis de inflação e variação das taxas de câmbio nominal e nominal efetiva. Os resultados confirmaram a hipótese de que a variação da taxa de câmbio Granger-causa as variáveis de inflação (IPCA e IGP-DI).

Palavras-Chaves: *pass-through* – taxa de câmbio – inflação – ARDL – N-ARDL

ABSTRACT

The goal of this dissertation is to investigate the relationship between changes in the exchange rate and inflation for Brazil from 2003 to 2019. Other than the estimation of the exchange rate pass through the work also investigates the existence of asymmetries in the pass through, searching for evidences of different magnitudes for appreciation and depreciation of the exchange rate. To achieve this goal we estimate four linear models (ARDL) and four nonlinear models (N-ARDL) using as dependent variables the official inflation index (IPCA) and the general price index (IGP-DI), while for the exchange rate we use the nominal and the real effective exchange rate. The model also uses as control variables the oil price, the degree of trade openness and the GDP gap. All the estimated models found the existence of cointegration and after this we estimated the long run coefficients, the short run dynamics and the error correction mechanism (ECM).

The results indicate that changes in the exchange rate have a statistically significant impact in the inflation rate with a 1% variation in exchange rates increasing the IPCA and IGP-DI by 0.05 pp and 0.18 pp, respectively. For the asymmetries of the results concluded for the IPCA, which depreciate exchange rates and impact inflation more strongly than the appreciations (0.08 pp and 0.03 pp for nominal exchange rate variation and 0.11 pp and 0.03 pp for nominal effective exchange rate variation) for IGP-DI or coefficients of variation (0.17 pp and 0.18 pp for nominal exchange rate depreciation and recovery, respectively; and 0.14 pp and 0.29 pp for depreciation and depreciation rate) nominal exchange, respectively) and there is no evidence of such asymmetries.

For robustness purposes the work also uses additional Granger causality tests for inflation, changes in the nominal and the nominal effective exchange rates. The results confirm the hypothesis that changes in the exchange rate Granger causes inflation (IPCA and IGP-DI).

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

Sumário

INTRODUÇÃO	7
1. A RELAÇÃO ENTRE TAXA DE CÂMBIO E INFLAÇÃO	8
1.1 aspectos teóricos do <i>pass-through</i> cambial	8
1.1.1 A microeconomia do repasse cambial	11
1.1.2 A macroeconomia do repasse cambial	13
1.2 Assimetrias no <i>pass-through</i> cambial	15
1.3 Trabalhos Empíricos Sobre o <i>pass-through</i>	17
2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	24
2.1 Dados	24
2.2 Modelo ARDL - Autorregressivos de Defasagens Distribuídas	26
2.2.1 Incorporando a Assimetria	27
2.2.2 Causalidade de Granger	28
2.3 Especificações dos Modelos	29
3. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	30
3.1 Resultados	31
CONSIDERAÇÕES FINAIS	40
REFERÊNCIAS	41

LISTA DE FIGURAS

Figura 1A - - IPCA -IGP-DI e Preços Monitorados.....	45
Figura 2A- Modelo 1 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	45
Figura 3A- Modelo 2 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	46
Figura 4A- Modelo 3 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	47
Figura 5A- Modelo 4 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	48
Figura 6A- Modelo 5 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	49
Figura 7A- Modelo 6 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	50
Figura 8A - Modelo 7 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	51
Figura 9A- Modelo 8 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models.....	52

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Síntese dos resultados Empíricos	22
Quadro 2 - Constante, Tendência e Dummy2015	32

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Testes de Raiz Unitária	31
Tabela 2- ARDL: Modelos Seleccionados	33
Tabela 3- N-ARDL: Modelos Seleccionados.....	33
Tabela 4- Teste de Cointegração (ARDL Bounds Testing Approach).....	34
Tabela 5-ARDL: Coeficientes de Longo Prazo.....	34
Tabela 6 - N-ARDL: Coeficientes de Longo Prazo	36
Tabela 7-Correção de Erro e Variáveis Significativas: Dinâmica de Curto Prazo.....	38
Tabela 8- Causalidade de Granger - Variáveis de Interesse.....	39

INTRODUÇÃO

O objetivo geral da dissertação 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 2018. 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.

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.

Para estimar o repasse foram utilizados os modelos Autoregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL) e modelos Não Lineares Autoregressivo com Defasagens Distribuídas (N-ARDL), envolvendo a discussão de cointegração (relação de longo prazo entre variáveis) além do cálculo dos coeficientes de curto prazo, longo prazo e o tempo de ajustamento. No capítulo de metodologia serão apresentados os modelos de forma detalhada.

Com relação aos dados, além das variáveis de interesse (inflação e variação da taxa de câmbio) serão acrescentadas variáveis de controle que podem influenciar na magnitude do repasse como, por exemplo: choques de oferta (preço do petróleo), demanda agregada (*gap* do produto) e grau de abertura comercial.

A justificativa do tema é que estimar o *pass-through* se faz relevante para uma economia aberta, cujos arranjos institucionais diversos tendem a gerar diferentes respostas em relação a choques externos e internos. Soma-se a isso o fato de que o histórico inflacionário brasileiro é bastante expressivo, principalmente nas décadas anteriores, quando o país enfrentou o fenômeno da hiperinflação, por isso, ainda hoje, os indicadores de preços possuem grande relevância e são variáveis centrais para a formulação de políticas econômicas.

Além disso, o Brasil adota o regime de câmbio flutuante desde 1999, permitindo variações diárias passíveis de movimentações bruscas causadas por fatores externos ou internos. Conhecer os impactos dessas variações da taxa de câmbio é relevante para determinar o nível esperado da inflação futura e possíveis instrumentos de política monetária que devem ser utilizados para frear o avanço dos preços.

Pode-se afirmar que a dissertação propõe uma contribuição empírica por utilizar os modelos ARDL e N-ARDL, ainda pouco utilizados em trabalhos deste tema, além de propor uma atualização dos resultados para o período mais recente.

Com relação à estrutura da dissertação, 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, apresentando a discussão teórica dos modelos ARDL, N-ARDL e causalidade de Granger; serão também especificados os modelos estimados. Na seção três serão apresentados os resultados obtidos para todos os modelos estimados. Por fim, as considerações finais, sistematizando as principais conclusões.

1. A RELAÇÃO ENTRE TAXA DE CÂMBIO E INFLAÇÃO

Na presente seção será feita uma revisão da literatura sobre o *pass-through* cambial. O primeiro passo é apresentar a discussão teórica da conceituação formal e origem dos estudos, posteriormente a análise será dividida entre os aspectos microeconômicos e macroeconômicos do repasse. Na segunda parte da seção serão tratadas as questões teóricas que justificam as possíveis assimetrias. E, por fim, serão apresentados trabalhos empíricos de outros autores e suas respectivas metodologias.

1.1 aspectos teóricos do *pass-through* cambial

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, podendo o impacto ser: i) nulo, caso as variações cambiais não sejam repassadas aos preços ii) completo ou igual a um, se as variações cambiais forem totalmente repassadas aos preços ou então iii)

incompleto ou menor que um, se apenas parte das variações da taxa de câmbio forem repassadas aos preços (CAMPA E GOLDBERG, 2005).

A necessidade de se compreender tal fenômeno ocorreu principalmente após a década de 1970 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-Lerner¹. 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 bruscos em períodos 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 doméstica. A expressão “*Fear of Floating*”, cunhada por Calvo e Reinhart (2002), reflete justamente 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

¹ A condição de Marshall-Lerner adota que a desvalorização cambial induz a uma melhora do saldo comercial se, e somente se, o volume das exportações e importações for elástico em relação à taxa de câmbio, de forma geral era esperada uma ampliação da competitividade e melhora dos saldos comerciais (SONAGLIO et al., 2010).

determinar a magnitude do *pass-through*, uma vez que diante de uma elevada elasticidade de preço-demanda é natural que o produtor decida repassar apenas parte da variação dos custos marginais para os preços, esse é o chamado *pass-through* incompleto; caso toda a variação seja repassada o fenômeno é denominado *pass-through* completo (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, pois, diante de uma recessão e elevado nível de desemprego os reajustes salariais tendem a ser menores, havendo, portanto, um menor repasse cambial (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).

Com base nessa exposição inicial do conceito de *pass-through*, é possível aprofundar melhor a análise investigando o problema a partir das perspectivas microeconômica e macroeconômica. A abordagem microeconômica tem o objetivo de fornecer microfundamentos 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 assunto².

² Para maiores detalhes sobre os modelos da Nova Macroeconomia Aberta, ver Lane (2001).

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.

Para assegurar a validade da PPP é necessário recorrer a Lei do Preço Único que determina que produtos iguais vendidos em mercados diferentes possuem o mesmo preço, quando expressos na mesma moeda. Nesse caso, sendo p_i o preço doméstico do bem i ; “E” a taxa de câmbio; p_i^* o preço do bem i no país estrangeiro e P e P^* os níveis gerais de preços domésticos e externos, respectivamente.

$$p_i = E p_i^* \implies P = E P^* \quad (1)$$

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 e a Lei do preço único. 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 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 “*that import prices fall “too little” when a currency appreciates*”, isto é, 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.

Diversos trabalhos buscaram por evidências empíricas para a PTM, muitos obtiveram sucesso indicando a presença de discriminação de preços, principalmente em setores de grandes indústrias e também em setores com produtos homogêneos (GOLDBERG E KNETTER, 1997).

A partir da aplicação de outras metodologias, destaca-se o trabalho de Dornbusch (1985). O autor analisa três modelos (modelo de Cournot, Dixit-Stiglitz model³ e modelo competitivo), conclui-se que independente do modelo a ser analisado, a taxa de câmbio possui influência real sobre o nível de preços da economia, dado que no momento de determinação de preços a influência dos custos marginais e da determinação do *mark-up* impõem a necessidade de repassar preços.

Com a conclusão de Dornbusch (1985), outros autores passaram a investigar o repasse cambial a partir das características da indústria e das estruturas de mercado. Feenstra (1987) utilizando os dados de importação de carros, caminhões e motocicletas japonesas, na década de 1980, chega à conclusão de que diferentes modelos de firmas tendem a repassar alterações cambiais de forma desigual. Posteriormente, Menon (1995) amplia a análise buscando apontar as características do produto, atuação das multinacionais e imposição de barreiras não tarifárias para determinar o grau do repasse cambial para o nível de preços domésticos.

A importância da organização industrial passou a ser utilizada para justificar as assimetrias no repasse cambial, sendo que os fatores já citados e a elasticidade preço da demanda de cada firma afeta na decisão de repassar integralmente as variações cambiais para os preços (*pass-through* completo), manutenção do preço inicial diante de variações

³ Ver Dixit e Stiglitz (1977)

do câmbio (*pass-through* zero) ou então, buscar um meio termo e repassar apenas parte das variações (*pass-through* incompleto); destaca-se que nesses casos considera-se que alterações no câmbio representam alterações diretas na matriz de custos de cada firma (KNETTER, 1989).

