

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS**

**Departamento de Economia - DECON**

**Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados - PPGOM**



**Dissertação**

***Assimetria no *pass-through* da taxa de câmbio: Evidências para o Brasil***

**Rafael Flach**

**Pelotas, 2015**

**Rafael Flach**

**Assimetria no *pass-through* da taxa de câmbio: Evidências para o Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Rodrigo Nobre Fernandez

**Pelotas, 2015**

**Rafael Flach**

**Assimetria no *pass-through* da taxa de câmbio: Evidências para o Brasil**

Dissertação aprovada, como requisito parcial, para obtenção do grau de Mestre em Economia Aplicada, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, Universidade Federal de Pelotas.

**Data da defesa:** \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de 20\_\_\_\_.

**Banca Examinadora:**

---

**Prof.Dr. Rodrigo Nobre Fernandez**

---

**Prof.Dr. Regis Augusto Ely**

---

**Prof.Dr. Ronald Hillbrecht**

**“Não há excesso de liberdade se aqueles que são livres são responsáveis.  
O problema é liberdade sem responsabilidade”.**  
**Milton Friedman**

## **Agradecimento**

Agradeço, primeiramente, à minha família, pelo incentivo e apoio em todos os momentos. Devo a eles as minhas conquistas e a pessoa que sou.

Aos verdadeiros amigos, irmãos da vida, pelo apoio incondicional.

Aos meus colegas de PPGOM, que se tornaram grandes amigos, por tornarem todos os momentos mais leves e divertidos.

A meu orientador Rodrigo Nobre Fernandez e ao professor Regis Augusto Ely, pelos ensinamentos e conselhos e pela compreensão, que foram fundamentais para o meu crescimento e para que meus objetivos fossem atingidos.

A todo corpo docente Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados

A todos os professores que contribuíram para a minha formação.

Agradeço à Universidade Federal de Pelotas pelo ensino público de qualidade a mim ofertado

## Resumo

Esse trabalho investiga a relação não linear dos repasses cambiais para a inflação para o caso brasileiro. Para isso, utilizamos um TVAR com os índices de preços ao consumidor (livre e administrado) e o índice de preço pra o produtor e outras variáveis que auxiliam a explicar o pass-through no período de 2000 a 2014 tendo a variável taxa de câmbio como nosso threshold. Os resultados indicam a presença de não linearidades nos repasses para os preços, um efeito significativo quando há depreciação cambial e que após a crise de 2008 não há evidências de repasse cambial assimétrico. Esses resultados têm implicações no que se refere à política monetária e podem ter que relação com as estruturas de mercado existentes no país.

**Palavras-Chave:** Índices de preços, Mecanismos de transmissão, Não linearidade, TVAR.

**Classificação JEL:** C13, E31, E58.

## ***Abstract***

This paper investigates the nonlinear relationship of exchange rate pass-through to inflation for the Brazilian case. For this, we use a TVAR with the consumer price indices (free and administered) and the price index for the producer and other variables that help explain the pass-through in the period from 2000 to 2014 with the variable exchange rate as our threshold. The results indicate the presence of nonlinearities in transfers to prices, a significant effect when there is exchange rate depreciation and that after the 2008 crisis there is no evidence of asymmetric pass-through. These results have implications with regard to monetary policy and may have to link with the existing market structures in the country.

***Keywords:*** *Price indices, transmission mechanisms, nonlinearity, TVAR.*

***JEL Classification:*** C13, E31, E58

## Lista de Tabelas

<b>Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis .....</b>	<b>14</b>
<b>Tabela 2 - Testes de raízes unitárias. ....</b>	<b>17</b>
<b>Tabela 3 - Causalidade de Granger. ....</b>	<b>18</b>
<b>Tabela 4 - Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP .....</b>	<b>19</b>
<b>Tabela 5 - Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP (2000-2007).....</b>	<b>21</b>
<b>Tabela 6 - Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP (2008-2014).....</b>	<b>24</b>
<b>Tabela 7 - Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP com a variável credibilidade .....</b>	<b>25</b>



## Sumário

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>10</b>
<b>2. REVISÃO DA LITERATURA .....</b>	<b>11</b>
<b>3. MÉTODOLOGIA.....</b>	<b>13</b>
<b>3.1.Dados. ....</b>	<b>13</b>
<b>3.2.Modelo TVAR.....</b>	<b>16</b>
<b>4. RESULTADOS .....</b>	<b>17</b>
<b>4.1Testes de Robustez.....</b>	<b>22</b>
<b>5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>26</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>27</b>
<b>APÊNDICE .....</b>	<b>28</b>

## 1. Introdução

Mudanças na taxa de câmbio podem afetar o ambiente inflacionário em economias abertas. Esse fenômeno é conhecido como *pass-through* (repass) da taxa de câmbio, isto é, o impacto percentual de uma mudança de 1% na taxa de câmbio nominal sobre os preços domésticos. O entendimento de como se desenvolve esse processo é importante na tomada de decisão da autoridade monetária na busca pela estabilidade de preços<sup>1</sup>.

A literatura sobre este tema é bastante extensa<sup>2</sup>. Recentemente alguns estudos empíricos consideraram que esse repasse para os preços pode ser assimétrico, ou seja, as magnitudes dos efeitos de valorizações e desvalorizações cambiais podem apresentar diferentes impactos no nível de preço (Pollard e Coughlin, 2003; Bussière, 2007; Nogueira-Júnior e León-Ledesma, 2010; Aleem e Lahiani, 2014). Esse fenômeno pode ter implicações na política monetária e pode ser explicado pela rigidez de preços. Pollard e Coughlin, (2003) atribuem esse efeito aos “custos de menu”, enquanto Delatte e López-Villavicencio, (2012), às estruturas de mercado existentes nos países<sup>3</sup>.

Nesse sentido, esse trabalho tem por objetivo verificar a assimetria no repasse de apreciações e depreciações cambiais para os índices de preços para a economia Brasileira no período de 2000 a 2014. Para realizar tal meta, utilizamos o TVAR (*Threshold Vector Autoregressive Model*) que permite capturar o efeito dos repasses cambiais de forma não linear.

A principal contribuição desse estudo é a análise do repasse cambial assimétrico para a economia brasileira, podendo então auxiliar os formuladores de políticas públicas no entendimento de como funciona o processo de transmissão das variações da taxa de câmbio sobre os preços. Ademais, a metodologia adotada é nova para avaliar o problema<sup>4</sup> e verificamos os índices de preços ao consumidor com bens livres e administrados e o índice de preços ao produtor.

Os resultados encontrados indicam que o *pass-through* da taxa de câmbio apresenta assimetrias ao se analisar o índice de preços ao consumidor, tanto o administrado quanto o livre. Ao considerar o índice de preços ao produtor, também há evidências de assimetria. Esses resultados dão suporte aos formuladores de políticas

---

<sup>1</sup> Para saber sobre a relação entre ambiente inflacionário e *pass-through* cambial ver Taylor (2000) e Gagnon e Ihrig (2004).

<sup>2</sup> Ver Menon (1995) que faz um *survey* sobre o assunto.

<sup>3</sup> Delatte e López-Villavicencio (2012) argumentem que existe uma estrutura de concorrência fraca.

<sup>4</sup> Uchôa (2008) utiliza o modelo TVAR para avaliar as assimetrias no preço da gasolina.

públicas, uma vez que o efeito exerce influencia não somente sobre a inflação, mas também sobre outros aspectos macroeconômicos.

Por fim, este trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta o referencial teórico sobre o *pass-through* cambial e discussão de alguns trabalhos empíricos sobre o tema. Na seção 3 descrevemos os dados e a metodologia adotada. Na seção 4 discutimos os resultados e na seção 5 apresentamos as considerações finais.

## **2. Revisão de literatura**

Uma série de estudos tem documentado que existe uma relação do *pass-through* cambial com o ambiente inflacionário. Taylor (2000) argumenta que a inflação baixa observada em muitos países nos últimos anos, pode ter reduzido o efeito *pass-through*. Esse declínio tem importantes consequências no que se refere à política monetária. Nesse âmbito, Gagnon e Ihrig (2004) destacam o papel da estabilização da inflação para redução da transmissão da taxa de câmbio. Essa redução estaria ligada a credibilidade da autoridade monetária e seu empenho no combate a inflação.

