

Uma análise do repasse incompleto dos preços de bens intermediários importados ao IPCA: uma aplicação com vetores autorregressivos**An analysis of the incomplete transfer of prices of intermediate goods imported to the IPCA: an application with autoregressive vectors**

Recebimento dos originais: 01/10/2018

Aceitação para publicação: 29/10/2018

Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins

Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba e

Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco

Instituição: Universidade Federal de Pernambuco

Endereço: Av. Prof. Moraes Rego, 1235 – Cidade Universitária, Recife – PE, Brasil

E-mail: julyanlink@hotmail.com

RESUMO

O artigo pretende analisar a relação entre o índice de preços de bens intermediários importados e o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) no Brasil, durante um período de 10 anos (2005-2015). Para verificar essa relação, utilizou-se o modelo teórico proposto por Campa e Goldberg (2005) e a estimação foi feita mediante uso de vetores autorregressivos (VAR). Na abordagem aqui utilizada, primeiro é verificado o efeito do câmbio nominal sobre os preços de bens intermediários manufaturados importados. Em seguida, é verificado o efeito dos preços dos bens intermediários manufaturados importados sobre os preços ao consumidor. Os resultados encontrados sugerem que embora a desvalorização cambial, existente no período, tenha pressionado positivamente o IPCA, os preços de insumo importados suavizaram essa pressão do câmbio nos preços ao consumidor.

Palavras Chave: *Pass-Through*, Câmbio, Preços.

ABSTRACT

The article aims to analyze the relationship between the rate of intermediate goods prices and imported price index broad consumer (IPCA) during 10 years (2005-2015). To verify this relationship, we used the theoretical model proposed by Campa and Goldberg (2005) and the estimation was made by using autoregressive vectors (VAR). In the approach used here, it is first checked the exchange rate effect on prices of manufactured intermediate goods imported. It is then checked the effect of the prices of manufactured intermediate goods imported on consumer prices. The results suggest that although the devaluation, existing in the period, has positively pressured the IPCA, input prices imported smoothed this exchange pressure on consumer prices.

Keywords: *Pass-Through*, Exchange, Prices.

1 INTRODUÇÃO

Teoricamente, em uma economia aberta, a depreciação da moeda nacional geraria um efeito de elevação do nível de preços internos da economia. O mecanismo que permite que mudanças no câmbio afetem o nível de preços internos é definido de *pass-through* cambial, que nada mais é do que um conceito de elasticidade do nível de preços internos à mudanças cambiais (Campa e Goldberg, 2005).

No entanto, segundo Engel (1999), evidências empíricas tem demonstrado que esse repasse não é perfeito e frequentemente apresenta retardo temporal. Assim, o nível de preços internos responderia menos que proporcionalmente a choques no câmbio, de modo que o efeito da depreciação cambial sobre os preços poderia ser, em muitas situações, menor do que se espera em teoria devido a fatores como poder de mercado, por parte das firmas, e interações estratégicas entre empresas ao longo das cadeias produtivas (Parsley and Wei, 2001; Campa e Goldberg, 2006).

Neste sentido, o objetivo do presente trabalho é evidenciar a dinâmica do repasse do índice de preços de bens intermediários manufaturados importados ao índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) no Brasil, no período compreendido entre 2005 e 2015. Para isso, utilizou-se o modelo teórico proposto por Campa e Goldberg (2005), de dois modelos de vetores autorregressivos¹, funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão dos modelos estimados. A análise é feita em duas etapas: Primeiro é verificado o efeito do câmbio sobre os preços de bens intermediários manufaturados importados, verificando, assim, a magnitude do repasse cambial do exportador ao importador manufatureiro. Em seguida, é verificado o efeito dos preços dos bens intermediários importados sobre os preços ao consumidor, verificando, assim, o repasse cambial aos preços internos ao longo de toda a cadeia produtiva brasileira.

A justificativa para o trabalho é que conhecer a forma como os preços internos reagem a choque cambiais é muito importante, principalmente em um país com sistema de metas de inflação, onde é fundamental que a autoridade monetária tome medidas eficientes no intuito de obter uma inflação dentro da meta. Entender o efeito de choques cambiais sobre estes dois preços internos pode ser de muita valia para a elaboração de uma política monetária mais eficiente, permitindo obter uma previsão de comportamento do nível preços internopara possíveis mudanças do nível de câmbio no futuro, o que é importante tanto para formuladores de políticas quanto empresários entender a dinâmica de preços ao consumidor no Brasil.

¹A análise será válida apenas para a taxa de câmbio do real frente ao dólar. O dólar foi considerado, neste caso, a “moeda veículo” para precificação da importação no Brasil, o que é respaldado pelo fato de que cerca de 85% do valor total das importações do país, de 2007 a 2011, utilizaram o dólar como referência (Reiss, 2015).

Além disso, diferentemente dos trabalhos que já foram feitos para o Brasil sobre a temática², que focam o fenômeno em preços livres e administrados, grandes setores da economia, diferenças do repasse cambial entre diferentes índices de preços, etc., o presente trabalho inova na literatura nacional por verificar o choque cambial em dois passos: primeiro, como mudanças cambiais afetam os preços de bens intermediários importados e, segundo, como os preços desses insumos intermediários importados afetam os preços ao consumidor³. Além disso, o artigo parte de modelo teórico que estabelece que o repasse cambial ao nível de preços internos dependerá de características microeconômicas e macroeconômicas tanto da economia exportadora quanto da economia importadora.

O artigo apresenta mais quatro seções. A próxima apresenta uma breve revisão da literatura internacional e nacional sobre a temática. A seguinte apresenta o modelo teórico, a estratégia empírica e o banco de dados utilizados. A quarta apresenta os resultados encontrados e por fim, temos as considerações finais.

2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA SOBRE REPASSES CAMBIAIS INCOMPLETOS

Os primeiros a tentar entender teoricamente os mecanismos do repasse incompleto dos choques cambiais ao nível de preços internos foram Dornbusch (1985), Krugman (1986) e Feenstra (1989). Para esses autores, modelos de concorrência perfeita não são o melhor caminho para explicar tal fenômeno, sendo necessário a incorporação de uma modelagem de concorrência monopolística e discriminação de preços ou de modelos oligopolísticos com interação entre firmas.

Segundo esses autores, o que explica a possibilidade de rigidez de preços, depois de choques cambiais, é o ajustamento do choque através da diminuição do *markup* da firma exportadora. Assim, um dos motivos para que o repasse cambial não seja perfeito é que estas empresas podem diminuir ou aumentar suas margens de lucro de modo a compensar o efeito da variação cambial e manter inalterado o seu *marketshare*, principalmente se acreditam que o choque é passageiro. Firmas exportadoras com grande poder de mercado, poderiam facilmente acomodar o impacto cambial em seu *markup* de modo a estrategicamente impedir a entrada de concorrentes. Por outro lado, firmas com lucro marginal pequeno, teriam dificuldades em realizar essa acomodação, ou seja, diminuir seu lucro marginal, e o repasse cambial aos preços seria mais forte. Como o nível do *markup* seria específico para cada tipo de setor, segundo suas características próprias, a magnitude da acomodação do choque dependeria da inclinação da curva de demanda enfrentada pelas firmas.

²Como podemos verificar nos trabalhos de Kannebley Junior (2000), Pereira e Carvalho (2000), Carneiro, Monteiro e Wu (2002), Belaisch (2003), Souza e Alves (2011) e Couto e Fraga (2014).

³ Nesta análise a transmissão da variação cambial ocorre em dois estágios. Primeiro, movimentos da taxa de câmbio são transmitidos aos preços dos produtos importados. Segundo, mudanças nos preços dos importados são transmitidas para os preços ao consumidor.

Curvas muito elásticas devem reduzir muito o *markup* da firma exportadora no evento da moeda do importador depreciar. Assim, choques no câmbio responderiam menos no repasse no nível de preços, o que não afetaria em grande medida a quantidade comercializada do bem.

Muitos trabalhos tentaram confrontar essa teoria com dados do mundo real e os resultados, de forma geral, tem mostrado que o modelo de ajustamento de preços via *markup* é muito eficiente em entender o fenômeno da imperfeição do *pass-through* ao nível de preços internos⁴. No Brasil, a verificação empírica da imperfeição do *pass-through* cambial já foi exposto em diferentes abordagens por diferentes autores. Em todos eles, verifica-se, em maior ou menor grau, o repasse imperfeito ao nível de preços oriundos de choques cambiais. No entanto, em todos eles, também não se analisa o repasse cambial aos preços de varejo via preços de insumos importados, desconsiderando da análise a possibilidade de amortecimento dos choques por parte das firmas ao longo de toda a cadeia produtiva.