As conclusões apresentadas caminham para o consenso da relevância dos fatores microeconômicos, trabalhos nesse sentido foram bastante explorados na década de 1970, após a elaboração dos modelos de concorrência imperfeita, surgindo a necessidade de reavaliar os fenômenos, contudo, a partir dos anos 1990 a perspectiva macroeconômica retornou ao centro do debate incorporando novas variáveis de controle e utilização de modelos econométricos.

1.1.2 A macroeconomia do repasse cambial

Antes de avançar é necessário contextualizar que a macroeconomia aberta tem como objetivo analisar economias abertas, com ênfase na elaboração de políticas ótimas e no controle dos níveis de preços. O objetivo é compreender e estabelecer níveis ótimos de interação entre a política monetária e a taxa de câmbio e, por isso, de suma importância conhecer o *pass-through* cambial (CORSETTI, 2007).

Nesse sentido, Taylor (2000) defende a relevância de um ambiente de baixa inflação na determinação da magnitude do *pass-through*. A partir de um modelo de concorrência monopolística e adotando que as firmas fixam preços de forma escalonada, 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. Taylor (2000) defende que o repasse cambial é determinado por fatores endógenos, ao contrário do que era colocado por Dornbusch (1987) e Feenstra (1987), de que fatores endógenos tinham a capacidade de determinar apenas a magnitude do fenômeno, enquanto sua natureza era explicada por fatores exógenos aos modelos apresentados.

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 e de modo eficiente faz com que os agentes passem a considerar que os choques inflacionários serão apenas transitórios.

Nesse contexto, 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, isto é, economias mais indexadas tendem a sofrer os efeitos de um choque externo por mais tempo, comprometendo o sucesso da política monetária. De toda forma, a credibilidade monetária também tende a reduzir a necessidade de indexação pela crença dos agentes de que o problema será transitório.

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.

Seguindo essa linha, Terra (1998) aponta que países que possuem menor abertura comercial tendem a praticar desvalorizações da moeda doméstica a fim de obterem melhores saldos comerciais, no entanto, essa desvalorização aumenta também o volume dos passivos externos, surgindo a necessidade de financiamento e transferência de recursos privados para o setor público, levando ao aumento do chamado imposto inflacionário. O caso brasileiro da década de 80 ilustra bem essa situação, a prática de promover constantes desvalorizações com intuito de angariar divisas tende a provocar um aumento explosivo das taxas de inflação (DE SOUZA et al. 2011).

Por fim, em um trabalho realizado por Goldfajn e Valdés (1999) o desalinhamento cambial também é considerado como variável relevante na determinação

do grau de *pass-through* cambial, de acordo com os autores uma taxa de câmbio real sobrevalorizada faz com que os agentes assumam expectativas de depreciações futuras, decorrentes de ajustes no longo prazo.

Contudo, caso não se efetive a variação cambial, haverá um aumento dos níveis de preços internos. Nesse caso, o grau de repasse cambial será inversamente proporcional ao grau de desalinhamento cambial, sendo que quanto maior a diferença entre o valor do câmbio presente e o seu valor de longo prazo, maior será a expectativa dos agentes de que haverá uma desvalorização; e, por isso, uma pressão sobre os preços domésticos.

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 (considerando diferentes matrizes de custos) 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, 1987).

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).

Em um estudo realizado por Peltzman (2000), avaliando diversos mercados conclui-se que os preços tendem a subir mais rápido do que a cair, sendo mensurado que o impacto positivo é pelo menos duas vezes maior que o impacto negativo, assim como sua duração tende a ser maior, quando analisados choques transitórios.

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).

Os casos anteriores abordam como causa da assimetria o diferente repasse cambial, quando analisadas apreciações e depreciações, no entanto, existe também a possibilidade de haver assimetrias provenientes de não-linearidades, isto é, pequenas variações da taxa de câmbio podem não ser repassadas. A explicação para tal fenômeno é a existência dos chamados “Custos de *menu*”, podendo ser entendidos como um custo fixo de se alterar preços; a alteração dos preços apenas será viável se a variação do câmbio for superior a esses custos de menu (POLLARD E COUGHLIN, 2004).

Dessa forma, pequenas variações na taxa de câmbio podem ser ignoradas pelos empresários; o mesmo ocorre quando a taxa de câmbio, apesar de apresentar alta volatilidade, não possui uma tendência clara, fazendo com que as firmas mantenham os preços inalterados devido a existência de “custos de *menu*” (PIMENTEL et. al, 2016).

1.3 Trabalhos Empíricos Sobre o *pass-through*

Estimar o *pass-through* da taxa de câmbio é sempre relevante em uma economia aberta para a determinação da política monetária. Nessa linha, diversos trabalhos se empenharam em investigar a dinâmica entre câmbio e inflação, procurando estimar o *pass-through* para a economia brasileira, principalmente, após a flexibilização do câmbio em 1999. 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*.

Belaish (2003) estimou o grau de *pass-through* para o Brasil utilizando o modelo de Vetores Auto-Regressivos com dados mensais de julho de 1999 a dezembro de 2002. Como variável de inflação foram utilizados diferentes níveis de desagregação do IPCA (preços livres, administrados, bens comercializáveis e não-comercializáveis) as demais variáveis foram: taxa de câmbio, preço do petróleo (Proxy de oferta) e a produção industrial (Proxy de demanda agregada).

Os resultados obtidos por Belaish (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, levando em consideração os resultados obtidos no curto prazo.

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 a partir 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. Os autores estimaram também a curva de Phillips *Backward Looking* para determinar o IPCA.

A conclusão obtida por Carneiro et al. (2002) foi que os repasses lineares são menos significativos em relação aos repasses não lineares, além disso os preços livres apresentaram maior elasticidade em relação aos preços administrados, como era esperado. Em relação aos subgrupos dos preços livres (industrializados, serviços e alimentação) 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. De acordo com os autores, os principais determinantes do grau de repasse cambial são: o componente cíclico da produção agregada, a proporção da valorização inicial da taxa de câmbio, a taxa inicial de inflação e o grau de abertura da economia.

Para satisfazer esses determinantes foram utilizadas variáveis de hiato do produto (desvio em relação à tendência), índice de preço ao consumidor para cada país; utilizou-se a proporção entre exportações e importações sobre o produto total para captar o 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, enquanto que os menores repasses foram encontrados nos países membros da OCDE. É possível afirmar, ainda, que todos os determinantes apresentaram resultados

significativos, no entanto, o grau de importância variou em relação a cada país, mas pode-se afirmar que tanto o hiato do produto como o grau de abertura foram as variáveis mais determinantes.

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, compra, média mensal, cotação internacional do petróleo como proxy de choque de oferta, índice de preços das *commodities* calculado pelo Ipea, como *proxy* de oferta agregada, 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. A assimetria no repasse é explicada por fatores microeconômicos em relação à forma como as empresas determinam os preços e na elasticidade preço-demanda de cada setor.

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%). A variável de abertura comercial apresentou sinal negativo, enquanto o aumento do hiato do produto indicou uma tendência de aumento da inflação.

Albuquerque e Portugal (2005) investigaram a relação entre taxa de câmbio e inflação para o Brasil entre 1980 e 2002, enfatizando o período após 1999. Foram utilizadas as variáveis IPCA, IGP-DI, *Gap* do produto, grau de abertura da economia e índice de preços de importação. O modelo aplicado pelos autores foi o MQO.

A conclusão de Albuquerque e Portugal (2005) é de que no período anterior ao plano real o ambiente inflacionário era propício para um maior repasse da variação do câmbio para os preços, no entanto, a análise é bastante comprometida por se tratar de um ambiente de hiperinflação, sendo difícil separar os efeitos. Já no período após 1999 os

autores conseguiram visualizar melhor a influência do *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação; concluíram que o repasse passa a ser menor, devido aos fatores conjunturais e pela adoção do regime de câmbio flutuante. Para Albuquerque e Portugal (2005), o câmbio flutuante transmite a ideia de que as variações podem ser transitórias, não havendo necessidade de repasse imediato.

No estudo realizado por Bussière (2007), utilizando-se modelos lineares simples (MQO) com a adição de termos não-lineares, foram utilizadas as variáveis de preços importados e preços exportados para captar a magnitude do repasse e investigar possíveis assimetrias nos resultados; foram incluídas, também, variáveis de controle como o índice de preços ao produtor, preços externos e preço do petróleo. Em relação à amostra utilizaram-se os países Canadá, França, Itália, Japão, Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos para o período de 1980 a 2006.

As conclusões encontradas por Bussière (2007) apontam que os países membros do G7 são impactados de maneiras diversas em relação a variações cambiais, sendo que os Estados Unidos e Alemanha tendem a serem menos impactados, enquanto a França e o Japão apresentaram maiores variações nos preços importados e exportados, diante variações no câmbio. Em relação às assimetrias, o autor concluiu que não podem ser ignorados, mas que os resultados tendem a variar bastante entre diferentes países.

Karoro et al. (2009) investigaram o comportamento da inflação na África do Sul, a partir de flutuações da taxa de câmbio; para tal objetivo, os autores utilizaram modelos VECM e as seguintes variáveis: preços de bens importados, taxa de câmbio nominal efetiva e custos de produção do exportador. Para captar a presença de assimetrias foram criadas variáveis de depreciação e apreciação.

Os resultados encontrados por Karoro et al. (2009) apontam para a existência de um *pass-through* incompleto para os preços da África do Sul, situando-se em torno de 8%, a respeito das assimetrias os autores concluíram que as depreciações possuem impacto superior as apreciações da taxa de câmbio (72% e 64%, respectivamente).

Álvarez et al. (2008) estimaram o repasse cambial para os preços de grupos de bens importados para o Chile no período de 1996 a 2005, as variáveis de controle utilizadas foram o índice de preços externos e índice de preços de *commodities* calculado pelo FMI. Foram criadas variáveis separadas para apreciação e depreciação na tentativa de investigar a presença de assimetrias.

Os resultados encontrados por Álvarez et al. (2008) apontam para um repasse cambial completo para os preços de bens importados no longo prazo, com relação às

assimetrias os autores concluíram que não existem indícios de variações diferentes em relação a depreciações e apreciações; apenas o grupo de produtos industriais apresentou maior sensibilidade às depreciações do peso chileno.

Khundrapkam (2007), a partir da utilização de Vetores Autorregressivos (VAR), buscou estimar o repasse cambial para os preços domésticos da Índia para o período de 1995 a 2005. A partir de dados mensais de índice de preços de atacado, taxa nominal efetiva de câmbio, moeda nacional por unidade de moeda estrangeira, índice de produção industrial e preços externos ponderados por parceiros comerciais. E, ainda, investigando a presença de assimetrias com a utilização de *dummies* para a variável de câmbio, representando apreciações e depreciações.