Com o objetivo de avaliar essa influência do ambiente inflacionário sobre o *pass-through* no Brasil, Nogueira Júnior (2010) utiliza um modelo de regressão não linear de transição suave (STR) e conclui que o declínio do grau dos repasses cambiais para os preços teve influência do baixo nível de inflação, sustentando a hipótese de Taylor (2000). A literatura tem considerado que esse efeito dos repasses cambiais para os preços não é simétrico. Logo, ao omitir a assimetria da taxa de câmbio sobre os preços, pode causar uma mudança nas políticas monetárias (Delatte e López-Villavicencio, 2012).

Sob este novo enfoque, observa-se que os efeitos dos repasses cambiais não são simétricos em relação à apreciação/depreciação cambial e também são distintos quando são comparados os índices de preços do consumidor e do produtor. Em relação ao último, um nível de repasse mais elevado está relacionado com as estruturas de mercado existentes em determinado país. Um dos pioneiros a verificar esse efeito foi Dornbusch (1987), que desenvolveu um modelo de concorrência o qual o movimento cambial é exógeno e as empresas se envolvem numa competição do “tipo Cournot”. Os principais achados do autor indicam que o repasse depende do grau de substituição do produto do caráter estrutural do mercado e da comparação entre o número de empresas locais versus estrangeiras.

Dentro deste contexto, compreende-se que o ajuste cambial influi no processo de tomada de decisão das firmas no sentido que os efeitos de apreciações e depreciações possuem direções opostas. O primeiro efeito reduz o preço dos insumos e aumenta a margem de lucro das empresas. Já o segundo, reduz esse *mark-up* (considerando que o preço do bem final é mantido constante). De modo geral, conforme Delatte e López-Villavicencio (2012) o incentivo do produtor é maior para repassar uma depreciação cambial do que no caso de uma apreciação.

Esse efeito assimétrico pode estar relacionado às diferenças nos fundamentos microeconômicos entre os países, como por exemplo, rigidez de preços e a elasticidade da demanda. Nesse sentido, Bussière (2007) analisa os preços de importação e exportação dos países membros do G7 utilizando dados trimestrais de 1980 a 2006. O autor encontra que há assimetria para grande parte da amostra, destacando que esse efeito é maior para os preços de exportação e que a direção e o grau do mesmo é distinto entre as nações.

Dentro deste contexto, Al-Abri e Goodwin (2009) utilizam um modelo TVAR (*Threshold cointegration model*) para verificar a existência de assimetria no repasse cambial para os preços de importação, para 16 países que pertencem à organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) com dados trimestrais de 1975 a 2002. Os resultados obtidos indicam que os preços de importação respondem mais rapidamente e em maior escala a choques na taxa de câmbio nominais, diferentemente de modelos convencionais sem cointegração limiar.

Nesta mesma linha, Pollard e Coughlin (2003) investigam o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de importação da indústria transformadora nos EUA. Os pesquisadores identificaram efeitos distintos em relação a depreciações e apreciações. Os preços de importação na maioria das indústrias se comportam de forma assimétrica em relação ao reajuste cambial. O grau de repasse também se mostrou incompleto e os pesquisadores atribuem a assimetria aos “custos de menu”.

Na perspectiva da análise do repasse cambial para índices de preços do consumidor no México, Nogueira-Júnior e León-Ledesma (2010), empregam um modelo LSTR (*logistic smooth transition*), no período de 1992 a 2005. A principal hipótese do trabalho é que essas não linearidades são consequência de ambiente macroeconômico instável. Em períodos de más condições econômicas, as firmas não teriam incentivo absorver aumento de custos em suas margens, o que resultaria em aumento do repasse cambial. Os resultados obtidos indicam que efeito do repasse

cambial tem um alto grau de não linearidade e depende de medidas de confiança do mercado.

Dentro deste mesmo escopo, Delatte e López-Villavicencio (2012) analisam o mesmo efeito, para o curto e longo prazo em quatro países desenvolvidos: Alemanha, Estados Unidos, Japão e Reino Unido. Para tanto, aplicaram um modelo autorregressivo não linear de defasagem distribuída (NARDL). Desse modo, a capacidade de resposta dos preços à variação cambial não é linear, o *pass-through* da taxa de câmbio é menor após uma apreciação do que após uma depreciação. Este resultado poderia ser um indício uma estrutura de mercado de concorrência fraca e rigidez de preços para baixo.

Sob uma nova perspectiva, Xinane, Terada-Hagiwara e Yabu (2013) usam a taxa de inflação defasada como uma variável de transição, para analisar a relação entre inflação e taxa de câmbio nos EUA. Os autores estimam um modelo de séries temporais não linear (*STAR – Smooth Transition Autorregressive*). A principal conclusão é que o repasse cambial é não linear e diminuiu com a redução da inflação no período compreendido entre 1980 a 1999.

No mesmo âmbito Aleem e Lahiani (2014), utilizam a inflação como variável de transição, para verificar as assimetrias dos preços internos no México em resposta a choque na taxa de câmbio, com a utilização de dados mensais, no período de 1994 a 2009. No entanto, a metodologia empregada foi um modelo TVAR (*threshold vector autoregression*). Utilizando a taxa mensal de inflação de 0,79% como um limite, os resultados indicaram que o *pass-through* cambial para os preços domésticos é estatisticamente significativo acima do limite da taxa de inflação e estatisticamente insignificante abaixo dela. Do mesmo modo que Pollard e Coughlin (2003), os autores atribuem a assimetria no ajuste de preços relacionada aos choques cambiais aos “custos de menu”.

Assim, constatamos que a presença de assimetrias do efeito *pass-through* da taxa de câmbio sobre os índices de preços tem ganhado relevância na literatura macroeconômica. A literatura brasileira não possui estudos que analisem essas assimetrias sobre os preços, motivando essa pesquisa. Na próxima seção apresentamos a estratégia metodológica para análise da presença de assimetrias para o Brasil.

### **3. Metodologia**

#### **3.1. Dados**

Para proceder à análise empírica usamos os dados de janeiro de 2000 a setembro de 2014 com periodicidade mensal, totalizando 177 observações. A taxa de câmbio é a média do mês da taxa de câmbio comercial (R\$/US\$). A variação positiva da taxa de câmbio representa uma depreciação da moeda doméstica. A taxa de inflação é medida pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) índice e o índice de preços ao produtor (IPP). Também utilizamos índice de preços ao consumidor amplo-item livre (IPCAL), que não contém os preços administrados pelo governo. Esses indicadores são muito utilizados pelos formuladores de políticas públicas assim como os agentes financeiros para analisar a evolução dos preços e também são considerados como índice de inflação.

Além dos dados referentes à inflação e a taxa de câmbio, utilizamos outras variáveis para a construção de nossos modelos. O custo unitário do trabalho (Cut) é considerado um indicador do custo da mão de obra, que não é capturado pelo índice de preços. A variável preço do petróleo (Oil) é indicador do preço da energia. A taxa básica de juros anualizada (Selic) é um indicador de política monetária. O hiato do produto é criado tomando os desvios do logaritmo do PIB real em relação às estimativas de tendência, utilizando o filtro *Hodrick–Prescott* (HP). O indicador de credibilidade da autoridade monetária (IC) é construído de acordo com o índice de Cecchetti e Krause (2002). Na Tabela 1 apresentamos as estatísticas descritivas para todas as variáveis. Utilizamos os logaritmos de todas as variáveis, exceto do hiato do produto, taxa de juros e do índice de credibilidade.

**Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis**

Variável	Descrição	Fonte	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
IPCA	Índice Nacional de preços ao consumidor amplo (% a.m.)	BACEN	100.5226	0.3890052	99.79	103.02
Cut	Custo unitário do trabalho	BACEN	106.2361	40.9193	39.60	181.87
Oil	Preço do petróleo (US\$)	Index Mundi	65.18356	32.09849	18.52	132.55
Selic	Taxa de juros acumulada no mês anualizada.	BACEN	1.099661	0.3458749	0.49	2.08

Câmbio	Média do mês da taxa de câmbio comercial (R\$/US\$)	BACEN	2.220383	0.4840235	1.5631	3.8051
Gap	Hiato do produto Índice nacional de preços ao produtor amplo (% a.m.)	IPEA data	3.483556e-12 100.6897	0.01264796 1.151681	-0.039413 98.32	0.03248816 107.45
IPP		BACEN				
IPCAL	Índice Nacional de preços ao consumidor amplo-itens livres (% a.m.)	BACEN	100.5067	0.3739708	99.65	102.53
IC	Índice de Credibilidade da autoridade monetária	IPEA data	0.9304	0.092	0.5096	1.007

Fonte: elaborado pelo autor

As taxas de câmbio não são a única força que afetam a inflação. Assim, ao se ignorar as outras variáveis, podemos confundir os efeitos dos pass-through sobre a inflação. De acordo com Takhtamanova (2010), uma curva de Phillips para uma economia aberta parece ser um modelo bem adequado para a análise do pass-through.

A inflação é afetada pelo grau de folga na economia. O hiato do produto é utilizado como uma Proxy que capta esse efeito, isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial. O custo unitário do trabalho pode ser considerado como um indicador de competitividade e também influencia o nível de preços na economia. Quando essa variável está muito elevada, a mesma pode pressionar os custos das firmas, fazendo-as repassar para os preços esse aumento, isso pode gerar pressões inflacionárias.

O preço do petróleo afeta a estrutura de custos das firmas e das famílias, aumentando custos de energia e transporte. Ainda existe um efeito via cadeias produtivas e também é um canal de expectativas de consumidores e empresários. A política monetária tem que ser levada em consideração. Políticas monetárias restritivas

podem diminuir o nível de preços enquanto políticas expansionistas tendem a elevar a inflação. A taxa Selic é uma boa medida de mensuração da política monetária, uma vez que ela serve de referência para os juros cobrados pelos agentes financeiros.

A inércia inflacionária é um fator importante na análise dos componentes que afetam os preços. A Inércia é o componente regressivo da inflação e é representada pela introdução da inflação defasada como variável explicativa.

### 3.2. Modelo TVAR

Os modelos *Threshold Vector Autoregressive* (TVAR), admitem a possibilidade de que o grau de repasse cambial para os índices de preços se mova para o equilíbrio em uma forma não linear que é definida pelos pontos críticos ou limiares. Estes limites podem ser associados com o tamanho das mudanças nas taxas de câmbio nominais ou de quaisquer outros fatores que incorporam os custos de ajustamento a mudanças nos índices de preços.

Expressamos o nosso modelo como uma curva de Phillips, combinada com metodologia de mudança de regime descrita abaixo. Utilizamos a seguinte especificação do modelo TVAR:

$$y_t = \begin{cases} \pi_t = \alpha_1 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2\epsilon_{t-1} + \beta_3x_{t-1} + u_{t-1} & \text{se } q_t \leq \gamma_1 \quad (1) \\ \pi_t = \alpha_2 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2\epsilon_{t-1} + \beta_3x_{t-1} + u_{2t-1} & \text{se } q_t > \gamma_2 \quad (2) \end{cases}$$

onde  $\pi_t$  é o a inflação (em nosso caso, os três índices de preços : IPCA, IPCA livre e IPP),  $\epsilon_{t-1}$  é a taxa de câmbio e  $x_{t-1}$  representa o vetor com as variáveis de controle.  $q_t$  é a variável *threshold*, , em nosso caso a taxa de câmbio. A variação positiva (negativa) da taxa de câmbio representa uma depreciação (apreciação) da moeda doméstica.  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  é o conjunto de possíveis valores de  $q_t$ . Em todas as estimações a variável dependente de interesse é a inflação.

Testamos três especificações diferentes para o vetor  $x_t$ . A primeira (modelo um) segue Delatte e López-Villavicencio (2012)<sup>5</sup>, que utilizam como variáveis de controle, o custo unitário do trabalho, o preço do petróleo e hiato do produto. Adicionamos a variável taxa de juros a essa especificação. A segunda especificação (modelo dois) do

---

<sup>5</sup> As variáveis utilizadas para estimação do *pass-through* são: Índice de preços ao consumidor, taxa de câmbio, custo unitário do trabalho, preço do petróleo e hiato do produto.



vetor  $x_t$  está de acordo com Aleem e Lahiani (2014) <sup>6</sup>, que usam como controle hiato do produto e a taxa de depósito interbancário (taxa de juros). Por último, a terceira especificação adiciona a variável de credibilidade da autoridade monetária às duas especificações anteriores.

#### 4. Resultados empíricos

Para verificar se as séries são estacionárias foi realizado o teste *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF), sobre a hipótese nula de que as variáveis possuem raiz unitária. As variáveis de índice de preços (IPCA, IPP e IPCA livre), câmbio, custo unitário do trabalho, preço do petróleo, taxa de juros e índice de credibilidade apresentaram raiz unitária e foram diferenciadas para se tornarem estacionárias. A Tabela 2 mostra os resultados dos testes.

**Tabela 2- Testes de raízes unitárias**

Variável	Painel A: Dados em nível		Painel B: Dados diferenciados	
	Estatística	Probabilidade	Estatística	Probabilidade
IPCA	-6.042127	0.4806	-6.035869	0.0000
IPCAL	-5.454285	0.1522	-5.506812	0.0000
IPP	-5.307244	0.1522	-4.122129	0.0012
Selic	-1.384433	0.5889	-3.987654	0.0019
Cut	-0.839702	0.8049	-15.61229	0.0000
Oil	-1.410072	0.5765	10.05497	0.0000
Câmbio	-2.017852	0.2790	-8.589490	0.0000
Gap	-4.615269	0.0002	-	-
IC	-2.967764	0.1719	-7.808880	0.0001

**Fonte:** elaborado pelo autor.

**Nota:** Os Lags no teste ADF são escolhidos de acordo com o critério de informação de Schwarz.

Em seguida, verificamos a quantidade de defasagens necessárias para construir o modelo TVAR. O número de defasagens foi escolhido de acordo com critério de informação de *Akaike* (AIC). O resultado obtido foi que são necessárias cinco defasagens. Esse número de defasagens também elimina completamente a correlação entre as observações.

Ainda foram testados os efeitos de causalidade no sentido de Granger com cinco defasagens, para verificar se uma variável é capaz de prever outra e em que condições. Como se observa na Tabela 3, podemos rejeitar a hipótese de que o câmbio causa inflação no sentido de Granger, mas não podemos rejeitar a hipótese de que os índices

<sup>6</sup> As variáveis utilizadas são: Índice de preços ao consumidor, taxa de câmbio, hiato do produto e taxa de depósito interbancário (esta foi usada como indicador de política monetária).

de preços não causa câmbio. Logo, podemos inferir que ocorre causalidade de Granger unidirecional, no sentido do câmbio para a inflação e não o contrário, ou seja, há repasse do câmbio para os preços.

**Tabela 3- Causalidade de Granger**

Direção da causalidade	Estatística F	Probabilidade	Decisão
Câmbio → IPCA	3.07026	0,0113	Rejeitar
IPCA → câmbio	0,957161	0,4456	Não rejeitar
Câmbio → IPP	4.37781	0,0010	Rejeitar
IPP → câmbio	1,17190	0,1331	Não rejeitar
Câmbio → IPCAL	3.07026	0,0113	Rejeitar
IPCAL → câmbio	0.95761	0,4456	Não rejeitar

Fonte: elaborado pelo autor

Em seguida, procedemos à estimação do TVAR para investigar a existência de assimetrias no pass-through da taxa de câmbio para os índices de preços (IPCA, IPP, IPCA livre). Todos os modelos testados utilizam o câmbio como variável *threshold*. Os resultados contidos nas tabelas mostram apenas as primeiras defasagens dos modelos, dado que estamos interessados apenas nos efeitos de curto prazo<sup>7</sup>.

