

Assimetrias no repasse cambial para a inflação: Uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013)♦

Débora Mesquita Pimentel

Doutoranda – Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) – Instituto de Economia (IE)

Endereço: Avenida Pasteur, 250 – Rio de Janeiro/RJ

CEP: 22290-240 – E-mail: pimentel.deboram@gmail.com

Viviane Luporini

Professora – Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) – Instituto de Economia (IE)

Endereço: Avenida Pasteur, 250 – Rio de Janeiro/RJ

CEP: 22290-240 – E-mail: viviane.luporini@ie.ufrj.br

André de Melo Modenesi

Professor – Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) – Instituto de Economia (IE)

Endereço: Avenida Pasteur, 250 – Rio de Janeiro/RJ

CEP: 22290-240 – E-mail: amodenesi@gmail.com

Recebido em: 25 de agosto de 2014. Aceite: 25 de maio 2015.

Resumo

O presente artigo analisou o repasse cambial para os preços ao consumidor (IPCA) no Brasil, no período entre 1999 e 2013, verificando através de diversas especificações econométricas a existência de assimetrias no repasse. Utilizando uma decomposição da variável câmbio, entre depreciações e apreciações, o artigo estima uma sequência de modelos SVAR com diferentes restrições de identificação. Os resultados, robustos para uma gama de especificações, indicam forte assimetria no repasse cambial. A média simples das diversas estimações indica um repasse de 11.38% no caso de depreciação e de 2.84% no caso de apreciação da moeda brasileira em relação ao dólar americano.

Palavras-Chave

Inflação. Taxa de câmbio. Repasse cambial. Assimetria. Brasil.

Abstract

This paper investigates a possible non-linearity in the pass-through of the exchange rate to the Brazilian consumer price index. Using a decomposition of the exchange rate series, into appreciations and depreciations, for the period of 1999-2013, the paper estimates a sequence of SVAR models with different identifying restrictions. The results are robust and indicate an important asymmetric behavior of the exchange rate pass-through in Brazil. A simple average of the estimates indicates a pass-through of 11.38% in case of depreciation, and 2.84% in the case of appreciation of the Brazilian currency against the US Dollar.

Keywords

Inflation. Exchange rate. Pass-through. Asymmetry. Brazil.

JEL Classification

E31. F31.

♦ Os autores agradecem o apoio do CNPq.

1. Introdução

O repasse da taxa de câmbio para a inflação é definido como a variação percentual nos preços domésticos devido a uma variação de 1% na taxa de câmbio nominal [Campa e Goldberg (2005)]. O efeito de uma variação cambial sobre os preços domésticos se dá por via direta, pelo impacto do câmbio nos preços de insumos utilizados na produção doméstica e nos preços dos produtos finais importados, e por via indireta, pelo impacto dos preços dos bens importados (insumos e finais) sobre a demanda por bens produzidos internamente que competem com produtos importados. A intensidade do efeito direto dependerá da participação relativa dos produtos importados na composição dos bens finais consumidos domesticamente e da participação dos insumos importados na estrutura de produção de bens domésticos finais. Já o fator relevante no efeito indireto será a elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados, uma vez que uma desvalorização cambial, por exemplo, acarretará um aumento na demanda por bens domésticos *vis-à-vis* importados e aumentará a competitividade das exportações que, dada a oferta, poderá causar pressões inflacionárias sobre os preços domésticos e salários nominais. Além desses efeitos, preços administrados cujos contratos de reajuste estejam vinculados ao câmbio também podem afetar os preços domésticos, ainda que de forma defasada.

A literatura sobre repasse cambial assume, em geral, uma relação de longo prazo simétrica entre o nível de preços e a taxa de câmbio, presumindo implicitamente que o efeito de apreciações e depreciações cambiais sobre os preços domésticos são de mesma magnitude [McCarty (2000), Gagnon e Ihrig (2004), Campa e Goldberg (2005), Choudhri e Hakura (2006), Kohlscheen (2010); e para o caso brasileiro Belaisch (2003), Minella *et al.* (2003), Nogueira (2007), Araújo e Modenesi (2010)]. Entretanto, há razões teóricas de ordem micro e macroeconômica que justificam a existência de assimetria no repasse cambial para os preços. Do ponto de vista microeconômico, a estrutura do mercado doméstico [Foster e Baldwin (1996), Knetter (1994)], a tecnologia de produção [Ware e Winter (1988)] e a estratégia de formação de preços [Krugman (1987), Froot e Klemperer (1989), Marston (1990)] podem afetar os repasses cambiais de forma diferenciada no caso de uma valorização ou desvalorização cambial. Do ponto de vista macroeconômico, o repasse cambial poderá ser assimétrico se preocupações inflacionárias

fazem com que as autoridades monetárias atuem mais fortemente no caso de uma depreciação do que de uma apreciação cambial [Delatte e Villavicencio (2011)]. Além disso, em períodos de recessão econômica, os efeitos de uma depreciação sobre o aumento de preços podem ser menores que os efeitos de uma apreciação sobre a queda nos preços domésticos [Goldfajn e Werlang (2000)].

O objetivo do presente artigo é investigar a existência de assimetria no repasse cambial para a inflação no Brasil, medida pelo IPCA. Esse índice tem sido bastante utilizado na literatura brasileira para o cálculo do repasse cambial, enquanto que os estudos da literatura internacional que focam na assimetria do repasse têm analisado o repasse para os preços dos importados. Este artigo diferencia-se da literatura já existente ao focar especificamente no repasse assimétrico dos preços ao consumidor, no Brasil, buscando fornecer estimativas do repasse assimétrico: quanto é o repasse no caso de apreciação? E no caso de depreciação? Utilizando-se uma decomposição da variável taxa de câmbio, entre apreciações e depreciações, e uma sequência de modelos SVAR, verificou-se uma forte assimetria no repasse cambial no Brasil, com um repasse médio para o IPCA, em 12 meses, de 11.38% no caso de depreciação e de 2.84% no caso de apreciação. A assimetria do repasse é evidenciada também no longo prazo.

2. O repasse cambial para a inflação no Brasil

A literatura aplicada sobre repasse cambial é bastante vasta. Belaisch (2003) estimou um modelo VAR para o período de julho de 1999 a dezembro de 2002 para o IPCA, IGP-DI e IPA. A especificação baseada em McCarthy (2000) utiliza, além da taxa de câmbio, as séries de índice de preços do petróleo do FMI e o índice de produção industrial do IBGE.¹ O repasse cambial estimado para o IPCA após 12 meses foi de 17%. O modelo estimado por Belaisch (2003) serviu de inspiração para um grupo de autores: Squeff (2009), Araújo e Modenesi (2010), Souza e Alves (2011) e Nogueira, Mori e Marçal (2013). Outras especificações para a estimação do repasse cambial através de modelos VAR foram utilizadas por Minella *et al.*

¹ McCarthy (2000) utiliza um modelo em que a inflação em cada período t é composta de choques de “oferta” e de “demanda” e da taxa de câmbio no período t (e de suas defasagens).

(2003), Nogueira (2006), Menezes e Fernandes (2012) e Fraga e Couto (2012).² Esses trabalhos mensuram o repasse cambial de forma simétrica.

Correa e Minella (2010) analisaram a presença de não linearidades na curva de Phillips através da estimação de um modelo autorregressivo com limiar (*threshold autorregressive* – TAR) em uma especificação com IPCA, taxa de câmbio e hiato do produto. Os resultados indicaram que há não linearidade no repasse cambial relacionada ao ciclo econômico. O repasse cambial não é estatisticamente diferente de zero quando o hiato do produto está abaixo do limiar estimado em 1,89%; e, quando o hiato do produto está acima do limiar, o repasse cambial estimado é de 9%. Depreciações maiores que o limiar de 2,1% apresentaram repasse cambial estimado de 11% (após três meses) enquanto que depreciações menores que o limiar não apresentaram um repasse significativo. Apreciações cambiais grandes ou pequenas não apresentaram efeitos significativos sobre os preços após três meses.

Carneiro *et al.* (2002) utilizaram especificações não lineares para estimar o coeficiente de repasse cambial no período de 1994 a 2001. Os autores estimaram uma curva de Phillips *backward-looking* para o IPCA e seus subgrupos onde os determinantes da inflação são a taxa de câmbio real e a taxa de desemprego. O modelo não linear com melhor especificação apresentou coeficiente de repasse cambial para o IPCA de 5,6% em 1999, 6% em 2000 e 7,7% em 2001. O modelo linear apresentou um coeficiente de repasse cambial de 6,3% em 12 meses para todo período.