Os resultados obtidos por Khundrapkam (2007) apontam que o *pass-through* cambial no curto prazo foi de 6%, enquanto no longo prazo os resultados indicam um repasse na ordem de 9%. Com relação à assimetria, o autor concluiu que existem assimetrias indicando maiores resultados para as depreciações da moeda doméstica, além disso, constatou-se a presença de não-linearidade, isto é, maiores depreciações possuem impacto proporcionalmente maior que depreciações menores.

O quadro I, abaixo, sintetiza os resultados encontrados por cada autor.

Quadro 1 - Síntese dos resultados Empíricos

Artigo	Método	Países	Período	Resultados
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. <i>pass-through</i> 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 <i>pass-through</i> . Repasse cambial estimado em 1.39% para apreciações e 11.6% para depreciações.
Couto e Fraga (2014)	VEC	Brasil	1999-2012	<i>pass-through</i> 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
Bussière (2007)	Função MQO com termos não-lineares	Canadá, Alemanha, EUA, Japão, França, Reino Unido e Itália	1980-2006	Repasse cambial para preços importados em média de 50%. Presença de assimetria para maior parte dos países

Fonte: Elaboração Própria

Quadro 2 - Síntese dos resultados Empíricos Continuação

Artigo	Método	Países	Período	Resultados
Karoro et al. (2009)	VECM	África do Sul	1980-2005	Repasse cambial incompleto - Efeito das depreciações (72%) superior as apreciações (64%) indicando presença de assimetrias.
Álvarez et al. (2008)	ECM com Thresholds	Chile	1996-2007	Resultados inconclusivos sobre a presença de assimetrias. <i>pass-through</i> do câmbio no longo prazo de 0.816.
Khundrakpam (2007)	VAR	Índia	1991-2005	<i>pass-through</i> cambial de 0.053 para depreciações e 0.20 para apreciações. Foi constatado a presença de assimetrias

Fonte: Elaboração Própria

2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Na presente seção serão apresentados os procedimentos metodológicos utilizados. O primeiro passo consiste em descrever as variáveis utilizadas, ressaltando que foi utilizada a frequência mensal para todas as variáveis, a seguir será feita uma discussão teórica dos modelos ARDL e N-ARDL, apresentando a incorporação da assimetria, por fim, discute-se o método de causalidade de Granger e apresentam-se as equações estimadas.

2.1 Dados

A análise compreende o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2018. 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 literatura⁴, 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) e utilizado pelo BACEN para balizar o sistema de metas de inflação (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, 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 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

⁴ Conforme estimado por McCarthy (2000), Belaisch (2003), Souza e Alves (2011) e Araújo e Modenesi (2010).

exportações; o que piora do saldo de transações correntes. A variável será posteriormente dividida em duas *dummies*: DLCambioap e DLCambiop; 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. O índice expresso na base 2010=100 representa uma média geométrica ponderada com base nas moedas dos principais parceiros comerciais do Brasil, levando em consideração o comércio de bens manufaturados e produtos primários. 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 DTCNEp; 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. Variável utilizada para captar eventuais choques de oferta agregada (Fonte: *International Monetary Fund - IMF*);

- Hiato do Produto (IBCGAP) - Desvio do PIB representado pelo índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-br) em relação ao seu valor de equilíbrio. 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. Sendo que um maior grau de abertura ao comércio internacional tende a afetar positivamente no repasse da variação da taxa de câmbio para a inflação, devido à tendência de aumento dos bens importados na pauta importadora de países com maior grau de abertura (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 regressor fixo em alguns modelos com o objetivo de aumentar o seu grau de estabilidade. A justificativa 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, conforme mostra o gráfico 1A no apêndice (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 delas 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. Para isso, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erro (ARDL-ECM).

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, Δ indica a primeira diferença; α_0 e α_i 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. A escolha do modelo foi justificada pelas vantagens em relação aos modelos de Vetores Autoregressivos (VAR), principalmente por permitir a discussão de cointegração a partir de variáveis I(0) e I(1), sendo necessária a utilização de pelo menos uma variável I(1). O método de cointegração foi introduzido por Granger (1987), desde então, passou a desempenhar um papel fundamental na economia, permitindo o avanço em diversos trabalhos empíricos.

Granger ao analisar séries não estacionárias constatou a possibilidade de combinação linear entre séries obtendo como resultado uma série estacionária. Nesse caso, essa combinação linear representada pela estacionariedade da série resultante indica a presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis utilizadas (GRANGER, 1987). Contudo, a metodologia inicial era bastante rudimentar, deixando espaço para críticas e elaboração de novos métodos. Granger e Newbold (1974) discutem ainda o processo de regressões espúrias, indicando a necessidade de se conhecer a ordem de integração das variáveis e possíveis cointegrações.

Nessa perspectiva, Pesaran e Shin (1999), introduziram uma nova metodologia de cointegração, assim como a estimação do modelo autoregressivo de defasagens distribuídas (ARDL). Os avanços feitos por Pesaran et al. (2001) em relação a discussão de cointegração feita por Johansen (1988) a partir do modelo de vetor autoregressivo (VAR) e vetor de correção

de erros (VEC), consistem na possibilidade de se utilizar séries integradas de ordem zero (I(0)) em conjunto com séries não estacionárias.

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, portanto, é necessário rejeitar a hipótese nula para confirmar relações de longo prazo entre as séries.

Pesaran et al. (2001) foram responsáveis por fornecerem a banda de valores críticos. Caso a estatística do teste de Wald fique abaixo da banda inferior de valores críticos, é possível confirmar que não existe cointegração entre as variáveis; se a estatística Wald ficar acima da banda superior é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração. Por fim caso a estatística obtida fique entre os valores máximos e mínimos, o teste é inconclusivo quanto a existência ou não 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. Para incorporar a assimetria no modelo é necessário decompor a variável tratada como assimétrica.

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 da seguinte forma:

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

e

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

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.

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

e

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

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.

2.2.2 Causalidade de Granger

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, nesse caso é necessário rejeitar H_0 para afirmar a existência de causalidade no sentido de Granger.

É importante reafirmar que o teste apenas é válido quando se trata de variáveis estacionárias. Como falado anteriormente, todas as variáveis serão sujeitas aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). A metodologia básica no teste de causalidade de Granger é a realização das regressões:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_L y_{t-L} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_k x_{t-k} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_L y_{t-L} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Na sequência, realiza-se o teste F de hipótese conjunta de que $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_L = 0$ para as duas equações acima. Caso a hipótese seja rejeitada há evidência de causalidade de Granger.

2.3 Especificações dos Modelos

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 R\$/US\$ (DLCambio) e variação da taxa de Câmbio Nominal Efetiva (DTCNE), além dos modelos: ARDL(Linear) 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, as combinações obtidas foram:

Modelo 1 – IPCA ARDL -Taxa de câmbio nominal R\$/US\$

$$\Delta INFIPCA_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 INFIPCA_{t-1} + \delta_2 DLCambio_{t-1} + \delta_3 Labert_{t-1} + \delta_4 LPET_{t-1} + \delta_5 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 DINFIPCA_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_2 DDLCAMBIO_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_3 \Delta Labert_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_4 \Delta LPET_{t-i} + \sum_{i=1}^r \theta_5 \Delta IBCgap_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

Modelo 2 – IGP ARDL- Taxa de câmbio nominal R\$/US\$

$$\Delta INFIGP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 INFIGP_{t-1} + \delta_2 DLCambio_{t-1} + \delta_3 Labert_{t-1} + \delta_4 LPET_{t-1} + \delta_5 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 DINFIGP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_2 DDLCAMBIO_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_3 \Delta Labert_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_4 \Delta LPET_{t-i} + \sum_{i=1}^r \theta_5 \Delta IBCgap_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

Modelo 3 – IPCA - Taxa de Câmbio Nominal Efetiva

$$\Delta INFIPCA_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 INFIPCA_{t-1} + \delta_2 DTCNE_{t-1} + \delta_3 Labert_{t-1} + \delta_4 LPET_{t-1} + \delta_5 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 DINFIPCA_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_2 DDLTCNE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_3 \Delta Labert_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_4 \Delta LPET_{t-i} + \sum_{i=1}^r \theta_5 \Delta IBCgap_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (11)$$

Modelo 4 – IGP - Taxa de Câmbio Nominal Efetiva

$$\Delta INFIGP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 INFIGP_{t-1} + \delta_2 DTCNE_{t-1} + \delta_3 Labert_{t-1} + \delta_4 LPET_{t-1} + \delta_5 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 DINFIGP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_2 DDLTCNE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_3 \Delta Labert_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_4 \Delta LPET_{t-i} + \sum_{i=1}^r \theta_5 \Delta IBCgap_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (12)$$

Modelo 5 – IPCA – N-ARDL -Taxa de câmbio nominal R\$/US\$

$$\begin{aligned}\Delta INFIPCA_t = & \alpha_0 + \alpha_1\tau + \delta_1 INFIPCA_{t-1} + \delta_2 DLCambioap_{t-1} + \delta_3 Dlcambiodp_{t-1} + \\ & \delta_4 Labert_{t-1} + \delta_5 LPET_{t-1} + \delta_6 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 \Delta INFIPCA_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^n \theta_2 \Delta DLCambioap_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_3 \Delta Dlcambiodp_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_4 \Delta Labert_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^Q \theta_5 \Delta LPET_{t-1} + \sum_{i=1}^r \theta_6 \Delta IBCgap_{t-1} + \varepsilon_{5t}\end{aligned}\quad (13)$$

Modelo 6 – IGP – N-ARDL- Taxa de câmbio nominal R\$/US\$

$$\begin{aligned}\Delta INFIGP_t = & \alpha_0 + \alpha_1\tau + \delta_1 INFIGP_{t-1} + \delta_2 DLCambioap_{t-1} + \delta_3 Dlcambiodp_{t-1} + \\ & \delta_4 Labert_{t-1} + \delta_5 LPET_{t-1} + \delta_6 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 \Delta INFIGP_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^m \theta_2 \Delta DLCambioap_{t-1} + \sum_{i=1}^S \theta_3 \Delta Dlcambiodp_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_4 \Delta Labert_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^Q \theta_5 \Delta LPET_{t-1} + \sum_{i=1}^r \theta_6 \Delta IBCgap_{t-1} + \varepsilon_{6t}\end{aligned}\quad (14)$$