Estimamos os modelos de acordo com a equação (1). A Tabela 4 reporta os resultados do modelo TVAR para os dois modelos testados. Constatamos que não há pass-through da taxa de câmbio no modelo 1 para o IPCA e IPCA livre. Ao analisarmos o modelo 2, observamos que o coeficiente do câmbio é positivo e estatisticamente significativo apenas quando há depreciação cambial, tanto para o IPCA como para o IPCA livre. Portanto, constatamos que existe assimetria para estes dois índices. Esse resultado empírico está alinhado com Aleem e Lahiani (2014), que encontram os mesmos efeitos ao analisar a economia mexicana.

Por outro lado, ao observarmos o índice de preços ao produtor, notamos que o pass-through da taxa de câmbio é positivo e estatisticamente significativo para os dois modelos. No modelo um, a magnitude do coeficiente da apreciação cambial é menor que o da depreciação. Já no modelo dois a magnitude dos coeficientes é um pouco menor, com o efeito da depreciação maior que da apreciação níveis de confiança de 5% e 10%. Como as evidências da apreciação são muito fracas, constatamos que há repasse exclusivamente para a depreciação.

Esse resultado é consistente com Pollard e Coughlin (2003) e Delatte e López-Villavicencio (2012), que encontram maior efeito da depreciação. Uma

<sup>7</sup> As tabelas com as demais defasagens se encontram no apêndice.

**Tabela 4- Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP.**

Variável	Modelo 1					
	Apréciação	Depreciação	Apréciação	Depreciação	Apréciação	Depreciação
Intercepto	0.0020(0.0007)**	-3.6e-05(0.0011)	0.0021(0.0006)**	0.0010(0.0009)	0.0037(0.0015)*	-5.4e-05(0.0014)
IPCA	0.6990(0.1194)***	-3.6e-05(0.0011)	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.7431(0.1185)***	0.6784(0.1401)***	-	-
IPP	-	-	-	-	0.8236(0.1268)***	0.4509(0.1268)***
<b>Câmbio</b>	<b>0.0084(0.0202)</b>	<b>0.0171(0.0122)</b>	<b>0.0172(0.0190)</b>	<b>0.0179(0.0118)</b>	<b>0.0937(0.0500).</b>	<b>0.1269(0.0368)***</b>
CUT	-0.0015(0.0081)	-0.0098(0.0068)	0.0062(0.0075)	-0.0093(0.0066)	-0.0062(0.0193)	-0.0013(0.0174)
OIL	0.0040(0.0049)	-0.0014(0.0045)	-0.0022(0.0044)	-0.0010(0.0041)	0.0286(0.0117)*	0.0196(0.0114).
GAP	0.0233(0.0826)	0.1376(0.0952)	-0.0430(0.0762)	-0.0316(0.0889)	0.0035(0.1597)	0.0886(0.2174)
SELIC	0.0012(0.0012)	0.0003(0.0010)	0.0010(0.0012)	-0.0002(0.0010)	0.0017(0.0031)	0.0034(0.0025)
Teste Ljung-Box	Valor = 11.1727	P-valor =0.6724	Valor = 8.2585	P-valor =0.8754	Valor = 12.3685	P-valor =0.5767
Variável	Modelo 2					
	Apréciação	Depreciação	Apréciação	Depreciação	Apréciação	Depreciação
Intercepto	0.0023(0.0007)***	0.0006(0.0010)	0.0022(0.0006)***	0.0013(0.0008)	0.0040(0.0015)**	0.0001(0.0014)
IPCA	0.7067(0.1087)***	0.8031(0.1485)***	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.7680(0.1183)***	0.6483(0.1362)***	-	-
IPP	-	-	-	-	0.8182(0.1283)***	0.6545(0.1188)***
<b>Câmbio</b>	<b>0.0122(0.0187)</b>	<b>0.0202(0.0111).</b>	<b>0.0096(0.0172)</b>	<b>0.0246(0.0105)*</b>	<b>0.0829(0.0449).</b>	<b>0.0765(0.0328)*</b>
CUT	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-
GAP	0.0310(0.0736)	-0.0485(0.0814)	-0.0248(0.0680)	-0.1336(0.0772).	-0.2056(0.1847)	-0.0468(0.2176)
SELIC	0.0011(0.0012)	2.8e-05(0.0010)	0.0003(0.0011)	-0.0004(0.0009)	0.0041(0.0031)	0.0023(0.0026)
Teste Ljung-Box	Valor = 19.8494	P-valor =0.135	Valor = 14.5765	P-valor =0.4077	Valor = 8.9503	P-valor =0.8342

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, (.)10%.

depreciação na taxa de câmbio pode ter um efeito maior que por causa do comportamento das firmas domésticas que utilizam insumos importados no seu processo de produção. Nesse sentido, apreciação teria impacto de forma positiva no lucro das firmas, o que poderia demandar uma um período mais longo para reajustar os preços.

Adicionalmente, observamos que os resultados dos coeficientes para variável câmbio são positivos. As razões apontadas para essa assimetria é explicada na literatura (Dornbusch, 1987, Pollard e Coughlin, 2003, Bussière, 2007) como diferenças nas estruturas de mercado. Outra possível razão para esse resultado está associada à existência de “custos de menu”.

Com o objetivo de avaliarmos os efeitos da crise de 2008 no contexto da nossa base de dados, dividimos a nossa amostra em antes e depois do referido ano. Deste modo, a primeira parcela da amostra representa o período pré-crise (2000-2007), com 96 observações e a segunda parte contém 81 observações, e corresponde ao período pós-crise (2008-2014). Percebemos que o número de observações para cada período é muito semelhante, o que permite uma base de comparação.

A crise de 2008 representou uma mudança de política econômica no Brasil. O governo adotou medidas para estimular a economia, com o intuito de combater a retração da demanda. Além disso, também foram adotadas políticas de proteção à indústria nacional. Essas medidas<sup>8</sup> podem ter diminuído a concorrência e alterado a estrutura de custos das firmas. Esses conjuntos de fatores podem alterar o *pass-through* cambial. A Tabela 5 aponta os resultados da estimação para o período compreendido entre 2000 e 2007 (pré-crise).

Observamos que os resultados do período pré-crise não diferem muito dos encontrados ao utilizarmos amostra completa. O IPCA e o IPCA livre somente são significativos no modelo dois para depreciação. A magnitude dos coeficientes é um pouco maior e são significativos a 5%. Os resultados do IPP também mostram pouca alteração, há indícios de assimetria em ambos os modelos. A magnitude dos coeficientes tem uma pequena alteração, com a depreciação maior que apreciação no

---

<sup>8</sup> Dentre essas medidas essas medidas, destacam-se: a redução de custo de linhas de crédito, políticas de estímulo às exportações, incentivos fiscais de para produtos que utilizassem insumos nacionais, aumento de tarifas de importação para alguns produtos.