3. Assimetria no repasse cambial

Mas o que geraria repasses cambiais assimétricos? Segundo Webber (1999), a literatura teórica da abordagem microeconômica oferece explicações para a presença de repasse cambial assimétrico para os preços de importação que podem ser divididas em três categorias: (i) restrições de mercado; elaboradas por Foster e Baldwin (1986) e

² Nogueira (2007) e Tombini e Alves (2006) estimam o repasse cambial através da estimação de uma Curva de Phillips.

Knetter (1994) são os casos em que os exportadores são incapazes de aumentar as suas vendas frente ao aumento da demanda dos importadores decorrente de uma queda no preço dos produtos importados provocada por uma apreciação cambial, resultando em um repasse cambial de depreciações maior que de apreciações; (ii) mudanças na tecnologia de produção; se a firma produtora pode comprar seus insumos tanto domesticamente quanto importar, apreciações acarretam um repasse cambial mais elevado do que depreciações, resultando num repasse cambial assimétrico [ver Ware e Winter (1988)]; e (iii) objetivos de *market share*, analisado pela literatura de *pricing to market* em particular em Froot e Klemperer (1989), Marston (1990) e Krugman (1987). As firmas exportadoras tentarão praticar os preços mais baixos possíveis na moeda do importador, possibilitando a elevação das vendas e do *market share*.

Além disso, comumente acredita-se que os preços são rígidos para baixo de forma que as firmas são mais propícias a aumentar o seu *mark-up* do que a reduzi-lo implicando efeitos maiores resultantes de depreciações do que de apreciações. Desta forma, a literatura sobre rigidez para baixo na transmissão de preços de insumos para produtos pode justificar também a existência de assimetria no repasse cambial [Bussiere (2007), Peltzman (2000) e Frankel *et al.* (2012)].

Do ponto de vista macroeconômico, explicações para um repasse cambial assimétrico também podem ser encontradas. Delatte e Villavicencio (2012) destacam que um Banco Central com uma política fortemente anti-inflacionária implicará o repasse assimétrico para o nível de preços se a reação do BC for mais forte após uma depreciação do que uma apreciação. Para Goldfajn e Werlang (2000), o repasse cambial pode ser assimétrico dependendo da taxa de crescimento da economia. Em períodos de recessão econômica, o efeito inflacionário de uma depreciação pode ser menor do que o efeito deflacionário de uma apreciação cambial.

De forma geral, o ajustamento dos preços de importação a variações da taxa de câmbio depende das estruturas do mercado e das estratégias de fixação de preço das firmas, que irá variar de indústria para indústria e de país para país. A presença e a direção de assimetrias no repasse cambial para os preços de importados podem não ser definíveis *a priori*. Em geral, indústrias produzindo produtos homogêneos e globalmente comercializáveis devem apresentar um

grau de repasse cambial mais elevado e menor possibilidade de presença de assimetria. Enquanto que indústrias nas quais os produtos são mais diferenciados e a estrutura de mercado é menos competitiva têm uma maior possibilidade de apresentar assimetrias e não linearidades.

A maior parte da literatura empírica que estima o repasse cambial o faz em relação a preços de importados.³ Os resultados encontrados, em geral, indicam evidências de assimetria no repasse, embora a direção e a magnitude variem de país para país e com a indústria em questão no caso de estimações desagregadas.

A literatura utiliza diferentes metodologias na busca de evidências de assimetrias no repasse cambial. Embora haja a possibilidade de utilização de métodos de estimação não lineares, a grande maioria dos trabalhos utiliza algum tipo de decomposição da série da taxa de câmbio em apreciações e depreciações. Utilizaremos a decomposição para que nossos resultados possam ser diretamente comparáveis aos da maioria da literatura

4. Um modelo VAR de repasse assimétrico para o Brasil

Em um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas (ARDL) uma variável y_t depende de suas próprias defasagens e de um vetor de variáveis X tanto contemporaneamente quanto de forma defasada:

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^s \alpha_i x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

O modelo (1) pode ser generalizado para incorporar assimetrias assumindo que x_t tem diferentes impactos sobre y_t caso seja positivo ou negativo:

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^s \alpha_i^+ x_{t-i}^+ + \sum_{l=0}^q \alpha_l^- x_{t-l}^- + u_t \quad (2)$$

³ Pollard e Coughlin (2004), Herzberg *et al.* (2003), Bussiere (2007), Webber (1999b), Wickremasinghe e Silvapulle (2004), Campa *et al.* (2008), Alvarez *et al.* (2008) estimam o repasse cambial para preços de importados assimétrico através de decomposições da taxa de câmbio.

Um modelo de vetores autorregressivos $VAR(p)$ na forma reduzida pode ser especificado na forma:

$$Y_t = c_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (3)$$

Cada elemento do vetor $Y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{K,t})'$, é explicado em função de suas próprias defasagens e das defasagens de todos os outros componentes de Y_t .

Modelos VAR podem ser generalizados para incorporar assimetrias da mesma forma que suas especificações univariadas ADRL correspondentes. Todos, ou apenas alguns, elementos do vetor Y_t podem ser decompostos em valores negativos e positivos. (Frey e Manera, 2007):

$$Y_t = \Phi_1^+ Y_{t-1}^+ + \Phi_1^- Y_{t-1}^- + \dots + \Phi_q^+ Y_{t-p}^+ + \Phi_q^- Y_{t-p}^- + e_t \quad (4)$$

Em sua forma estrutural, um modelo $VAR(p)$ das variáveis $Y_t = (y_1, y_2, y_3, y_4, y_5)$ pode ser descrito por:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & a_{15} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{51} & \dots & a_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ \vdots \\ y_{5,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} v_{01} \\ \vdots \\ v_{05} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11}^1 & \dots & b_{15}^1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{51}^1 & \dots & b_{55}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ \vdots \\ y_{5,t-1} \end{bmatrix} + \\ &\dots + \begin{bmatrix} b_{11}^p & \dots & b_{15}^p \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{51}^p & \dots & b_{55}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ \vdots \\ y_{5,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & \dots & b_{15} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{51} & \dots & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ \vdots \\ u_{5,t} \end{bmatrix} \\ \Rightarrow AY_t &= v_0 + B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + Bu_t \end{aligned} \quad (5)$$

A matriz A estabelece os coeficientes das relações contemporâneas entre as variáveis Y_t e u_t é o vetor de erros estruturais, ruído branco com matriz de variância-covariância $E(u_t, u_t') = \Sigma_u$. Os erros estruturais são por definição não correlacionados de forma que a matriz Σ_u é diagonal. Pré-multiplicando-se a forma estrutural (8) por A^{-1} , obtém-se o VAR em sua forma reduzida:

$$Y_t = c_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (6)$$

onde: $c_0 = A^{-1}v_0$; $\Phi_i = A^{-1}B_i$; $Ae_t = Bu_t$

A forma reduzida do VAR permite estimar consistentemente os parâmetros c_0 , Φ_i , e_t por mínimos quadrados ordinários (MQO). Entretanto, o interesse está em analisar como o vetor Y_t responde aos choques estruturais u_t . A questão é: como recuperar os elementos da matriz A da forma estrutural a partir dos parâmetros estimados na forma reduzida para que se possa reconstruir a matriz Bu_t a partir de $Ae_t = Bu_t$ e as matrizes B_i a partir de $\Phi_i = A^{-1}B_i$?

Por construção $Ae_t = Bu_t$, portanto a variância de e_t é:

$$E(e_t e_t') = A^{-1}E(u_t u_t')A^{-1}$$

$$\Sigma_e = A^{-1}B\Sigma_u B'A^{-1'}$$

Σ_e pode ser estimado consistentemente por MQO através da forma reduzida. O sistema de equações lineares pode então ser resolvido desde que o número de parâmetros desconhecidos não exceda o número de equações. Para tal é necessário impor restrições em determinados elementos de A .

Uma forma de recuperar as inovações estruturais a partir das inovações da forma reduzida é estimar um modelo estrutural (SVAR) impondo restrições do tipo $a_{ij} = 0$ à matriz A .⁴

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{Y1} \\ e_{Y2} \\ e_{Y3} \\ e_{Y4} \\ e_{Y5} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{Y1} \\ u_{Y2} \\ u_{Y3} \\ u_{Y4} \\ u_{Y5} \end{bmatrix}$$

A imposição de diferentes restrições irá resultar em diferentes funções de impulso-resposta dependendo da magnitude da correlação entre os erros da forma reduzida e . Apenas se todas as correlações entre os erros forem zero as funções de impulso-resposta serão as mesmas independente das restrições impostas. Empiricamente, uma

⁴ A matriz Σ_e , simétrica, possui $K(K+1)/2$ parâmetros estimáveis. Temos então um máximo de $K(K+1)$ parâmetros identificáveis nas matrizes A e B , ambas de dimensão $(K \times K)$. Restrições conjuntas em A e B irão garantir $K(K+1)/2$ parâmetros identificados, satisfazendo a condição de ordem para identificação exata. A condição de ordem é necessária, porém pode não ser suficiente se as condições de posto não forem satisfeitas. Rubio-Ramirez *et al.* (2010) discute essas condições.