Enquanto Kannebley Junior (2000) analisa o *pass-through* cambial para as exportações brasileiras em diferentes setores, Carvalho e Pereira analisam o efeito da depreciação cambial na estrutura de custos nos principais setores do país e foca o trabalho em entender a sensibilidade da estrutura de custo setoriais diante de variação cambial considerando o *markup* setorial estável. Por outro lado, Carneiro, Monteiro e Wu (2002) focam-se na questão da linearidade ou não linearidade do repasse cambial aos preços internos do Brasil, em preços de produtos industrializados, serviços e alimentos. Belaisch (2003), por sua vez, utiliza-se do IPCA, IGP-DI e do IPA para análise do *pass-through* em preços livres e administrados. Outros trabalhos interessantes são feitos por Souza e Alves (2010) e Couto e Fraga (2014) que verificam a elasticidade do *pass-through* cambial entre diferentes índices de preços.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 MODELO TEÓRICO

O modelo aqui apresentado foi apresentado por Campa e Goldberg (2005). Os autores partem do modelo de oligopólio de Cournot de Dornbusch (1987), que relaciona preços e taxa de câmbio nominal, em que os preços de bens importados, serão menos sensíveis a variações cambiais quanto maior for o número de firmas que o país exportador enfrenta; e quanto maior o grau de concorrência, menor poder de mercado da firma exportadora, menor será o grau de *pass-through*. A hipótese fundamental desse modelo é a de que o comportamento de fixação de preços entre os setores exportadores é diferente, mas é igual entre as firmas dentro de cada setor, e isso traz

⁴Destacam-se os trabalhos de Bettendorf e Verboven (2000), Goldberg e Verboven (2001), Hasting (2004), Hellersteins (2005), Campa e Goldberg (2006), Villas-Boas (2007), Goldberg e, Nakamura (2008), Hellerstein e Villas-Boas (2010), Nakamura e Zerom (2010), Bonnet *et al.* (2013), Auer e Schoelen (2016), entre outros.

consequências na heterogeneidade da resposta dos preços a choques cambiais. Além disso, o modelo assume que os preços dos bens transacionados entre os países são estabelecidos na moeda do exportador, situação conhecida como *Producer Currency Pricing*(PCP).

O modelo parte da Lei do Preço Único e da manutenção da igualdade exposta na equação 1:

$$P_t^I = \alpha E_t P_t^E, \quad \alpha = 1 \quad (1)$$

Ou seja, o nível de preços internos (P_t^I) depende do produto da taxa de câmbio nominal (E_t) com o nível de preços externo (P_t^E). No entanto, como mostrado anteriormente, isso é algo que não se verifica empiricamente de forma perfeita, de modo que na verdade, encontramos:

$$P_t^I = \alpha E_t P_t^E, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

Para o entendimento desse repasse imperfeito, admita um determinado setor exportador do país A , que exporta para o país B . Neste país exportador, em cada setor, n firmas concorrem entre si. Supondo competição oligopolista no mercado para exportar para o país doméstico, chega-se que o preço difere do custo marginal pelo grau de *markup* das firmas. A partir desses dois componentes, será deduzido o coeficiente de *pass-through*. No modelo, o *markup* é endógeno às particularidades de cada firma e das condições macroeconômicas. Em relação ao custo marginal, sua dependência está relacionada a condições de demanda e ao custo de insumos.

No país exportador, o nível de preços do setor j , no tempo t , dependerá da inclinação da curva de demanda e da sua estrutura de custos, determinado pela sua função de produção. De modo que ao reescrever isto em termos do país importador, temos a equação 3:

$$P_t^{jB} = E_t + \mu_t^j + c_t^j \quad (3)$$

Em que P_t^j é o nível de preços setorial, μ é o *markup* setorial e c o custo marginal de produção, que depende da tecnologia do setor, sendo as duas últimas variáveis expressas em logaritmo. O *markup* dependerá de características intrínsecas, e fixas no tempo, para cada setor e também depende de condições macroeconômicas, podendo ser representado pela equação 4:

$$\mu_t^{jA} = \beta_1 + \Omega E_t \quad (4)$$

Em que o parâmetro β_1 representa fatores específicos à indústria e o parâmetro Ω representa o efeito do câmbio nominal E_t sobre o *markup* da firma.

Já o custo marginal da firma exportadora é determinado pela demanda do bem do país importador e pelo preço dos insumos do país exportador. A demanda do país importador depende da renda gasta com esses bens internamente (Y). De modo que o custo marginal da firma exportadora pode ser dado pela equação 5, em que β_3 e β_4 são parâmetros associados a essas variáveis.

$$c_t^{jA} = \beta_3 Y + \beta_4 W \quad (5)$$

O modelo assume que o país exportador só produz o bem em consideração para o país importador. Por esse motivo, o custo marginal da firma exportadora dependerá da demanda interna do país importador, bem como dos custos de produção do país exportador (W), isto é, dos salários. Ao Reescrever os preços internos da economia do país importador, encontramos a equação 6

$$P_t^{j,B} = \beta_1 + \beta_2 E_t + \beta_3 Y + \beta_4 W \quad (6)$$

Que afirma que os preços de importação serão função de características microeconômicas intrínsecas à indústria exportadora, expresso por β_1 , da elasticidade do *pass-through* cambial aos preços de importação, dado por β_2 , em que $\beta_2 = (1 + \Omega)$, bem como das características macroeconômicas do país importador e da evolução dos preços de produção do país exportador, dados por Y e W , respectivamente. No extremo, se $\Omega = 0$, isso significa que $\beta_2 = 1$ e prevalece o repasse cambial completo. Por outro lado, se $\Omega = -1$, então $\beta_2 = 0$ e as firmas absorvem toda a variação cambial em seus lucros marginais.

3.2 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS

Como já foi exposto na introdução, no primeiro modelo, estaremos interessados em saber o efeito do câmbio sobre o preço de insumos manufaturados importados. Este preço de importação será função da taxa de câmbio nominal, e , do nível de atividade da economia importadora, y , e do índice de preços ao produtor mundial, que é dado por P^E . Assim, temos

$$P^{Importados} = P^{Importados}(e, y, P^E) \quad (7)$$

No segundo modelo, estaremos interessados no efeito dos preços dos insumos importados sobre os preços ao consumidor, no nosso caso representado pelo IPCA, de modo que

$$P^{IPCA} = P^{IPCA}(e, P^{Importados}) \quad (8)$$

Esta abordagem em duas etapas é comumente utilizada pelo Banco Central do Brasil (2016), e parte do pressuposto que a transmissão da variação cambial ocorre tipicamente em dois estágios. No primeiro, movimentos da taxa de câmbio são transmitidos diretamente aos preços dos insumos manufaturados importados. No segundo estágio, mudanças nos preços dos insumos importados são transmitidas, ao logo de toda a cadeia produtiva, para os preços do varejo e ao consumidor.

Dada a inter-relação temporal entre as variáveis e o objetivo de verificar as relações entre elas, os modelos apresentados serão estimados via vetores autorregressivos (VAR). Os vetores autorregressivos foram popularizados por Sims (1980) e têm sido amplamente usados no estudo de séries temporais com o objetivo de análise da inter-relação dinâmica entre séries de tempo. Assim, teremos dois modelos expressos nos sistemas de equações simultâneas, expressas em (9) e (10).

Modelo 1

$$\begin{cases} P_t^{Importados} = \alpha_{10} + \alpha_{11}e_{t-k} + \alpha_{12}y_{t-k} + \alpha_{13}P_{t-k}^E + \varepsilon_{1t} \\ e_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}P_{t-k}^{Importados} + \alpha_{22}y_{t-k} + \alpha_{23}P_{t-k}^E + \varepsilon_{2t} \\ y_t = \alpha_{30} + \alpha_{31}P_{t-k}^{Importados} + \alpha_{32}e_{t-k} + \alpha_{33}P_{t-k}^E + \varepsilon_{3t} \\ P_t^E = \alpha_{40} + \alpha_{41}e_{t-k} + \alpha_{42}y_{t-k} + \alpha_{43}P_{t-k}^{Importados} + \varepsilon_{4t} \end{cases} \quad (9)$$

Modelo 2

$$\begin{cases} P_t^{IPCA} = \alpha_{10} + \alpha_{11}e_{t-k} + \alpha_{12}P_{t-k}^{Importados} + \varepsilon_{1t} \\ e_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}P_{t-k}^{IPCA} + \alpha_{22}P_{t-k}^{Importados} + \varepsilon_{2t} \\ P_t^{Importados} = \alpha_{30} + \alpha_{31}e_{t-k} + \alpha_{32}P_{t-k}^{IPCA} + \varepsilon_{3t} \end{cases} \quad (10)$$

Em que $k = 1, 2, \dots, n$, indica a defasagem temporal das séries nos sistemas. Nos modelos acima, temos que $P_t^{Importados}$ é o nível de preços dos insumos manufaturados importados, P_t^{IPCA} é o nível de preços ao consumidor, y_t é o nível da atividade econômica do país e P_t^E é o nível de preços ao produtor do país exportador.