Modelo 7 – IPCA – N-ARDL – Taxa de Câmbio Nominal Efetiva

$$\begin{aligned}\Delta INFIPCA_t = & \alpha_0 + \alpha_1\tau + \delta_1 INFIPCA_{t-1} + \delta_2 DLTCNEap_{t-1} + \delta_3 DLTCNEdp_{t-1} + \\ & \delta_4 Labert_{t-1} + \delta_5 LPET_{t-1} + \delta_6 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 \Delta INFIPCA_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^m \theta_2 \Delta DLTCNEap_{t-1} + \sum_{i=1}^S \theta_3 \Delta DLTCNEdp_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_4 \Delta Labert_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^Q \theta_5 \Delta LPET_{t-1} + \sum_{i=1}^r \theta_6 \Delta IBCgap_{t-1} + \varepsilon_{7t}\end{aligned}\quad (15)$$

Modelo 8 – IGP – N-ARDL - Taxa de Câmbio Nominal Efetiva

$$\begin{aligned}\Delta INFIGP_t = & \alpha_0 + \alpha_1\tau + \delta_1 INFIGP_{t-1} + \delta_2 DLTCNEap_{t-1} + \delta_3 DLTCNEdp_{t-1} + \\ & \delta_4 Labert_{t-1} + \delta_5 LPET_{t-1} + \delta_6 IBCgap_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 \Delta INFIGP_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^m \theta_2 \Delta DLTCNEap_{t-1} + \sum_{i=1}^S \theta_3 \Delta DLTCNEdp_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_4 \Delta Labert_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^Q \theta_5 \Delta LPET_{t-1} + \sum_{i=1}^r \theta_6 \Delta IBCgap_{t-1} + \varepsilon_{8t}\end{aligned}\quad (16)$$

3. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Na presente seção serão apresentados os resultados obtidos com base na metodologia exposta no capítulo anterior. De início, são apresentados os testes de raiz unitária, justificando a utilização dos modelos ARDL e N-ARDL. A seguir, as tabelas de estimação dos modelos e os testes de cointegração. Verificada a presença de cointegração, são apresentados os resultados dos coeficientes de longo prazo, a dinâmica de curto prazo juntamente com o ECM (-1) e, por fim, as conclusões obtidas pelo método de causalidade de Granger.

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). Os resultados estão apresentados na tabela 1 abaixo. A partir da análise dos resultados, é possível confirmar a existência de variáveis I (0) e I (1), justificando a utilização dos modelos.

Tabela 1- Testes de Raiz Unitária

Variável	ADF [estatística-t]	PP [estatística-t]	KPSS [estatística-t]	Decisão [Ordem de integração]
INFIPCA	-7.996**	-7.977**	0.1467	I(0)
INFIGP	-7.402**	-7.384**	0.049	I(0)
DLCambio	-9.419**	-9.38**	0.550	I(0)
DTCNE	-10.268**	-10.236**	0.393	I(0)
LPET	-2.409	-2.297	0.509**	I(1)
LABERT	-4.335**	-4.571**	0.500	I(0)
IBCGAP	-3.411*	-3.798*	0.034	I(0)

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

ADF e PP: H₀: Raiz Unitária; KPSS: H₀: Estacionária

Variáveis em log: DLCambio; DTCNE LPET e LABERT

Resultados obtidos com a inclusão de tendência e intercepto

Software utilizado: Eviews 10

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). O quadro 2, abaixo, sintetiza os termos determinísticos e a *dummy* temporal utilizados em cada modelo.

Quadro 3 - Constante, Tendência e Dummy2015

Modelo	Constante	Tendência	<i>Dummy2015</i>
Modelo 1	Não	Não	Sim
Modelo 2	Não	Não	Sim
Modelo 3	Não	Não	Sim
Modelo 4	Não	Não	Sim
Modelo 5	Não	Não	Não
Modelo 6	Não	Não	Sim
Modelo 7	Não	Não	Não
Modelo 8	Não	Não	Sim

Nota: A variável *dummy2015* foi incluída como regressor fixo.

Fonte: Elaboração própria

Todos os modelos rejeitaram a presença de constante e tendência, isto é, em nenhum dos modelos os termos apresentaram significância estatística. Já a *dummy2015* foi incluída em todos os modelos, com exceção dos modelos 5 e 7. 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 significativa em seu grau de estabilidade, essa melhora pode ser explicada pelo padrão incomum da variável de inflação no ano de 2015. O gráfico 1A (apêndice) confirma a mudança no padrão dos preços monitorados, impactando nos valores finais da inflação.

A seguir, têm-se os resultados dos modelos estimados. Para todas as estimações foram utilizados seis defasagens e o critério de seleção de Akaike (AIC). A seguir nas tabelas 2 e 3 serão apresentados os modelos selecionados, variáveis estatisticamente significantes e os testes de Autocorrelação *Breusch-Godfrey (Lagrange Multiplier)*. Para confirmar a ausência de autocorrelação é necessária a não rejeição da hipótese nula.

Tabela 2- ARDL: Modelos Selecionados

Modelos	Defasagens Modelo Selecionado	ARDL - Variáveis Significantes (Defasagens significantes em parênteses)	Autocorrelação Teste LM [Prob]
Modelo 1	(3, 5, 2, 4, 0)	INFIPCA (-1, -2); DLCambio (-1, -5); LPET (-2); LABERT (-3, -4); IBCGAP (0)	0.036 [0.960]
Modelo 2	(3, 1, 2, 0, 0)	INFIGP (-1, -3); DLCambio (0,-1); LPET (0,-2); LABERT (0); IBCGAP (0)	0.200 [0.807]
Modelo 3	(4, 5, 0, 4, 5)	INFIPCA (-1, -2); DTCNE (-1, -4); LABERT (-1, -4); IBCGAP (-2, -4, -5); Dummy2015 (0)	0.902 [0.357]
Modelo 4	(3, 1, 2, 0, 0)	INFIGP (-1, -3); DTCNE (0, -1); IBCGAP (0)	0.359 [0.681]

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

Software utilizado: EvIEWS 10

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	(4, 5, 1, 0, 4, 5)	INFIPCA (-1); DLCambiop (-4); DLCambioap (-1); LABERT (-1, -2, -3, -4); IBCGAP (0, -2, -4, -5)	1.292 [0.228]
Modelo 6	(3, 5, 1, 2, 0, 0)	INFIGP (0); DLCambiop (0, -5); DLCambioap (-1); LPET (0); LABERT (0)	0.043 [0.952]
Modelo 7	(4, 1, 5, 0, 4, 5)	INFIPCA (-1, -2); TCNEap (-1); TCNEdp (-4); LABERT (-1, -3, -4); IBCGAP (0, -2, -4, -5)	0.628 [0.484]
Modelo 8	(3, 1, 0, 2, 0, 0)	INFIGP (-1, -3); TCNEap (-1); TCNEdp (0); LPET (0)	0.547 [0.555]

Notas: Modelo NARDL com máximo de seis lags.

Modelo selecionado a partir do critério de Akaike

Ordem das variáveis: 1) INFIPCA/INFIGP; 2) DLCambiop/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

Software utilizado: EvIEWS 10

Fonte: Elaboração Própria

O próximo passo consiste em verificar a existência de vetores de cointegração entre as variáveis. O teste utilizado é baseado no *ARDL Bounds Testing Approach*, como descrito anteriormente na metodologia. Os resultados foram sintetizados na tabela 4 abaixo. De maneira

geral os resultados confirmaram a presença de vetores de cointegração para todos os modelos ao nível de significância de 5%.

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	12.356	1.9	2.26	3.01	3.48	Sim
Modelo 2	16.145	1.9	2.26	3.01	3.48	Sim
Modelo 3	9.984	1.9	2.26	3.01	3.48	Sim
Modelo 4	16.312	1.9	2.26	3.01	3.48	Sim
Modelo 5	7.500	1.81	2.14	2.93	3.34	Sim
Modelo 6	7.394	1.81	2.14	2.93	3.34	Sim
Modelo 7	8.160	1.81	2.14	2.93	3.34	Sim
Modelo 8	14.271	1.81	2.14	2.93	3.34	Sim

Notas: H₀: Ausência de cointegração

Software utilizado: Eviews 10

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. Em suma, os modelos apresentaram resultados significantes para a variável de interesse (Variação da Taxa de Câmbio). A seguir será discutido cada resultado.

Tabela 5-ARDL: Coeficientes de Longo Prazo

Modelo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Modelo ARDL	(3, 5, 2, 4, 0)	(3, 1, 2, 0, 0)	(4, 5, 0, 4, 5)	(3, 1, 2, 0, 0)
Variáveis	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]
DIcambio	5.454 [0.007]	18.824 [0.000]	-	-
DTCNE	-	-	-5.925 [0.045]	-22.574 [0.000]
LPET	-0.028 [0.740]	-0.316 [0.150]	-0.003 [0.971]	-0.275 [0.213]
LABERT	-0.340 [0.190]	-1.224 [0.068]	-0.278 [0.366]	-1.116 [0.099]
IBCGAP	0.040 [0.001]	0.096 [0.017]	0.048 [0.024]	0.087 [0.036]

Nota: Coeficientes significantes ao nível de 5% em negrito

Software utilizado: Eviews 10

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 0.18 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, devido à presença dos preços de atacado (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 0.059 pontos percentuais o IPCA e 0.225 pontos percentuais o IGP-DI. Seguindo a mesma tendência de maior sensibilidade para a variável INFIGP.

Com relação às variáveis de controle, pode-se observar que no longo prazo apenas a variável IBCGAP apresentou significância estatística em todos nos modelos ARDL. 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, 0, 4, 5)	(3, 5, 1, 2, 0, 0)	(4, 1, 5, 0, 4, 5)	(3, 1, 0, 2, 0, 0)
Variáveis	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]
DLCambiodp	8.248 [0.009]	17.735 [0.030]	-	-
DLCambioap	3.215 [0.346]	18.606 [0.040]	-	-
DTCNEAP	-	-	-3.727 [0.313]	-29.163 [0.003]
DTCNEDP	-	-	-11.621 [0.004]	-14.915 [0.010]
LPET	-0.090 [0.393]	-0.351 [0.129]	-0.082 [0.439]	-0.189 [0.389]
LABERT	-0.512 [0.111]	-1.344 [0.053]	-0.477 [0.137]	-0.948 [0.164]
IBCGAP	0.065 [0.006]	0.094 [0.040]	0.066 [0.006]	0.065 [0.130]

Nota: Coeficientes significativos ao nível de 5% em negrito

Software utilizado: Eviews 10

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. Como apresentado nas equações (2, 3, 4 e 5), 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 0.082 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 0.177 pontos percentuais, enquanto que uma apreciação de 1%, tende a impactar o IGP-DI em 0.18 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 0.11 pontos percentuais, enquanto que o IGP-DI tende a ser reduzido em 0.291 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, principalmente para o IPCA que tende a sofrer efeitos apenas diante de desvalorizações da moeda doméstica. Para o IGP-DI, os resultados apresentaram coeficientes próximos em relação aos choques da taxa de câmbio nominal, sendo que as apreciações da moeda doméstica tiveram impacto levemente superior, no entanto, quando analisamos os resultados para a variável de taxa de câmbio nominal efetiva a magnitude dos coeficientes é bem diferente, mas mantendo a tendência de apreciações de a moeda doméstica ter maior impacto.