“regra de bolso” para saber se modificações nas restrições serão relevantes é verificar as correlações entre os erros da forma reduzida (ρ_{ij}). Caso $|\rho_{ij}| > 0,2$ então as modificações na restrição a_{ij} correspondente resultarão em variações importantes na função de impulso resposta [Enders, (2008)].

As variáveis de assimetria, y_t^+ e y_t^- , podem ser construídas de duas formas: por variações cumulativas ou período a período.⁵ No método período a período, utiliza-se uma *dummy* para representar variações positivas ou negativas de y em relação apenas ao período anterior:

$$\begin{cases} P_t = 1 \text{ se } \Delta y_t \geq 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad \text{e} \quad \begin{cases} N_t = 1 \text{ se } \Delta y_t < 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

De forma que $y_t^+ = P_t \cdot y_t$ e $y_t^- = N_t \cdot y_t$.

No caso das variações cumulativas, baseado na metodologia de Schorderet (2004) e Granger e Yoon (2002), em que uma série temporal qualquer pode ser escrita como a soma $y_t = y_0 + y_t^+ + y_t^-$, a variável é decomposta de forma cumulativa de acordo com:

$$\begin{aligned} y_t^+ &= \sum_{i=1}^t \theta_i (\Delta y_i) \quad ; \quad \begin{cases} \theta_i = 1 \text{ se } \Delta y_i \geq 0, \\ 0, \text{ caso contrário.} \end{cases} \\ y_t^- &= \sum_{i=1}^t \theta_i^* (\Delta y_i) \quad ; \quad \begin{cases} \theta_i^* = 1 \text{ se } \Delta y_i < 0, \\ 0, \text{ caso contrário.} \end{cases} \end{aligned}$$

De forma que seu valor positivo (negativo) em qualquer instante t seja igual ao seu valor inicial mais a soma de todas as suas variações positivas (negativas) até t .

Finalmente, o cálculo do repasse cambial pode ser realizado a partir das funções de impulso resposta estimadas pelo modelo VAR. Conforme sugerido por McCarthy (2000) e estimado para o Brasil

⁵ Período a período: Knetter (1994), Gil-Pareja (2000), Herzberg *et al.* (2003), Pollard e Coughlin (2004), Bussiere (2007), Khundrakpam (2007), Mihaljek e Klau (2008), Przystupa e Wróbel (2011).

Variações cumulativas: Webber (1999), Wickremasinghe e Silvapulle (2004), Karoro *et al.* (2009), Delatte e López-Villavicencio (2011).

por Belaisch (2003), Squeff (2009), Araújo e Modenesi (2010) e Souza e Alves (2011), o cálculo do repasse será dado por:

$$RC_{t,t+j} = \left(\frac{\sum \Delta P_{t,t+j}}{\sum \Delta E_{t,t+j}} \right) \cdot 100 \quad (7)$$

onde P é o índice de preços e E a taxa de câmbio.

O repasse cambial é calculado após um choque no câmbio no modelo SVAR, dividindo-se a variação acumulada de IPCA (após j meses) pela variação acumulada do câmbio (após j meses). No modelo com assimetrias, o choque é implementado nas variáveis do câmbio decomposto (em apreciações ou depreciações) e o cálculo do repasse é feito da mesma forma, isto é, dividindo-se a variação acumulada de IPCA pela soma das variações do câmbio decomposto. Para que os resultados representem um percentual, multiplica-se por 100.

5. Repasse cambial no Brasil: evidências empíricas

5.1 Base de dados

A análise compreende o período de janeiro de 1999 a novembro de 2013. A escolha do ano de 1999 para o início da análise se deve em razão da mudança do regime cambial e flexibilização da taxa de câmbio.⁶

Para a estimação do modelo foram utilizadas as seguintes variáveis:

- i) *IPCA*: o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) por ser este o índice utilizado pelo BCB para balizar o regime de metas de inflação;
- ii) *IND*: o índice da produção física (quantum) da indústria geral dessazonalizado calculado pelo IBGE de acordo com a Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF) utilizado como proxy para a demanda agregada;

⁶ A estimação pressupõe que os aspectos microeconômicos determinantes do repasse cambial e assimetria não se alteraram no período.

- iii) *COMM*: o índice de preços das commodities, calculado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) utilizado como proxy para condições da oferta agregada;
- iv) *PET*: cotação internacional do petróleo, em dólares, fornecida pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e;
- v) *CAMBIO*: a taxa de câmbio real/dólar, compra, média mensal fornecida pelo BCB.

A escolha do índice de produção industrial como *proxy* para a demanda agregada se deu devido a não disponibilidade de uma série mensal adequada para a atividade econômica como um todo. Embora o uso da produção física industrial seja usual na literatura, cabe ressaltar que esse indicador possui limitações por representar apenas cerca de 30% do Produto Interno Bruto (PIB).

O índice de commodities do IPEA é calculado a partir da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), que apresenta preços em dólares para diversos produtos e ponderados de acordo como Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-BR) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), sendo construídos cinco subgrupos: i) grãos, oleaginosas e frutas; ii) carnes; iii) minerais iv) petróleo e derivados e v) matérias primas. (Nonnemberg e Lameiras, 2005).

O índice de preços das commodities e a cotação internacional do petróleo podem representar condições internacionais, como choques de oferta ou de demanda. Uma elevação no preço das commodities, por exemplo, pode ser interpretada como representativa de um choque de oferta acarretando em pressões inflacionárias [Araújo e Modenesi (2010)]. Ademais – face à elevada participação das commodities (inclusive petróleo) na pauta de exportação do Brasil –, uma elevação do preço das commodities (dado o câmbio) pode implicar maior rentabilidade para o exportador, representando um choque positivo de demanda. Ou seja, as variáveis externas estão captando choques de oferta (via custos) e choques de demanda (via efeito rentabilidade dos setores exportadores de commodities). Em ambos os casos, espera-se que um aumento do preço das commodities gere pressões inflacionárias (pelo lado da oferta ou da demanda). O índice de commodities, entretanto, só foi construído pelo IPEA até 2012.05.

Assim, utilizamos também a cotação internacional do petróleo (*PET*) nas estimações.⁷

As duas séries (*COMM* e *PET*) têm comportamento bastante similar conforme pode ser visto na Figura 1 abaixo. Todas as séries possuem periodicidade mensal e foram utilizadas em logaritmos nas estimações. A variável *CAMBIO* foi decomposta pelos métodos período a período e de variações cumulativas descritos na seção 3.

Pela decomposição através do método de variações cumulativas foram construídas as variáveis das variações negativas acumuladas do câmbio *SNE* e das variações positivas acumuladas do câmbio *SPE* (Figura 2). A decomposição pelo método período a período equivale à primeira diferença da decomposição por variações cumulativas e foi denotada da forma *DSNE* e *DSPE*. Dada a definição da variável câmbio como a taxa Real/Dólar, as variações positivas (*DSPE*) indicam depreciações enquanto as negativas (*DSNE*), apreciações do câmbio.

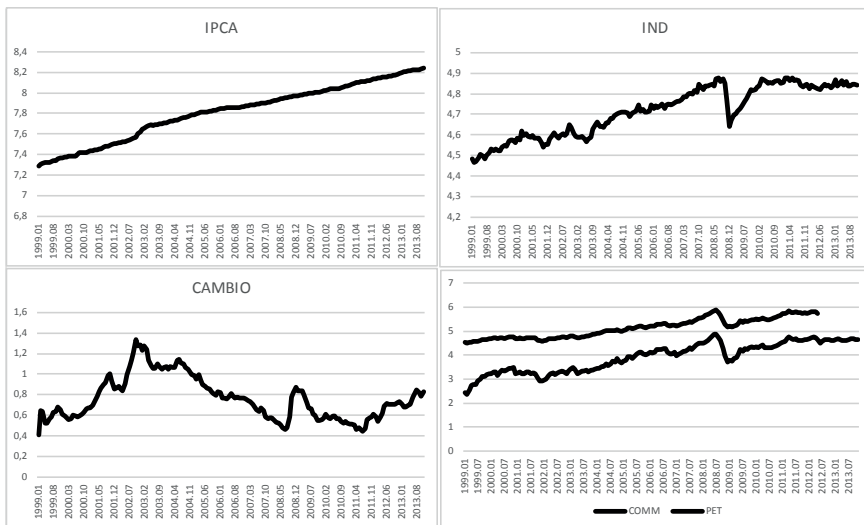


Figura 1 - *IPCA*, *IND*, *COMM* e *PET* e *CAMBIO*

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE, BCB e IPEA.