Segundo Enders (2008), sistemas como os apresentados acima, sugerem relações simultâneas que violam pressupostos na estimação por Mínimos Quadrados Ordinários. Mas, após um exercício algébrico, é possível transformar o sistema de equações anteriores em sistemas de equações estimáveis na forma reduzida, a partir de processo matricial; obtendo, assim, vetores autorregressivos. Se o vetor x consiste do conjunto das séries utilizadas em cada sistema, os modelos de vetores autorregressivos em sua forma padrão podem ser representado pela seguinte forma de equação estrutural:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Em que B é a matriz de coeficientes contemporâneos, Γ_0 a matriz dos termos constantes e Γ_1 a matriz dos coeficientes das variáveis defasadas. Pré-multiplicando a equação acima por B^{-1} obtemos o modelo VAR na forma padrão:

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (12)$$

$$x_t = A_0 + A_i x_{t-1} + e_t \quad (13)$$

De forma que x_t é o vetor de variáveis, A_0 o vetor de coeficientes lineares, A_i a matriz dos coeficientes angulares e o vetor de erros $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ e $Cov(e_t, e_j) = 0$.

De acordo com o Lutkepohl (2006), o processo de identificação e estimação de vetores autorregressivos consiste basicamente em avaliar a ordem de integração das variáveis; avaliar a existência de um relação de longo prazo, via testes de cointegração; identificar o número de defasagens ótimas; estimar o VAR ou, em caso afirmativo de cointegração, o VEC; realizar testes de especificação e diagnóstico de autocorrelação, heteroscedasticidade, normalidade dos resíduos, condição de estabilidade; e por fim, analisar as funções resposta a impulso e a decomposição da variância dos termos de erro.

Segundo Enders (2008), o maior problema ao se utilizar o VAR é a sua identificação e esta etapa toma um lugar central na estimação do sistema. A correta identificação consiste em tornar possível o retorno ao sistema primitivo de equações a partir do sistema padrão. Essa recuperação só será possível dada uma restrição apropriada no sistema de equações primitivas. Existem diversos métodos que fazem com que o modelo possa ser exatamente identificável. Um deles é a decomposição de Cholesky que impõe uma estrutura recursiva a matriz de relações contemporâneas e permite que o modelo seja exatamente identificado, constituído por relações lineares entre as variáveis e seus valores passados, sendo que a determinação do número ideal de defasagens é feita, em geral, com base em critérios de Informação como o de Akaike (1974), Schwarz (1978), entre outros⁵.

Por fim, em situações em que é constatada a existência de relação de longo prazo entre as séries do sistema, deve ser utilizado um vetor autorregressivo com correção de erros (VEC), que incorporará ao VAR as relações de longo prazo entre as séries. Matematicamente, o modelo VEC pode ser representado pela equação 14:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} x_{t-k+1} + \Upsilon_{k-1} x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Onde Υ é uma matriz de posto nulo, quando não há relações de cointegração, e será uma matriz de posto completo, quando existirem relações de longo prazo entre as variáveis.

3.3 AS VARIÁVEIS SELECIONADAS

⁵Segundo Enders (2008), um número alto de defasagens reduz o poder dos testes de inferência, enquanto que um número baixo de defasagens não captura adequadamente o processo de erro e, portanto, o desvio padrão associado aos parâmetros estimados. Para resolver esse impasse, propõe-se que a decisão do número de defasagens deva ser feita com cautela. Primeiro, deve-se utilizar os vários critérios de informação. Segundo, deve-se fazer uma checagem das defasagens, da maior para a menor, de modo a testar a estabilidade do sistema, normalidade dos resíduos, autocorrelação e heteroscedasticidade, encontrando, assim, o modelo mais adequado.

Brazilian Applied Science Review

Foram utilizados dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA), do Fundo Monetário Internacional (FMI) e da Confederação Nacional da Indústria (CNI), cujos detalhes das séries estão expressos no Quadro 1.

Quadro 1. Variáveis utilizadas nos modelo apresentados.

Variáveis (índices de preço)	Detalhes do setor
Câmbio	Taxa de câmbio nominal mensal médio, definido como preço da moeda estrangeira Dólar americano em unidades da moeda Real (R\$/US\$), disponibilizada no site do Ipeadata.
Produto	Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-Br).
Preços de Bens Intermediários Importados	Índice de preços de insumos intermediários importados obtido da Confederação Nacional da Indústria.
Preços ao consumidor	Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) obtido do IBGE.
Preço ao Produtor Externo	Índice de preços ao produtor externo, disponibilizado no Fundo Monetário Internacional.

Fonte: Elaboração Própria

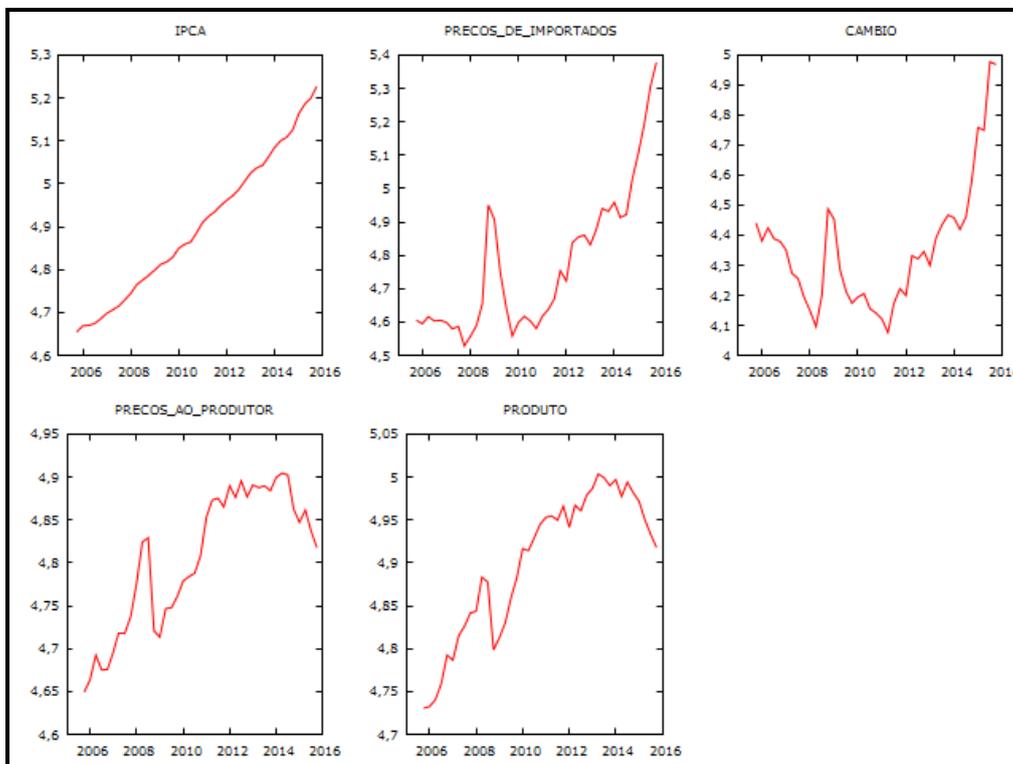
O índice de preços dos bens intermediários manufaturados importados foi obtido da Confederação Nacional da Indústria. O índice faz parte do Indicador Geral de Custos Industriais e é baseado na estrutura de custos da indústria de transformação brasileira, disponibilizada pela Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE, mais especificamente na seção “Estrutura dos custos e despesas” das empresas industriais com 30 ou mais pessoas ocupadas. O índice é estimado com base nos índices de preços das importações, da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), e é obtido por meio da desagregação dos índices de cada setor de atividade da indústria de transformação, ponderados pela participação do setor no valor importado em produtos da indústria de transformação. Para chegar à evolução dos preços em reais, o índice resultante é multiplicado pela taxa de câmbio (R\$/US\$).

Por outro lado, a escolha do IPCA como o índice de preço ao consumidor se dá pelo fato de que, segundo o IBGE, o indicador tem a vantagem de medir a inflação de um conjunto de produtos, nacionais e importados, comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias, cujo rendimento varia entre 1 e 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos. Esta

faixa de renda foi criada com o objetivo de garantir uma cobertura de 90% das famílias pertencentes às áreas urbanas de cobertura do Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor - SNIPC. Os preços obtidos são os efetivamente cobrados ao consumidor, para pagamento à vista e a pesquisa é realizada em estabelecimentos comerciais das nove maiores regiões metropolitanas do Brasil mais a região metropolitana de Vitória (Espírito Santo) e Campo Grande (Mato Grosso do Sul).