Os resultados encontrados corroboram com a hipótese de assimetria para o IPCA encontrados por Pimentel et al. (2016) e Assis (2017), em relação ao IGP-DI os resultados ainda são inconclusivos para afirmar a presença de assimetrias. Com relação às variáveis de controle, apenas o IBCGAP apresentou significância de longo prazo nos modelos 5, 6 e 7, indicando que quanto maior o hiato do produto mais a demanda está aquecida e, com isso, maior é a probabilidade das firmas repassarem os impactos de uma desvalorização (DONAYRE & PANOVSKA, 2016).

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) e suas respectivas estatísticas t. O ECM de todos os modelos foi negativo e estatisticamente significativo ao nível de 1%. Os valores de ajuste ao equilíbrio dos modelos foram relativamente próximos e apresentaram uma média de -0.446 (44,6%).

Tabela 7-Correção de Erro e Variáveis Significantes: dinâmica de curto prazo

Modelo	ECM (-1) [Prob]	Variáveis Significantes (Curto Prazo)
Modelo 1	-0.531 [0.00]	DLCambio (-4); LPET (-1); LABERT (0, -1, -3); DUMMY2015 (0)
Modelo 2	-0.430 [0.00]	INFIGP (-2); DLCambio (0); LPET (-1)
Modelo 3	-0.485 [0.00]	LABERT (-1, -3); IBCGAP (0, -2, -4); DUMMY2015 (0)
Modelo 4	-0.416 [0.00]	INFIGP (-1); DTCNE (0); LPET (0, -1)
Modelo 5	-0.437 [0.00]	LABERT (-1, -3); IBCGAP (0, -4)
Modelo 6	-0.426 [0.00]	DLCambioap (0, -4); LPET (0)
Modelo 7	-0.438 [0.00]	TCNEdp (-1, -3); LABERT (-1, -3); IBCGAP (-2, -4)
Modelo 8	-0.405 [0.00]	INFIGP (-2); TCNEap (0); LPET (0)
Média ECM (-1)	-0.446	

Software utilizado: Eviews 10

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 significantes na maior parte dos modelos, indicando a relevância das variáveis no choque de curto prazo. Com relação à variável de taxa de câmbio nos modelos NARDL 6 e 7 a depreciação do real (DLCambioap, TCNEdp) foi significativa no curto prazo, enquanto a apreciação do real não apresentou impacto, tal resultado aponta que as depreciações da moeda domésticas afetam mais rapidamente o índice de inflação.

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

Tabela 8- Causalidade de Granger - Variáveis de Interesse

Variáveis/Defasagens	3 [Prob]	2 [Prob]	1 [Prob]
INFIPCA NÃO CAUSA DLCambio	0,570	0,226	0,348
DLCambio NÃO CAUSA INFIPCA	0,070	0,041	0,010
INFIGP NÃO CAUSA DLCambio	0,027	0,015	0,014
DLCambio NÃO CAUSA INFIGP	0,014	0,002	0,000
INFIPCA NÃO CAUSA DTCNE	0,37	0,119	0,235
DTCNE NÃO CAUSA INFIPCA	0,048	0,024	0,007
INFIGP NÃO CAUSA DTCNE	0,019	0,009	0,009
DTCNE NÃO CAUSA INFIGP	0,004	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%

Software utilizado: Eviews 10

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 relação à variável de inflação INFIGP, os resultados mostram que tanto o INFIGP Granger-Causa as variáveis de Taxa de câmbio (DLCambio e DTCNE) quanto as variáveis de Taxa Câmbio Granger-Causa a variável INFIGP.

O teste é relevante para entender a precedência temporal das variáveis. Com relação à INFIPCA, pode-se afirmar que valores passados do câmbio podem ajudar a explicar os valores atuais do INFIPCA. Enquanto os valores passados do INFIGP podem ajudar a prever os valores atuais da Taxa de Câmbio, e da mesma forma os valores passados da Taxa de Câmbio possuem influência na inflação 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 lags temporais em cada teste. A hipótese foi confirmada em 11 das 12 situações de interesse analisadas (Inflação Granger-Causa Taxa de câmbio) deixando evidente a robustez dos resultados encontrados.

No apêndice serão apresentados os resultados dos testes de estabilidade, CUSUM e CUSUM-SQUARE. Para que haja estabilidade nos modelos é necessário que a linha representativa da relação das variáveis esteja dentro dos limites estabelecidos pelo nível de 5% de significância. De maneira geral, os modelos apresentaram resultados satisfatórios em relação à estabilidade.

Por fim, juntamente com as figuras dos testes de estabilidade é apresentado, também, o ranking dos melhores modelos estimados, a partir do critério de Akaike (AIC) são selecionados os 20 melhores modelos de cada estimação.

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 nominal 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 2018 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 (R\$/US\$) 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 0.18 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 0.05 p.p. para o IPCA e 0.22 p.p. para o IGP-DI.

Ressalta-se, ainda, com base nos modelos N-ARDL (5 a 8), a presença de assimetria para o IPCA sendo que os resultados das depreciações da taxa de câmbio apresentaram efeitos

em magnitudes muito superiores aos resultados das apreciações da taxa de câmbio. Em relação ao IGP-DI, foram verificadas diferenças na magnitude dos coeficientes, no entanto, em menor escala, sendo que as apreciações da taxa de câmbio apresentaram maior impacto. 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 do estudo. 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 onze 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. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. *Revista de economia*, v. 12, n. 1, p. 17-74, 2005.

ÁLVAREZ, Espinoza, Patricio JARAMILLO, and Jorge SELAIVE. Exchange rate pass-through into import prices: the Case of Chile. *Banco Central de Chile*, 2008.

AMITRANO, Alessandra; DE GRAUWE, Paul; TULLIO, Giuseppe. Why has inflation remained so low after the large exchange rate depreciations of 1992? *JCMS: Journal of Common Market Studies*, v. 35, n. 3, p. 329-346, 1997. <https://doi.org/10.1111/1468-5965.00065>

ASSIS, Thallis Macedo de. A taxa de câmbio no regime de metas para a inflação no Brasil: mecanismos de transmissão, intervenção e repasse cambial. 2017. Tese de Doutorado. Dissertação (Mestrado em Economia) -Departamento de Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói, RJ

BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. *IMF Working Paper*, n. 03141, 2003. <https://doi.org/10.5089/9781451856200.001>

BUSSIÈRE, Matthieu. Exchange rate pass-through to trade prices: the role of non-linearities and asymmetries. 2007.

CALVO, Guillermo A.; REINHART, Carmen M. Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 379-408, 2002. <https://doi.org/10.1162/003355302753650274>

CAMPA, Jose Manuel; GOLDBERG, Linda S. Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, v. 87, n. 4, p. 679-690, 2005. <https://doi.org/10.1162/003465305775098189>

CARNEIRO, Dionísio Dias; MONTEIRO, André Monteiro d'Almeida; WU, Thomas Yen Hon. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. *Texto para discussão*, 2002.

CASSEL, Gustav. Money and foreign exchange after 1914. *Constable and Company Limited*, London, 1922.

CORSETTI, G. New open economy macroeconomics. Discussion Paper, *Centre for Economic Policy Research*, n. DP6578, 2007.

COUTO, Sílvia VV; FRAGA, Gilberto J. 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, 2014. <https://doi.org/10.1590/141598481831>

DE ASSIS, Thallis Macedo; FONSECA, Luiz Fernando Cerqueira; FEIJÓ, Carmem Aparecida do Valle Costa. DETERMINANTES DO REPASSE CAMBIAL: UMA RESENHA COM FOCO NO CASO BRASILEIRO. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 23, n. 1, p. 1-31, 2019. <https://doi.org/10.1590/198055272311>

DE SOUZA, Rodrigo Gustavo, and Alexandre Florindo Alves. "Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas." *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 38th Brazilian Economics Meeting]*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]. 2011.

DELATTE, Anne-Laure; LÓPEZ-VILLAVICENCIO, Antonia. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, v. 34, n. 3, p. 833-844, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.03.003>

DIXIT, Avinash K.; STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, v. 67, n. 3, p. 297-308, 1977.

DONAYRE, Luigi; PANOVSKA, Irina. State-dependent exchange rate pass-through behavior. *Journal of International Money and Finance*, v. 64, p. 170-195, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.02.018>

DORNBUSCH, Rudiger. Dollars, debts, and deficits. *MIT Press Books*, v. 1, 1987.

DORNBUSCH, Rudiger. Exchange rates and prices. 1985. <https://doi.org/10.3386/w1769>

EICHENGREEN, Barry. 2 Can emerging markets float? Should they inflationtarget?. Exchange rates, capital flows and policy, p. 10, 2013.

FEENSTRA, R.C. Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: Na empirical test, *NBER, Working Paper* n.2453, December 1987. <https://doi.org/10.3386/w2453>

GOLDBERG, Pinelopi K.; KNETTER, Michael M. Goods prices and exchange rates: What have we learned?. *National Bureau of Economic Research*, 1996. <https://doi.org/10.3386/w5862>

GOLDBERG, Pinelopi Koujianou; KNETTER, Michael M. Causes and consequences of the export enhancement program for wheat. In: The effects of US trade protection and promotion policies. *University of Chicago Press*, 1997. p. 273-296.

GOLDFAJN, Ilan; VALDES, Rodrigo O. The aftermath of appreciations. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 1, p. 229-262, 1999. <https://doi.org/10.1162/003355399555990>

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. 2000. <https://doi.org/10.2139/ssrn.224277>

GRANGER, Clive W.J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, v. 16, n. 1, p. 121-130, 1987. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90079-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90079-8)

GRANGER, Clive WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 424-438, 1969. <https://doi.org/10.2307/1912791>

GRANGER, Clive WJ; NEWBOLD, Paul. Spurious regressions econometrics. *Journal of econometrics*, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)

HOLLAND, Márcio, and Rogério Mori. "Dinâmica da Inflação no Brasil e os efeitos globais." *Economia, Brasília (DF)* 11.3 (2010): 649-670.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.12, p.231-4, 1988. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

KANNEBLEY JR, Sérgio. Política cambial e exportações: uma análise empírica. São Paulo: FEA-USP, 1999.

KARORO, Tapiwa D.; AZIAKPONO, Meshach J.; CATTANEO, Nicolette. Exchange rate pass-through to import prices in South Africa: is there asymmetry? 1. *South African Journal of Economics*, v. 77, n. 3, p. 380-398, 2009. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2009.01216.x>

KHUNDRAKAM, Jeevan Kumar. Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India. 2007. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1012584>

KNETTER, Michael M. Price Discrimination by U.S. and German Exporters. *The American Economic Review*, vol. 79, n. 1, p. 198-210, Mar. 1989.