⁷ O índice de commodities do IPEA é calculado a partir da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), sendo que o índice do IPEA utiliza a ponderação dos subgrupos do Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-BR) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) para construir a série *COMM*; nas séries internacionais, a ponderação é de acordo com a produção mundial de commodities. Ao utilizar a ponderação do IPA-BR, acreditamos que o índice do IPEA seja mais adequado ao estudo do repasse cambial no Brasil.

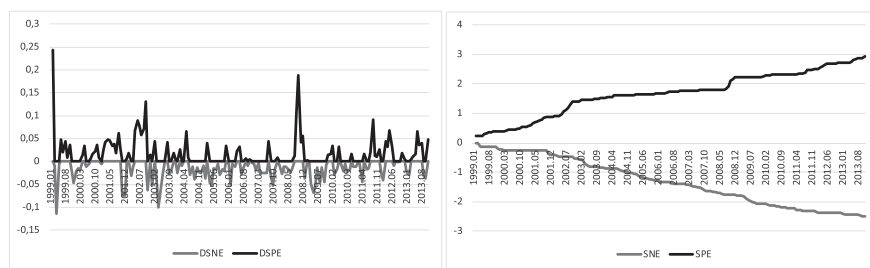


Figura 2 - Decomposição do câmbio, período a período (DSNE e DSPE), e variações cumulativas (SNE e SPE)

Fonte: Elaboração própria.

5.2. A ordem de integração das séries e a estratégia empírica

Antes de realizar as estimações, deve-se testar para presença de raiz unitária e definição da ordem de integração das séries. Foram utilizados três testes de raiz unitária: o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de Zivot e Andrews (1992), e o teste de Lee e Strazicich (2003). O teste ADF é amplamente utilizado para testar a estacionariedade das séries; no entanto, a presença de quebras estruturais faz com que séries estacionárias se pareçam ainda mais com séries *random walk* com *drift* de modo que o teste ADF dificilmente rejeita a hipótese nula neste caso. Para permitir a possibilidade de quebra estrutural nas séries foi realizado o teste de Zivot e Andrews, que identifica uma potencial quebra estrutural endogenamente. A quebra é selecionada onde a estatística de teste é menor e consequentemente onde a evidência é menos favorável à hipótese nula de presença de raiz unitária.

Uma crítica relevante ao teste de Zivot e Andrews é que a hipótese nula não apresenta quebra estrutural; sendo assim, a rejeição da hipótese nula não significa a rejeição de raiz unitária, mas sim de “raiz unitária sem quebra estrutural”. Dessa forma, utilizou-se também o teste de Lee e Strazicich, que comporta quebra estrutural na hipótese nula e a existência de duas quebras estruturais na série. Um resumo das hipóteses nulas testadas é apresentado na Tabela 1 abaixo:

Tabela 1 - Hipóteses nulas dos testes de raiz unitária

Teste	H ₀	H ₁
ADF_{τ}	Random Walk (RW)	Estacionária
$ADF_{\tau\mu}$	Random Walk com drift	Estacionária
$ADF_{\tau\tau}$	Random Walk com tendência	Estacionária
Zivot e Andrews (A)	RW com deslocamento (sem quebra)	Estacionária, tendência, com uma quebra no intercepto
Zivot e Andrews (B)	RW com deslocamento (sem quebra)	Estacionária, tendência com uma quebra na inclinação
Zivot e Andrews (C)	RW com deslocamento (sem quebra)	Estacionária, tendência com uma quebra no intercepto e na inclinação
Lee-Strazicich (A)	RW com quebra no nível	Estacionária com quebra no nível
Lee-Strazicich (C)	RW com quebra no nível e na tendência	Estacionária com quebra no nível e na tendência

Os resultados dos testes de raiz unitária apresentados na Tabela 2 indicam que podemos considerar as variáveis *CAMBIO*, *PET* e *IND* variáveis $I(1)$ e a variável *COMM* como estacionária $I(0)$.⁸ A variável *IPCA* apresentou resultados ambíguos. Embora os testes de Zivot e Andrews (A e C) indiquem a rejeição da hipótese nula (1%) a favor da hipótese de série estacionária com uma quebra estrutural em setembro de 2002, os testes de Lee e Strazicich com uma quebra não indicaram a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, sugerindo que devemos tratar a série como $I(1)$.

O teste de Lee e Strazicich com duas quebras (modelo C) rejeitou a hipótese nula de raiz unitária a 10%, embora uma das dummies de quebra não seja estatisticamente significativa a 10%. Optamos então por considerar a variável *IPCA* como sendo $I(1)$. Uma série quase-integrada (como pode ser o caso do *IPCA*) pode gerar regressões espúrias, podendo ser utilizadas em estimação de vetores cointegrantes [Hjalmarsson e Österholm (2007) e (2010); Beechey, Hjalmarsson e Österholm (2009)].

⁸ Os testes de raiz unitária foram aplicados às primeiras diferenças das variáveis que foram consideradas com raiz unitária. Todas se mostraram estacionárias, indicando assim que as séries são integradas de primeira ordem.

Tabela 2 - Resultados dos testes de raiz unitária

Teste	IPCA	IND	COMM	PET	CAMBIO
ADF_{τ}	4,92	1,32	1,3	1	-0,11
$ADF_{\tau\mu}$	-1.73*	-1.65*	-1,08	-1.79*	-2.04**
$ADF_{\tau\tau}$	-1,73	-2.73*	-3.90***	-3.27***	-2,38
Zivot-Andrews (A)	-6.09***	-4,07	-4.65*	-4,47	-3,27
	set/02	set/08	jul/08	jul/08	mar/05
Zivot-Andrews (B)	-3,83	-3,61	-4.17*	-3,62	-2,72
	jan/03	ago/07	out/01	set/07	jun/11
Zivot-Andrews (C)	-7.46***	-4,23	-4,74	-4,37	-2,94
	set/02	set/08	jul/08	jul/08	mai/04
Lee-Strazicich (A)	-1,52	-3,12	-4.08**	-3,13	-1,54
(1 quebra)	jun 2003 (0.59)	ago 2003 (0.07)	jun 2009 (0.00)	jul 2008 (0.19)	nov 2002 (0.18)
Lee-Strazicich (C)	-3,26	-3,66	-4.23*	-3,38	-3,08
(1 quebra)	jun 2003 (0.32)	out 2008 (0.00)	dez 2003 (0.63)	jun 2009 (0.07)	mar 2005 (0.20)
	jun 2003 (0.02)	out 2008 (0.60)	dez 2003 (0.10)	jun 2009 (0.10)	mar 2005 (0.00)
Lee-Strazicich (A)	-1,68	-3,41	-4.40**	-3,3	-1,67
(2 quebras)	jun 2003 (0.57)	out 2008 (0.00)	nov 2000 (0.03)	set 2004 (0.12)	jan 2003 (0.04)
	jun 2005 (0.64)	dez 2011 (0.20)	jun 2009 (0.00)	jul 2008 (0.20)	set 2011 (0.34)
Lee-Strazicich (C)	-5.54*	-5,04	-4,94	-4,13	-4,27
(2 quebras)	out 2002 (0.00)	out 2008 (0.00)	abr 2003 (0.85)	fev 2001 (0.30)	jan 2003 (0.00)
	out 2002 (0.00)	out 2008 (0.03)	abr 2003 (0.00)	fev 2001 (0.00)	jan 2003 (0.00)
	set 2006 (0.44)	mar 2010 (0.86)	out 2008 (0.09)	mai 2005 (0.10)	out 2011 (0.79)
	set 2006 (0.00)	mar 2010 (0.17)	out 2008 (0.13)	mai 2005 (0.09)	out 2011 (0.00)

Nota: Número de defasagens selecionado pelo critério de Schwarz; p-valores das dummies de quebra, nível ou tendência, entre parênteses; asteriscos (*), (**), e (***) indicam rejeição de H_0 a 10% (*), 5% (**) e 1%, respectivamente. Valores críticos disponíveis em Zivot e Andrews (1992), Lee e Strazicich (2003).

Ou seja, trataremos as variáveis *IPCA*, *CÂMBIO*, *PET* e *IND* como $I(1)$ e a variável *COMM* como $I(0)$. As séries *SNE* e *SPE* são $I(1)$ por construção e suas primeiras-diferenças, *DSNE* e *DSPE*, são $I(0)$. Com esses resultados, a estratégia empírica consistirá na estimativa de sistemas VAR estruturais em primeira diferença, utilizando choques à variável Câmbio (variável “cheia” ou decomposta) para o

cálculo do repasse. Chamaremos os modelos estimados com a variável câmbio “cheia” de modelos “Simétricos” e os estimados com a variável câmbio decomposta entre apreciações e depreciações de modelos “Assimétricos”.⁹

Ou seja, estimaremos sistemas VAR considerando o câmbio, o nível de atividade econômica, condições internacionais (índice de preços das commodities ou a cotação do petróleo) e preços domésticos.¹⁰

5.3. Estimação de sistemas VAR

O primeiro passo na estimação de um modelo VAR é a estimação da forma reduzida do modelo conforme apresentado na seção 3. O modelo deve atender a condição de estabilidade de que todos os autovalores do polinômio característico estejam dentro do círculo unitário, além de apresentar resíduos “bem comportados” que não apresentem autocorrelação ou heterocedasticidade.