Todas as variáveis incluídas neste trabalho têm periodicidade trimestral que vai de dezembro de 2005 a dezembro de 2016, totalizando 41 observações. O motivo para tal janela e intervalo de tempo se dá pelo fato da disponibilidade comum das variáveis. Além disso, todas as séries podem ser vistas graficamente na Figura 1, bem como suas estatísticas descritivas na Tabela 1.

Figura 1. Trajetórias das séries IPCA, preços de insumos importados, câmbio, preços ao produtor externo e produto (2005:4-2015:4).



Fonte: Elaboração própria

Tabela 1. Estatísticas descritivas das séries utilizadas nos modelos (2005:4-2016:4).

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo	JB*
IPCA	4,9024	0,1688	0,2339	-1,1002	4,6547	5,2269	0,1269
Preços de Insumos Importados	4,7722	0,2150	1,0641	0,4584	4,5283	5,3776	0,0010
Câmbio	4,3563	0,2122	1,3143	1,6522	4,0762	4,9773	0,0060
Produto	4,8997	0,0935	-0,5968	-0,9153	4,7307	5,00350	0,0036
Preço ao Produtor Externo	4,8046	0,0799	-0,4121	1,2177	4,6493	4,9044	0,0062

JB* denota o p -valor do teste de normalidade de Jarque-Bera, cuja hipótese nula é a de que a série apresenta distribuição normal. Fonte: Elaboração própria

4 RESULTADOS

Verificaremos, em um primeiro momento, a dinâmica do câmbio nominal com o índice de preços de bens intermediários importados; e, em um segundo momento, verificaremos a dinâmica do índice de preços de bens intermediários importados com o IPCA. Ambas as análises, compreendem o período entre dezembro de 2005 e dezembro de 2015.

Vemos na Tabela 2, algumas correlações entre as séries em nível e em primeira diferença. Para as séries em nível, vemos em um primeiro momento, que o índice de preços de insumos importados apresenta uma correlação positiva com o câmbio, com os preços ao produtor externo e com o produto, sendo a correlação com o câmbio a mais elevada, próximo de 0,9. Por outro lado, quando vemos essas correlações com as séries em primeira diferenças, ou seja, taxa de crescimento, dado que as séries estão em logaritmo, vemos que o preços dos insumos importados mantêm uma correlação positiva e alta com o câmbio, mas passa a ter uma correlação negativa com os preços ao produto externo e com o produto.

Por outro lado, na mesma Tabela 2, vemos que, quando analisados em nível, o IPCA apresenta uma correlação positiva como os preços de insumos intermediários importados e com o câmbio, sendo a correlação com os preços de importados muito elevada, próximo de 0,85. Quando analisamos as correlações com estas séries em primeira diferença, a magnitude das correlações cai drasticamente, embora mantenha o sinal antes apresentado.

Os resultados das correlações apresentados mostram que, no período de análise, o preço de insumos importados e o câmbio movem-se juntos, tanto em nível, quanto em taxas de crescimento, e, em ambas as análises, a força dessa correlação é bastante elevada. Por outro lado, os resultados também mostram que o IPCA e o preço de insumos importados e o câmbio também movem-se juntos, tanto em nível, quanto em taxas de crescimento, embora no caso de primeira diferença, a

força dessa correlação cai muito, mas ainda mantêm-se positiva. No entanto, tais correlações não permitem inferências causais entre o câmbio e esses preços internos, uma vez que pode existir outros fatores que também explicam a evolução dos preços ao consumidor e dos preços de insumos importados que também podem estar correlacionados com o câmbio.

Tabela 2. Correlação dos índices de preços internos com as outras séries (2005:4-2015:4).

Séries em nível	
Variáveis	Preços de Insumos Importados
Câmbio	0,8769
Preços ao produtor externo	0,4863
Produto	0,4803
Variáveis	IPCA
Câmbio	0,5752
Preços de Insumos Importados	0,8455
Séries em primeira diferença	
Variáveis	Preços de Insumos Importados
Câmbio	0,8397
Preços ao produtor externo	-0,6471
Produto	-0,5825
Variáveis	IPCA
Câmbio	0,1012
Preços de Insumos Importados	0,1747

Fonte: Elaboração própria

Ao se trabalhar com séries temporais, é necessário verificar a estacionariedade das mesmas, isto é, observar a existência ou não de raiz unitária nas séries de modo a não incorrer em regressões espúrias⁶. Para verificar se as séries são estacionárias, foi empregado o teste KPSS⁷ que parte da hipótese nula de que a série é estacionária. Na Tabela 3, vemos os resultados para a presença de raiz unitária para todas as séries em nível. Na Tabela 4, por sua vez, vemos o teste da raiz unitária para

⁶Segundo Nelson e Plosser (1982) e Alencar (1998) testar a presença ou não de raiz unitária assume grande relevância em termos de análise econômica, pois, a maioria das séries econômicas possui raiz unitária, e isso tem implicações importantes sobre a teoria dos ciclos econômicos. Assim, se a hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofre gerariam na mesma um efeito permanente e as flutuações não seriam transitórias, derrubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência.

⁷ Como contraponto ao teste KPSS, também foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), que partem da hipótese nula que a série apresenta raiz unitária. Embora não reportados em tabela, os resultados foram semelhantes ao teste KPSS quanto a não estacionariedade das séries em nível e a estacionariedade das séries em primeira diferença.

todas as séries em primeira diferença⁸. E como percebemos pelos resultados da Tabela 3, as variáveis não são estacionárias em nível, ao nível de significância de 5%. Quando aplicamos primeira diferença nas séries, elas passam a ser todas estacionárias, como é exposto na Tabela 4.

Tabela 4. Testes KPSS de raiz unitária para as séries em nível e primeira diferença (2005:4-2016:4)

Séries em nível		
Variável	Estatística	Valor crítico a 5%
IPCA	0,3404	-3,5266
Preços de Insumos Importados	-1,2832	-3,5266
Câmbio	-0,1337	-3,5266
Produto	-0,5419	-3,5266
Preço ao Produtor Externo	-1,2561	-3,5266
Séries em primeira diferença		
Variável	Estatística	Valor crítico a 5%
IPCA	-5,9855	-3,5297
Preços de Insumos Importados	-4,6375	-3,5297
Câmbio	-6,6824	-3,5297
Produto	-6,1947	-3,5297
Preço ao Produtor Externo	-6,1947	-3,5297

Fonte: Elaboração própria

Uma vez que temos todas as séries não estacionária em nível, mas estacionárias em primeira diferença, ou seja, todas integradas de mesma ordem 1, o presente trabalho testará a existência de uma relação de cointegração entre as séries⁹. Assim, o próximo passo é realizar o teste de cointegração proposto por Johansen e Juselius (1990), para verificação de cointegração entre as séries. A verificação consiste da análise conjunta de dois testes estatísticos: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. O teste do traço considera a hipótese nula de que há determinado número x de vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há $y > x$ vetores de cointegração. Já o teste do autovalor máximo, também chamado de razão de verossimilhança, tem como hipótese nula a existência de x vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que há $x + 1$ vetores de cointegração.

Mas, antes de partir para a estimação do modelo, é necessário especificar o número de defasagens ótimas dos sistemas, de modo a eliminar problemas de autocorrelação serial, uma vez

⁸ Todos os testes de raiz unitária foram realizados com o intercepto e tendência. No entanto, também testou-se apenas com tendência e os resultados foram qualitativamente semelhantes à primeira forma funcional.

⁹Ver Engle e Granger (1991) e Campbell e Perron (1991).

que o teste de cointegração de Johansen e Juselius é baseado em modelagem de vetores autorregressivo. O trabalho parte de estatísticas que indicam as melhores defasagens pelos critérios de razão de verossimilhança (LR), erro de predição final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HC). Partindo desses resultados, os modelos foram estimados da maior defasagem indicada à menor defasagem indicada pelos critérios, de modo a, por experimentação, encontrar o modelo com os melhores resultados quanto a estabilidade do sistema¹⁰, autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos¹¹.

4.1 RESULTADOS DO MODELO 1

Para o modelo 1, com as variáveis em nível, a melhor defasagem foi a de ordem 2, de modo que essa defasagem apresentava os testes de diagnóstico com os melhores resultados. Assim, tal defasagem foi utilizada para realização do teste de cointegração como pode ser visto na Tabela 5. Pelos resultados, o teste do traço indica a existência de ao menos 1 vetor de cointegração, enquanto que o teste do autovalor indica a existência de nenhum vetor de integração¹². Uma vez constatada a diferença de resultados no teste¹³, testamos o modelo VEC para 1, 2 e 3 vetores de cointegração, mas os resultados encontrados não foram bons, dado que o sistema não apresentava estabilidade, apresentando raízes fora do círculo unitário¹⁴.