KNETTER, Michael M. 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, 1994. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(94\)90024-8](https://doi.org/10.1016/0261-5606(94)90024-8)

KRUGMAN, Paul R. Pricing to market when the exchange rate changes. 1986. <https://doi.org/10.3386/w2459>

KRUGMAN, Paul R. Trigger strategies and price dynamics in equity and foreign exchange markets. 1987. <https://doi.org/10.3386/w2459>

LANE, Philip R. The new open economy macroeconomics: a survey. *Journal of international economics*, v. 54, n. 2, p. 235-266, 2001. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(00\)00073-8](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(00)00073-8)

MCCARTHY, Jonathan. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, v. 33, n. 4, p. 511-537, 2007. <https://doi.org/10.1057/eej.2007.38>

MENON, Jayant. Exchange rate pass-through. *Journal of Economic Surveys*, v. 9, n. 2, p. 197-231, 1995. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1995.tb00114.x>

PELTZMAN, Sam. Prices rise faster than they fall. *Journal of political economy*, v. 108, n. 3, p. 466-502, 2000. <https://doi.org/10.1086/262126>

PESARAN, H.; SCHIN, Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed.). *Cambridge University Press: Cambridge*, 1999.

PESARAN, H.; SCHIN, Y.; SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, n. 16. V. 3, p. 289-326, 2001. <https://doi.org/10.1002/jae.616>

PIMENTEL, Débora Mesquita; LUPORINI, Viviane; MODENESI, André de Melo. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). *EstudosEconômicos* (São Paulo), v. 46, n. 2, p. 343-372, 2016. <https://doi.org/10.1590/0101-416146233dva>

POLLARD, Patricia S.; COUGHLIN, Cletus C. Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level. *University of Nottingham Research Paper*, n. 2004/13, 2004. <https://doi.org/10.2139/ssrn.716001>

ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p. 647-688, 1996.

ROMER, D. Openness and inflation: theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*., v. CVIII, Issue, 4, Nov.1993. <https://doi.org/10.2307/2118453>

ROMER, David. A new assessment of openness and inflation: reply. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 2, p. 649-652, 1998. <https://doi.org/10.1162/003355398555612>

SHIN, Yongcheol; YU, Byungchul; GREENWOOD-NIMMO, Matthew. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: *Festschrift in honor of Peter Schmidt*. Springer, New York, NY, 2014. p. 281-314. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

SONAGLIO, Cláudia Maria et al. Taxa de Câmbio e a Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da J-Curve. *Revista Economia*, v. 11, n. 3, 2010.

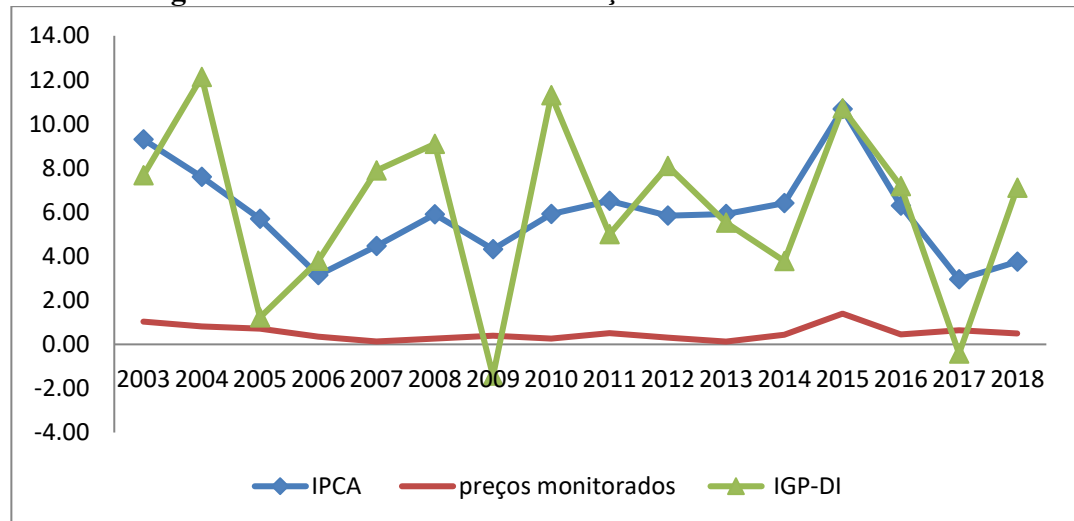
TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, v. 44, Issue 7, p. 1389-1408, June 2000. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)

TERRA, M. C. T. Openness and Inflation: A New Assessment. *The Quarterly Journal of Economics*, v.113, n. 2, p. 641-648, May. 1998. <https://doi.org/10.1162/003355398555603>

TOMBINI, ALEXANDRE A., and Sergio A. Lago ALVES. "The recent Brazilian disinflation process and costs." *Central Bank of Brazil Working Paper Series* 109 (2006).

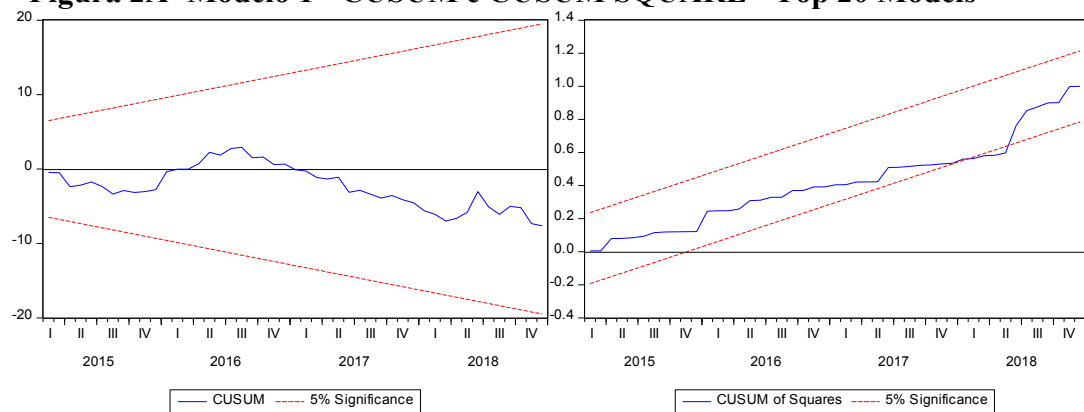
APÊNDICE

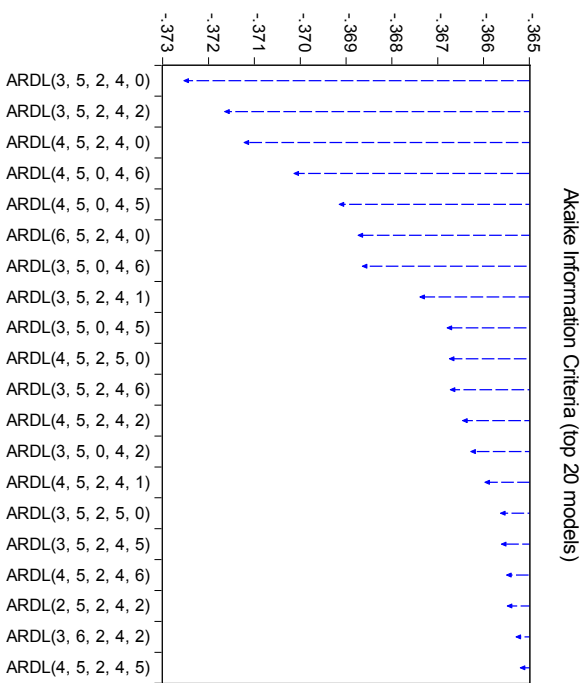
Figura 1A - - IPCA -IGP-DI e Preços Monitorados



Fonte: Ipeadata

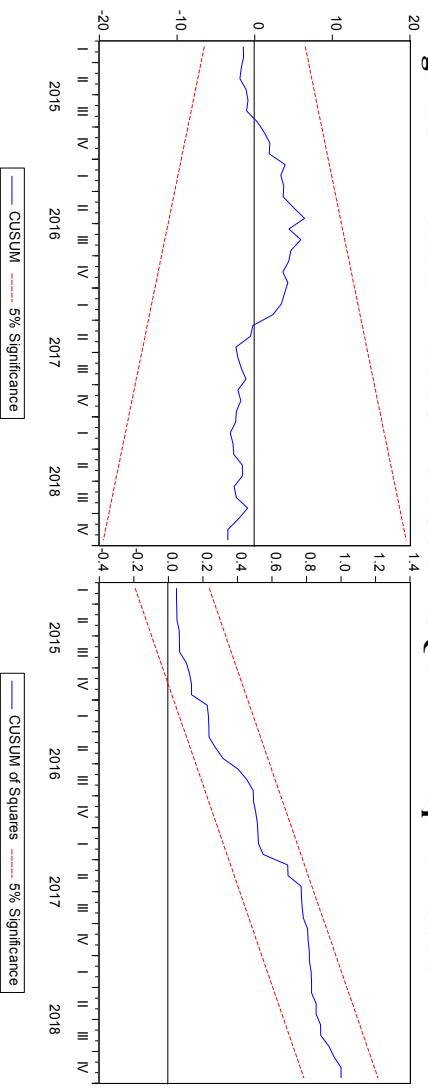
Figura 2A- Modelo 1 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models