**Tabela 5- Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP (2000-2007)**

Variável	Modelo 1					
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0022(0.0007)**	0.0010(0.0011)	0.0022(0.0007)**	0.0011(0.0009)	0.0033(0.0016)*	0.0002(0.0017)
IPCA	* 0.7150(0.1233)***	0.8535(0.1621)***	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.7536(0.1203)***	0.6923(0.1431)***	-	-
IPP	-	-	-	-	0.8482(0.1381)***	0.4289(0.1299)**
<b>Câmbio</b>	<b>0.0156(0.0206)</b>	<b>0.0174(0.0125)</b>	<b>0.0255(0.0191)</b>	<b>0.0176(0.0120)</b>	<b>0.1096(0.0539)*</b>	<b>0.1265(0.0388)**</b>
CUT	-0.0010(0.0082)	-0.0098(0.0070)	0.0077(0.0076)	-0.0097(0.0067)	0.0014(0.0216)	-0.0056(0.0186)
OIL	0.0053(0.0049)	0.0007(0.0045)	-0.0002(0.0006)	-0.0017(0.0042)	0.0265(0.0125)*	0.0198(0.0124)
GAP	0.0285(0.0848)	0.1747(0.1003).	-0.0418(0.0785)	-0.0274(0.0932)	-0.1733(0.2091)	-0.0856(0.2713)
SELIC	-0.0005(0.0006)	0.0015(0.0006)**	0.0001(0.0006)	0.0004(0.0006)	-0.0010(0.0018)	-0.0016(0.0016)
TesteLjung-Box	Valor = 11.1171	P-valor =0.6768	Valor = 11.9223	P-valor =0.6125	0.0033(0.0016)*	0.0002(0.0017)
Variável	Modelo 2					
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0024(0.0007)***	0.0010(0.0010)	0.0022(0.0007)**	0.0013(0.0008)	0.0040(0.0015)**	-0.0005(0.0014)
IPCA	0.7189(0.1124)***	0.7881(0.1522)***	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.7810(0.1184)***	0.6637(0.1375)***	-	-
IPP	-	-	-	-	0.8402(0.1276)***	0.6776(0.1171)***
<b>Câmbio</b>	<b>0.0138(0.0191)</b>	<b>0.0234(0.0113)*</b>	<b>0.0120(0.0170)</b>	<b>0.0250(0.0106)*</b>	<b>0.0966(0.0447)*</b>	<b>0.0834(0.0332)*</b>
CUT	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-
GAP	0.0259(0.0742)	-0.0383(0.0869)	-0.0254(0.0680)	-0.1344(0.0809).	-0.1928(0.1858)	-0.1694(0.2313)
SELIC	-0.0002(0.0006)	0.0008(0.0006)	0.0001(0.0006)	0.0002(0.0005)	0.0005(0.0016)	-0.0018(0.0015)
Teste Ljung-Box	Valor = 13.7931	P-valor =0.4658	Valor = 15.1222	P-valor =0.3699	Valor = 9.3009	P-valor =0.8113

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, ( )10%.

modelo 1. No modelo 2 a magnitude do coeficiente da apreciação cambial maior que o da depreciação, ambos com 5% de significância.

A Tabela 6 mostra os resultados da estimação do modelo para o período de 2008 a 2014 (pós-crise). Verificamos que a variável câmbio não é significativa nos dois modelos testados, para os três índices de preços. Logo não encontramos evidências de assimetria no efeito *pass-through* cambial nesse período. Esse resultado para o período pós-crise pode ser explicado pelo fato que em períodos de recessão econômica as firmas não conseguem passar alterações de custos para os preços.

A credibilidade do banco central é fundamental em um regime de metas de inflação. Com objetivo de avaliar se esse fator pode afetar o *pass-through* cambial, estimamos um modelo que inclui uma variável de credibilidade da autoridade monetária. Para construir a variável, usamos o índice de Cecchetti e Krause (2002), que considera a diferença entre a inflação esperada e a meta. Logo:

$$IC_{ck} = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) \leq \pi^* \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi^*} [E(\pi) - \pi^*] & \text{se } \pi^* < E(\pi) < 20\% \\ 0 & \text{se } E(\pi) > 20\% \end{array} \right\}$$

Onde:  $\pi$  = inflação;  $\pi^*$  = meta de inflação.

O índice varia entre 0 e 1. Assume o valor 1 (credibilidade perfeita) se a inflação anual esperada é menor ou igual à meta de inflação, e diminui de forma linear à medida que a inflação esperada aumenta. Se a inflação esperada é maior ou igual que 20%, o índice atribui o valor 0 (nenhuma credibilidade).

Os resultados encontrados na Tabela 7 diferem do modelo sem a variável de credibilidade. Não há evidências se assimetria no IPCA e IPCA livre em ambos os modelos. O IPP apresenta *pass-through*, tanto na depreciação como na apreciação. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que em países que adotam o regime de metas de inflação, o *pass-through* é menor, a hipótese de Taylor (2000).

#### 4.1. Testes de robustez

Também fizemos alguns testes para comprovarmos a robustez dos nossos resultados. Primeiramente utilizamos diferentes valores para o parâmetro lambda do

filtro HP, que é utilizado para gerar o hiato do produto. Depois estimamos os modelos com defasagens diferentes.

Para verificar se a mudança no valor lambda do filtro HP pode gerar distorções significativas na obtenção do hiato do produto, estimamos este lambda com valores de 10000, 16000 e 18000. Nas novas estimações, não houve mudança nos resultados. Não existem distorções significativas, pois o sinal e a significâncias dos coeficientes permaneceram inalteradas. As diferenças nas magnitudes dos coeficientes também não se alteraram. Somente quando utilizamos o valor do lambda no valor 10000, as magnitudes de alguns coeficientes mudaram, mas não de forma significativa.

Outro fator que poderia afetar os resultados é o número de defasagens escolhidas para o modelo. Ao estimar os modelos com apenas uma ou duas defasagens, os resíduos das regressões são autocorrelacionados, o que sugere uma má especificação do modelo.

Ao fazer a estimação com 3 defasagens os resultados da Tabela 4 se alteram pouco. A variável câmbio é significativa a 10% quando há depreciação para o IPCA no modelo um. O que indica a existência de pass-through. No modelo dois, a magnitude do coeficiente muda para 0.0263. O IPCA livre apresenta um comportamento parecido. O coeficiente da variável câmbio é significativo a 5%, na depreciação para o modelo um. A magnitude do coeficiente tem uma pequena mudança no modelo dois para a depreciação. Entretanto, a apreciação cambial mantém o mesmo comportamento, não apresenta significância estatística.

No IPP há mudança de significância de 5% e 1% na apreciação e depreciação respectivamente, no modelo 1. A magnitude dos coeficientes não se altera de forma significativa. No modelo 2, apenas na apreciação, a significância muda para 1%. Novamente a magnitude dos coeficientes não se altera de forma significativa. Examinado a Tabela 5 utilizando 3 defasagens, o modelo apresenta 5% de significância no modelo 1 na depreciação cambial para IPCA, o modelo 2 deixa de apresentar significância estatística. Coferindo IPCA livre, existe um comportamento parecido com IPCA, com 5% de significância na depreciação para no modelo 1 e nenhuma significância no modelo 2

Observando a 3 defasagem para Tabela 6, não há mudança no modelo 1 para o IPCA. O modelo 2 passa a apresentar significância a 5% na depreciação. Para o IPCAL, o modelo 1 e o modelo 2 possuem significância estatística a 5% e 10% na depreciação, respectivamente.

**Tabela 6- Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP (2008-2014)**

Variável	Modelo 1					
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0059(0.0119)	0.0236(0.0512)	0.0062(0.0137)	-0.0173(0.0475)	2.8e-05(0.0111)	0.0451(0.0112)***
IPCA	-0.0222(0.4925)	7.0545(3.2296)*	-	-	-	-
IPCAL	-	-	9.8e-05(0.4895)	-9.4038(4.3522)*	-	-
IPP	-	-	-	-	0.1071(0.3489)	3.6307(0.7934)***
<b>Câmbio</b>	<b>0.0473(0.5450)</b>	<b>0.0527(0.3185)</b>	<b>0.0137(0.6143)</b>	<b>0.7573(0.4571)</b>	<b>-0.1302(0.4137)</b>	<b>-0.1289(0.2916)</b>
CUT	-0.0030(0.1611)	40.0180(0.1312)	-0.0036(0.1812)	-0.0642(0.1415)	-0.0345(0.0869)	0.1206(0.1133)
OIL	0.0140(0.1746)	0.1065(0.0887)	0.0067(0.2027)	0.3936(0.1548)*	0.0405(0.1399)	-0.0472(0.0872)
GAP	0.2255(1.1684)	4.5311(2.924)	0.2089(1.3589)	5.8516(3.0458).	0.0341(0.9974)	-3.4212(2.4060)
SELLC	0.0019(0.0406)	-0.0844(0.0442).	-0.0015(0.0475)	-0.2086(0.0734)**	0.0042(0.0328)	-0.0579(0.0282)*
TesteLjung-Box	Valor = 14.7749	P-valor =0.3997	Valor = 13.3440	P-valor =0.4449	Valor = 21.597	P-valor =0.08728
Variável	Modelo 2					
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0060(0.0102)	-0.0190(0.0339)	0.0064(0.0118)	-0.0234(0.0293)	0.0073(0.0094)	-0.0274(0.0083)**
IPCA	-0.0152(0.2142)	-7.2872(2.7091)**	-	-	-	-
IPCAL	-	-	-0.0077(0.2204)	-2.1987(2.8411)	-	-
IPP	-	-	-	-	-0.0275(0.2070)	3.2592(0.6349)***
<b>Câmbio</b>	<b>0.0326(0.3170)</b>	<b>0.1581(0.2372)</b>	<b>0.0161(0.3672)</b>	<b>0.0012(0.2315)</b>	<b>0.0647(0.2875)</b>	<b>-0.1808(0.1928)</b>
CUT	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-
GAP	0.1775(0.9136)	1.3335(1.8811)	0.1274(1.0601)	1.2471(1.8760)	0.0301(0.8499)	-2.8076(1.4934).
SELLC	-2.5e-05(0.0281)	-0.0512(0.0236)*	-0.0045(0.0327)	-0.0901(0.0288)**	0.0058(0.0265)	0.0876(0.0246)***
Teste Ljung-Box	Valor = 12.9052	P-valor =0.534	Valor = 17.3852	P-valor =0.2352	Valor = 9.3009	P-valor =0.4197

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, (.)10%.