¹⁰O teste de estabilidade permite analisar se todas as raízes são, em módulo, menores que um, ou seja, se estão dentro do círculo unitário.

¹¹Ao se trabalhar com vetores autorregressivos na forma reduzida é recomendado ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade, de modo que as variáveis com maior poder de causalidade no sentido preditivo devem ser inseridas no início da sequência e as variáveis com menor poder de causalidade no sentido preditivo no final da sequência. Assim, com o objetivo de ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade, foi utilizado neste trabalho o teste causalidade de Granger e o teste de exogeneidade em bloco para definição da melhor ordenação das variáveis em cada um dos 02 sistemas. No primeiro modelo a ordem foi preços ao produtor externo, câmbio, preços de importados e produto. No segundo modelo, seguiu câmbio, preço de importados e IPCA.

¹²O teste do traço rejeitou apenas a hipótese nula de que há nenhum vetor de cointegração a 5%. O teste do autovalor, por outro lado, não rejeita nenhuma das hipóteses nulas, indicando que não há nenhum vetor de cointegração a 5%.

¹³Um aspecto relevante é o fato de que os valores dos autovalores em todos os testes de cointegração encontram-se todos dentro do círculo unitário. De acordo com Johansen (1995), isto indica que o tipo de não estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removida através da aplicação do operador de diferenças. Assim, as presentes variáveis são diferenças estacionárias, fato que corrobora os testes de raiz unitária das séries que aqui já foram expostos.

¹⁴Os resultados dos modelos VEC estimados não foram reportados em tabelas. Caso o leitor tenha interesse em verificá-los poderá solicitar via email.

Tabela 5. Resultado dos Testes de cointegração de Johansen para os modelos utilizados no trabalho (2005:4-2016:4).

Hipótese	Teste do traço			Teste do autovalor máximo	
	Autovalor	Estatística	Valor crítico 5%	Estatística	Valor crítico 5%
Modelo 1					
Nenhum	0,4769	51,69	47,85	24,62	27,58
Ao menos 1	0,3939	27,06	29,79	19,02	21,13
Ao menos 2	0,1845	8,03	15,49	7,75	14,26
Ao menos 3	0,0074	0,28	3,84	0,28	3,84
Modelo 2					
Nenhum	0,4193	32,53	29,79	20,11	21,13
Ao menos 1	0,2718	12,42	15,49	11,73	14,26
Ao menos 2	0,0156	0,68	3,84	0,68	3,84

Fonte: Elaboração própria

Descartada a possibilidade de uso do VEC, o modelo foi estimado sem correção de erros e com variáveis em primeira diferença, ou seja, estacionárias. Novamente, verificamos por meios dos critérios de informação e, experimentação, a defasagem ideal para o sistema em primeira diferença. Encontramos que o modelo com defasagem de ordem 1 é o que apresentava os melhores resultados.

O modelo 1, que relaciona preços de insumos importados, câmbio, preços ao produtor externo e nível de atividade econômica do país, foi estimado com as séries em primeira diferenças, ou seja, estacionárias, cujo os resultados estão expressos na Tabela 6. Os resultados para a estabilidade do sistema, normalidade dos resíduos, ausência de autocorrelação serial¹⁵ e heterocedasticidade estão expressos, respectivamente, na Figura 2, Tabela 7, 8 e 9. Como pode ser visto, todos os teste de diagnóstico apresentaram resultados satisfatórios ao modelo estimado.

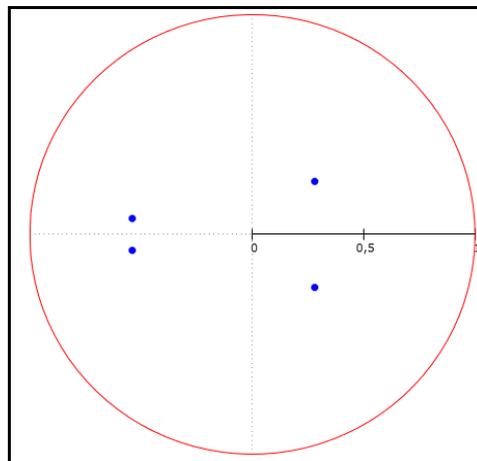
¹⁵ Foram reportados na Tabela apenas 3 defasagens, mas os resultados mantêm-se para mais defasagens.

Tabela 6. Estimativas do Modelo 1 (2005:4-2015:4) com as séries estacionárias.

	d(Importados)	d(Preço Externo)	d(Câmbio)	d(Produto)
d(Importados(-1))	-0,1142 (0,2693)	0,0763 (0,1106)	0,2558 (0,3722)	-0,0934 (0,0804)
d(Preço Externo (-1))	2,1957*** (0,5876)	-0,3205 (0,2413)	1,4193* (0,8122)	-0,2881* (0,1754)
d(Câmbio (-1))	0,7660*** (0,2498)	-0,1850* (0,1026)	0,1773 (0,3453)	-0,1422 (0,0745)
d(Produto (-1))	-0,6389 (0,2498)	0,3246 (0,2479)	-0,9188 (0,8344)	-0,2686 (0,0035)
C	0,0043 (0,0117)	0,0049 (0,0048)	0,0059 (0,0162)	0,0111*** (0,0035)
R-squared	0,3711	0,1848	0,1394	0,3385
F-statistics	5,0162	1,9270	1,3773	4,3510

*denota significativo a 10%, ** a 5% e *** a 1%.Fonte: Elaboração própria

Figura 2. Raízes da inversa do VAR do modelo 1 em relação ao círculo unitário.



Fonte: Elaboração própria

Tabela 7. Teste de normalidade dos resíduos dos Modelos.

	Modelo 1		Modelo 2	
	Estatísticas	<i>p</i> -valor	Estatísticas	<i>p</i> -valor
Assimetria	3,36	0,4984	4,2392	0,2368
Curtose	5,34	0,2537	3,2762	0,3510
Jarque-Bera	8,71	0,3672	7,5154	0,2758

H_0 : Resíduos normalmente distribuídos

Fonte: Elaboração própria

Tabela 8. Teste de autocorrelação dos resíduos dos modelos (Breusch-Godfrey).

Modelos	<i>d</i> =1		<i>d</i> =2		<i>d</i> =3	
	Estat-LM	<i>p</i> -valor	Estat-LM	<i>p</i> -valor	Estat-LM	<i>p</i> -valor
Modelo 1	16,58	0,41	18,18	0,31	19,61	0,23
Modelo 2	15,85	0,06	15,00	0,09	6,70	0,66

H_0 : ausência de autocorrelação na defasagem *d*

Fonte: Elaboração própria

Tabela 9. Teste de heterocedasticidade dos resíduos dos modelos (White).

Modelo	Estatística	<i>p</i> -valor
Modelo 1	72,99	0,69
Modelo 2	97,84	0,02

H_0 : presença de homocedasticidade

Fonte: Elaboração própria

No entanto, é interessante também verificar a decomposição da variação dos preços de bens importados, em relação a variação do câmbio, ao longo dos trimestres; e, também, verificar se esse repasse é rápido ou apresenta retardo temporal, analisando a rapidez de ajuste dos preços dos bens importados a mudanças cambiais.

Segundo Margarido *et al.* (2004), uma maneira de caracterizar o inter-relacionamento dinâmico entre as variáveis do modelo VAR é através da decomposição da variância dos erros de previsão para *k* períodos à frente, distribuindo esses erros de previsão para cada uma das variáveis em componentes que podem ser atribuídos a cada uma das variáveis de saída do sistema¹⁶. Isso

¹⁶ Em outras palavras, a decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis

permite ver o comportamento dinâmico de determinada variável a choques inesperados de qualquer outra variável no sistema, através da visualização gráfica da função de resposta de impulso.

No entanto, para fazer isso, é necessário efetuar alguns ajustes em relação à matriz de variância-covariância dos resíduos. O procedimento mais utilizado para diagonalizar essa matriz consiste em efetuar a decomposição de Cholesky, que torna possível verificar o efeito, período a período, que um choque unitário de um desvio-padrão, em só uma das variáveis do modelo, tem sobre todas as demais variáveis do mesmo. No entanto, apesar da ortogonalização dos erros pela decomposição de Cholesky resultar em uma matriz de variância-covariância que não apresenta correlação serial entre os termos de erro, ainda assim, é um método arbitrário, pois o VAR fica sensível a mudanças na ordem de entrada das variáveis nas equações do sistema, o que pode levar a mudanças relevantes no comportamento da função de impulso resposta (Margarido et al., 2004). Por esse motivo, a ordenação das variáveis no VAR, quando não é estabelecida mediante modelo econômico teórico, deve seguir a ordem de entrada das variáveis mais exógenas para as menos exógenas, o que foi feito no presente trabalho.