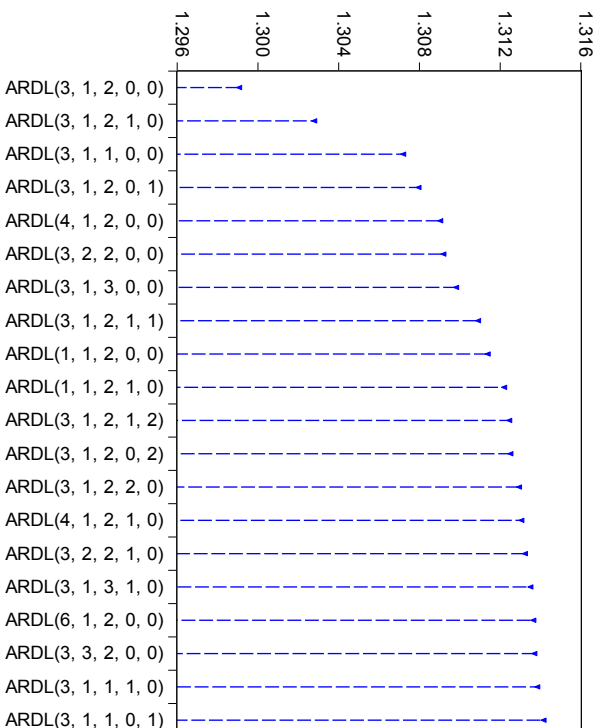


Fonte: Saída do Eviews

Figura 3A- Modelo 2 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models

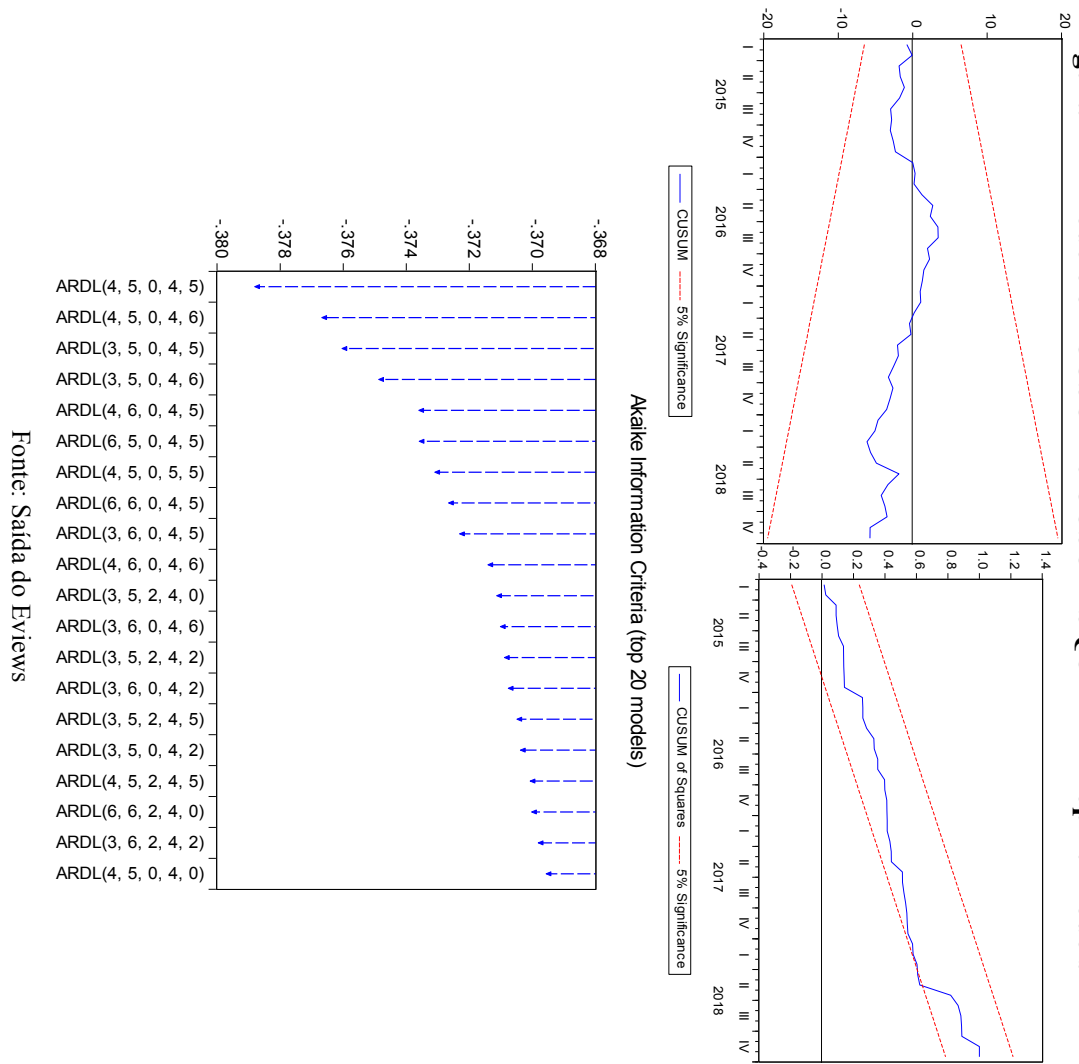


Akaike Information Criteria (top 20 models)



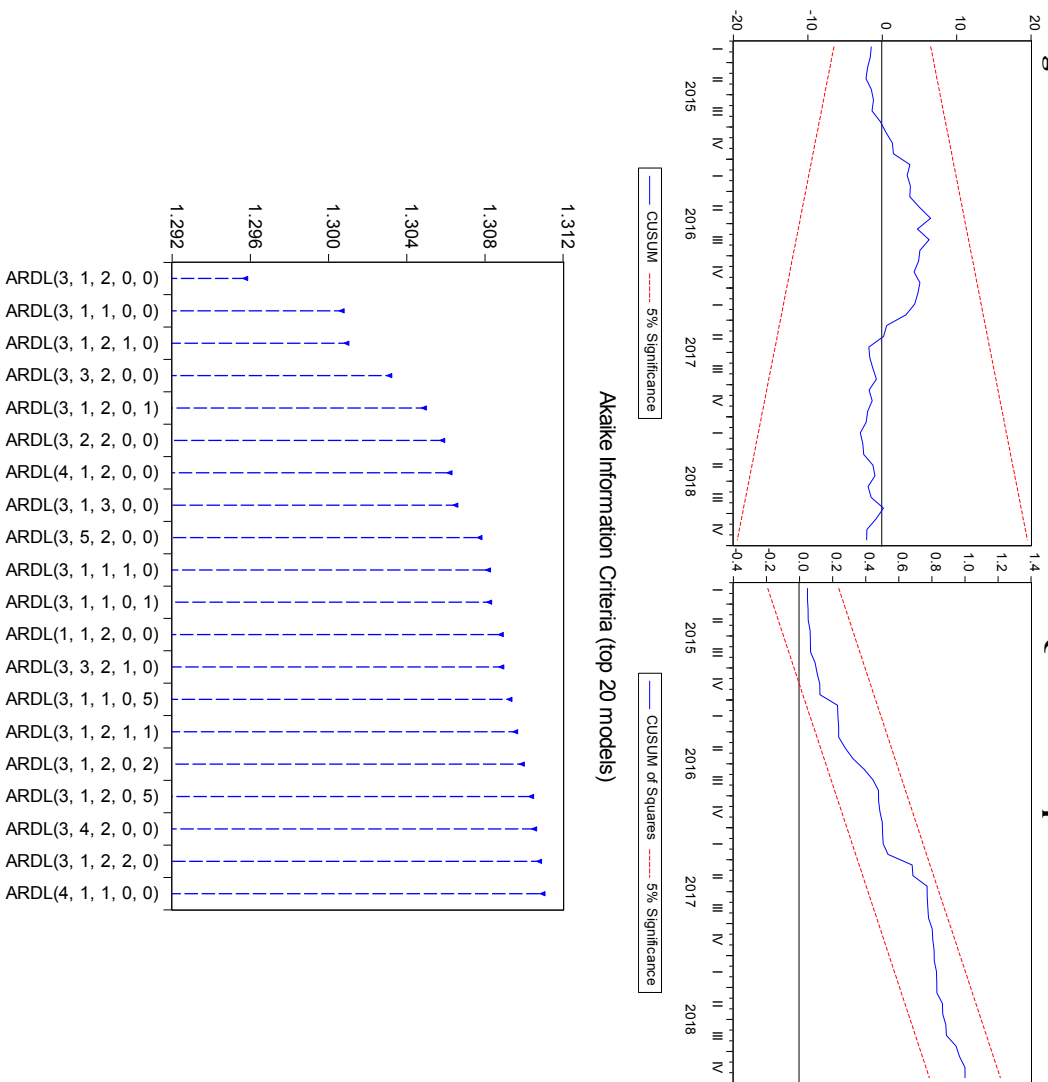
Fonte: Saída do Eviews

Figura 4A- Modelo 3 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models

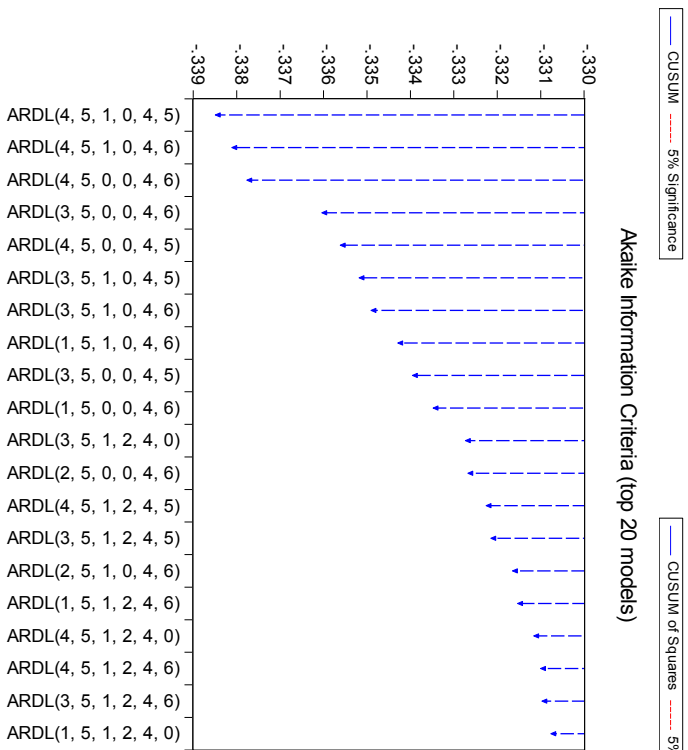
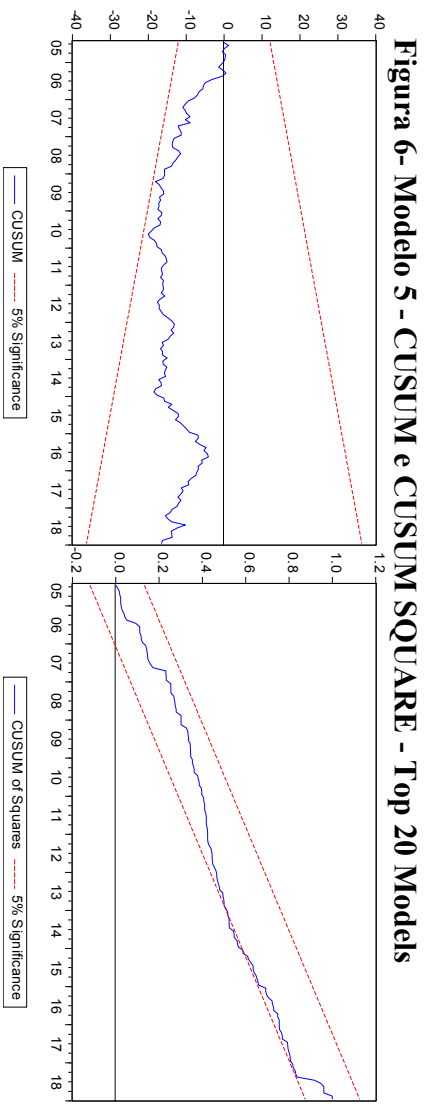