Tabela 7- Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP com a variável de credibilidade.

Variável	Modelo 1					
	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação
Intercepto	0.0033(0.0008)***	-0.0003(0.0014)	0.0021(0.0007)**	0.0012(0.0010)	0.0040(0.0018)*	0.0004(0.0018)
IPCA	0.6559(0.1283)***	1.0283(0.1800)***	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.7774(0.1260)***	0.7015(0.1461)***	-	-
IPP	-	-	-	-	0.9193(0.1529)***	0.4278(0.1364)**
<b>Câmbio</b>	<b>0.0108(0.0221)</b>	<b>0.0088(0.0141)</b>	<b>0.0139(0.0211)</b>	<b>0.0119(0.0134)</b>	<b>0.1182(0.0584)*</b>	<b>0.1135(0.0448)*</b>
CUT	-0.0006(0.0089)	-0.0062(0.0075)	0.0075(0.0082)	-0.0108(0.0070)	0.0082(0.0231)	-0.0103(0.0199)
OIL	0.0064(0.0055)	-0.0023(0.0049)	-0.0038(0.0050)	-0.0017(0.0043)	0.0170(0.0139)	0.0907(0.2728)
GAP	0.0644(0.0917)	0.2030(0.1042).	-0.0015(0.0838)	-0.0104(0.0915)	0.0353(0.2213)	0.0276(0.0448)
SELIC	0.0232(0.0205)	-0.0120(0.0174)	0.0131(0.0186)	-0.0016(0.0166)	0.0597(0.0538)	0.0178(0.0131)
IC	-0.0110(0.0137)	-0.0369(0.0120)**	-0.0129(0.0125)	-0.0177(0.0120)	0.0025(0.0349)	-0.0309(0.0313)
Teste Ljung-Box	Valor = 13.9333	P-valor=0.4547	Valor = 10.8183	P-valor=0.7003	Valor = 19.8389	P-valor=0.1353
Variável	Modelo 2					
	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação
Intercepto	0.0036(0.0008)***	0.0008(0.0012)	0.0024(0.0007)**	0.0014(0.0010)	0.0048(0.0018)**	-0.0006(0.0016)
IPCA	0.6732(0.1262)***	0.8922(0.1571)***	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.7861(0.1261)**	0.6926(0.1387)***	-	-
IPP	-	-	-	-	0.8881(0.1411)***	0.6268(0.1257)***
<b>Câmbio</b>	<b>0.0127(0.0200)</b>	<b>0.0071(0.0128)</b>	<b>0.0037(0.0185)</b>	<b>0.0173(0.0119)</b>	<b>0.1051(0.0496)*</b>	<b>0.0739(0.0371)*</b>
CUT	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-
GAP	0.0590(0.0819)	0.0039(0.0893)	-0.0248(0.0745)	-0.1123(0.0818)	-0.1344(0.2045)	-0.0442(0.2326)
SELIC	0.0220(0.0203)	-0.0234(0.0166)	0.0030(0.0181)	-0.0162(0.0153)	0.0361(0.0529)	0.0040(0.0432)
IC	-0.0042(0.0132)	0.0431(0.0116)***	-0.0050(0.0116)	-0.0216(0.0109)*	-0.0020(0.0329)	-0.0514(0.0292).
Teste Ljung-Box	Valor = 17.0427	P-valor=0.2523	Valor = 14.0272	P-valor=0.4477	Valor = 5.5188	P-valor=0.9772

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, ( )10%.

## 5. Considerações finais

Este trabalho investigou a existência de assimetrias do efeito *pass-through* da taxa de câmbio para o Brasil, no período compreendido de 2000 a 2014. Para isso utilizamos um modelo *Threshold Vector Autoregressive* (TVAR), com a taxa de câmbio sendo a variável *threshold*. Foram testadas três especificações diferentes do modelo. Cada especificação contém um conjunto diferentes de variáveis.

Os resultados indicam que as resposta a mudanças na taxa de câmbio nos índice de preço do produtor é não linear, para os dois modelos testados. A resposta a uma depreciação possui um maior grau de repasse para os preços do que uma apreciação em todos os modelos. As magnitudes dos efeitos variam pouco entre os modelos estimados. Ao testarmos para os dois índices de preço ao consumidor (administrados e não administrados), também detectamos assimetrias. O efeito foi estatisticamente significativo apenas para as depreciações cambiais.

Essas evidências estão alinhadas com outros trabalhos empíricos, no sentido de que existe assimetria ao se verificar índices de preços. Quanto aos preços do produtor, a literatura também indica que existem diferenças na forma que como as firmas reajustam seus custos. Estruturas de mercado presentes nos países e rigidez de preços podem contribuir para que essas mudanças na taxa de câmbio se de forma diferente durante apreciações e depreciações.

Além disso, adicionamos a variável de credibilidade da autoridade monetária. Os resultados se alteram ao verificar a índice de preços ao consumidor, administrado e livre. Não há mais evidência de assimetria. Também testamos como os efeitos da crise de 2008 podem influenciar no *pass-through*. A amostra pré-crise (2000-2007) não apresenta alterações significativas em relação à amostra total. Entretanto, ao se analisar a amostra pós-crise (2008-2014) verificamos que não existe evidência de assimetria no efeito *pass-through* para os dois modelos. Essa diferença no período pode estar associada à dificuldade de repasse aos preços pelas firmas dos choques cambiais em mercados com retração da demanda, como verificado na crise. adicionamos a variável de credibilidade da autoridade monetária

Esse artigo contribui com a literatura, ao verificar um efeito pouco estudado no Brasil. As evidências encontradas pode dar uma melhor orientação aos formuladores de políticas públicas. Também ressaltamos a importância de se considerar a existências de

assimetrias. Para futuras pesquisas, sugerimos averiguar os efeitos de longo prazo e o impacto das intervenções do Banco Central na magnitude desse efeito. Outro ponto interessante seria analisar como as estruturas de mercado influenciam nesse *pass-through* cambial.

## Referências

AL-ABRI, A. S.; GOODWIN, B .K. **Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration.** International Review of Economics & Finance, v.18, pp. 142-16, 2009.

ALEEM, A; LAHIANI, A. **A threshold vector autoregression model of exchange rate pass-through in Mexico,** Research in International Business and Finance, n.30, pp. 24-23, 2014.

ALMUKHTAR, S, A; GOODWIN, B. **Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration,** International Review of Economics and Finance, n.18, pp.142-161, 2009.

BACEN. **Banco Central do Brasil** . Disponível em < <http://www.bcb.gov.br/> >.

BARHOUMI, K. **Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation,** Economic Modeling, v.23, pp. 926-951, 2006.

BUSSIÉRE, M. **Exchange Rate pass through to trade prices: The role of non-linearities and asymmetries,** Working paper series, European Central Bank, n.822, 2007.

CECCHETTI, S.; KRAUSE, S. **Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships.** Federal Reserve Bank of St. Louis Review, july/august, pp. 47-59, 2002.