Sendo assim, seguiremos o procedimento de análise dos resultados partindo para os resultados da decomposição da variância do termo de erro de previsão e da função de resposta de impulso do primeiro modelo, com nossa variáveis de interesse. Na Tabela 10, temos a separação da variância do erro de previsão da variação dos preços de insumos importados em componentes que podem ser atribuídos às demais variáveis do sistema. Assim, temos, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre a variação do câmbio tem sobre a variação dos preço de bens importados, ao longo de algum horizonte de tempo, no nosso caso trimestres. Neste trabalho, admitiremos que um choque não antecipado sobre as variáveis perdura por no máximo 10 trimestres, tempo razoavelmente longo que permite a flexibilização dos preços internos¹⁷.

Como já foi exposto, a decomposição das flutuações dos preços de insumos importados foi realizada mediante a decomposição histórica da variância dos erros de previsão do modelo, expressos na Tabela 10. Nesta Tabela, vemos que no primeiro trimestre, cerca de 42% da variância do erro de previsão é dada pela variação do câmbio. O que se percebe também é que esse valor se eleva para cerca de 60% no segundo trimestre e se estabiliza na casa dos 57% a partir de então. Assim, os resultados da Tabela 10 sugerem que as mudanças cambiais representam a maior parte das mudanças dos preços dos insumos importados, tanto no curto quanto no longo prazo.

isoladamente, apresentando em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema (Margarido *et al.*, 2004).

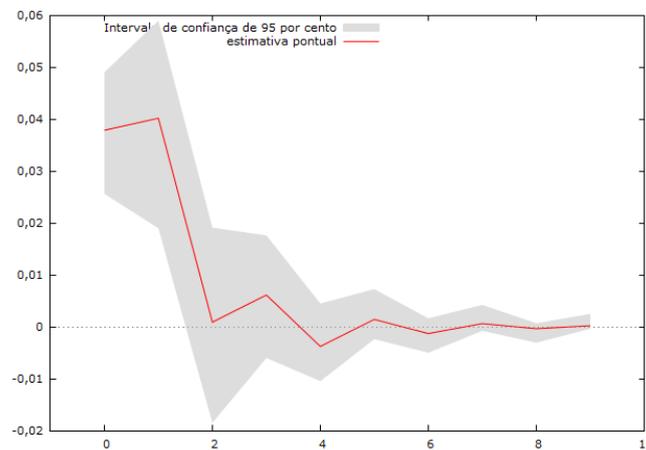
¹⁷O Banco Central do Brasil estima que o repasse cambial aos preços de bens importados no Brasil é muito rápido e acontece cerca de 01 mês depois de uma mudança cambial. Para os preços ao consumidor, por outro lado, admite-se que esse tempo seja um pouco mais longo (BACEN, 2016).

Tabela 10. Decomposição da variância de $d(\text{Importados})$ do modelo 1.

Período	$d(\text{Importados})$	$d(\text{Câmbio})$	$d(\text{Preço Externo})$	$d(\text{Produto})$
1	22,10%	42,86%	35,03%	0,00%
2	14,68%	60,12%	23,68%	1,51%
3	16,47%	57,35%	24,62%	1,66%
4	16,50%	57,34%	24,49%	1,64%
5	16,54%	57,35%	24,45%	1,64%
6	16,57%	57,35%	24,43%	1,64%
7	16,57%	57,35%	24,43%	1,64%
8	16,57%	57,35%	24,42%	1,64%
9	16,57%	57,35%	24,42%	1,64%
10	16,57%	57,35%	24,42%	1,64%

Fonte: Elaboração própria

Por outro lado, a velocidade de ajuste nos preços pode ser evidenciada na função de resposta a impulso, na Figura 3. Lá vemos que depois de um choque inesperado na variação do câmbio, a variação dos preços de bens importados reagem positivamente e de forma muito rápida logo no primeiro trimestre, decaindo vigorosamente no segundo, tendendo a uma dinâmica mais suave a partir de então, quando se estabiliza no longo prazo.

Figura 3. Resposta de $d(\text{Importados})$ a choques em $d(\text{Câmbio})$ com intervalo de confiança bootstrap.

Fonte: Elaboração própria

4.2 RESULTADOS DO MODELO 2

Agora veremos os resultados da estimação do segundo modelo. Neste modelo, com as variáveis em nível, a melhor defasagem foi a de ordem 3, de modo que essa defasagem apresentava os testes de diagnóstico com os melhores resultados. Assim, tal defasagem foi utilizada para realização do teste de cointegração como pode ser visto na Tabela 5. Pelos resultados, o teste do

traço indica a existência de ao menos 1 vetor de cointegração, enquanto que o teste do autovalor indica a existência de nenhum vetor de integração¹⁸. Uma vez constatada a diferença de resultados no teste, testamos o modelo VEC para 1 e 2 vetores de cointegração, mas os resultados encontrados não foram bons, dado que o sistema não apresentava estabilidade, apresentando raízes fora do círculo unitário¹⁹.

Descartada a possibilidade de uso do VEC, o modelo foi estimado sem correção de erros e com variáveis em primeira diferença, ou seja, estacionárias. Novamente, verificamos por meios dos critérios de informação e, experimentação, a defasagem ideal para o sistema em primeira diferença. Encontramos que o modelo com defasagem de ordem 2 é o que apresentava os melhores resultados.

O modelo 2, que relaciona preços ao consumidor (IPCA), câmbio e preços de insumos importados, foi estimado e os resultados estão expressos na Tabela 11. Os resultados para a estabilidade do sistema, normalidade dos resíduos, ausência de autocorrelação serial²⁰ e heterocedasticidade estão expressos, respectivamente, na Figura 4, Tabela 7, 8 e 9. Como pode ser visto, em anexo, todos os testes de diagnóstico apresentaram resultados satisfatórios ao modelo estimado.

¹⁸O teste do traço rejeitou a hipótese nula de que há nenhum vetor de cointegração, o que indica a existência de ao menos 1 vetor de cointegração a 5%. O teste do autovalor, por outro lado, não rejeita nenhuma das hipóteses nulas, indicando que não há nenhum vetor de cointegração a 5%.

¹⁹Os resultados dos modelos VEC estimados não foram reportados em tabelas. Caso o leitor tenha interesse em verificá-los poderá solicitar via email.

²⁰Foram reportados na Tabela apenas 3 defasagens, mas os resultados mantêm-se para mais defasagens.

Tabela 11. Estimativas do Modelo 2 (2005:4-2015:4) com as séries estacionárias.

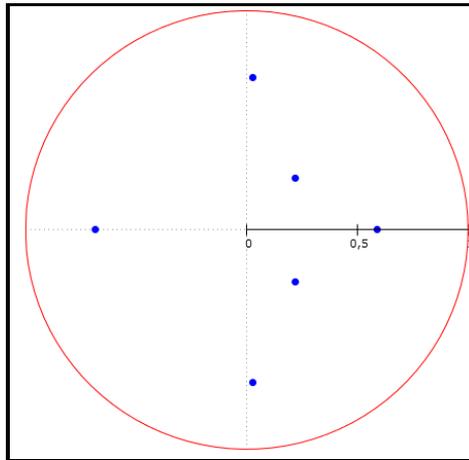
	d(IPCA)	d(Câmbio)	d(Importados)
d(IPCA (-1))	0,3430** (0,1644)	-0,4050 (2,2497)	1,8303 (1,7927)
d(IPCA (-2))	-0,3249** (0,1639)	5,7096*** (2,2421)	3,1890* (1,7866)
d(Câmbio (-1))	0,0369 (0,0238)	0,0510 (0,3264)	0,2838 (0,2601)
d(Câmbio (-2))	0,0142 (0,0270)	-0,0926 (0,3693)	-0,4939* (0,2943)
d(Importados (-1))	-0,0177 (0,0293)	0,1667 (0,4020)	0,0007 (0,3234)
d(Importados (-2))	-0,0102 (0,0290)	-0,0752 (0,3972)	0,2729 (0,3165)
C	0,0142*** (0,0002)	-0,0617 (0,0391)	-0,0561 (0,0311)
R-squared	0,3041	0,2349	0,3237
F-statistics	2,2586	1,5862	2,4736

*denota significativo a 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Fonte: Elaboração própria

Como podemos ver na Tabela 11, a maior parte dos coeficientes não apresentaram significância estatística. No entanto, Segundo Bueno (2008) tal fato pode acontecer corriqueiramente em estimativas de vetores autorregressivos, principalmente se as variáveis apresentam alta correlação, resultando em problema de multicolinearidade. Como feito anteriormente, a decomposição das flutuações do IPCA foi realizada mediante a decomposição histórica da variância dos erros de previsão do modelo 2, expressos na Tabela 12. Nesta Tabela, vemos que no primeiro trimestre, cerca de 92% da variância do erro de previsão é dada pela variação do próprio IPCA. Esse valor decaiu no segundo semestre para a casa dos 78%, sugerindo que as mudanças do próprio IPCA representam a maior parte das flutuações da própria séries no curto e no longo prazo. Por outro lado, no primeiro trimestre, a variação do câmbio representa apenas 7,37% dessa flutuação, aumentando em 19,8% no segundo trimestre e se estabilizando na casa dos 20% a partir do terceiro trimestre. É interessante notar que a flutuação dos preços dos insumos importados quase nada representam nessa decomposição, tanto no curto quanto no longo prazo. Isso sugere que muito pouco das flutuações dos preços de importados, no período, influenciaram as flutuações do IPCA.