Fonte: Saída do Eviews

Figura 5A- Modelo 4 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models

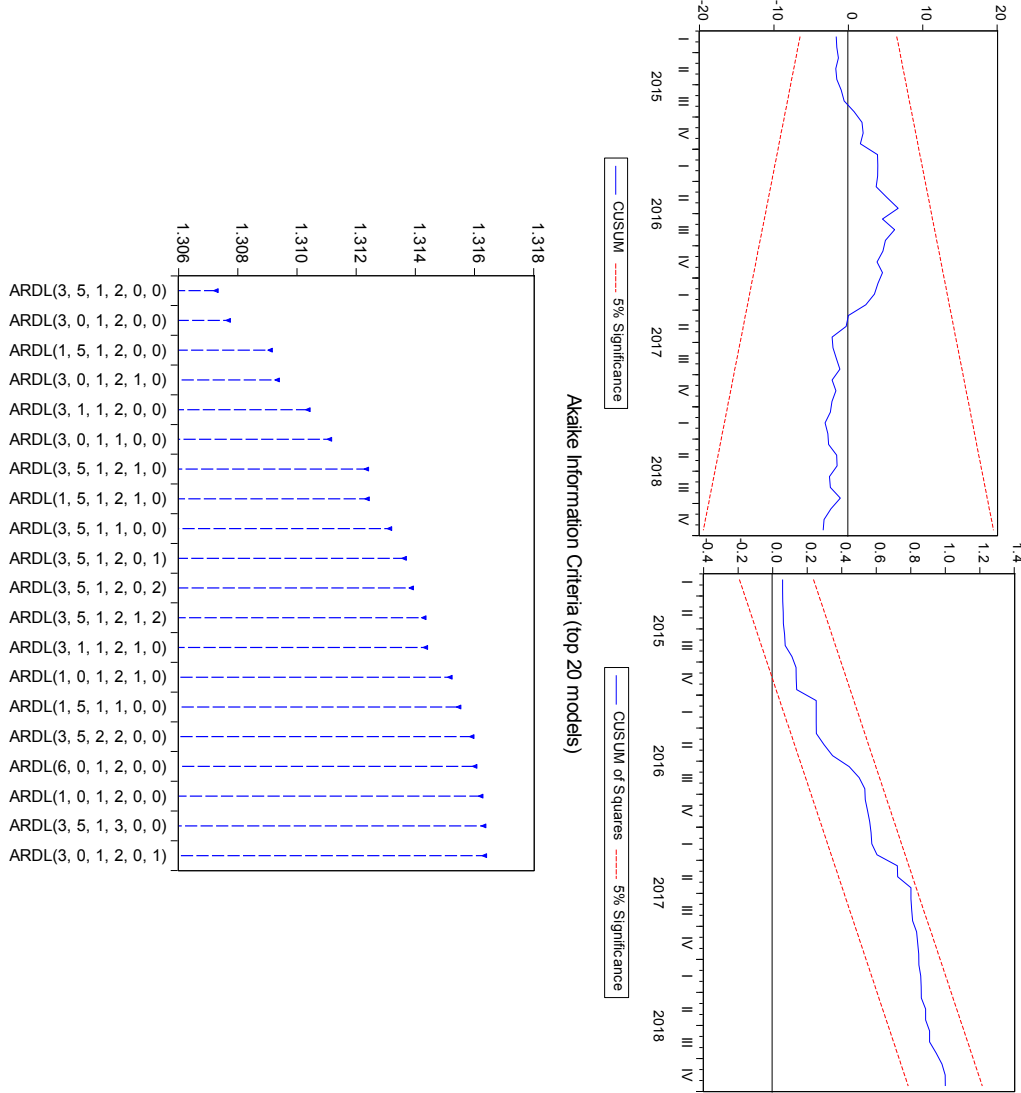


Fonte: Saída do Eviews



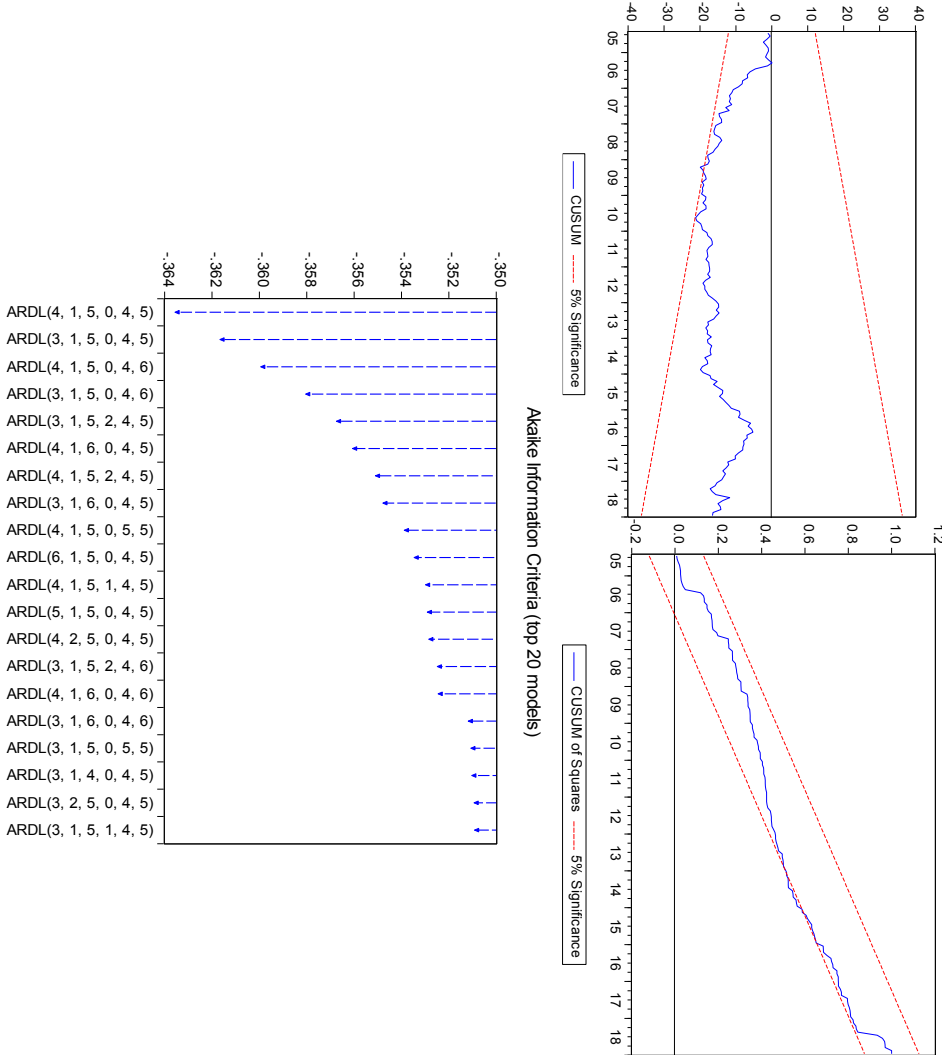
Fonte: Saída do Eviews

Figura 7A- Modelo 6 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models



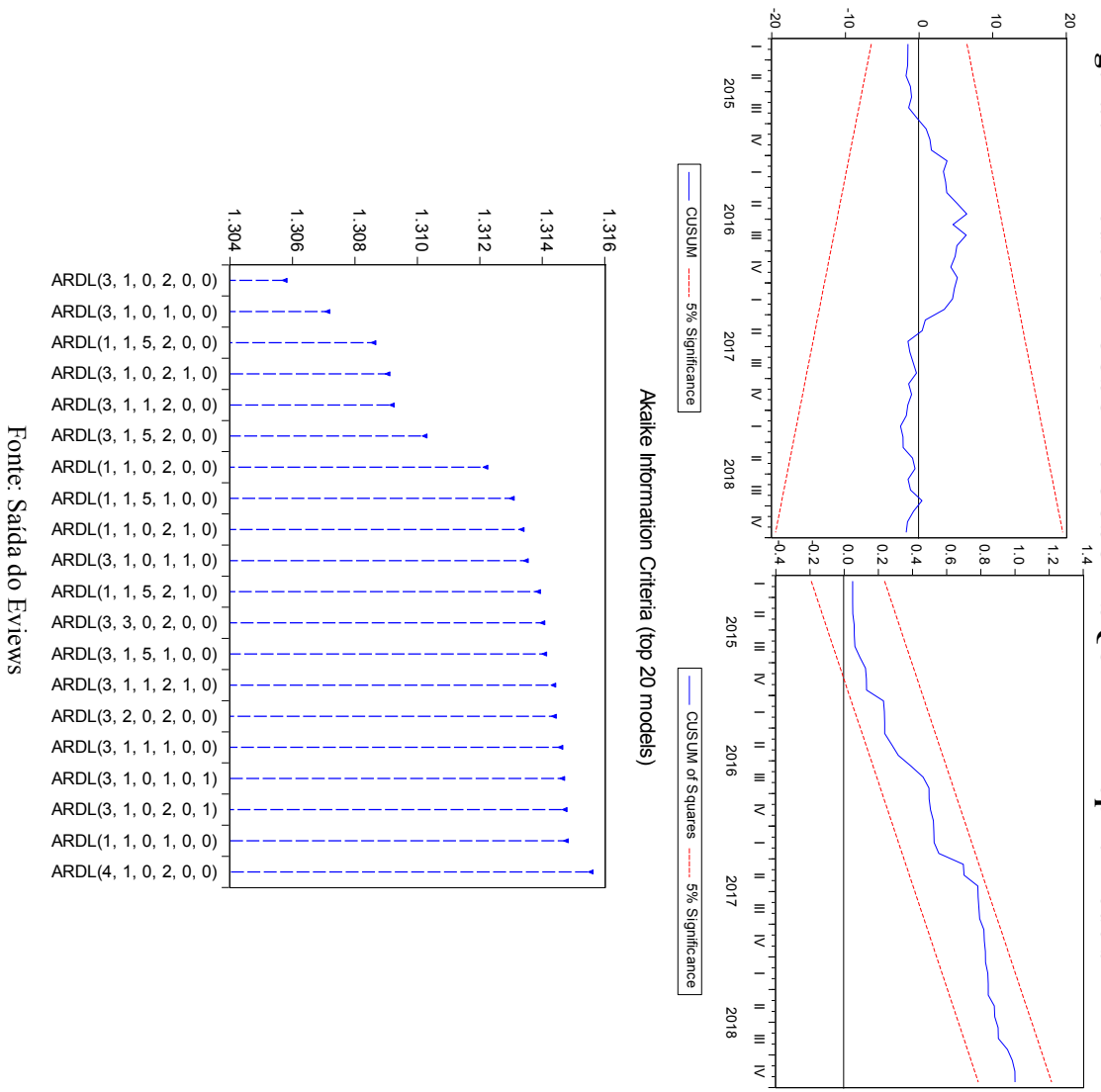
Fonte: Saída do Eviews

Figura 8A - Modelo 7 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models



Fonte: Saída do Eviews

Figura 9A- Modelo 8 - CUSUM e CUSUM SQUARE - Top 20 Models



Fonte: Saída do Eviews