Os modelos abaixo foram estimados com as variáveis $I(1)$ em primeira diferença (denotadas por D_nome da variável) e com 2 defasagens. Os testes de autocorrelação serial de Breusch-Godfrey e o de Portmanteau não rejeitaram a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial a 10% e o sistema VAR é estável (todos os autovalores dentro do círculo unitário).

As matrizes de referência para a imposição de restrições para identificação do modelo e cálculo das funções de impulso resposta são as seguintes:

⁹ A ordem de integração das séries também abre a possibilidade de explorarmos um modelo de correção de erros (ECM) e estimarmos o repasse cambial de longo prazo. Esse cálculo não é, no entanto, diretamente comparável ao obtido via resposta a impulso no contexto de um modelo VAR. Para garantirmos a comparabilidade dos resultados, optamos por não explorar possíveis relações de longo prazo entre as variáveis no contexto do ECM.

¹⁰ A taxa de juros doméstica pode afetar o repasse cambial, primordialmente via seus efeitos sobre a atividade econômica. No caso de uma depreciação, por exemplo, a capacidade de repasse é menor num contexto de retração da atividade econômica. Mishkin (2008) argumenta que se a política monetária é suficientemente reativa à inflação, os efeitos de um choque cambial sobre os preços domésticos podem ser reduzidos, já que serão parcialmente absorvidos pela resposta da atividade econômica à política monetária. Empiricamente, a literatura tem captado os efeitos das variações na taxa de juros sobre o repasse de forma indireta, através dos efeitos sobre o nível de atividade econômica e sobre as taxas de inflação, efetiva e esperada. Adotamos a mesma abordagem apresentada pela maior parte dos estudos empíricos de não incluir juros como uma variável nos sistemas VAR.

Para o modelo simétrico com quatro variáveis:

$$\begin{bmatrix} 1 & s_{12} & s_{13} & s_{14} \\ s_{21} & 1 & s_{23} & s_{24} \\ s_{31} & s_{32} & 1 & s_{34} \\ s_{41} & s_{42} & s_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{DCAMBIO} \\ e_{COMM/DPET} \\ e_{DIND} \\ e_{DIPCA} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{DCAMBIO} \\ u_{COMM/DPET} \\ u_{DIND} \\ u_{DIPCA} \end{bmatrix}$$

Para o modelo assimétrico com cinco variáveis:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{DSNE} \\ e_{DSPE} \\ e_{COMM/DPET} \\ e_{DIND} \\ e_{DIPCA} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{DSNE} \\ u_{DSPE} \\ u_{COMM/DPET} \\ u_{DIND} \\ u_{DIPCA} \end{bmatrix}$$

Como indicado anteriormente, os coeficientes das matrizes A (do modelo assimétrico) e S (do modelo simétrico) determinam as relações contemporâneas entre as variáveis. O coeficiente a_{ij} ou s_{ij} indica o efeito da variável j sobre a variável i em t . As variáveis são ordenadas conforme os vetores e e u , isto é, no modelo simétrico [1=DCAMBIO,2=COMM ou DPET,3=DIND,4=DIPCA] e no modelo assimétrico [1=DSNE,2=DSPE,3=COMM ou DPET,4=DIND,5=DIPCA]. Desta forma, o coeficiente a_{41} por exemplo, é o efeito de $DSNE_t$ sobre $DIND_t$ (ou de uma apreciação sobre a produção industrial).

Primeiramente, os modelos foram estimados utilizando a variável internacional COMM. Como indicado, erros da forma reduzida com correlações superiores a $|0,2|$ sugerem um caminho para a escolha das restrições de identificação. Uma vez estabelecidas as correlações relevantes, restrições temporais na relação entre as variáveis são impostas, de tal forma que a inflação é afetada contemporaneamente pelo câmbio, commodities e produção industrial. Além disso, assumimos que as variáveis externas afetam contemporaneamente as variáveis domésticas, com variações no câmbio (apreciação ou depreciação) e nas commodities afetando a produção industrial doméstica. O modelo simétrico na forma reduzida apresentou dois pares de erros com correlação superiores a $|0,2|$, DCAMBIO e COMM; COMM e DIND. Dois modelos de SVAR simétricos foram então estimados:

SIMÉTRICO A1 estimando as relações contemporâneas: s_{12} e s_{32} (commodities afetam contemporaneamente a variação cambial e a variação no nível de atividade);

SIMÉTRICO B1 estimando as relações contemporâneas: s_{21} e s_{32} (a variação cambial afeta contemporaneamente commodities e commodities afetam contemporaneamente a variação do nível de atividade). O repasse cambial médio estimado foi de 7.15% para o modelo A1 e de 6.44% para o modelo B1.

Para o repasse assimétrico, estimaram-se dois modelos, novamente seguindo as correlações relevantes:

ASSIMÉTRICO A1 estimando as relações contemporâneas α_{23} , α_{43} , α_{41} , α_{51} (commodities afetam contemporaneamente as apreciações do câmbio e variações do nível de atividade e apreciações do câmbio afetam contemporaneamente variações do nível de atividade e a inflação) e;

ASSIMÉTRICO B1 estimando as relações contemporâneas: α_{51} , α_{41} , α_{32} , α_{43} (apreciações do câmbio afetam contemporaneamente variações no nível de atividade e a inflação e depreciações da taxa de câmbio afetam contemporaneamente commodities e commodities afetam contemporaneamente variações no nível de atividades).

Os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 1%. Em ambos os modelos, os repasses no caso de depreciação são bastante superiores aos repasses no caso de apreciação do câmbio, após 12 meses (Tabelas 3 e 4).

Tabela 3 - Repasse cambial – modelo com COMM, período 1999.01 a 2012.05

Meses	Modelo SIMÉTRICO A1	Modelo SIMÉTRICO B1	Modelo ASSIMÉTRICO A1		Modelo ASSIMÉTRICO B1	
			Depreciação	Apreciação	Depreciação	Apreciação
			1	0,00%	0,00%	0,00%
2	1,99%	1,62%	2,57%	-2,92%	2,00%	-2,92%
3	4,08%	3,37%	4,49%	-1,17%	3,56%	-1,17%
4	5,54%	4,58%	5,64%	0,52%	4,46%	0,52%
5	6,34%	5,25%	6,29%	1,68%	5,01%	1,68%
6	6,69%	5,58%	6,66%	2,35%	5,37%	2,35%
7	6,82%	5,76%	6,89%	2,65%	5,64%	2,65%
8	6,88%	5,88%	7,04%	2,72%	5,88%	2,72%
9	6,92%	6,00%	7,18%	2,69%	6,12%	2,69%
10	6,98%	6,14%	7,34%	2,60%	6,37%	2,60%
11	7,06%	6,29%	7,52%	2,52%	6,64%	2,52%
12	7,15%	6,44%	7,72%	2,46%	6,92%	2,46%

A fim de se verificar se os resultados se mantêm, reestimamos os modelos com a variável *DPET* (em substituição à *COMM*). As mesmas hipóteses sobre as relações contemporâneas entre as variáveis foram mantidas para identificação dos modelos, com exceção do modelo ASSIMÉTRICO A2 que, a fim de atender o critério de estimar relações contemporâneas cujo par de variáveis apresentou erros com correlação superior a $|0,2|$ na estimação da forma reduzida, estimou as relações contemporâneas α_{32} e α_{42} (depreciações da taxa de câmbio afetam contemporaneamente as commodities e variações do nível de atividade). Verifica-se que o repasse médio se reduziu um pouco, para 6.4% e 5.36%, mas a forte assimetria no repasse de apreciações e depreciações se manteve.