Figura 4. Raízes da inversa do VAR do modelo 2 em relação ao círculo unitário.



Fonte: Elaboração própria

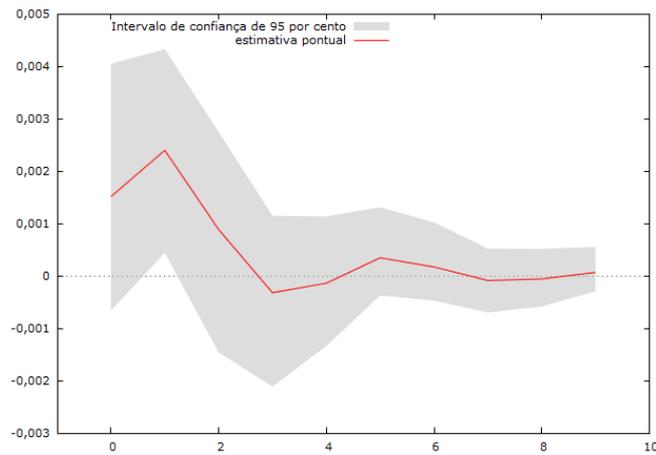
Tabela 12. Decomposição da variância de d(IPCA) do modelo 2.

Período	d(IPCA)	d(Câmbio)	d(Importados)
1	92,22%	7,37%	0,39%
2	78,83%	19,80%	1,35%
3	78,23%	20,38%	1,38%
4	78,12%	20,49%	1,38%
5	78,41%	20,20%	1,37%
6	78,23%	20,36%	1,39%
7	78,24%	20,36%	1,39%
8	78,24%	20,36%	1,39%
9	78,24%	20,35%	1,39%
10	78,24%	20,36%	1,39%

Fonte: Elaboração própria

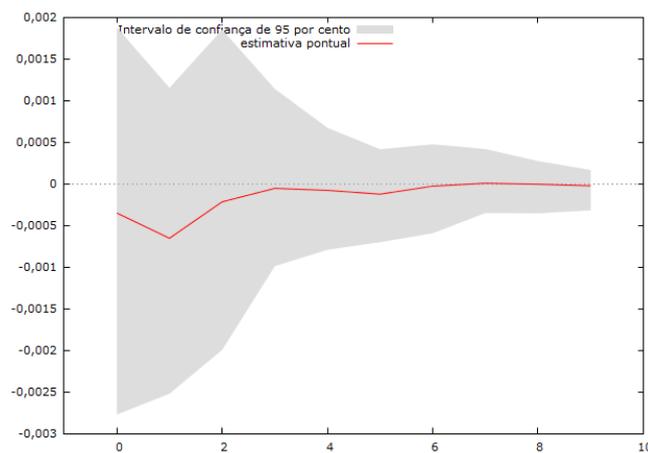
A velocidade de ajuste nos preços, do modelo 2, pode ser evidenciada na função de resposta a impulso, nas Figuras 5 e 6. Lá vemos que depois de um choque inesperado na variação do câmbio, a flutuação do IPCA reage positivamente e de forma muito rápida logo no primeiro trimestre, decaindo vigorosamente até o terceiro, tendendo a uma variação mais suave a partir de então, quando se estabiliza no longo prazo. Por outro lado, depois de um choque inesperado na variação dos preços dos insumos importados, a variação do IPCA reage negativamente, tendo a estabilidade retornada por volta do sétimo trimestre.

Figura 5. Resposta de d(IPCA) a choques em d(Câmbio) com intervalo de confiança bootstrap.



Fonte: Elaboração própria

Figura 6. Resposta de d(IPCA) a choques em d(Importados) com intervalo de confiança bootstrap.



Fonte: Elaboração própria

Os resultados da função de resposta de impulso do modelo 2, sugerem que embora a depreciação cambial do período tenha exercido uma pressão positiva sobre o IPCA, os preços de insumos manufaturados importados colaboraram para diminuir a pressão de elevação do IPCA no período, gerando uma compensação por parte dos preços de importação. Este é um resultado interessante, já que evidencia um amortecimento do choque cambial, por parte das firmas, na cadeia produtiva brasileira no período de análise. Evidentemente, tal efeito poderá variar consideravelmente a depender das características setoriais e interações dentre as firmas que compõe cada cadeia produtiva. E mais ainda, esse efeito poderia ser visto em maior grau de refinamento quanto mais desagregada as informações relativas aos preços praticados pelas firmas e ao preços dos bens; algo que, infelizmente, não pode ser testado mais a fundo neste trabalho, devido a limitação metodológica e de dados em maior nível de desagregação.

Ainda neste sentido, alguns trabalhos na literatura internacional tem sugerido que o ajustamento em, maior ou menor grau, do *markup*, é fundamentalmente dependente da interação entre firmas ao longo de uma cadeia de fornecimento. Assim, com respeito a como choques cambiais atravessam uma cadeia produtiva, a literatura sugere que dois fatores podem interferir no *pass-through* cambial: contratos de longo prazo (Bettendorf e Verboven, 2000), e diferentes ajustamentos de *markup* ao longo da cadeia (Goldenberg e Verboven, 2001; Bonnet *et al.*, 2013). Tais fatores podem ser representados pelo grau de integração vertical entre as firmas que compõem a cadeia de fornecimento de um determinado setor. Tal organização poderá determinar o lucro total da cadeia, que será dividida entre as firmas integrantes, de modo que os contratos verticais podem ser fundamentalmente determinantes em afetar a dinâmica de preços de um determinado setor (Hasting, 2004).

Partindo dessa abordagem, Hellerstein e Villas-Boas (2010), por exemplo, utilizando-se de um modelo de organização industrial, mostram que a integração vertical da indústria tem papel decisivo na relação do *pass-through* de custos aos preços. Eles estimam um modelo que verifica como o grau de integração entre as firmas do setor de automóveis dos EUA afeta o *pass-through*. Uma implicação do trabalho é que o efeito dos choques cambiais na economia doméstica varia substancialmente em magnitude e em sua distribuição ao longo das firmas que compõem a cadeia produtiva, de modo que o *pass-through* é positivamente correlacionado com o grau de integração vertical nas indústrias, em particular a automobilística. O modelo apresentado mostra evidências de como contratos ao longo da cadeia de produção de um bem afetam o tradicional problema da dupla margem de lucro, quando a aplicação de *markups* não coordenados ao longo da cadeia gera uma queda do lucro vertical do setor, e foca-se na ineficiência associada com diferentes contratos verticais.

Trabalho semelhante é feito por Villas-Boas (2007) que também verifica integração vertical entre varejo e atacado, mas dessa vez para o mercado de iogurte do meio oeste americano. Para isso, ela estima curvas de demanda e usa as estimativas para calcular as margens preço-custo de varejistas e produtores-atacadistas sob diferentes modelos de oferta. Os modelos de oferta são construídos como um jogo dinâmico em que os produtores simultaneamente estabelecem um contrato de preços ao atacado que é oferecido aos varejistas. Os varejistas por sua vez podem aceitar ou rejeitar a propostas, de modo que se os preços são aceitos, os varejistas tomam a informação como dada e estabelecem simultaneamente os preços de varejo. Os resultados sugerem que os preços dos atacados são mais próximos dos custos marginais e são os varejistas que tem um maior poder de mercado na cadeia de fornecimento do bem. Esse fato é importante, pois contrapõe-se aos resultados de Goldberg e Hellersteins (2005), de que a rigidez de preços é maior no atacado.