DELATTE, A; LOPEZ-VILLAVICENCIO, A. **Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries.** Journal of Macroeconomics, n.34, pp. 833-844, 2012.

DORNBUSCH, R. **Exchange rate and prices**. American economic review, v. 77, n. 1, pp. 93-106, 1987.

DEVEREUX, M, B; YETMAN, J. **Globalization, pass-through and the optimal policy response to exchange rates**, Journal of International Money and Finance, pp.1-25, 2014.

ENDERS, W. 2010. **Applied econometric time series**. New York, John Wiley and sons.

GAGNON, E, J; IHRIG, J. **Monetary policy and exchange rate pass-through**, International journal of finance and economics, v.9, pp. 315-338, 2004.

GOLDEBERG, L, S; CAMPA, J, M. **The sensitivity of the CPI to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure**, The Review of Economics and Statistics, n.92 (2), pp. 392–407, 2010.

GROSSMAN, G; ROGOFF, K. **Handbook of international Economics**. vol 3, 1995.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

IPEA. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, 1995.

NOGUEIRA JÚNIOR, R, P. **Inflation targeting and exchange rate pass-through**. Revista de Economia Aplicada, n.11, pp. 189-208, 2007.

NOGUEIRA JÚNIOR, R, P. **Inflation Environment and Lower Exchange Rate Pass-Through in Brazil: Is There a Relationship?**, Revista Brasileira de Economia, v. 64, n. 1, pp. 49–56, 2010.

NOGUEIRA JÚNIOR, R, P, LÉON-LEDESMA, A, M. **Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability**, Journal of Applied Economics, Vol. 14, n. 1, pp. 167-180, 2011.

PELTZMAN, S. **Prices rise faster than they fall**, Journal of Political Economy, v. 108, n. 3, 2000.

POLLARD, P.S; COUGHLIN, C. **Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industrial Level**. Federal Reserve Bank of St. Louis, Working paper, 2003-029C.

SHINTANI, M; TERADA-HAGIWARA, A; YABU, T. **Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis**, journal of international money and finance, v. 32, pp. 512-527, 2013.

TAKHTAMANOVA, F, Y. **Understanding changes in exchange rate pass-through**, Journal of Macroeconomics, n.32, pp.1118–1130, 2010.

TAYLOR, J. **Low inflation, pass-through and the pricing power of firms**. European Economic Review, n. 44, pp.1389–1408, 2000.

TEJADA, O, A, C; SILVA, G, A. **O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil**, Revista de economia e sociologia rural, vol. 46, nº 01, pp. 171-205, 2008.

UCHÔA, A, C. **Testando a Assimetria nos Preços da Gasolina Brasileira**. Revista Brasileira de Economia, v. 62 n. 1, pp. 103–117, 2008.

## Apêndice

**Tabela 8- Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP- 2º defasagem.**

Variável	Modelo 1					
	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação
Intercepto	0.0020(0.0007)**	-3.6e-05(0.0011)	0.0021(0.0006)**	0.0010(0.0009)	0.0037(0.0015)*	-5.4e-05(0.0014)
IPCA	-0.1261(0.1851)	-0.3063(0.1346)*	-	-	-	-
IPCAL	-	-	-0.1069(0.1510)	-0.1073(0.1707)	-	-
IPP	-	-	-	-	-0.4677(0.1647)**	-0.2969(0.1484)*
<b>Câmbio</b>	<b>0.0034(0.0141)</b>	<b>-0.0210(0.0140)</b>	<b>0.0065(0.0142)</b>	<b>-0.0099(0.0135)</b>	<b>0.0145(0.0438)</b>	<b>0.0298(0.0400)</b>
CUT	-0.0019(0.0089)	-0.0288(0.0093)**	-0.0042(0.0082)	-0.0140(0.0090)	0.0291(0.0223)	-0.0190(0.0251)
OIL	0.0006(0.0041)	0.0108(0.0054).	0.0032(0.0038)	0.0083(0.0051)	-0.0033(0.0113)	0.0391(0.0154)*
GAP	0.0151(0.1580)	-0.2863(0.1821)	0.1002(0.1431)	-0.0083(0.1729)	0.5377(0.3810)	-0.3702(0.5001)
SELIC	0.0012(0.0010)	0.0020(0.0011).	0.0018(0.0009).	7.6e05(0.0010)	0.0021(0.0028)	-0.0021(0.0030)
Teste Ljung-Box	Valor = 11.1727	P-valor =0.6724	Valor = 8.2585	P-valor =0.8754	Valor = 12.3685	P-valor =0.5767
Modelo 2						
Variável	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação	Apreciação	Depreciação
Intercepto	0.0023(0.0007)***	0.0006(0.0010)	0.0022(0.0006)***	0.0013(0.0008)	0.0040(0.0015)**	0.0001(0.0014)
IPCA	-0.2137(0.1719)	-0.2331(0.1297).	-	-	-	-
IPCAL	-	-	-0.1207(0.1466)	-0.1227(0.1596)	-	-
IPP	-	-	-	-	-0.4568(0.1571)**	-0.2963(0.1439)*
<b>Câmbio</b>	<b>0.0084(0.0101)</b>	<b>-0.0046(0.0098)</b>	<b>0.0135(0.0094)</b>	<b>0.0022(0.0099)</b>	<b>-0.0209(0.0297)</b>	<b>0.0308(0.0261)</b>
CUT	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-
GAP	-0.0152(0.1405)	0.0892(0.1490)	0.0449(0.1290)	0.1390(0.1439)	0.5859(0.3501)	-0.3572(0.4083)
SELIC	0.0009(0.0009)	0.0023(0.0010)*	0.0009(0.0009)	0.0007(0.0010)	0.0020(0.0027)	0.0006(0.0029)
Teste Ljung-Box	Valor = 19.8494	P-valor =0.135	Valor = 14.5765	P-valor =0.4077	Valor = 8.9503	P-valor =0.8342

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, (.)10%.

**Tabela 9- Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP- 3º defasagem.**

Variável	Modelo 1					
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0020(0.0007)**	-3.6e-05(0.0011)	0.0021(0.0006)**	0.0010(0.0009)	0.0037(0.0015)*	-5.4e-05(0.0014)
IPCA	-0.0507(0.1739)	0.4091(0.1811)*	-	-	-	-
IPCAL	-	-	-0.1178(0.1457)	0.3921(0.1804)*	-	-
IPP	-	-	-	-	0.2530(0.1482).	0.6048(0.1838)**
<b>Câmbio</b>	<b>-0.0050(0.0138)</b>	<b>0.0131(0.0136)</b>	<b>0.0064(0.0132)</b>	<b>0.0025(0.0136)</b>	<b>0.0697(0.0392).</b>	<b>0.0264(0.0394)</b>
CUT	0.0012(0.0090)	-0.0014(0.0112)	0.0046(0.0085)	-0.0129(0.0106)	0.0240(0.0229)	-0.0173(0.0309)
OIL	-0.0024(0.0043)	-0.0044(0.0050)	-0.0035(0.0040)	0.0005(0.0048)	-0.0051(0.0117)	0.0236(0.0129).
GAP	-0.0758(0.1787)	0.0563(0.1995)	0.0766(0.1584)	-0.1565(0.1950)	-0.5602(0.4361)	-0.0052(0.5540)
SELIC	-0.0010(0.0012)	0.0022(0.0010)*	-0.0766(0.1584)	-0.0005(0.0010)	0.0003(0.0033)	-0.0018(0.0030)
Teste Ljung-Box	Valor = 11.1727	P-valor =0.6724	Valor = 8.2585	P-valor =0.8754	Valor = 12.3685	P-valor =0.5767
Variável	Modelo 2					
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0023(0.0007)**	0.0006(0.0010)	0.0022(0.0006)**	0.0013(0.0008)	0.0040(0.0015)**	0.0001(0.0014)
IPCA	-0.0062(0.1627)	0.2649(0.1510).	-	-	-	-
IPCAL	-	-	-0.0926(0.1357)	0.4529(0.1631)**	-	-
IPP	-	-	-	-	0.1988(0.1441)	0.5964(0.1645)**
<b>Câmbio</b>	<b>-0.0097(0.0106)</b>	<b>0.0098(0.0102)</b>	<b>0.0008(0.0098)</b>	<b>0.0018(0.0099)</b>	<b>0.0415(0.0279)</b>	<b>-0.0081(0.0278)</b>
CUT	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-
GAP	-0.0347(0.1572)	-0.3281(0.1646)*	-0.0043(0.1438)	-0.2519(0.1626)	-0.5509(0.4036)	-0.1044(0.4485)
SELIC	-0.0011(0.0012)	0.0013(0.0010)	0.0001(0.0011)	-0.0001(0.0009)	0.0011(0.0032)	0.0006(0.0028)
Teste Ljung-Box	Valor = 19.8494	P-valor =0.135	Valor = 14.5765	P-valor =0.4077	Valor = 8.9503	P-valor =0.8342

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, (.)10%.