Tabela 4 - Repasse cambial – modelo com *DPET*, período 1999.01 a 2013.11

Meses	Modelo SIMÉTRICO A2	Modelo SIMÉTRICO B2	Modelo ASSIMÉTRICO A2		Modelo ASSIMÉTRICO B2	
			Depreciação	Apreciação	Depreciação	Apreciação
1	0,00%	0,00%	0,00%	-2,86%	0,00%	-2,86%
2	1,66%	1,47%	1,94%	-2,77%	1,65%	-2,77%
3	3,59%	3,14%	3,91%	-1,27%	3,29%	-1,27%
4	4,98%	4,30%	5,11%	0,11%	4,25%	0,11%
5	5,78%	4,94%	5,81%	1,01%	4,79%	1,01%
6	6,17%	5,23%	6,16%	1,57%	5,04%	1,57%
7	6,33%	5,34%	6,30%	1,91%	5,12%	1,91%
8	6,39%	5,37%	6,33%	2,09%	5,12%	2,09%
9	6,40%	5,37%	6,31%	2,17%	5,09%	2,17%
10	6,40%	5,37%	6,28%	2,21%	5,06%	2,21%
11	6,40%	5,37%	6,25%	2,22%	5,03%	2,22%
12	6,40%	5,36%	6,23%	2,22%	5,01%	2,22%

Como a divulgação da variável *COMM* (índice de preços das commodities) pelo IPEA foi descontinuada a partir de junho de 2012, utilizamos também a cotação internacional do petróleo, disponível durante todo o período analisado, para as estimações. Assim, a diferença entre os resultados das Tabelas 2 e 3 poderia refletir os efeitos do comportamento das variáveis nos meses finais de 2012 e de 2013, não considerados nas estimativas apresentadas na Tabela 2. A fim de tornar os resultados diretamente comparáveis em termos do período analisado, estimamos o modelo com a variável *DPET* para o período 1999 a maio de 2012, último mês em que a variável *COMM* foi divulgada.¹¹ Os resultados encontram-se na Tabela 5.

¹¹ As mesmas hipóteses sobre as relações contemporâneas entre as variáveis foram mantidas para identificação dos modelos.

Tabela 5 - Repasse cambial – modelo com DPET, período 1999.01 a 2012.05

Meses	Modelo SIMÉTRICO A3	Modelo SIMÉTRICO B3	Modelo ASSIMÉTRICO A3		Modelo ASSIMÉTRICO B3	
			Depreciação	Apreciação	Depreciação	Apreciação
			1	0,00%	0,00%	0,00%
2	1,88%	1,68%	2,38%	-2,97%	2,08%	-2,97%
3	3,95%	3,48%	4,46%	-1,33%	3,86%	-1,33%
4	5,42%	4,73%	5,72%	0,17%	4,88%	0,17%
5	6,28%	5,42%	6,44%	1,14%	5,43%	1,14%
6	6,70%	5,74%	6,81%	1,75%	5,69%	1,75%
7	6,89%	5,86%	6,95%	2,11%	5,77%	2,11%
8	6,95%	5,90%	6,98%	2,30%	5,77%	2,30%
9	6,97%	5,90%	6,95%	2,38%	5,73%	2,38%
10	6,98%	5,90%	6,91%	2,42%	5,69%	2,42%
11	6,98%	5,90%	6,88%	2,43%	5,65%	2,43%
12	6,98%	5,90%	6,85%	2,43%	5,63%	2,43%

Comparando-se os resultados das Tabelas 3 e 5, verifica-se que os resultados são similares, com a continuidade do comportamento assimétrico do repasse.

Finalmente, embora os testes de raiz unitária não tenham indicado uma quebra estrutural específica para o ano de 2008, os efeitos da crise financeira americana de 2008 podem ser observados na análise gráfica das séries de produção industrial, commodities e câmbio, apresentada anteriormente na Figura 1. Dada a possibilidade de quebra estrutural no segundo semestre de 2008, optamos por dividir a amostra em dois subperíodos, pré e pós crise. Os resultados obtidos para o primeiro subperíodo (1999.01-2008.06), com as variáveis COMM e DPET são apresentados nas Tabelas 6 e 7, respectivamente.¹² Os modelos simétricos consideram a relação contemporânea $s42$ (commodities afetam contemporaneamente a inflação). Os modelos assimétricos consideram a relação contemporânea: $a53$ (commodities afetam contemporaneamente a inflação). Todos os coeficientes da matriz A estimados em todos os modelos SVAR foram estatisticamente significativos a 10%.¹³

¹² O limitado número de observações para o segundo subperíodo não possibilitou a estimação do VAR na especificação requerida para comparação, cinco variáveis e duas defasagens.

¹³ Além dos modelos apresentados acima, escolhidos como os mais adequados pelos critérios mencionados, dezenas de outros conjuntos de restrições foram impostas às matrizes A e S, a fim de se verificar a robustez dos resultados. As diversas estimativas apresentam, consistentemente, a mesma característica: o repasse cambial de uma depreciação após 12 meses possui uma magnitude maior que o repasse cambial de uma apreciação após 12 meses.

Tabela 6 - Repasse cambial – modelo com a variável *COMM*, subperíodo 1999.01 a 2008.06

Meses	Modelo SIMÉTRICO SUB1_A1	Modelo ASSIMÉTRICO SUB1_A1	
		Depreciação	Apreciação
1	0,00%	0,00%	0,00%
2	2,78%	5,12%	-0,23%
3	6,11%	11,22%	1,10%
4	9,20%	18,14%	2,36%
5	11,15%	25,04%	3,43%
6	11,86%	29,90%	4,04%
7	11,91%	32,37%	4,36%
8	11,74%	33,03%	4,46%
9	11,57%	32,83%	4,47%
10	11,46%	32,38%	4,44%
11	11,41%	31,97%	4,41%
12	11,40%	31,67%	4,38%

Tabela 7 - Repasse cambial – modelo com a variável *DPET*, subperíodo 1999.01 a 2008.06

Meses	Modelo SIMÉTRICO SUB1_A2	Modelo ASSIMÉTRICO SUB1_A2	
		Depreciação	Apreciação
1	0,00%	0,00%	-0,67%
2	2,60%	4,67%	-0,64%
3	5,53%	8,30%	1,03%
4	8,07%	11,94%	2,37%
5	9,73%	14,67%	3,26%
6	10,56%	16,75%	3,66%
7	10,93%	18,16%	3,89%
8	11,11%	19,16%	3,99%
9	11,22%	19,85%	4,05%
10	11,27%	20,34%	4,09%
11	11,28%	20,70%	4,12%
12	11,28%	20,97%	4,14%

Utilizando a subamostra, os resultados para o período pré-crise apresentam um repasse cambial mais elevado se comparado aos resultados obtidos com a amostra completa, que inclui os anos pré e pós-crise de 2008.

Os resultados da subamostra de janeiro de 1999 a junho de 2008 apresentam também forte assimetria no repasse cambial com os repasses no caso de depreciação, sendo bastante superiores aos repasses no caso de apreciação do câmbio, após 12 meses.

A Tabela 8 abaixo reúne as estimativas de repasse (12 meses) apresentadas e calcula a média simples dos resultados:

Tabela 8 - Repasse cambial - Estimativas obtidas

	Simétrico	Depreciação	Apreciação
	7,15%	7,72%	2,46%
	6,40%	6,23%	2,22%
	6,98%	6,85%	2,43%
	6,44%	6,92%	2,46%
	5,36%	5,01%	2,22%
	5,90%	5,63%	2,43%
	11,40%	31,67%	4,38%
	11,28%	20,97%	4,14%
Média	7,61%	11,38%	2,84%

5.4. Cointegração

Na subseção anterior o modelo VAR foi estimado em primeira diferença devido à presença de raiz unitária nas séries. Uma solução alternativa se apresenta caso as variáveis $I(1)$ de Y_t sejam cointegradas. Nosso objetivo nesta seção é verificar se o principal resultado obtido, qual seja, a existência de repasse cambial assimétrico para o caso brasileiro, é robusto a uma especificação alternativa, caso as variáveis sejam cointegradas.

Segundo o teorema da representação de Granger [Granger (1981), Engle e Granger (1987)], um vetor de variáveis $I(1)$ cointegrado admite uma representação na forma de um modelo de correção de erros (ECM) sendo possível estimar o vetor cointegrante $(1, -\theta)$ que permite captar as relações de longo-prazo:

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^q \phi_j \Delta x_{t-i} + \lambda(y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + u_t \quad (8)$$

Este modelo também aceita a incorporação de assimetria, de acordo com Shin *et al.* (2014):¹⁴

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^p \alpha_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \sum_{h=0}^p \alpha_h^- \Delta x_{t-h}^- + \lambda(y_{t-1} - \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^-) + u_t \quad (9)$$

Assim como o modelo de correção de erros uniequacional acima, o modelo $VAR(p)$ da Equação (1) pode ser reparametrizado na forma de um modelo vetorial de correção de erros, $VEC(p-1)$, onde uma ou mais variáveis podem ser decompostas para incorporar assimetria.¹⁵

Para determinar o número de vetores cointegrantes entre as variáveis foram realizados os testes de Johansen do traço e do máximo autovalor. Os testes foram realizados primeiramente para o modelo simétrico, entre as variáveis *IPCA*, *CAMBIO*, *IND* e *PET*, no período completo de 1999.01 a 2013.11 (Tabela 9).