Assim, características setoriais, estrutura de mercado e organização vertical das firmas ao longo da cadeia são decisivos para os efeitos reais de possíveis choques de custos decorrentes de variações cambiais. A autora também argumenta que a integração vertical promove eficiência na cadeia, podendo gerar uma coordenação oligopolística de modo a eliminar rivais, e dessa forma diminuir a variedade de produtos de concorrentes, bem como explicar a dinâmica de preços do mercado.

Nakamura (2008), por outro lado, procura verificar como os preços variam entre produtos, firmas e regiões verificando a importância relativa de choques a nível de varejo e choques a nível de produtores-atacadista. Para isso, ele usa um amplo painel para vários produtos de lojas varejistas do mercado americano. Os resultados por ele encontrados sugerem que 65% da variação de preços é comum a lojas intra-cadeias específicas, mas não entre lojas inter-cadeias específicas. Outra conclusão é que os preços no varejo mudam mais como resultado de estratégias de precificação entre varejistas e produtores-atacadistas dentro da cadeia, mais do que choques de oferta.

Por fim, Auer e Schoelen (2012) examinam como a massa de firmas, tamanho e distribuição destas, e o grau de integração vertical em diferentes setores da economia podem explicar o incompleto *pass-through* cambial. O artigo procura evidenciar como a taxa de *pass-through* cambial varia entre parceiros e entre setores usando microdados de preços de bens importados para os EUA. Primeiro eles mostram que a taxa do *pass-through* varia entre parceiros a depender da massa de firmas do setor. Segundo, eles utilizam de um modelo de oligopólio de Dornbusch (1987) para variar o *markupe* mostrar como a distribuição do *marketshare* da firma afeta a taxa de *pass-through* entre os parceiros dentro do setor. Os resultados encontrados é que mercados que se aproximam da concorrência perfeita tendem a receber uma maior influência de choque cambiais e que o modelo de ajustamento de *markupa* choques cambiais é eficiente em explicar os ajustamento de preços.

Ademais, os resultados aqui encontrados corroboram os apresentados pelo Banco Central do Brasil no Relatório de Inflação de março de 2016. Segundo o BACEN (2016), a transmissão incompleta e decrescente do câmbio, a elevação menos acentuada dos preços de importação, em reais, durante os últimos anos, repercutiu a desaceleração da inflação ao consumidor em escala mundial, reflexo, em parte, do impacto do menor dinamismo da economia chinesa sobre a demanda global por *commodities*, e do menor ritmo da atividade no Brasil. Ademais, *pass-through* cambial incompleto e decrescente aos preços de insumos importados e o ritmo decrescente da atividade doméstica contribuíram para que o aumento dos preços de importação em reais fosse inferior à depreciação cambial dos últimos anos. Adicionalmente, o recuo dos preços de importação de manufaturados em dólar contribuiu para reduzir a inflação de bens comercializáveis do IPCA, contrabalançando os impactos da depreciação cambial dos últimos tempos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve o objetivo de verificar a dinâmica dos preços de bens intermediários manufaturados e do IPCA no Brasil, no período compreendido entre 2005 e 2015. Primeiramente foram considerados os mecanismos teóricos que justificariam o repasse cambial imperfeito aos preços de importação, empiricamente evidenciado na literatura nacional e internacional. Em seguida, foram estimados dois modelos de modo a verificar o repasse cambial aos índices de preços internos utilizados no trabalho.

Baseado no arcabouço teórico do modelo proposto por Campa e Goldberg (2005), foram estimados, por meio de vetores autorregressivos, dois modelos. No primeiro, foi verificada a dinâmica do repasse cambial aos preços de bens intermediário importados. No segundo, foi verificada a dinâmica do repasse dos preços de bens intermediários importados ao IPCA.

Os resultados do primeiro modelo sugerem que, no período de análise, e a partir da decomposição dos erros de previsão, a maior parte da flutuação dos preços de bens intermediários importados, tanto no curto, quanto no longo prazo, é decorrente de flutuações na taxa de câmbio. A função de resposta a impulso, por outro lado, mostrou a variação dos preços de bens importados a um choque inesperado na variação cambial, e sugeriu que os preços importados reagem muito rápido, a choques no câmbio.

No segundo modelo, por outro lado, verificou-se a relação dinâmica entre preços de bens intermediários importados e IPCA. Os resultados encontrados na decomposição da variância e na função de resposta a impulso, mostram que o câmbio pressionou positivamente o IPCA no período, mas essa pressão, foi amortizada pelos preços dos insumos importados, que pouco afetou o IPCA.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE transactions on automatic control**, v. 19, n. 6, 1974.
- ALENCAR, L. S. Raízes unitárias e co-integração: uma introdução. **Boletim do Banco Central do Brasil**, Brasília, v. 34, n. 4, 1998.
- AUER, R. A.; SCHOENLE, R. S. Market structure and exchange rate pass-through. **Journal of International Economics**, v. 98, 2016.

Brazilian Applied Science Review

BACEN. Preços de Importação de Bens Manufaturados, Câmbio e Impactos sobre os Preços de Bens Comercializáveis no IPCA. **Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil**, 2016.

BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. **International Monetary Fund**, 2003.

BETTENDORF, L.; VERBOVEN, F. Incomplete transmission of coffee bean prices: evidence from the Netherlands. **European Review of Agricultural Economics**, v. 27, n. 1, 2000.

BONNET, C., et al. Empirical evidence on the role of nonlinear wholesale pricing and vertical restraints on cost pass-through. **Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 2, 2013.

BUENO, R. L. S. **Econometria de sériestemporais**. Cengage Learning, 2008.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices: a micro or a macro phenomenon? **NBER Working Paper**, n. 8.934, 2002.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 4, 2005.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Distribution margins, imported inputs, and the sensitivity of the CPI to exchange rates. **NBER working paper**, n. 12.121, 2006.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: **NBER Macroeconomics Annual 1991**, Volume 6. MIT press, 1991.

CARNEIRO, D.; MONTEIRO, A.; WU, T. Mecanismos não lineares de repasse cambial para o IPCA, **WorkingPaper PUC-RJ**, 2002.

COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. 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, 2014.

DORNBUSCH, R. **Exchange rates and prices**. 1985.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, 2008.

ENGEL, C. Accounting for U.S. real exchange rate changes. **Journal of Political Economy**, 1999.

ENGLE, R.; GRANGER, C.W.J. Long-run economic relationship: readings in cointegration. **New York: Oxford University Press**, 1991.

Brazilian Applied Science Review

FEENSTRA, R. C. Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: An empirical test. **Journal of international Economics**, v. 27, n. 1, 1989.

GOLDBERG, P. K.; VERBOVEN, F. The evolution of price dispersion in the European car market. **The Review of Economic Studies**, v. 68, n. 4, 2001.

HASTING, J. S. Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets. **The American Economic Review**, v. 94, 2004

HELLERSTEIN, R. A decomposition of the sources of incomplete cross-border transmission: the case of beer. In: **Federal Reserve Bank of New York Working Paper**. 2005.

HELLERSTEIN, R.; VILLAS-BOAS, S. B. Outsourcing and pass-through. **Journal of International Economics**, v. 81, n. 2, 2010.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration— with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, 1990.

JOHANSEN, S. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. **Oxford University Press on Demand**, 1995.

KANNEBLEY JUNIOR, S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). **Economia Aplicada**, v. 4, n. 3, 2000.

KRUGMAN, P. R. **Pricing to market when the exchange rate changes**. 1986.

LUTKEPOHL, H. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlin: **Springer-Verlag**, 2006.

MARGARIDO, M. A.; et al. Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação de modelo VAR. Pesquisa & Debate. **Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política**, v. 15, n. 1, 2004.

NAKAMURA, E. Pass-through in retail and wholesale. **National Bureau of Economic Research**, 2008.

NAKAMURA, E.; ZEROM, D. Accounting for incomplete pass-through. **The Review of Economic Studies**, v. 77, n. 3, 2010.

Brazilian Applied Science Review

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. R. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of monetary economics**, v. 10, n. 2, 1982.

PARSLEY, D. C.; WEI, S. J. Explaining the border effect: the role of exchange rate variability, shipping costs, and geography. **Journal of International Economics**, v. 55, n. 1, 2001.

PEREIRA, T. R., CARVALHO, A. Depreciação cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil: uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos. **Texto para Discussão, IPEA**, n. 711, 2000.

REISS, D. Invoice currency: Puzzling evidence and new questions from Brazil. **EconomiA**, v. 16, n. 2, 2015.

SCHWARZ, G. et al. Estimating the dimension of a model. **The annals of statistics**, v. 6, n. 2, 1978.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 1980.

SOUZA, R. G. ALVES, A. F. Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas. In: **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia**, 2011.

VILLAS-BOAS, S. B. Vertical relationships between manufacturers and retailers: Inference with limited data. **The Review of Economic Studies**, v. 74, n. 2, 2007.