**Tabela 10- Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP- 4° defasagem.**

Variável	Modelo 1				Modelo 2			
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0020(0.0007)**	-3.6e-05(0.0011)	0.0021(0.0006)**	0.0010(0.0009)	0.0037(0.0015)*	-5.4e-05(0.0014)	-	-
IPCA	-0.0090(0.1682)	0.1382(0.1474)	-	-	-	-	-	-
IPCAL	-	-	-0.0552(0.1453)	-0.0060(0.1675)	-	-	-	-
IPP	-	-	-	-	-0.1103(0.1802)	-0.2551(0.1674)	-	-
<b>Câmbio</b>	<b>-0.0041(0.0132)</b>	<b>-0.0065(0.0160)</b>	<b>0.0165(0.0132)</b>	<b>-0.0053(0.0152)</b>	<b>-0.0189(0.0417)</b>	<b>0.0311(0.0446)</b>	<b>0.0040(0.0015)**</b>	<b>0.0001(0.0014)</b>
CUT	-0.0006(0.0082)	-0.0264(0.0094)**	0.0096(0.0080)	-0.0246(0.0092)**	0.0249(0.0230)	-0.0082(0.0261)	-	-
OIL	-0.0064(0.0040)	-0.0006(0.0045)	-0.0057(0.0039)	-0.0018(0.0044)	-0.0121(0.0111)	-0.0005(0.0127)	-	-
GAP	0.0475(0.1587)	-0.0367(0.1770)	0.0010(0.1400)	0.0864(0.1778)	0.4472(0.3774)	0.5083(0.4926)	-	-
SELIC	0.0013(0.0011)	0.0036(0.0012)**	-0.0002(0.0009)	0.0009(0.0010)	0.0003(0.0027)	0.0023(0.0029)	-	-
Teste Ljung-Box	Valor = 11.1727	P-valor =0.6724	Valor = 8.2585	P-valor =0.8754	Valor = 12.3685	P-valor =0.5767	-	-
<b>Modelo 2</b>								
Intercepto	0.0023(0.0007)**	0.0006(0.0010)	0.0022(0.0006)**	0.0013(0.0008)	0.0040(0.0015)**	0.0001(0.0014)	-	-
IPCA	0.0084(0.1653)	0.0527(0.1283)	-	-	-	-	-	-
IPCAL	-	-	-0.0547(0.1385)	-0.1013(0.1613)	-	-	-	-
IPP	-	-	-	-	-0.0430(0.1774)	-0.1293(0.1490)	-	-
<b>Câmbio</b>	<b>0.0034(0.0087)</b>	<b>0.0276(0.0110)*</b>	<b>0.0059(0.0081)</b>	<b>0.0230(0.0106)*</b>	<b>-0.0229(0.0252)</b>	<b>0.0210(0.0297)</b>	<b>0.0003(0.0028)</b>	<b>0.0003(0.0028)</b>
CUT	-	-	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-	-	-
GAP	0.0313(0.1409)	0.2210(0.1603)	-0.0298(0.1272)	0.1736(0.1556)	0.3978(0.3507)	0.6964(0.4254)	-	-
SELIC	0.0007(0.0009)	0.0020(0.0011).	1.2e-05(0.0008)	0.0006(0.0010)	-0.0005(0.0025)	0.0033(0.0028)	-	-
Teste Ljung-Box	Valor = 19.8494	P-valor =0.135	Valor = 14.5765	P-valor =0.4077	Valor = 8.9503	P-valor =0.8342	-	-

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, (.)10%.



**Tabela 11 - Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA, IPCA livre e IPP- 5° defasagem.**

Variável	Modelo 1				Modelo 2			
	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação	Aprciaçãoção	Depreciação
Intercepto	0.0020(0.0007)**	-3.6e-05(0.0011)	0.0021(0.0006)**	0.0010(0.0009)	0.0037(0.0015)*	-5.4e-05(0.0014)	-	-
IPCA	0.0736(0.1236)	-0.2361(0.1707)	-	-	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.1206(0.1171)	-0.1629(0.1498)	-	-	-	-
IPP	-	-	-	-	0.0173(0.1101)	0.0874(0.1479)	-	-
<b>Câmbio</b>	<b>-0.0045(0.0125)</b>	<b>-0.0363(0.0132)**</b>	<b>-0.0055(0.0124)</b>	<b>-0.0408(0.0128)**</b>	<b>-0.0217(0.0342)</b>	<b>-9.1e-05(0.0367)</b>	-	-
CUT	3.5e-05(0.0077)	-0.0134(0.0074).	0.0075(0.0076)	-0.0233(0.0072)**	0.0078(0.0217)	-0.0100(0.0194)	-	-
OIL	-0.0026(0.0042)	-0.0110(0.0049)*	-0.0002(0.0039)	-0.0010(0.0041)	0.0053(0.0121)	0.0095(0.0127)	-	-
GAP	0.0197(0.0799)	0.0894(0.0921)	0.0167(0.0728)	0.0696(0.0914)	-0.3142(0.1972)	-0.3492(0.2530)	-	-
SELIC	0.0010(0.0012)	-0.0012(0.0009)	0.0016(0.0011)	-0.0003(0.0009)	0.0039(0.0031)	-0.0026(0.0026)	-	-
Teste Ljung-Box	Valor = 11.1727	P-valor =0.6724	Valor = 8.2585	P-valor =0.8754	Valor = 12.3685	P-valor =0.5767	-	-
<b>Variável</b>	<b>Modelo 2</b>							
Intercepto	Aprciaçãoção 0.0023(0.0007)***	Depreciação 0.0006(0.0010)	Aprciaçãoção 0.0022(0.0006)***	Depreciação 0.0013(0.0008)	Aprciaçãoção 0.0040(0.0015)**	Depreciação 0.0001(0.0014)	-	-
IPCA	0.0263(0.1109)	-0.0122(0.1600)	-	-	-	-	-	-
IPCAL	-	-	0.0677(0.1100)	-0.1923(0.1438)	-	-	-	-
IPP	-	-	-	-	-0.0269(0.1008)	-0.0692(0.1352)	-	-
<b>Câmbio</b>	<b>-0.0013(0.0095)</b>	<b>-0.0096(0.0093)</b>	<b>-0.0024(0.0092)</b>	<b>-0.0120(0.0086)</b>	<b>-0.0272(0.0257)</b>	<b>-0.0026(0.0254)</b>	-	-
CUT	-	-	-	-	-	-	-	-
OIL	-	-	-	-	-	-	-	-
GAP	0.0026(0.0747)	-0.0025(0.0870)	0.0046(0.0687)	-0.0032(0.0831)	-0.2956(0.1881)	-0.4406(0.2278).	-	-
SELIC	0.0004(0.0011)	-0.0019(0.0009)*	0.0005(0.0010)	-5.1e-05(0.0009)	0.0037(0.0030)	-0.0017(0.0025)	-	-
Teste Ljung-Box	Valor = 19.8494	P-valor =0.135	Valor = 14.5765	P-valor =0.4077	Valor = 8.9503	P-valor =0.8342	-	-

Fonte: elaborada pelo autor. Nota: os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significativo a: (\*\*\*) 0,1%, (\*\*) 1%, (\*) 5%, (.)10%.