Tabela 9 - Testes de Johansen – *IPCA*, *CAMBIO*, *IND* e *PET* - período 1999.01 a 2013.11 (*)

Estatística do Traço				
r	Autovalor	λ_{tr}	Valor Crítico a 5%	p-valor
r=0	0,16	59,05	47,86	0,003
r=1	0,1	28,67	29,8	0,07
r=2	0,04	10,73	15,49	0,23
Estatística do Máximo Autovalor				
	Autovalor	LR	Valor Crítico a 5%	p-valor
r=0	0,16	30,38	27,58	0,02
r=1	0,1	17,94	21,13	0,13
r=2	0,04	8,1	14,26	0,37

(*)r = número de vetores cointegrantes. Especificação com constante e tendência linear nas séries e constante no vetor cointegrante. Estimação com uma defasagem.

¹⁴ Caso exista uma relação de cointegração em (12) que não existe em (11), esta é conhecida como *hidden cointegration*. (Granger e Yoon, 2002 e Schorderet, 2004).

¹⁵ Ver Frey e Manera (2007) para uma resenha de artigos que estimam modelos VEC para a transmissão de preços com assimetrias. Testes de Johansen e estimação de VEC em modelo com incorporação de assimetria também em Lim (2001).

Os resultados dos testes indicaram a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis *IPCA*, *CAMBIO*, *IND* e *PET*, no período completo de 1999.01 a 2013.11.

A Tabela 10 apresenta os valores estimados do vetor cointegrante $(1, -c, -\beta_{CAMBIO}, -\beta_{PET}, -\beta_{IND})$ a partir de um modelo *VEC(1)* com especificação com constante e tendência linear nas séries e constante no vetor cointegrante. Foram realizados os testes de Breusch-Godfrey e o de Portmanteau que não rejeitaram a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos.

Tabela 10 - Vetor de cointegração: *IPCA*, *CAMBIO*, *IND* e *PET* - período 1999.01 a 2013.11

Vetor de Cointegração				
IPCA(-1)	C	CAMBIO(-1)	PET(-1)	IND(-1)
1	-11,29459	-0,570603	-0,868464	1,552822
		-0,1325	-0,16385	-0,80046
		[-4.30634]	[-5.30048]	[1.93990]

Erros padrão em () e estatísticas t em []

Em seguida, os testes de Johansen foram realizados no modelo assimétrico, utilizando a decomposição cumulativa do câmbio apresentada na seção 3. Ou seja, entre as variáveis *IPCA*, *SNE*, *SPE*, *IND* e *PET*, no período completo de 1999.01 a 2013.11.

Tabela 11 - Testes de Johansen – *IPCA*, *SNE*, *SPE*, *IND* e *PET* - período 1999.01 a 2013.11

Estatística do Traço				
r	Autovalor	λ_{tr}	Valor Crítico a 5%	p-valor
r=0	0,23	93,35	69,82	0,0002
r=1	0,12	46,89	47,86	0,06
r=2	0,09	24,2	29,8	0,19
Estatística do Máximo Autovalor				
r	Autovalor	LR	Valor Crítico a 5%	p-valor
r=0	0,23	46,45	33,88	0,001
r=1	0,12	22,69	27,58	0,19
r=2	0,09	16,12	21,13	0,22

Especificação com constante e tendência linear nas séries e constante no vetor cointegrante. Estimação com uma defasagem.

Assim como o modelo simétrico, os testes de Johansen aplicados ao modelo assimétrico também indicaram a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis.

A Tabela 12 apresenta o resultado da estimação do vetor cointegrante $(1, -c, -\beta_{SNE}, -\beta_{SPE}, -\beta_{PET}, -\beta_{IND})$ a partir de um modelo $VEC(1)$ com especificação com constante e tendência linear nas séries e constante no vetor cointegrante. Da mesma forma, os testes de Breusch-Godfrey e o de Portmanteau não rejeitaram a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos.

Tabela 12 - Vetor de cointegração: *IPCA*, *SNE*, *SPE*, *IND* e *PET* - período 1999.01 a 2013.11

Vetor de Cointegração					
IPCA(-1)	SNE(-1)	SPE(-1)	PET(-1)	IND(-1)	C
1	0,023391	-0,260876	-0,091566	-0,072402	-6,646002
	-0,01435	-0,01151	-0,0145	-0,07436	
	[1.62990]	[-22.6749]	[-6.31439]	[-0.97361]	

Erros padrão em () e estatísticas t em []

Como verificamos na Tabela 12, o vetor de cointegração indica uma relação de longo prazo positiva e estatisticamente significativa entre os preços ao consumidor (*IPCA*) e as depreciações cambiais (*SPE*), com coeficiente estimado em 0,260874. A cotação internacional do petróleo (*PET*), também apresenta uma relação de longo prazo positiva com os preços ao consumidor, como esperado. As apreciações cambiais e a produção industrial não apresentaram uma relação de longo prazo com os preços ao consumidor efetivamente significativa. Ou seja, o resultado das estimações dos vetores de cointegração corroboram os resultados encontrados na seção anterior que indicam evidências da existência de assimetria no repasse cambial.

Conclusão

O presente artigo analisou o repasse cambial para os preços ao consumidor (*IPCA*) no Brasil no período entre 1999 e 2013, buscando evidências de que o repasse da taxa de câmbio para a inflação, após a liberalização do câmbio e adoção do regime de metas de inflação,

foi assimétrico. Isto é, as estimativas procuraram captar se o repasse cambial possui magnitudes diferentes no caso de apreciação e de depreciação do câmbio.

Do ponto de vista teórico, diversas razões de ordem micro e macroeconômica podem justificar a observação de repasses cambiais assimétricos. Dentre as explicações microeconômicas, restrições de mercado, questões tecnológicas e objetivos de *market share* podem gerar repasses cambiais diferenciados para os casos de apreciação ou depreciação. Além disso, uma estratégia de preços por parte de firmas que busque a manutenção ou ampliação de seus *mark-ups* pode resultar em rigidez de preços para baixo, gerando repasses cambiais maiores no caso de depreciações. Do ponto de vista macroeconômico, os repasses cambiais podem ser assimétricos dependendo da taxa de crescimento da economia, com repasses menores, por exemplo, no caso de depreciações em contexto de recessão econômica.

Neste artigo, a assimetria do repasse foi investigada através da estimação de um modelo VAR a partir da decomposição da taxa de câmbio, período a período, em apreciações e depreciações e diversas especificações econométricas foram utilizadas para a estimação do repasse cambial e verificação da robustez dos resultados.

Os resultados sugerem forte assimetria no repasse cambial no Brasil e apresentam, em todas as especificações utilizadas, a mesma característica: após 12 meses, o repasse cambial de uma depreciação possui uma magnitude maior que o repasse de uma apreciação. Embora a estimação de modelos VAR exija a imposição de restrições, seja de uma sequência temporal de causalidade, seja de relações contemporâneas nulas entre determinadas variáveis que podem alterar de forma substancial os resultados dos modelos, a forte assimetria no repasse parece robusta a diversas especificações. Além disso, os testes de cointegração e a estimação do modelo VEC a partir da decomposição da taxa de câmbio em variações cumulativas corroboraram o resultado de existência de assimetria no repasse cambial.

A média simples das diversas estimativas de repasse indica um repasse cambial de 7.61% para o período analisado, com um repasse médio de 11.38% no caso de depreciação, e de 2.84% no caso de apreciação. O período analisado coincide com a adoção do regime de metas de inflação no Brasil e com uma forte atuação do Banco Central para o

cumprimento das metas. Ao mesmo tempo, como a taxa de câmbio apresentou uma tendência contínua de valorização a partir de 2003, com exceção do período da crise internacional (junho 2008 a fevereiro de 2009), é possível que as estimações que incluem períodos com mais apreciações encontrem repasses cambiais menores devido ao menor impacto sobre a inflação de apreciações da taxa de câmbio. Além disso, o país cresceu a uma taxa média anual de 3.4% entre 2000 e 2013, segundo dados do IBGE. Se no caso de depreciações, por exemplo, a capacidade de repasse é menor num contexto de retração da atividade econômica, algo semelhante deve ocorrer no caso de apreciações em contexto de expansão econômica, já que a forte demanda interna atenuaria a redução dos preços domésticos de comercializáveis, reduzindo o repasse.

Nossas estimativas para o subperíodo amostral anterior à crise de 2008 são superiores em magnitude quando comparadas às estimativas para o período completo (1999 a 2013). Como não se observou uma aceleração inflacionária após a desvalorização do final de 2008 como a ocorrida em 2002, é possível que, mesmo considerando a assimetria no repasse cambial, a magnitude do repasse de depreciações tenha se reduzido ao longo do tempo. Porém, somente uma análise específica do comportamento do repasse ao longo do tempo no contexto de modelos assimétricos poderá indicar se o repasse cambial vem se reduzindo desde a adoção do regime de metas de inflação, uma hipótese frequentemente apresentada na literatura para países emergentes e que sugere uma sequência para a investigação empírica do presente artigo.

Por fim, cabe destacar relevante implicação dos nossos resultados para a dinâmica inflacionária. Do ponto de vista intertemporal, a assimetria no repasse cambial encontrada significa que o efeito inflacionário de uma desvalorização (sistemática) não é integralmente compensado por um efeito deflacionário de uma valorização (sistemática) de mesma magnitude. Por exemplo, considere a ocorrência de uma desvalorização cambial seguida por uma valorização de mesma magnitude, de forma que a taxa de câmbio retorne a seu patamar inicial. Se o repasse fosse simétrico o efeito final sobre a inflação seria nulo: passadas as defasagens, a inflação retornaria ao patamar inicial. Isto é, o impacto inflacionário da desvalorização seria exatamente igual ao efeito deflacionário da valorização. Na presença de assimetria, o resultado líquido será uma elevação da inflação.

Referências

- ÁLVAREZ, E., JARAMILLO, P., e SELAIVE, J. *Exchange rate pass-through into import prices: the Case of Chile*. Working Paper nº 465, Banco Central de Chile, 2008.
- ARAÚJO, E., MODENESI, A. *A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR*. In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador (BA), 2010.
- BEECHEY, M.; HJALMARSSON, E. e ÖSTERHOLM, P. Testing the expectations hypothesis when interest rates are near integrated. *Journal of Banking & Finance*, v. 33, n. 5, p. 934-943, 2009.
- BELAISCH, A. *Exchange Rate Pass-Through in Brazil*. IMF Working Paper 03/141. Washington: International Monetary Fund, 2003.
- BUSSIÈRE, M. *Exchange rate pass-through in the G7 economies: the role of nonlinearities and asymmetries*. European Central Bank Working Paper n. 822, 2007.
- CAMPA, J.; GOLDBERG, L. Exchange rate pass-through into imports prices. *The Review of Economics and Statistics*. v. 87. p. 679-690, 2005.
- CARNEIRO, D., MONTEIRO, A. M. e WU, T. *Mecanismos Não-lineares de Repasse Cambial para o IPCA*. Departamento de Economia PUC-Rio, Texto para Discussão nº 462, 2002.
- CHOUDHRI, E. e HAKURA, D. Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, v. 25, n. 4, p. 614-639, 2006.
- CORREA, A. S. e MINELLA, A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 64(3):231-243, 2010.
- DELATTE, A. e VILLAVICENCIO, A. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, v. 34, n. 3, p. 833-844, 2012.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probability and Mathematica Statistics. Ed. John Wiley & Sons Inc, 2008.
- ENGLE, R. e GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276, 1987.
- FOSTER, H., e BALDWIN, R. *Marketing bottlenecks and the relationship between exchange rates and prices*. Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, Mass, 1986.
- FRAGA, G. e COUTO, S. *O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise empírica para o Brasil*. In: XVI Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC/SUL, 2013, Curitiba.
- FRANKEL, J., PARSLEY, D. e WEI, S. Slow Pass-through around the World: A New Import for Developing Countries? *Open Economies Review* 23(2) pp 213-251, 2012.
- FREY, G., e MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic surveys*, 21(2), 349-415, 2007.
- FROOT, K., e KLEMPERER, P. Exchange rate pass-through when market share matters. *American Economic Review*, 79(4), 637-654, 1989.
- GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, v. 9, n. 4, p. 315-338, 2004.
- GIL-PAREJA, S. Exchange rates and European countries' export prices: An empirical test for asymmetries in pricing to market behavior. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 136, n. 1, p. 1-23, 2000.
- GOLDFAJN, I. e WERLANG, S. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Banco Central do Brasil*. Working Paper n. 05, 2000.
- GRANGER, C. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121-130, 1981.

- GRANGER, C., YOON, G., *Hidden cointegration*. University of California, San Diego, Department of Economics Working Paper 2002–02.
- HERZBERG, V., KAPETANIOS, G., e PRICE G., *Import prices and exchange rate passthrough: theory and evidence from the United Kingdom*, Working Paper No. 182, Bank of England, 2003.
- HJALMARSSON, E. e ÖSTERHOLM, P. *A residual-based cointegration test for near unit root variables*, International Finance Discussion Papers 907, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 2007.
- HJALMARSSON, E.; ÖSTERHOLM, P. Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated: size distortions and partial remedies. *Empirical Economics*, v. 39, n. 1, p. 51-76, 2010.
- KARORO, T., MESHACH, A. e CATTANEO, N. Exchange Rate Pass-through to Import Prices in South Africa: Is There Asymmetry? *South African Journal of Economics* v. 77, n. 3, p. 380-398, 2009.
- KHUNDRAKAM, J. *Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India*. Bank for International Settlements Working Paper No.225, 2007.
- KNETTER, M. Is Export Price Adjustment Asymmetric? Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypotheses. *Journal of International Money and Finance* 13(1), 55-70, 1994.
- KOHLSCHEEN, E. Emerging floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies. *Journal of International Money and Finance*, v. 29, n. 8, p. 1580-1595, 2010.
- KRUGMAN, P. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes, In Arndt, S. e Richardson, J., *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, Cambridge, MA, MIT Press, 1987.
- LEE, J. e STRAZICICH, M. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1082-1089, 2003.
- LIM, G. Bank interest rate adjustments: are they asymmetric?. *Economic Record*, v. 77, n. 237, p. 135-147, 2001.
- LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. Cambridge University. Press, 2005.
- MARSTON, R. Pricing to Market in Japanese Manufacturing, *Journal of International Economics*, 29, pp. 217-236, 1990.
- MCCARTHY, J. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. FRB of New York Staff Report 111, 2000.
- MENEZES, G.; FERNANDEZ, R. *Análise do efeito pass-through cambial para a formação dos índices de preços no Brasil (1999 - 2011)*. In: XV Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC / SUL, Porto Alegre, 2012.
- MIHALJEK, D.; KLAU, M. *Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?* BIS Papers, v. 35, p. 103-130, 2008.
- MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN, I., MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, v. 22. p. 1015-1040, 2003.
- NOGUEIRA, R. Inflation Targeting, Exchange Rate Pass-Through and ‘Fear of Floating’, *Studies in Economics* 0605, Department of Economics, University of Kent, 2006.
- NOGUEIRA, P. Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Economia Aplicada*, São Paulo, v.11 (2), pp. 189-208, Abril-Junho, 2007.
- NOGUEIRA, V.; MORI, R. e MARCAL, E. *Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros*. In: XL Encontro Nacional de Economia - ANPEC. Porto de Galinhas, 2012.
- NONNENBERG, M. e LAMEIRAS, M. Preços das commodities e o IPA. *Boletim de Conjuntura*, IPEA, n. 69, jun., 2005.

- PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy* 108.3: 466-502, 2000.
- POLLARD, P.; COUGHLIN, C. *Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level*. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series, n. 2003-029, 2003.
- PRZYSTUPA, J.; WRÓBEL, E. Asymmetry of the Exchange Rate Pass-Through: an exercise on the Polish data. *Eastern European Economics*, v. 49, n. 1, p. 30-51, 2011.
- RUBIO-RAMIREZ, J., WAGGONER, D., e ZHA, T. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference, *Review of Economic Studies*, 77, 665-696, 2010.
- SCHORDERET, Y. *Asymmetric Cointegration*. Working Paper, Department of Econometrics, University of Geneva, 2004.
- SHIN, Y., YU, B., e GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer New York, 2014.
- SQUEFF, G. *Repassé cambial reverso: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007)*. In: II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, Porto Alegre, 2009.
- SOUZA, R. e ALVES, A. *Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas* In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2011.
- TOMBINI, A.; ALVES, S. The recent Brazilian disinflations process and costs. *Working Papers Series* nº 109. Brasília: Banco Central do Brasil, 2006.
- WARE, R., e WINTER, R. Forward markets, currency options and the hedging of foreign exchange risk. *Journal of International Economics* 25.3 291-302, 1988.
- WEBBER, A. Newton's gravity law and import prices in the Asia Pacific. *Japan and the World Economy*, 12(1):71-87, 1999.
- WICKREMASINGHE, G.; SILVAPULLE, P. Exchange rate pass-through to manufactured import prices: The case of Japan. *International Trade*, v. 406006, 2004.
- ZIVOT, Eric; e ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 20, n. 1, p. 25-44, 2002.